

C.N.R.  
Consiglio Nazionale delle Ricerche

**GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA  
DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE**

**Linea 1 - Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo**

**LA VALUTAZIONE DELLE PIENE IN ITALIA**

Bozza preliminare

RAPPORTO NAZIONALE DI SINTESI

a cura di E. Ferrari e P. Versace

U.O. 1.15 Dipartimento di Difesa del Suolo, Università della Calabria, Cosenza

Roma, Dicembre 1994

Il progetto di ricerca sulla valutazione delle piene in Italia ha occupato uno spazio rilevante, fin dalla costituzione del Gruppo, nell'ambito della Linea 1, coordinata da Fabio Rossi e dedicata alla visione e prevenzione degli eventi idrologici estremi ed al loro controllo.

Il progetto, sviluppando alcuni dei risultati ai quali era pervenuto il Progetto Finalizzato Conservazione del Suolo, si è posto l'obiettivo di realizzare uno studio esteso a tutto il territorio nazionale sia delle piogge estreme sia delle piene fluviali.

Attraverso l'impegno di 12 Unità Operative che agiscono presso Dipartimenti Universitari ed Istituti del CNR è stato coordinato il lavoro di oltre 30 ricercatori.

Sono stati prodotti diversi rapporti regionali, curati ciascuno da una o più Unità Operative ordinate fra loro. Il primo rapporto, realizzato nel 1989, ha riguardato la Calabria ed ha rappresentato il rapporto guida al quale i successivi si sono largamente uniformati.

La procedura è stata tuttavia modificata in qualche parte laddove è stato possibile approfondire alcuni aspetti, quando l'analisi dei dati ha suggerito, per specifiche realtà territoriali, di apportare qualche cambiamento.

Il quadro complessivo rimane comunque in larga misura omogeneo.

Non tutti i rapporti regionali hanno realizzato l'analisi delle piogge e delle piene per tutti e tre i livelli di regionalizzazione. In qualche caso infatti la procedura per la stima della piena indice deve essere completata, in qualche altro l'analisi delle portate è stata appena avviata. Tuttavia la gran parte del territorio nazionale è stata indagata ed i risultati ottenuti, anche se incompleti, costituiscono un supporto di grande rilevanza nelle pratiche applicazioni.

Per rendere maggiormente fruibile, attraverso una più capillare divulgazione, i risultati del progetto VAPI si è pensato di realizzare un rapporto nazionale che contenga la sintesi dei rapporti regionali, e più in generale dei risultati finora conseguiti dalle diverse Unità Operative.

Questo rapporto, che qui è editato in forma di bozza preliminare, contiene un capitolo introduttivo che richiama gli elementi essenziali della procedura e dieci capitoli regionali che sintetizzano le elaborazioni effettuate ed i risultati raggiunti.

E' evidente che i livelli di approfondimento dei vari capitoli sono diseguali perchè risentono del diverso stato di avanzamento dei corrispondenti rapporti, ma l'informazione che si rende disponibile è comunque considerevole.

Nelle successive stesure del rapporto nazionale si prevede di sviluppare le analisi per le zone finora meno indagate e di rendere maggiormente omogeneo il livello di approfondimento per le varie regioni. Si prevede inoltre di sviluppare nella parte introduttiva una descrizione di carattere generale dei lineamenti meteorologici e climatici essenziali, della struttura idrografica nazionale, della organizzazione di raccolta e gestione dell'informazione idrologica.

Un quadro di sintesi delle elaborazioni e dei risultati fin qui ottenuti è riportato nelle figure seguenti che riproducono:

- la distribuzione sul territorio nazionale dei pluviometri e pluviografi gestiti dal S.I.M.I.;

la distribuzione sul territorio nazionale delle stazioni idrometrografiche gestite dal S.I.M.I.;  
le aree di competenze delle varie Unità Operative coinvolte nel progetto VAPI;  
la sintesi dei risultati ottenuti al primo e al secondo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere;  
la sintesi dei risultati ottenuti al primo e al secondo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle portate di piena.

12 dicembre 1994

## Primo livello di regionalizzazione delle piogge giornaliere

Compartimento	Regione	$\Lambda^*$	$\theta^*$
1	Triveneto	0.620	1.724
2	Bacino del Po	0.218	1.907
3	Liguria	0.262	2.231
4	Emilia-Marche 4a	0.360	2.316
	Emilia Marche 4b	1.802	1.864
5	Toscana	in elaborazione	in elaborazione
6	Roma	0.226	2.790
7	Pescara	1.467	2.245
8	Campania	0.360	2.136
9	Puglia	0.772	2.352
10	Calabria	0.418	2.154
11	Sicilia	0.455 <sup>(*)</sup>	2.631 <sup>(**)</sup>
12	Sardegna	0.572	2.207

(\*) deriva dalla relazione  $0.175t^{0.301}$  per  $t=24$  ore

(\*\*) deriva dalla relazione  $1.95 + 0.0284t$  per  $t=24$  ore

## Secondo livello regionalizzazione delle piogge giornaliere

Compartimento	Regione	Sottozona	$\Lambda_1$
1	Triveneto	1a "Alpina"	42.6
		1b "Periadriatica"	18.5
2	Bacino del Po	2 - Unica	31.6
3	Liguria	3 - Unica	35.6
4	Emilia-Marche	4a - "Est"	30.1
		4b - "Ovest"	14.5 ÷ 35.1 <sup>(*)</sup>
5	Toscana	in elaborazione	in elaborazione
6	Roma	6 - Unica	40.4
7	Pescara	7a	63.6
		7b	23.7
8	Campania	8 - Unica	37.0
9	Puglia	9 - Unica	44.7
10	Calabria	10a - "Tirrenica"	48.9
		10b - "Centrale"	22.9
		10c - "Ionica"	11.0
11	Sicilia	11a	31.4 <sup>(**)</sup>
		11b	22.0 <sup>(***)</sup>
		11c	16.2 <sup>(****)</sup>
12	Sardegna	12a "Occidentale"	74.5
		12b "Sett. e Mer."	21.2
		12c "Orientale"	6.7

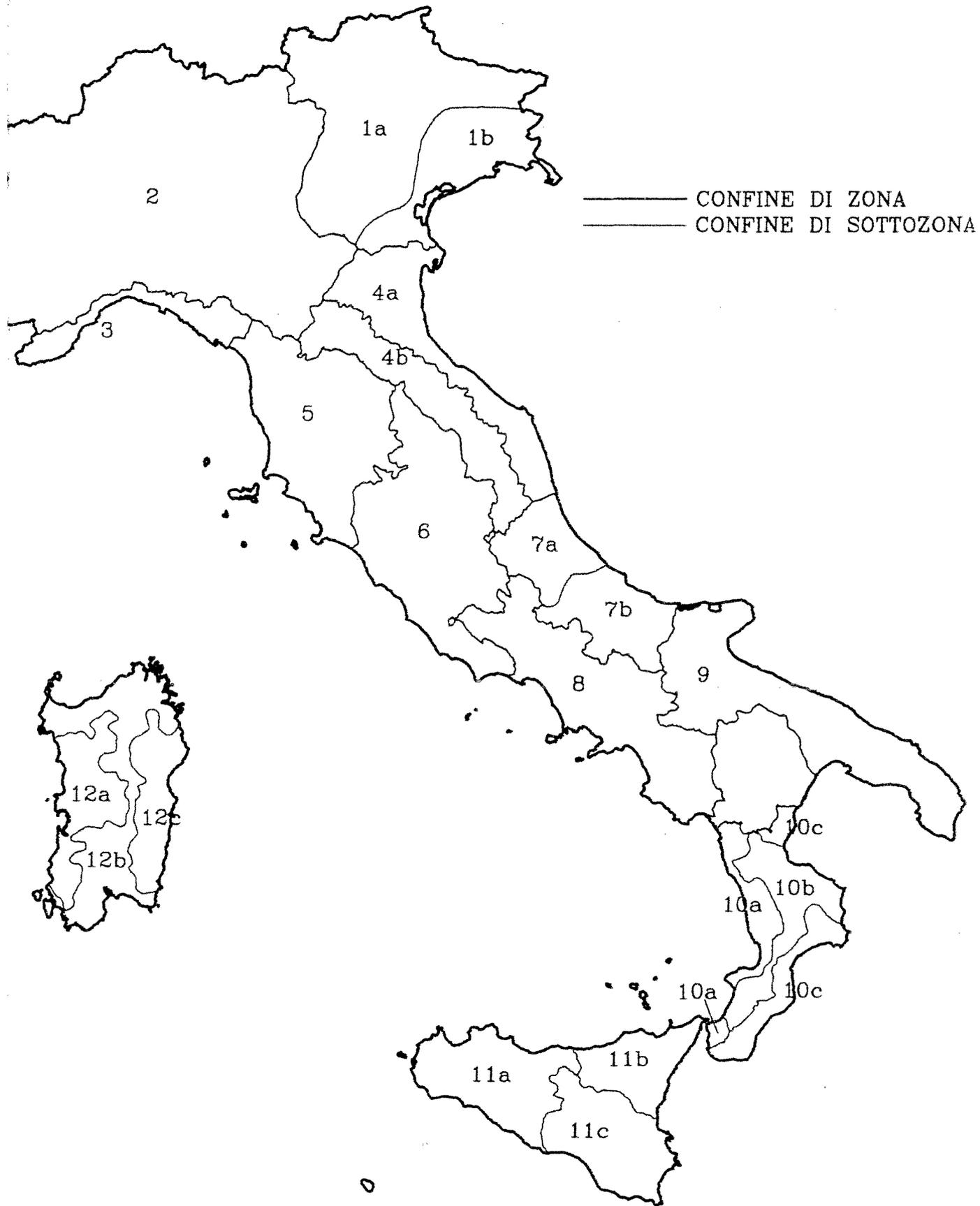
(\*) Il primo valore per  $t$  compreso tra 1 e 3 ore, il secondo per  $t$  compreso tra 6 e 24 ore

(\*\*) deriva dalla relazione  $14.55t^{0.2419}$  per  $t=24$  ore

(\*\*\*) deriva dalla relazione  $12.40t^{0.1802}$  per  $t=24$  ore

(\*\*\*\*) deriva dalla relazione  $11.96t^{0.096}$  per  $t=24$  ore

ANALISI REGIONALE DELLE PIOGGE  
SCHEMA RIASSUNTIVO PRIMO E SECONDO LIVELLO



### Primo livello regionalizzazione delle portate

Compartimento	Regione	$\Lambda^*$	$\theta^*$
1	Triveneto	in elaborazione	in elaborazione
2	Bacino del Po	0.24	4.73
3	Liguria	0.30	4.90
4	Emilia-Marche	in elaborazione	in elaborazione
5	Toscana	in elaborazione	in elaborazione
6	Roma	0.03	5.52
7	Pescara	0.48	2.83
8	Campania	0.35	2.65
9	Puglia	0.35	2.65
10	Calabria	0.35	2.65
11	Sicilia	0.83	3.31
12	Sardegna	0.39	5.89

### Secondo livello regionalizzazione delle portate

Compartimento	Regione	Sottozona	$\Lambda_1$
1	Triveneto	in elaborazione	in elaborazione
2	Bacino del Po	2 - <i>Unica</i>	13.54
3	Liguria	3 - <i>Unica</i>	9.74
4	Emilia-Marche	in elaborazione	in elaborazione
5	Toscana	in elaborazione	in elaborazione
6	Roma	6 - <i>Unica</i>	12.32
7	Pescara	7 - <i>Unica</i>	9.1
8	Campania	8 - <i>Unica</i>	13.11
9	Puglia	9 - <i>Unica</i>	$Cv=1.1163A^{-0.105}$
10	Calabria	10a - " <i>Tirrenica</i> "	10.15
		10b - " <i>Centrale</i> "	5.52
		10c - " <i>Ionica</i> "	3.05
11	Sicilia	11a	9.62
		11b	6.71
		11c	4.19
12	Sardegna	12a " <i>Occidentale</i> "	6.29
		12c " <i>Orientale</i> "	4.57

*ANALISI REGIONALE DELLE PORTATE*  
*ADRO RIASSUNTIVO PRIMO E SECONDO LIVELLO*





CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.15 UNIVERSITÀ DELLA CALABRIA - DIPARTIMENTO DI DIFESA DEL SUOLO - COSENZA

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**A - DESCRIZIONE DELLA PROCEDURA VAPI**

a cura di  
P. Versace

## INDICE

	Pag.
A. DESCRIZIONE DELLA PROCEDURA VAPI	A.1
A.1 Introduzione	A.1
A.2 La piena di progetto	A.1
A.3 Il modello probabilistico TCEV	A.3
A.4 Struttura regionale del modello	A.5
A.5 Stima dei parametri regionali	A.6
A.5.1 <i>Articolazione dell'indagine</i>	A.6
A.5.2 <i>Analisi delle piogge giornaliere</i>	A.7
A.5.3 <i>Analisi delle piogge orarie</i>	A.9
A.5.4 <i>Analisi delle piene</i>	A.10
A.6 Applicazioni	A.12
Bibliografia	A.14

## A. DESCRIZIONE DELLA PROCEDURA VAPI

### A.1 Introduzione

In questo capitolo sono richiamati i principali aspetti della procedura VAPI, che pur con qualche variazione da un caso all'altro, è stata utilizzata nella preparazione dei vari rapporti regionali.

Lo scopo è quello di alleggerire dagli sviluppi analitici e dalla riproposizione delle formule e della descrizione delle procedure di stima i capitoli seguenti, destinati essenzialmente a descrivere i risultati ottenuti a livello regionale di più immediato interesse applicativo.

Questo capitolo d'altra parte non contiene la trattazione completa ed esauriente della procedura VAPI e del modello TCEV su cui essa è basata, ma si limita a richiamarne i punti essenziali rimandando per i necessari approfondimenti alla bibliografia scientifica, di volta in volta citata.

Pertanto questo capitolo si colloca a meta strada tra l'approccio metodologico, sviluppato nella letteratura scientifica di riferimento, e l'applicazione ai casi reali sviluppata nei singoli rapporti regionali.

### A.2 La piena di progetto

Quando si utilizza un approccio probabilistico si assume come piena di progetto, in una determinata sezione di un corso d'acqua, la portata di piena  $x_T$  caratterizzata da un periodo di ritorno  $T$ .

In modo del tutto analogo può assumersi come piena di progetto la piena  $x(H_N)$  che ha una probabilità  $H_N$  di essere superata in  $N$  anni. Di norma ad  $N$  si assegna un valore pari al numero di anni previsto per l'esercizio dell'opera da progettare, e pertanto  $H_N$  rappresenta la probabilità di avere almeno un superamento della piena di progetto durante il periodo di esercizio. La grandezza  $H_N$  rappresenta la "pericolosità" (o hazard) connessa alla piena di progetto. Talvolta essa viene indicata, in modo improprio, anche con il termine "rischio".

Una stima di  $x_T$ , o di  $x(H_N)$ , può essere facilmente ottenuta se si conosce la funzione di probabilità cumulata della variabile casuale  $X$  che rappresenta il massimo annuale della portata al colmo di piena.

La funzione di probabilità cumulata si indica con:

$$F_x(x) = P[X \leq x] \quad (A.1)$$

dove  $P[X \leq x]$  esprime la probabilità che la variabile casuale  $X$  assuma un valore non superiore ad  $x$ . Nella (a.1) è stato indicato, come è consuetudine, con lettera maiuscola la variabile casuale e con lettera minuscola una sua determinazione.

Poiché si ha:

$$F_X(x) = 1 - \frac{1}{T} \quad (\text{A.2})$$

e:

$$H_N = 1 - [F_X(x)]^N \quad (\text{A.3})$$

la stima di  $x_T$  o di  $x(H_N)$  può essere facilmente ottenuta una volta che sia nota la  $F_X(x)$ . Infatti inserendo il valore  $T$  nella (A.2) o i valori di  $H_N$  ed  $N$  nella (A.3) si ricava la corrispondente  $F_X(x)$ , e da questa il valore della portata di progetto.

L'identificazione della  $F_X(x)$  è quindi il problema centrale dell'analisi statistica delle piene, e richiede l'identificazione del modello probabilistico e la stima dei parametri.

Il modello probabilistico adottato dal progetto VAPI è il modello TCEV, descritto al successivo punto A.3.

Per la stima dei parametri occorre invece distinguere tra due casi.

- se si dispone di una serie campionaria di valori di  $X$  nella sezione di interesse, la stima dei parametri può essere effettuata in diversi modi, a seconda che si ricorra ad una tecnica di stima puntuale (tutti i parametri stimati in base locale, dai dati della sezione di interesse), su base regionale (tutti i parametri stimati su base regionale), mista (parte dei parametri stimati su base regionale, parte su base locale);
- se manca la serie campionaria non c'è alternativa ad una stima regionale basata sulle serie storiche disponibili all'interno della regione nella quale ricade la sezione di interesse.

La procedura non cambia quando in luogo dei massimi annuali delle portate al colmo si considerano come variabili casuali i massimi annuali delle piogge giornaliere o di più breve durata. Anche in questi casi si ammette valido il modello TCEV ed a seconda dei casi si effettuano stime dei parametri puntuali, regionali o miste.

Nei paragrafi successivi viene descritto in modo sintetico il modello TCEV, la sua struttura regionale, le tecniche di stima dei parametri. Nel paragrafo A.6 infine sono richiamate le procedure da seguire per l'applicazione dei risultati.

### A.3 Il modello probabilistico TCEV

Il modello a doppia componente denominato TCEV (Two Component Extreme Value distribution, Rossi e Versace, 1982; Rossi et al., 1984, 1986; Fiorentino et al., 1987; Versace et al., 1989; Ferrari et al., 1990, 1992) utilizzato nel progetto VAPI per l'analisi dei massimi idrologici (piogge, portate), ipotizza che i massimi annuali non provengano tutti dalla stessa popolazione, ma da due diverse popolazioni legate a differenti fenomeni meteorologici. Questa ipotesi si basa sul fatto che numerose serie storiche dei massimi annuali delle piogge e delle portate al colmo presentano uno o più valori (outliers) nettamente maggiori degli altri e tali appunto da sembrare non provenienti dalla medesima popolazione dei rimanenti dati.

La funzione di probabilità cumulata di una variabile casuale  $X$ , anche indicata come CDF dall'acronimo inglese Cumulative Distribution Function, può essere espressa con il modello TCEV nella forma:

$$F_X(x) = \exp\{-\Lambda_1 \exp(-x/\theta_1) - \Lambda_2 \exp(-x/\theta_2)\} \quad x \geq 0 \quad (\text{A.4})$$

cioè come il prodotto di due componenti, una base (pedice 1) relativa agli eventi normali e più frequenti e una straordinaria (pedice 2) relativa ad eventi più gravosi e rari, interpretate singolarmente da leggi di Gumbel definite per valori non negativi.

I quattro parametri della TCEV hanno un chiaro significato fisico dal momento che  $\Lambda_1$  e  $\Lambda_2$  esprimono il numero medio annuo di eventi superiori ad una soglia delle due componenti, e  $\theta_1$  e  $\theta_2$  esprimono il valore medio di tali eventi.

La funzione di densità di probabilità, PDF (Probability Density Function), della distribuzione TCEV è data dalla seguente espressione:

$$f_X(x) = \exp(-\Lambda_1 - \Lambda_2) = \exp(-\Lambda) \quad ; \quad x = 0 \quad (\text{A.5})$$

$$f_X(x) = \left[ \frac{\Lambda_1}{\theta_1} \exp(-x/\theta_1) + \frac{\Lambda_2}{\theta_2} \exp(-x/\theta_2) \right] F_X(x) \quad ; \quad x > 0 \quad (\text{A.6})$$

Per effetto della discontinuità nel punto 0 la  $f_X(x)$  è una distribuzione in parte continua ( $x > 0$ ) in parte discreta ( $x = 0$ ); esiste quindi una probabilità, che può essere non trascurabile, che il massimo annuale sia pari a zero.

Risulta spesso utile fare riferimento anziché alla  $X$  alla variabile standardizzata  $Y = \frac{X}{\theta_1} - \ln \Lambda_1$ , caratterizzata dalle CDF e PDF seguenti:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - \Lambda_1 \exp(-y/\theta_1)] \quad (\text{A.7})$$



$$f_Y(y) = \left[ \exp(-y) + \frac{\Lambda_*}{\theta_*} \exp(-y/\theta_*) \right] F_Y(y) \quad (\text{A.8})$$

avendo posto:

$$\begin{aligned} \theta_* &= \theta_2 / \theta_1 \\ \Lambda_* &= \Lambda_2 / \Lambda_1^{1/\theta} \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

Utilizzando l'espressione dei momenti di ordine  $r$  rispetto all'origine, fornita da Beran et al. (1986):

$$\mu'_r = m'_r + \theta_1^r \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \sum_{k=1}^r (-1)^k k \binom{r}{k} (\ln \Lambda_1)^{r-k} \Gamma^{(k-1)}(j/\theta_*) \quad (\text{A.10})$$

dove:

$$m'_r = \theta_1^r \sum (-1)^k \binom{r}{k} (\ln \Lambda_1)^{r-k} \Gamma^{(k)}(1) \quad (\text{A.11})$$

si ricava per la media  $\mu'_1 = \mu$  della distribuzione TCEV della variabile  $X$  l'espressione:

$$\mu = \theta_1 (\ln \Lambda_1 + \gamma_\epsilon) - \theta_1 \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\theta_*) \quad (\text{A.12})$$

dove  $E[X]$  rappresenta il valore atteso, ed è:

$$\alpha = \ln \Lambda_1 + \gamma_\epsilon - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\theta_*) \quad (\text{A.13})$$

nella quale  $\gamma_\epsilon = -\int_0^{\infty} \exp(-z) \lg z \, dz = 0.57722$  rappresenta la costante di Eulero.

La probabilità  $p_2$  che un valore della  $X$  provenga dalla componente straordinaria del modello TCEV è pari a (Beran et al., 1986):

$$p_2 = -\frac{\Lambda_*}{\theta_*} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-1)^j}{j!} \Lambda_*^j \Gamma\left(\frac{j+1}{\theta_*}\right) \quad (\text{A.14})$$

Mediante l'espressione dei momenti teorici del modello TCEV, si dimostra inoltre che il coefficiente di variazione teorico  $\gamma = \mu_2^{1/2} / \mu$  dipende da  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_1$  ed è quindi indipendente da  $\theta_1$ , mentre il coefficiente di asimmetria teorico  $\gamma_1 = \mu_3 / \mu_2^{3/2}$  dipende da  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  ed è quindi indipendente da  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$ . Le statistiche  $\mu_2$  e  $\mu_3$  sono i momenti del 2° e 3° ordine intorno alla media.

Si definisce fattore di crescita il rapporto  $X' = X/\mu$ , la cui legge di distribuzione è:



$$F_{x'}(x') = \exp[-\Lambda_1 \exp(-\alpha x') - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\theta_*} \exp(-\alpha x'/\theta_*)] \quad (\text{A.15})$$

che dipende dai soli parametri  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_1$ , dal momento che come si vede dalla (A.13)  $\alpha$  dipende solo da questi tre parametri. La  $F_{x'}(x')$  è la curva di crescita, mentre  $\mu$  rappresenta il valore indice (pioggia o piena indice).

La stima della portata  $x_T$  [o  $x(H_N)$ ] relativa ad un determinato valore di  $T$  (o di  $H_N$ ) avviene quindi in tre fasi:

- 1) Stima del fattore di crescita  $x'_T$ , corrispondente al periodo di ritorno  $T$ , oppure  $x'(H_N)$  corrispondente alla pericolosità  $H_N$ , che dipendono entrambi da  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_1$ .
- 2) Stima del valore indice  $\mu$ .
- 3) Stima di  $x_T = x'_T \mu$  oppure di  $x(H_N) = x'(H_N) \mu$ .

#### A.4 Struttura regionale del modello

Le relazioni tra momenti e parametri, evidenziati nel precedente paragrafo, sono di notevole interesse per la strutturazione regionale del modello TCEV.

Infatti i coefficienti di asimmetria e di variazione campionari, espressi rispettivamente dalle relazioni:

$$G = \sqrt{N} \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{\left[ \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^{3/2}} \quad (\text{A.16})$$

$$Cv = \frac{N}{\sqrt{N-1}} \frac{\left[ \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N x_i} \quad (\text{A.17})$$

stimati dalle serie storiche dei massimi idrologici, e relativi a più stazioni di misura limitrofe, presentano una variabilità spaziale che nell'ambito di vaste aree non è superiore alla variabilità campionaria.



Ciò consente di ipotizzare l'esistenza di regioni nelle quali si può ammettere che i valori teorici di tali coefficienti siano costanti e siano quindi costanti i parametri dai quali essi dipendono.

In particolare per il modello TCEV è stata proposta una struttura gerarchica per la regionalizzazione, che prevede:

- zone omogenee, nelle quali si può ammettere costante il coefficiente di asimmetria  $\gamma_1$ , e quindi costanti i parametri  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ . La variabile standardizzata  $Y$  risulta in tal caso identicamente distribuita;
- sottozone omogenee, interne alle zone, nelle quali si può ammettere che sia costante anche il coefficiente di variazione  $\gamma$ , e quindi anche il parametro  $\Lambda_1$ . In tal caso il fattore di crescita  $X' = X/\mu$  risulta identicamente distribuito e si ha una curva di crescita unica per l'intera sottozona. Ovviamente l'estensione di una sottozona può coincidere con quella della zona;
- aree omogenee, nelle quali è possibile determinare le relazioni che legano il valore indice,  $\mu$ , alle caratteristiche del sito (nel caso di piogge) o del bacino di interesse (nel caso di portate).

La struttura gerarchica del modello è analoga sia nel caso delle piogge che in quelle delle piene. Si avranno pertanto zone, sottozone ed aree pluviometriche e zone, sottozone ed aree idrometriche.

## A.5 Stima dei parametri regionali

### A.5.1 Articolazione dell'indagine

La struttura gerarchica del modello TCEV richiede:

- l'individuazione delle zone omogenee e la stima dei relativi parametri (primo livello di regionalizzazione);
- l'individuazione delle sottozone omogenee e la stima dei relativi parametri (secondo livello di regionalizzazione);
- l'individuazione delle aree omogenee e la identificazione delle relazioni che le caratterizzano (terzo livello di regionalizzazione).

In generale poiché le stazioni idrometriche sono molto meno numerose di quelle pluviometriche l'analisi delle piene è preceduta dall'analisi delle piogge estreme. Quest'ultima fornisce utili indicazioni circa l'identificazione delle sottozone idrometriche dal momento che si può ammettere che esse coincidano con le sottozone pluviometriche (Ferrari et al., 1990). L'analisi della piena



indice che è strettamente legata all'intensità di pioggia che si può verificare in un tempo che caratterizza la risposta del bacino idrografico.

Pertanto i diversi progetti VAPI regionali, pur con differenziazioni da un caso all'altro, hanno in linea di massima sviluppato le seguenti fasi:

### 1. *Analisi delle piogge giornaliere*

1.1 Delimitazione delle zone e delle sottozone pluviometriche omogenee

1.2 Stima dei parametri regionali ed identificazione delle curve di crescita

1.3 Individuazione delle aree pluviometriche omogenee ed identificazione delle relazioni tra pioggia indice giornaliera e caratteristiche geografiche del sito

### 2. *Analisi delle piogge orarie*

2.1 Identificazione della relazione tra pioggia indice oraria e durata nelle aree omogenee

### 3. *Analisi delle piene*

3.1 Delimitazione delle zone e delle sottozone idrometriche omogenee

3.2 Stima dei parametri regionali ed identificazione delle curve di crescita

3.3 Individuazione delle aree idrometriche omogenee ed identificazione delle relazioni tra piena indice e caratteristiche climatiche e morfologiche del bacino

Lo sviluppo delle varie fasi dell'analisi regionale qui sopra sinteticamente schematizzata richiede procedure abbastanza laboriose a che per alcuni aspetti sono risultate diverse da una regione all'altra.

La descrizione e l'analisi dettagliata di tali procedure esula dagli obiettivi di questo volume che è indirizzato invece ad una più larga diffusione dei risultati ottenuti nei progetti VAPI. Pertanto nei punti successivi per ciascuna delle fasi sopra elencate saranno fornite solo le indicazioni essenziali rimandando per i necessari approfondimenti alla bibliografia di volta in volta citata o ai singoli rapporti regionali.

#### A.5.2 Analisi delle piogge giornaliere

L'individuazione delle zone e sottozone pluviometriche avviene in genere in due momenti successivi. Per le zone omogenee la procedura tipo (Versace et al., 1989) è la seguente:

a) ipotesi preliminare circa l'estensione della zona, assunta in genere coincidente con la regione esaminata;



- b) stima dei parametri  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ ;
- c) verifica dell'ipotesi confrontando le distribuzioni dei coefficienti di asimmetria teorici (ottenuti per generazione con metodo Montecarlo) e campionari (stimati dalle serie storiche);
- d) modifica, nel caso fosse necessario, dell'ipotesi di partenza ipotizzando la presenza di due o più zone omogenee;
- e) ripetizione per ciascuna zona dei passi b, c ed eventualmente d.

La stima di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ , di cui al punto b, può essere effettuata con una procedura iterativa di massima verosimiglianza (ML), oppure utilizzando il metodo dei momenti pesati in probabilità (PWM) o quello basato sugli L-moment (Gabriele ed Iiritano, 1994).

Per le sottozone omogenee la procedura è sostanzialmente analoga:

- a) ipotesi preliminare che in genere assume che ci sia per ogni zona una sola sottozona, coincidente con essa;
- b) stima del parametro  $\Lambda_1$ ;
- c) verifica dell'ipotesi confrontando le distribuzioni dei coefficienti di variazione teorici (ottenuti per generazione con metodo Montecarlo) e campionari (stimati dalle serie storiche);
- d) modifica, nel caso, dell'ipotesi a', ipotizzando l'esistenza di più sottozone in una singola zona, utilizzando tecniche di clustering (Versace et al., 1989);
- e) ripetizione per ciascuna zona dei passi b', c' ed eventualmente d'.

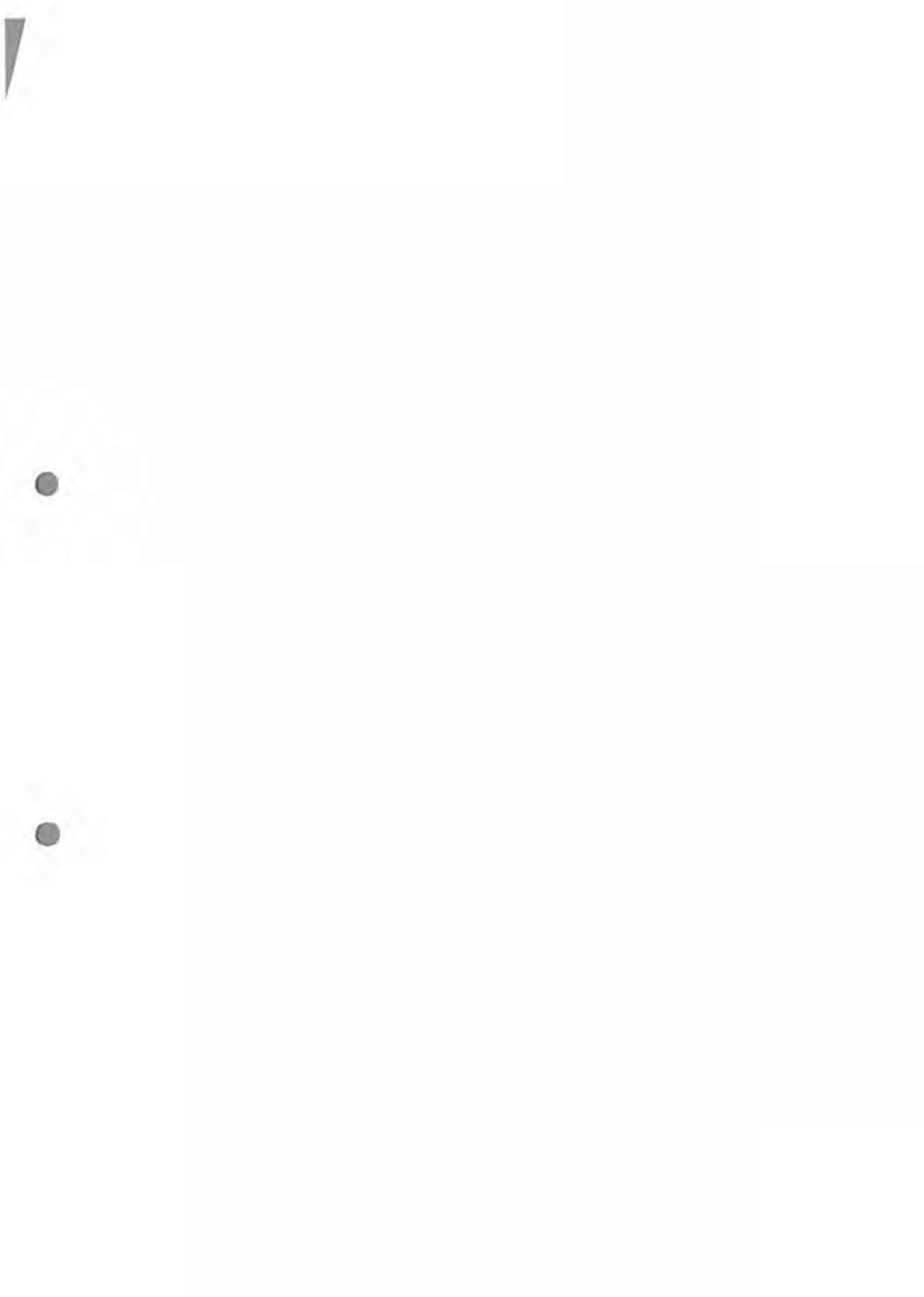
La stima di  $\Lambda_1$ , di cui al punto b', si effettua in genere considerando il parametro (Rossi e Versace, 1982):

$$Cv_1 = \frac{0.557}{\log \Lambda_1 + 0.251} \quad (A.18)$$

meno variabile e distorto di  $\Lambda_1$ . Dalla media dei valori locali di  $Cv_1$ , invertendo la (A.18) si ottiene il  $\Lambda_1$  regionale. Valide alternative sono costituite dalle stime ML, PWM ed L-moment (Gabriele ed Iiritano, 1994).

I parametri delle zone e delle sottozone possono essere stimati anche insieme utilizzando una procedura iterativa basata sul metodo ML (Gabriele ed Iiritano, 1994).

Per una rassegna critica dei vario metodi di stima di  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_1$  si rimanda al lavoro più volte citato di Gabriele ed Iiritano (1994).



Una procedura alternativa a quella della identificazione delle sottozone pluviometriche omogenee consiste nell'individuare con tecniche di kriging le isolinee con eguale  $\Lambda_1$  (o eguale  $Cv_1$  o eguale L-moment).

Si può poi valutare in modo semplice il valore di  $\Lambda_1$  relativo ad un singolo sito o ad una determinata area attraverso l'interpolazione o una integrazione areale (Rossi e Villani, 1992).

L'individuazione delle aree omogenee, caratterizzate da una relazione unica tra pioggia indice  $\mu_g$  e caratteristiche geografiche del sito di misura, avviene in genere con una procedura empirica per tentativi (Versace et al., 1989).

In linea di massima le aree sono contenute all'interno delle sottozone, ma è possibile che una singola area si estenda all'interno di più sottozone contigue.

Le relazioni che caratterizzano le aree pluviometriche possono essere diverse, ma in molti casi è risultata adatta l'espressione:

$$\log \bar{X}_g = ch + d \quad (\text{A.19})$$

avendo indicato con  $\bar{X}_g$  la media campionaria della variabile casuale  $X_g$ , che rappresenta il massimo annuale della pioggia giornaliera, e con  $h$  la quota sul mare del punto di misura e con  $c$  e  $d$  due coefficienti che assumono valori specifici in ciascuna area pluviometrica omogenea.  $\bar{X}_g$  rappresenta la stima campionaria della pioggia indice  $\mu_g = E[X_g]$ .

### A.5.3 Analisi delle piogge orarie

L'interesse per le piogge orarie deriva dal fatto che la piena di progetto, come si vedrà al punto A.5.4, è legata all'intensità di pioggia  $I_{tc}$  in una durata  $t_c$  scelta a caratterizzare la risposta del bacino idrografico. In particolare interessa il valore medio di  $I_{tc}$ .

Nella gran parte dei rapporti regionali ci si è limitati perciò a sviluppare solo l'analisi relativa ai valori indici per le piogge di durata pari ad 1, 3, 6, 12, 24 ore, durate per le quali, come è noto, il Servizio Idrografico fornisce le serie storiche dei massimi annuali. In alcuni casi, con procedura del tutto analoga a quella suggerita per le piogge giornaliere, si è effettuata la stima di  $\Lambda_1$ ,  $\theta$ , e  $\Lambda_1$  anche per le piogge orarie.

La classica espressione che lega le medie dei massimi annuali delle altezze di pioggia  $\bar{X}_1$  al tempo  $t$  è:



$$\bar{X}_t = at^n \quad (\text{A.20})$$

con parametri  $a$  ed  $n$  che possono variare da sito a sito in dipendenza della quota sul mare o di altri parametri geografici. La (A.20) si definisce curva di probabilità pluviometrica. In alcuni casi (Villani et al., 1989) in luogo della (A.20) si è utilizzata l'espressione:

$$\bar{X}_t = \frac{at}{(1+bt)^\beta} \quad (\text{A.21})$$

#### A.5.4 Analisi delle piene

L'individuazione delle zone e delle sottozone idrometriche e le stime dei relativi parametri avviene in genere in modo analogo a quanto visto al punto A.5.2 per le piogge giornaliere.

La difficoltà principale è data dalla relativa scarsità di informazioni idrologiche, con un numero limitato di stazioni dotate di una serie storica sufficientemente lunga. Nell'identificazione delle zone idrometriche ciò richiede in qualche caso di considerare i dati relativi ad aree più vaste di quella regionale.

Fiorentino et al. (1987) hanno proposto di considerare come un'unica zona idrometrica tutta l'Italia Appenninica, Sicilia esclusa. Considerando le stazioni con bacino imbrifero inferiore ai 1000 km<sup>2</sup>, e con deflussi non regolarizzati da invasi artificiali, si sono ottenuti i seguenti valori:

$$\Lambda_* = 0.350 \quad \theta_* = 2.654 \quad (\text{A.22})$$

Questi valori sono stati utilizzati in alcuni rapporti regionali, mentre in alcuni casi si è proceduto ad una stima diretta nell'ambito della singola regione.

Per quanto riguarda le sottozone l'ipotesi di partenza è quella della coincidenza tra zone pluviometriche e zone idrometriche.

La scarsità dei dati non consente nella gran parte dei casi di formulare ipotesi alternative più articolate circa la configurazione delle sottozone, pertanto l'informazione acquisita durante l'analisi delle piogge giornaliere finisce per risultare decisiva.

Al terzo livello di regionalizzazione le relazioni tra la piena indice  $\bar{X}$  e le caratteristiche morfologiche e climatiche del bacino differiscono da caso a caso, rappresentando tuttora il principale problema nella valutazione della portata di progetto.

Le relazioni proposte sono riconducibili nella gran parte dei casi ai seguenti tipi:

*relazioni empiriche*



$$\bar{X} = f(\alpha, \beta, \gamma, \dots) \quad (\text{A.23})$$

in cui con  $\alpha, \beta, \gamma, \dots$  si sono indicate delle generiche grandezze climatiche e morfologiche che caratterizzano il bacino idrografico e con  $f(\ )$  una generica funzione. Per definire la struttura della (A.23), individuare le grandezze di interesse, stimare i parametri si utilizzano tecniche di regressione. L'espressione più semplice e largamente utilizzata è:

$$\bar{X} = a A^b \quad (\text{A.24})$$

in cui  $A$  è la superficie del bacino imbrifero ed  $a$  e  $b$  sono due coefficienti che variano da una regione all'altra, o anche in diverse aree della stessa regione.

- *formula razionale*

$$\bar{X} = C_* A \bar{I}_{t_r} \quad (\text{A.25})$$

in cui:

$C_*$  = coefficiente di deflusso

$A$  = area del bacino

$t_r$  = tempo di ritardo del bacino

$\bar{I}_{t_r} = \bar{X}_{t_r} / t_r$  = media dei massimi annuali delle intensità di pioggia di durata  $t_r$

La (A.25) giustifica la necessità di sviluppare l'analisi delle piogge orarie.

La valutazione di  $C_*$  e  $t_r$  viene effettuata con procedure diverse da caso a caso e per le quali si rimanda ai rapporti regionali;

- *approccio geomorfologico*

$$\bar{X} = C_r q A \bar{I}_{t_r} \quad (\text{A.26})$$

dove  $q$  è la funzione di picco che può essere determinata per via numerica utilizzando un modello di trasformazione afflussi-deflussi di tipo GIUH (Rossi e Villani, 1988; Ferrari et al., 1989).

Il parametro  $q$  dipende solo dall'esponente  $n$  della (A.20).

E' da notare che:

$$C_* = C_r q \quad (\text{A.27})$$

In alcuni casi è stato utilizzato anche il fattore di riduzione areale ARF che esprime il rapporto tra la pioggia areale e quella puntuale con eguale periodo di ritorno (Rossi e Villani, 1988; Catalano et al., 1989).

In tal caso:



$$\bar{X} = C'_f \text{ARF } q \text{ A } \bar{I}_{tr} \quad (\text{A.28})$$

ed è quindi:

$$C_* = C'_f \text{ARF } q \quad (\text{A.29})$$

Per la scarsità di dati idrometrici in molti casi l'area omogenea nella quale si assumono valide l'una o l'altra delle espressioni ricordate si estende all'intera regione considerata o ad una parte consistente di essa.

## A.6 Applicazioni

Per l'applicazione dei risultati del progetto VAPI si deve fare riferimento alle procedure suggerite dal rapporto regionale che riguarda la zona di interesse.

In linea generale si può affermare che nelle pratiche applicazioni, quando interessa ricostruire la  $F_X(x)$  o per i massimi annuali delle piogge giornaliere o per i massimi annuali delle portate al colmo, è possibile, disponendo di una serie storica di dati sufficientemente lunga, ottenere stime di tipo puntuale, misto o regionale.

Al livello zero di regionalizzazione tutti i parametri sono stimati dalla singola serie (stima puntuale) con il metodo ML. In questo caso non si ha nessuna regionalizzazione e la distribuzione  $F_X(x)$  ottenuta ha validità solo per il singolo sito.

Al primo livello di regionalizzazione, per i parametri  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ , si utilizzano stime regionali, mentre i valori  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  sono stimati dalla singola serie con una stima vincolata ML (Versace et al., 1989). Si ha quindi complessivamente una stima mista.

Al secondo livello anche il parametri  $\Lambda_1$  è stimato a livello regionale, nota che sia la sottozona omogenea, e si utilizza pertanto una curva di crescita regionale. Il quarto parametro si determina in base alle serie storiche o stimando  $\theta_1$  con una stima vincolata ML (Versace et al., 1989) o, più semplicemente, stimando  $\bar{X}$  come media dei dati campionari. Le due procedure tenendo conto della (A.12) sono equivalenti.

Per i necessari dettagli sulle tecniche di stima dei parametri ai vari livelli si rimanda ai lavori di Fiorentino e Gabriele (1985), Versace et al. (1989), Gabriele ed Iiritano (1994) o ai singoli rapporti regionali.

Al terzo livello invece quando mancano o sono insufficienti i dati storici anche  $\bar{X}$  si stima a livello regionale utilizzando le relazioni valide per la singola area omogenea. Si ha così una stima completamente regionale.

La scelta della procedura da utilizzare e quindi del livello di regionalizzazione al quale fare riferimento dipende sostanzialmente dalla dimensione campionaria.

Se si dispone di almeno 8-10 anni di osservazione si deve stimare  $\bar{X}$  direttamente dai dati storici.

Per la costruzione della curva di crescita si deve utilizzare la stima regionale, salvo stimare  $\Lambda_1$  dalla serie storica quando si dispone di almeno 35-40 anni di osservazione. E' in ogni caso utile un confronto tra le stime effettuate al primo ed al secondo livello.

La stima puntuale per le dimensioni usuali delle serie campionarie presenta una elevata incertezza ed è quindi poco utilizzata.

## BIBLIOGRAFIA

- Beran M., Hosking J.R.M. e N. Arnell, 1986. "Comment on -Two component extreme value distribution for flood frequency analysis- by F. Rossi, M. Fiorentino e P. Versace", Water Resources Research, 22(2), pp. 263-266.
- Catalano E., Pascuzzi F. e P. Versace, 1989. "I massimi annuali delle piogge areali sul bacino del fiume Crati". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, GNDCI, CNR, Roma.
- Ferrari E., Gabriele S., R. Niccoli e D. Caloiero, 1989b. "Valutazione dei volumi di piena dei bacini calabresi: raccolta dei dati ed elaborazioni preliminari relative al tempo di ritardo". CNR-IRPI, Rapp. int. n.269., Cosenza
- Ferrari E., Gabriele S., Rossi F., Versace P. e P. Villani, 1990. "La valutazione delle piene in Calabria. Aspetti metodologici di una analisi a scala regionale", Atti del XXII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.3, pp.511-534, Cosenza.
- Ferrari E., Gabriele S., Rossi F., Versace P. e P. Villani, 1992. "Aspetti climatici, geologici e morfologici nella regionalizzazione delle piene", Atti del XXIII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.5, Firenze.
- Fiorentino M. e S. Gabriele, 1985. "Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche degli stimatori". Geodata 25, Cosenza.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F. e P. Versace, 1987. "Hierarchical approach for regional flood frequency analysis". Regional Flood Frequency Analysis, edited by V.P. Singh, pp. 35-49, D. Reidel Publishing Company, Dordrech, Holland.
- Gabriele S. e G. Iiritano, 1994. "Alcuni aspetti teorici ed applicativi nella regionalizzazione delle piene con il modello TCEV", GNDCI, n°1089, CNR-IRPI, Cosenza.
- Rossi F. e P. Versace, 1982. "Criteri e metodi per l'analisi statistica delle piene". Valutazione delle piene, CNR- P.F. Conservazione del suolo, n°165, pp. 63-130.
- Rossi F., Fiorentino M. e P. Versace, 1984. "Two component extreme value distribution for flood frequency analysis". Water Resources Research, 20(7), pp.847-856.
- Rossi F., Fiorentino M. e P. Versace, 1986. "Reply to the comment of Beran et al.". Water Resources Research, 22(2), pp.267-269.
- Rossi F. e P. Villani, 1988. "La regionalizzazione della piena annuale media attraverso un metodo analitico di tipo geomorfologico". Atti del XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.I, pp.225-242, L'Aquila.

Rossi F. e P. Villani, 1992. "*Regional methods for flood estimation*". NATO ASI on Coping with Floods, E. Majorana Centre, Erice (TP).

Versace P., Ferrari E., Gabriele S. e F. Rossi, 1989. "*Valutazione delle piene in Calabria*" (bozza finale), CNR-IRPI, Geodata 30, Cosenza.

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.8 Università di Milano - Dipartimento IIAR, Milano  
Università di Bologna - Istituto di Costruzioni Idrauliche, Bologna

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**B - VALUTAZIONE DELLE PIENE NEL BACINO  
PADANO E NELLA LIGURIA TIRRENICA**

a cura di  
A. Brath e R. Rosso



VALUTAZIONE DELLE PIENE  
NEL BACINO PADANO E NELLA LIGURIA TIRRENICA

INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA FISIOGRAFICO (*)	2-1
3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	3-1
3.1 Analisi regionale di frequenza delle piogge giornaliere)	3-1
3.1.1 <i>Regionalizzazione di primo e secondo livello</i>	3-1
3.1.2 <i>Stima della pioggia indice</i>	3.5
3.2 Analisi regionale delle curve di probabilità pluviometrica	3.5
3.2.1 <i>Formulazione del modello interpretativo scala invariante</i>	3.6
3.2.2 <i>Stima delle curve di probabilità pluviometrica nell'area di indagine</i>	3.8
3.3 Caratterizzazione delle precipitazioni intense mediante un modello stocastico puntuale	3.11
3.3.1 <i>I modelli stocastici della precipitazione puntuale</i>	3.11
3.3.2 <i>Analisi delle proprietà dei valori estremi nei modelli ad impulsi rettangolari</i>	3.13
3.3.3 <i>Taratura del modello ad impulsi rettangolari indipendenti con distribuzioni marginali di tipo esponenziale</i>	3.14
3.3.4 <i>Stima dei parametri del modello della pioggia puntuale per l'area d'indagine</i>	3.16
3.4 Problemi aperti	3.17
4. LA VALUTAZIONE DELLE PORTATE AL COLMO DI PIENA	4.1
4.1 Analisi di affidabilità dei dati idrometrici	4.1
4.2 Delimitazione delle regioni omogenee	4.3
4.2.1 <i>Generalità</i>	4.3
4.2.2 <i>Applicazione di tecniche di analisi multivariata</i>	4.4
4.3 Analisi regionale di frequenza	4.7
4.3.1 <i>Regionalizzazione di primo e secondo livello</i>	4.8
4.3.2 <i>Stima della portata indice</i>	4.10
5. LA VALUTAZIONE DEI VOLUMI DI PIENA (*)	5.1
6. CONCLUSIONI (*)	6.1
7. RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	7.1

(\*) Paragrafi non ancora disponibili nella loro stesura definitiva

## 1. INTRODUZIONE

Il presente Rapporto di sintesi illustra i risultati dell'attività svolta dall'Unità Operativa 1.8 del Gruppo Nazionale per la Difesa dalla Catastrofi Idrogeologiche, attiva presso il Politecnico di Milano, sul tema della previsione statistica, a scala locale e regionale, del rischio idrologico. L'area di indagine assegnata a questa Unità Operativa, comprende il bacino del Po, chiuso alla sezione di Pontelagoscuro e i bacini liguri con foce al litorale tirrenico; la sua superficie rappresenta circa un quarto di quella dell'intero territorio italiano, con una popolazione stabilmente insediata è pari a circa il 30% di quella dell'intero Paese. Queste due cifre porgono un'indicazione, sia pure sommaria, dell'importanza socio-economica dell'area in esame; indicazione che risulta certamente in difetto, ove si consideri il ruolo di preminenza esercitato da tale area nel quadro economico e produttivo nazionale. La rilevanza socio-economica dell'area in esame e la vulnerabilità che essa ha palesato in occasione delle vicende alluvionali passate e recenti, quali quelle che hanno interessato, negli ultimi tre anni, alcune porzioni importanti dell'area stessa con perdita di numerose vite umane e ingenti danni economici, rendono importante ed urgente pervenire alla messa a punto di adeguati strumenti di previsione, in base ai quali pianificare gli interventi di protezione idraulica del territorio.

La definizione di questi strumenti ha costituito un obiettivo costantemente perseguito dall'attività di ricerca svolta dall'Unità Operativa; compito certamente arduo, a causa delle complessità dell'orografia e dell'idrografia dell'area di indagine e delle profonde differenze esistenti fra le varie zone che compongono l'intera area, sia per quanto riguarda il regime pluviometrico che per le caratteristiche di formazione dei deflussi dei corsi d'acqua. Il presente Rapporto costituisce una sintesi dei principali risultati di interesse applicativo ottenuti nel campo della previsione delle precipitazioni intense, delle portate e dei volumi di piena. Per una illustrazione più completa ed esauriente degli studi svolti e delle metodologie messe a punto si rimanda alle pubblicazioni dell'Unità operativa, elencate in bibliografia.

La stesura del presente Rapporto è stata resa possibile anche grazie alla collaborazione di numerosi ricercatori, fra cui vanno ricordati: Baldassare Bacchi, per il suo contributo allo sviluppo delle metodologie geomorfoclimatiche di analisi delle portate di piena e stocastiche di valutazione dei volumi di piena; Daniel Adom per il suo contributo relativo alla regionalizzazione delle portate di piena attraverso i metodi di analisi multivariata e per quello riguardante l'analisi di affidabilità dei dati idrometrici, quest'ultima sviluppata in collaborazione con Elpidio Caroni; Paolo Burlando per il suo contributo alla formulazione del modello scala-invariante delle piogge estreme; Gianfranco Becciu per la sua collaborazione allo sviluppo di alcune ipotesi di regionalizzazione delle piogge intense e delle portate di piena.

Per la complessità e le molte sfaccettature che caratterizzano il problema affrontato, sia dal punto di vista scientifico che da quello delle ricadute tecniche, i risultati presentati in questo Rapporto non sono da considerarsi definitivi. Essi pongono uno stato di avanzamento del lavoro svolto, bilanciando un livello aggiornato di analisi idrologica con una sufficiente operatività delle tecniche previsionali, ma pongono anche ulteriori obiettivi di ricerca, il cui perseguimento potrà affinare la precisione e l'attendibilità delle previsioni progettuali.

### 3.LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME

#### 3.1. Analisi regionale di frequenza delle piogge giornaliere

Per individuare la legge probabilistica idonea a descrivere a scala regionale il regime di frequenza dei valori estremi delle precipitazioni giornaliere si è fatto uso del modello regionale gerarchico TCEV, descritto nel Capitolo A. La stima della pioggia giornaliera di assegnato tempo di ritorno  $T$  viene pertanto condotta secondo il cosiddetto metodo della portata indice; nel paragrafo 3.1.1 viene descritta la procedura di identificazione della curva di crescita, ossia del modello probabilistico che descrive la variabile adimensionalizzata  $W = X/\theta_1$ , mentre nel paragrafo 3.1.2 viene illustrata la tecnica di stima indiretta della pioggia indice  $\theta_1$ , mediante la quale si può valutare questa grandezza nella generica località del territorio in esame.

Per lo sviluppo dell'analisi di regionalizzazione, sono stati utilizzati i dati osservati nelle stazioni di misura pluviografiche e pluviometriche del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (S.I.M.I.). A tale scopo sono stati raccolti e trascritti in forma digitale tutti i dati disponibili, dall'inizio delle misure fino a tutto l'anno 1980. Fra tutte le stazioni pluviometriche che hanno funzionato durante questo periodo, sono state selezionate quelle caratterizzate da un numero di anni di osservazione non inferiore a 25. E' stata quindi condotta un'analisi di qualità dei dati osservati in queste ultime stazioni, il cui risultato ha suggerito l'opportunità di scartare alcune stazioni, in quanto prive dei requisiti minimi di affidabilità richiesti. Sono state così individuate le 463 stazioni pluviometriche elencate in Tabella 3.1, nella quale vengono anche riportate, per ciascuna stazione, il codice identificativo utilizzato dal S.I.M.I., il numero di anni di osservazione disponibili, le coordinate geografiche, la quota sul livello medio mare, il valor medio campionario della serie osservata dei massimi annuali delle piogge giornaliere.

##### 3.1.1. Regionalizzazione di primo e secondo livello

L'analisi svolta al fine di individuare, all'interno del territorio in esame, zone e sottozone omogenee, vale a dire regioni omogenee al primo ed al secondo livello di regionalizzazione secondo il modello gerarchico TCEV, ha comportato, in primo luogo, lo studio dei valori osservati dei coefficienti di asimmetria,  $G$ , e di variazione,  $C_v$ , e della loro distribuzione spaziale. In proposito, è emerso come tali statistiche presentino una notevole variabilità all'interno dell'area in esame, come risulta anche dai valori riportati in Tabella 3.2. In particolare il coefficiente di asimmetria (il cui valore teorico dovrebbe risultare costante all'interno dell'area delle regioni omogenee individuate al primo livello di regionalizzazione) varia tra -0.54 e 4.43. In linea di principio, la variabilità da sito a sito di  $G$  può essere in parte attribuita alla disomogeneità climatica dell'area indagata, in parte ricondotta

alla limitata dimensione dei campioni disponibili, che accentua gli effetti di dispersione intrinseci alla distribuzione teorica di G. L'analisi preliminare della distribuzione spaziale del coefficiente di asimmetria non ha comunque consentito di evidenziare la presenza di regioni omogenee caratterizzate da differenti valori della statistica in questione.

Di conseguenza, è stata presa in considerazione, in prima istanza, l'ipotesi che la variabilità di G, riscontrata all'interno dell'area di indagine, possa venire attribuita per intero agli effetti di campionamento. Tale assunto equivale ad ipotizzare che l'intera regione possa venire considerata omogenea al primo livello di regionalizzazione; questa ipotesi è stata successivamente sottoposta a verifica. Adottando la procedura di stima a massima verosimiglianza descritta nel capitolo A, sono stati ottenuti i seguenti valori regionali dei parametri della distribuzione TCEV al primo livello di regionalizzazione:  $\theta^*=1.983$  e  $\Lambda^*=0.249$ . Utilizzando questi valori sono state poi ottenute le stime locali vincolate a massima verosimiglianza dei parametri  $\theta_1$  e  $\Lambda_1$ . L'ipotesi di omogeneità dell'intera regione al primo livello è stata sottoposta a verifica, confrontando la distribuzione di frequenza dei coefficienti di asimmetria osservati con quella teorica, propria del modello TCEV particolarizzato dai valori dei parametri appena indicati. Quest'ultima è stata ricavata tramite simulazioni con un metodo di tipo Monte Carlo, generando a partire da una distribuzione TCEV, caratterizzata dai predetti valori dei parametri, 1000 campioni di numerosità variabile ed in accordo con quella delle serie storiche osservate ed assimilandola alla distribuzione di frequenza dei coefficienti di asimmetria dei campioni generati. Le due distribuzioni, osservata e teorica, vengono riportate nel diagramma di Figura 3.1 in carta probabilistica di Gumbel, facendo uso della plotting position di Gringorten; il confronto evidenzia un ottimo accordo delle due distribuzioni e, quindi, consente di non rifiutare l'ipotesi che l'intera area in esame sia omogenea al primo livello; questa conclusione è confermata dall'esito positivo del test di adattamento di Pearson, che risulta soddisfatto al livello di significatività convenzionale del 5%.

Per quanto riguarda poi il secondo livello di regionalizzazione, è stata sottoposta a verifica l'ipotesi che, anche a tale livello, l'intera area di interesse si possa ritenere omogenea. A tal fine è stato stimato, come descritto nel Capitolo A, il valore del parametro  $\Lambda_1$ , che in base all'ipotesi formulata dovrebbe risultare costante per l'intera area; in maniera analoga a quanto fatto al primo livello, è stata quindi valutata, tramite simulazioni con il metodo Monte Carlo, la distribuzione teorica del coefficiente di variazione campionario, generando 1000 serie sintetiche. Il confronto fra tale distribuzione e quella osservata, riportato in Figura 3.2, evidenzia come l'accordo tra le due distribuzioni sia poco soddisfacente, specie

nella zona corrispondente alle frequenze elevate; di conseguenza l'ipotesi che l'intera area esaminata (bacino del Po e Liguria tirrenica) possa considerarsi come un'unica sottozona pluviometrica non è adeguatamente suffragata. Si è ritenuto pertanto opportuno formulare una diversa ipotesi di zonizzazione al secondo livello, e precisamente quella che prevede la presenza di due sottozone pluviometriche omogenee: il bacino padano e la Liguria tirrenica. Anche questa ipotesi non conduce a risultati soddisfacenti, come si evince dalle Figure 3.3 e 3.4, in cui vengono riportati il confronto tra le distribuzioni osservate e teoriche di  $C_V$  rispettivamente per il bacino del Po e per la Liguria tirrenica; in particolare, mentre per il bacino padano i risultati appaiono accettabili, per i bacini liguri gli scostamenti tra le due distribuzioni risultano piuttosto accentuati.

I risultati ottenuti al secondo livello sembrano indicare che i bacini liguri presentano peculiarità tali da sconsigliarne l'accorpamento con quelli padani; di conseguenza si è ritenuto opportuno effettuare una nuova zonizzazione, separando già al primo livello di analisi queste due aree. Si sono così ottenute le seguenti stime dei parametri:

$$\Lambda^* = 0.218 \quad (3.1)$$

$$\theta^* = 1.907 \quad (3.2)$$

per i bacini padani; mentre per i bacini liguri si è ottenuto:

$$\Lambda^* = 0.262 \quad (3.3)$$

$$\theta^* = 2.231 \quad (3.4)$$

Nelle Figure 3.5 e 3.6 viene riportato, rispettivamente per il bacino del Po e per la Liguria tirrenica, il confronto tra le distribuzioni osservate e teoriche di  $G$ ; l'esito del confronto si può ritenere soddisfacente ed il buon accordo tra le distribuzioni osservate e teoriche è confermato, per entrambe le zone, dall'esito positivo del test di adattamento del  $\chi^2$  di Pearson. La distribuzione della variabile adimensionale  $Y$ , definita dalla (A.7), assume per le stazioni pluviometriche del bacino padano l'espressione:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - 0.218 \cdot \exp(-y/1.907)] \quad (3.5)$$

mentre per i bacini liguri vale la:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - 0.262 \cdot \exp(-y/2.231)] \quad (3.6)$$

Al secondo livello di analisi si è mantenuta la stessa ipotesi di zonizzazione, assumendo quindi che il bacino padano ed i bacini liguri possano essere considerati due sottozone pluviometriche omogenee. I risultati ottenuti in fase di verifica hanno confermato l'accettabilità di questa ipotesi. Nelle Figure 3.7 e 3.8 viene riportato il confronto tra le distribuzioni teoriche ed osservate del Cv, l'accordo tra le due distribuzioni può ritenersi soddisfacente, come del resto confermato dall'esito del test di adattamento di Pearson, anche se va rilevato che, nel caso dei bacini liguri, la distribuzione teorica sovrastima significativamente la frequenza di non superamento dei più elevati tra i valori osservati di Cv. Nella Tabella 3.3 vengono riportati i valori della media e della varianza delle distribuzioni osservata e teorica di G per le varie ipotesi di regionalizzazione di primo livello; nella stessa Tabella vengono pure riportate le distribuzioni osservata e teorica di Cv per le varie ipotesi fatte al secondo livello.

Le stime del parametro  $\Lambda_1$  per le due zone sono risultate le seguenti

$$\Lambda_1 = 31.6 \quad (3.7)$$

per il bacino padano, e

$$\Lambda_1 = 35.6 \quad (3.8)$$

per la Liguria tirrenica. Pertanto, la curva di crescita della variabile adimensionale  $W = X/\theta_1$  assume per le stazioni pluviometriche del bacino padano l'espressione:

$$F_W(x) = \exp[-31.6 \cdot \exp(-x) - 1.333 \cdot \exp(-0.524 \cdot x)] \quad (3.9)$$

mentre per i bacini liguri vale la curva di equazione:

$$F_W(x) = \exp[-35.6 \cdot \exp(-x) - 1.299 \cdot \exp(-0.448 \cdot x)] \quad ; \quad (3.10)$$

entrambe le curve sono rappresentate nella Figura 3.9.

Va rilevato a questo punto come la variabilità parzialmente non spiegata delle statistiche di secondo livello che si riscontra nella Liguria tirrenica meriti ulteriori approfondimenti. Le ragioni di tali variabilità si possono ricondurre all'interazione di questo territorio, dall'orografia estremamente accidentata e frastagliata, con il mare e con la circolazione atmosferica alla mesoscala, particolarmente complessa specie durante i nubifragi più intensi. In questa ottica, l'analisi complementare

condotta tramite le linee segnalatrici di probabilità pluviometrica, riportata nel paragrafo 3.2, fornisce un maggior approfondimento al problema.

### 3.1.2. Stima della pioggia indice

Il quarto ed ultimo parametro da determinare per specificare completamente la distribuzione di probabilità TCEV è  $\theta_1$ ; questo parametro risulta legato alla media campionaria  $\mu_g$  dalla (A.12). In Tabella 3.2 sono riportati i valori delle stime locali di  $\theta_1$  nelle varie stazioni pluviografiche dell'area di interesse; nella mappa di Figura 3.10 sono riportate le isolinee del parametro  $\theta_1$  ottenute interpolando i valori locali mediante la tecnica del kriging. Per quanto riguarda la stima di tale parametro all'interno di ciascuna delle regioni omogenee individuate, operazione che esaurisce il terzo livello di regionalizzazione delle piogge giornaliere, sono state effettuate sistematiche analisi di tipo multiregressivo, sia alla scala delle sottozona pluviometrica sia a scale spaziali inferiori, finalizzate all'identificazione di eventuali legami statistici di connessione tra  $\theta_1$  ed alcune delle principali caratteristiche della stazione di misura, in particolare la quota sul livello del mare e la distanza dal mare. I risultati ottenuti non hanno però consentito di enucleare la presenza di relazioni statisticamente significative, se non allorché la scala spaziale di indagine si restringa notevolmente, fino al livello del singolo bacino idrografico o, addirittura, di sottobacino.

Di conseguenza, la procedura proposta per la stima di  $\theta_1$  prevede, per i siti strumentati, l'utilizzazione dei valori riportati in Tabella 3.2; per le località prive di osservazioni (ferma restando la possibilità di identificare, di volta in volta, relazioni di regressione tra  $\theta_1$  e caratteristiche delle stazioni, valide a scala spaziale molto ridotta, di bacino o di sottobacino, considerando le stazioni più prossime alla località di interesse) tale stima potrà invece essere ottenuta utilizzando la mappa delle isolinee riportata in Figura 3.10.

## 3.2 Analisi regionale delle curve di probabilità pluviometrica

Nel presente paragrafo viene analizzata la possibilità di regionalizzare le curve di probabilità pluviometrica per l'area oggetto di indagine, facendo uso della formulazione scala-invariante di tali curve. I processi di pioggia sono caratterizzati da elevate fluttuazioni tanto nello spazio quanto nel tempo, quali che siano le scale temporali di aggregazione con la quale essi vengano osservati, ma presentano anche notevoli regolarità nel manifestare queste fluttuazioni. Una delle regolarità salienti manifestate dai campi di pioggia è costituita proprio dall'*invarianza di scala*, una proprietà che le osservazioni e le statistiche pluviometriche spesso manifestano tanto

nello spazio quanto nel tempo. Alla luce di tale proprietà risulta possibile formulare la curva di probabilità pluviometrica in maniera particolarmente espressiva e comoda per le applicazioni, come verrà descritto nel seguito. Il modello scala invariante è stato applicato a tutte le stazioni pluviografiche ricadenti all'interno dell'area in esame, per le quali la consistenza e la qualità dell'informazione pluviografica disponibile è apparsa sufficiente a garantire un soddisfacente livello di affidabilità dei risultati. Fissato un numero minimo di anni di osservazione pari a 15, ed escluse le stazioni ritenute non affidabili sulla base di alcune analisi preliminari, sono state individuate le 370 stazioni di rilevamento pluviografico elencate nella Tabella 3.4, dove sono indicati, per ciascuna stazione, il codice identificativo utilizzato dal S.I.M.I., il numero di anni di osservazione disponibili e la quota sul livello medio mare.

### 3.2.1. Formulazione del modello interpretativo scala-invariante

L'invarianza di scala del processo che origina le piogge intense costituisce una proprietà in senso forte, che comporta sia l'invarianza di scala dei quantili che quella dei momenti di ordine generico della distribuzione di probabilità delle piogge estreme. Per quanto riguarda i primi, ne segue che, indicando con  $x_t(T)$  l'altezza di pioggia che può cadere con assegnato tempo di ritorno  $T$  nella durata  $t$ , l'altezza  $x_{\alpha t}(T)$  relativa allo stesso tempo di ritorno e ad una durata  $\alpha t$ , con  $\alpha > 0$ , multipla del valore  $t$  può essere espressa come:

$$x_{\alpha t}(T) = \alpha^n x_t(T) \quad (3.11)$$

L'invarianza di scala dei momenti implica invece che il momento  $r$ -esimo del massimo annuale della pioggia che cade nella durata  $\alpha t$ ,  $E[X_{\alpha t}^r]$  sia legato all'analogo momento della pioggia che cade nella durata  $t$ ,  $E[X_t^r]$ , dalla:

$$E[X_{\alpha t}^r] = \alpha^{rn} E[X_t^r] \quad (3.12)$$

In particolare, per la media e per la varianza si ha:

$$E[X_{\alpha t}] = \alpha^n E[X_t] \quad (3.13)$$

$$\text{Var}[X_{\alpha t}] = \alpha^{2n} \text{Var}[X_t] \quad (3.14)$$

Ne discende quindi l'invarianza del coefficiente di variazione  $C_v$  rispetto alla durata; questa proprietà consente di formulare la linea segnalatrice di probabilità

pluviometrica in una forma particolarmente semplice e comoda da applicare in campo tecnico.

In generale, infatti, il quantile del massimo annuale dell'altezza di pioggia nella durata  $t$ , avente periodo di ritorno pari a  $T$  anni, può essere espresso come:

$$x_t(T) = E[X_t] + K_T \sqrt{\text{Var}[X_t]} \quad (3.15)$$

avendo indicato con  $K_T$  il cosiddetto fattore di frequenza. Nell'ipotesi di invarianza di scala, le precedenti consentono di esprimere tale quantile come:

$$x_t(T) = m_1 (1 + C_v \cdot K_T) t^n \quad (3.16)$$

in cui  $m_1 = E[X_1]$  indica il valore atteso dell'altezza di pioggia massima annuale nella durata unitaria (per esempio di 1 ora), mentre  $C_v$  è il coefficiente di variazione, che, in virtù di quanto posto, risulta indipendente dalla durata.

L'espressione (3.16) risulta valida, sempre nell'ipotesi di invarianza di scala, qualunque sia la forma della legge di distribuzione di probabilità dei massimi annuali; quest'ultima influisce invece sulla specificazione dell'espressione del fattore di frequenza  $K_T$ .

In particolare, se la CDF del massimo annuale segue la *legge del valore estremo di primo tipo (legge di Gumbel)*, ossia se:

$$F_{X_t}(x) = \exp\{-\exp[-(x - a_t)/b_t]\} \quad (3.17)$$

in cui  $a_t$  e  $b_t$  indicano rispettivamente il parametro di posizione e quello di scala della distribuzione relativa alla durata  $t$ ,  $K_T$  viene a dipendere dal solo livello di frequenza, o periodo di ritorno, preso in esame, e può scriversi come

$$K_T = -\frac{\sqrt{6}}{\pi} \left( \varepsilon + \ln \ln \left( \frac{T}{T-1} \right) \right) = \frac{\sqrt{6}}{\pi} (\varepsilon - \gamma_T) \quad (3.18)$$

dove  $\varepsilon = 0.5772\dots$  è il numero di Eulero, e  $\gamma_T$  la doppia trasformata logaritmica della CDF, nota come variabile ridotta. I parametri della (3.17) sono dati dalle:

$$b_t = \frac{\sqrt{6}}{\pi} C_v m_1 t^n \quad (3.19)$$

$$a_t = \left( 1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} \varepsilon C_v \right) m_1 t^n \quad (3.20)$$

Nel caso in cui si adotti per  $X_T$  la *distribuzione a doppia componente* (TCEV), già utilizzata per la modellazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere, la (3.16) continua ad essere valida, mentre il fattore di frequenza  $K_T$  risulta dipendente dai soli parametri che influenzano il coefficiente di asimmetria, e quindi dei soli parametri  $\theta^*$  e  $\Lambda^*$  della CDF della legge TCEV, vale a dire

$$K_T = g(\theta^*, \Lambda^*) \quad (3.21)$$

La funzione  $g(\ )$  non può essere espressa in forma esplicita, in quanto risulta impossibile invertire la CDF della distribuzione TCEV, in modo da esprimere il quantile di assegnato tempo di ritorno in funzione del tempo di ritorno medesimo; essa può tuttavia essere determinata mediante l'applicazione di tecniche di simulazione, ossia tramite la generazione di serie sintetiche.

Nei casi pratici, come risulta evidente dalla (3.13), i parametri della (3.16),  $m_1$  e  $n$  possono essere stimati in base alla regressione delle trasformazioni logaritmiche delle medie campionarie dei massimi annuali dell'altezza di pioggia nelle varie durate, contro le trasformazioni logaritmiche delle stesse durate esaminate. La stima di  $C_v$  è fornita a sua volta da un'opportuna media (quadratica) dei coefficienti di variazione campionari relativi alle varie durate per le quali si dispone di osservazioni della pluviometria intensa.

### 3.2.2. Stima delle curve di probabilità pluviometrica nell'area di indagine

Nel presente studio, come già indicato, si è proceduto alla *stima delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica* scala-invarianti, la cui espressione è fornita dalla (3.16), per tutte le 370 stazioni elencate in Tabella 3.4.

A titolo esemplificativo della procedura utilizzata per la stima dei parametri  $m_1$ ,  $n$  e  $C_v$  delle leggi (3.16), si descrivono le elaborazioni effettuate per la stazione di misura di Lanzada. Le osservazioni sulle piogge intense disponibili per tale stazione e considerate in questa sede vanno dall'anno 1930 all'anno 1986 e si riferiscono alle durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore; scartando gli anni con osservazioni incomplete, i dati utili per l'elaborazione, sono quelli riportati nella Tabella 3.5.

Per ogni durata sono stati calcolati la media ed il coefficiente di variazione campionari, riportati nella stessa Tabella 3.5. Nell'ipotesi di invarianza di scala il coefficiente di variazione della popolazione,  $C_v$ , risulta, come visto in precedenza, essere lo stesso per tutte le durate; questo equivale ad ammettere che la variabilità dei coefficienti di variazione campionari al variare della durata sia esclusivamente

imputabile alla limitata dimensione dei campione utilizzati. Il valore di  $C_v$  da utilizzare nella (3.16) può essere stimato come radice quadrata della media aritmetica dei quadrati dei coefficienti di variazione campionari delle diverse durate; si ottiene così:

$$C_v = 0.250 \quad (3.22)$$

La stima di  $m_1$  ed  $n$ , invece, può ottenersi, come già indicato, mediante una regressione lineare in campo logaritmico, tra i valori medi di ciascuna serie e le corrispondenti durate; nella Figura 3.11 è rappresentata questa regressione, attraverso la quale si è ottenuto:

$$m_1 = 13.55 \quad \text{mm} \quad (3.23)$$

$$n = 0.46 \quad (3.24)$$

Nella Tabella 3.6 sono riportate le stime dei parametri  $m_1$ ,  $n$  e  $C_v$  delle leggi (3.16) per tutte le 370 stazioni considerate; queste stime consentono la valutazione della precipitazione di assegnata durata e tempo di ritorno nelle località prossime alle stazioni osservate.

Dai valori riportati in questa Tabella, emerge con evidenza la notevole variabilità all'interno dell'area di indagine dei parametri delle linee segnalatrici. In particolare,  $m_1$  varia tra 10.33 e 56.78 mm, con valor medio di 28.29 mm;  $C_v$  tra 0.20 e 0.79, con valor medio di 0.37;  $n$  varia tra 0.22 e 0.61, con valor medio pari a 0.39. Al fine di pervenire ad uno strumento di valutazione della linea segnalatrice per i siti privi di osservazioni, sono state effettuate, come già per il valore indice dei massimi annuali delle piogge giornaliere, sistematiche analisi di tipo multiregressivo, finalizzate all'individuazione di eventuali legami di dipendenza di tali parametri dalle caratteristiche della stazione di misura. I risultati ottenuti hanno consentito di enucleare la presenza di una certa dipendenza statistica, peraltro non inattesa, tra i parametri delle linee segnalatrici e l'altitudine delle stazioni di misura. Le relazioni ottenute presentano una scarsa capacità esplicativa nel caso del coefficiente di variazione  $C_v$ , mentre forniscono migliori risultati per i parametri  $m_1$  ed  $n$ . Tuttavia, anche per questi ultimi, la dispersione delle osservazioni attorno alla legge di previsione, desumibile dalle osservazioni stesse, risulta molto accentuata; la varianza di stima del valore di previsione generico fornito da tali legami risulta quindi molto elevata, il che ne sconsiglia l'adozione come strumenti operativi.

Al fine di analizzare la variabilità spaziale dei menzionati parametri e di individuare eventuali caratteristiche di regolarità nella loro distribuzione all'interno dell'area di indagine, sono state approntate delle mappe, utilizzando, per l'interpolazione dei dati disponibili, tecniche di stima lineare ottima (kriging). Nelle mappe riportate nelle Figure 3.12, 3.13 e 3.14 vengono riportati gli andamenti delle isolinee rispettivamente dei parametri  $m_1$ , CV e  $n$ ; esse consentono una valutazione, sia pure di massima, di tali parametri per i siti di interesse privi di osservazioni dirette. Applicando quindi la relazione (3.18) per il calcolo del fattore di frequenza relativo al tempo di ritorno di interesse si ottiene infine attraverso la (3.16) la stima, secondo il modello di Gumbel, della pioggia intensa di assegnata durata e tempo di ritorno anche per tali siti. Peraltro, qualunque altro modello probabilistico può essere applicato in questo contesto, valutando il valore appropriato del fattore di frequenza.

Da queste mappe risulta peraltro evidente la complessità della distribuzione spaziale dei parametri all'interno dell'area di indagine. Mentre la distribuzione spaziale dei parametri  $m_1$  ed  $n$  presenta alcune caratteristiche di regolarità, quella di CV appare invece estremamente irregolare; la spiegazione di tale comportamento va ricercata nell'elevato livello di variabilità campionaria che caratterizza questa statistica, quando le serie osservate presentino un numero di dati piuttosto ridotto, circostanza che spesso si verifica nel caso delle serie dei massimi annuali delle piogge intense. In queste condizioni, la stima del parametro CV attraverso le isolinee dei valori osservati può comportare errori anche rilevanti, venendo così ad inficiare l'affidabilità dei risultati.

Questi problemi possono essere superati se si utilizza, per la stima delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica, il modello TCEV; questo modello è, come visto nel precedente paragrafo, in grado di spiegare la variabilità spaziale dei coefficienti di variazione campionari dei valori massimi annuali delle piogge giornaliere, una volta operata la partizione dell'intera regione in esame in due sottozone. Sulla base della proprietà di invarianza di scala si può poi ritenere che il modello TCEV presenti analoghe capacità esplicative anche alle scale temporali di aggregazione più brevi. Sempre in virtù della proprietà di invarianza di scala, è possibile assumere come stime di CV nella (3.16) quelle regionali ottenute per le piogge giornaliere al secondo livello di analisi. Utilizzando le espressioni dei momenti teorici della distribuzione TCEV (cfr. eq. (A.10) e (A.11)), fornite da *Beran et al.* [1986], si ottiene, in base ai valori dei parametri  $\theta^*$ ,  $\Lambda^*$  e  $\Lambda_1$  calcolati nel precedente capitolo, per i bacini padani:

$$Cv = 0.356 \quad (3.25)$$

e per i bacini liguri con foce al litorale tirrenico:

$$C_v = 0.379 \quad (3.26)$$

Nelle Figure 3.15 e 3.16 è riportato l'andamento del fattore di frequenza  $K_T$  della legge TCEV con il periodo di ritorno, relativamente a ciascuna delle due zone climaticamente omogenee individuate (bacino padano e bacini liguri); tale andamento è stato ottenuto tramite tecniche di generazione di serie sintetiche di tipo Monte Carlo, generando campioni della dimensione di 10000 elementi. Desunto dalle Figure 3.15 e 3.16 il valore di  $K_T$  corrispondente al tempo di ritorno  $T$  di interesse, ed utilizzando i valori di  $C_v$  regionali appena riportati, dalla (3.16) è possibile ottenere la stima dell'altezza di pioggia di durata  $t$  e tempo di ritorno  $T$  secondo la legge TCEV, per qualunque punto ricadente all'interno dell'area di indagine.

### 3.3. Caratterizzazione delle precipitazioni intense mediante un modello stocastico puntuale

#### 3.3.1. I modelli stocastici della precipitazione puntuale

La caratterizzazione delle precipitazioni intense, sia a scala locale che regionale, può essere affrontata anche ricorrendo a modelli stocastici, in grado di riprodurre le caratteristiche di occorrenza, intensità, durata e fluttuazione degli eventi meteorici. A tal fine, la teoria dei processi puntuali (Cox e Isham, 1980) rappresenta lo strumento di riferimento più idoneo per una corretta rappresentazione del fenomeno fisico. L'applicazione di questi modelli alla descrizione degli eventi meteorici è stata oggetto in anni recenti di numerose indagini: fra i molti lavori, possono essere citati quelli di Eagleson (1978), Rodriguez-Iturbe et al. (1984), Rodriguez-Iturbe (1986), Rodriguez-Iturbe et al. (1987), Burlando e Rosso (1993).

I modelli stocastici di pioggia di uso più frequente descrivono la successione degli eventi meteorici intensi come un processo poissoniano omogeneo, prescindendo da eventuali effetti di tipo stagionale. Nei modelli più semplici, spesso indicati con il nome di *modelli a impulsi rettangolari* (PRP, Poisson Rectangular Pulses), ciascun "arrivo" poissoniano di pioggia genera un ietogramma di tipo rettangolare con durata e intensità aleatorie, indipendenti dal processo degli arrivi; usualmente, intensità e durata vengono considerate stocasticamente indipendenti, con distribuzioni marginali di tipo esponenziale. Il

modello risultante, già introdotto da Eagleson (1972), viene anche denominato IPM (Independent Poisson Marks).

Il modello a PRP presenta, comunque, alcune importanti limitazioni concettuali e pratiche; la principale è l'incapacità di rappresentare il fenomeno in un campo sufficientemente ampio di scale di aggregazione temporale. Già Rodriguez-Iturbe et al. (1984) misero infatti in evidenza come le stime dei parametri di questo modello varino in maniera significativa con la scala di aggregazione dei dati utilizzati per la taratura. Di conseguenza, il modello PRP risulta in grado di riprodurre il comportamento degli eventi estremi, che sono quelli di maggiore interesse ai fini delle pratiche applicazioni, solo per un ristretto campo di durate in un intorno di quella di taratura (Bacchi et al., 1989). Un certo miglioramento si può ottenere se si tiene conto della correlazione (negativa) tra l'intensità e la durata di ogni impulso (cfr. Bacchi et al., 1989), anche se il vantaggio applicativo di tale posizione non bilancia la maggiore complessità del modello correlato.

La necessità di ottenere una rappresentazione più corretta del fenomeno, valida per un campo di scale di aggregazione più ampio rispetto a quello consentito dai modelli PRP, ha stimolato lo sviluppo di modelli stocastici più complessi, i cosiddetti modelli "cluster". Questi modelli utilizzano ancora lo schema di accadimento poissoniano, ma rispetto ai precedenti si basano su una descrizione più complessa della forma dello ietogramma associato a ciascun accadimento: quest'ultimo, infatti, viene schematizzato come un cluster di impulsi rettangolari, ciascuno di ampiezza e durata aleatorie. Nel complesso, i lavori finora apparsi in letteratura hanno evidenziato come i modelli di tipo cluster siano in grado di fornire una riproduzione delle statistiche delle serie osservate su un intervallo di scale di aggregazione generalmente più ampio rispetto a quello consentito dai modelli a impulsi rettangolari (Rodriguez-Iturbe et al., 1984). I risultati di alcuni esperimenti di simulazione numerica col metodo Monte Carlo hanno poi messo in luce una sistematica superiorità dei modelli cluster anche nella descrizione della frequenza degli eventi meteorici estremi (Burlando e Rosso, 1993).

Nonostante la loro minore capacità di riprodurre la variabilità naturale delle osservazioni, i modelli a impulsi rettangolari rappresentano comunque un strumento prezioso, e tuttora insuperato, in alcuni settori di indagine. In particolare, essi sono stati largamente impiegati come modelli della sollecitazione meteorica ai fini della derivazione analitica della distribuzione di probabilità delle portate di piena a partire da quella delle precipitazioni (Eagleson, 1972; Hebson e Wood, 1982; Diaz-Granados et al., 1984; Brath et al., 1992). In tale ambito, l'adozione di modelli ad impulsi rettangolari rappresenta un soddisfacente compromesso tra i requisiti della capacità rappresentativa e quelli della semplicità strutturale della formulazione.

necessaria per la trattabilità analitica del problema di derivazione. Invece, a causa della loro maggiore complessità strutturale, i modelli a cluster non sono finora stati applicati alla derivazione analitica della legge di frequenza delle piene, anche se recentemente ne è stato fatto uso in alcuni schemi elementari di derivazione delle principali statistiche (media ed autocovarianza) dei deflussi a partire da quelle della sollecitazione meteorica (Bierkens e Puente, 1990).

Un ulteriore vantaggio del modello a impulsi rettangolari rispetto ai modelli a cluster è la possibilità, messa in luce da recenti indagini (Bacchi et al., 1987 e 1989) e di seguito discussa, di essere tarato in base alle curve di probabilità pluviometrica. Tale peculiarità risulta di grande interesse ai fini applicativi, in quanto tali curve sono facilmente desumibili sulla base dell'informazione pluviometrica usualmente disponibile.

### 3.3.2. Analisi delle proprietà dei valori estremi dei modelli a impulsi rettangolari

Indicando con  $X(t)$  il processo stocastico dell'intensità di precipitazione, con  $i_T$  e  $t_T$  l'intensità e la durata del generico evento meteorico e con  $F_i(x)$  la funzione di distribuzione di probabilità di  $i_T$ , la probabilità  $F_\tau(x)$  che il valore massimo assunto dall'intensità istantanea di pioggia in un periodo di riferimento di lunghezza  $\tau$  risulti non superiore ad un assegnato valore  $x$ , può essere espressa, se  $x$  è sufficientemente elevato, come (cfr. Vanmarcke, 1983)

$$F_\tau(x) = \text{Prob}[\text{Max } X(t) \leq x] = e^{-\Lambda\tau [1-F_i(x)]} \quad , \quad 0 \leq t \leq \tau \quad (3.27)$$

ovvero

$$F_\tau(x) = e^{-\Lambda\tau \int_x^\infty f_i(u) du} \quad , \quad (3.28)$$

dove  $f_i(\cdot)$  indica la funzione di densità di probabilità di  $i_T$ . Indicando con  $X_d(t)$  il processo stocastico rappresentativo dell'intensità di precipitazione media su una finestra di ampiezza  $d$ , ossia

$$X_d(t) = \frac{1}{d} \int_{t-d/2}^{t+d/2} X(u) du \quad , \quad (3.29)$$

la funzione di distribuzione di probabilità  $F_{\tau,d}$  del massimo valore di  $X_d(t)$  in un periodo di riferimento di ampiezza  $\tau$ , data da

$$F_{\tau,d}(x) = \text{Prob} [\text{Max } X_d(t) \leq x] \quad , \quad 0 \leq t \leq \tau \quad (3.30)$$

può essere espressa come

$$F_{\tau,d}(x) = e^{-\Lambda \tau \int \int_{R(x)} f_{i,t}(u,v) du dv} \quad (3.31)$$

dove  $f_{i,t}(\cdot, \cdot)$  indica la funzione di densità di probabilità congiunta di intensità e durata di pioggia e  $R(x)$  la regione del piano ( $i_t, t_r$ ) su cui si effettua l'integrazione, comprendente tutte le possibili coppie di intensità e durata tali da dare luogo a un'intensità media di pioggia sulla durata  $d$  superiore al valore argomentale  $x$ . Questa regione è stata individuata da Bacchi et al. (1987) nel caso dei modelli ad impulsi rettangolari, con distribuzione marginale generica; sulla base di questi risultati, risulta quindi possibile valutare  $F_{\tau,d}(x)$  una volta specificata la funzione di densità  $f_{i,t}(\cdot, \cdot)$ . In particolare nel caso di variabili indipendenti, si ottiene

$$F_{\tau,d}(x) = e^{-\Lambda \tau \left( [1-F_i(x)] \cdot [1-F_t(d)] + \int_0^d f_t(u) [1-F_i(x \cdot d/u)] du \right)} \quad (3.32)$$

nella quale  $F_t(\cdot)$  ed  $f_t(\cdot)$  rappresentano rispettivamente la funzione di distribuzione e quella di densità di probabilità della durata  $t_r$ .

### 3.3.3 Taratura del modello a impulsi rettangolari indipendenti con distribuzioni marginali di tipo esponenziale

Nel caso del modello a impulsi rettangolari indipendenti con distribuzioni marginali esponenziali, aventi valori medi rispettivamente pari a  $\mu_i$  e  $\mu_t$ , e posto  $\alpha = 1/\mu_i$  e  $\beta = 1/\mu_t$ , dalle (3.28) e (3.30) si ottiene:

$$F_{\tau}(x) = e^{-\Lambda \tau e^{-\alpha x}} \quad (3.33)$$

$$F_{\tau,d}(x) = \exp \left( -\Lambda \tau \left( e^{-\alpha x - \beta d} + \int_0^d \beta e^{-\beta u - \alpha x d/u} du \right) \right) \quad (3.34)$$

ovvero, in forma adimensionale,

$$F_{\tau^*}(x^*) = e^{-M} e^{-x^*} \quad (3.35)$$

$$F_{\tau^*, d^*}(x^*) = e^{-M} \left( e^{-x^* - d^*} + \int_0^{d^*} e^{-u - x^* d^*/u} du \right) \quad (3.36)$$

dove  $M = \Lambda \cdot \tau$  indica il numero medio di eventi nel periodo di riferimento di lunghezza  $\tau$  (usualmente  $\tau = 1$  anno) e  $x^* = \alpha \cdot x$ ,  $d^* = d \cdot \beta$ ,  $\tau^* = \tau \cdot \beta$  sono opportune variabili adimensionali.

Utilizzando i risultati teorici (3.35) e (3.36) ottenuti da Bacchi et al. (1987), Bacchi et al. (1989) hanno proposto una procedura di taratura approssimata del modello IPM che impone la congruenza tra le proprietà teoriche di estremo e quelle desumibili dalle osservazioni. Indicata con  $d_L$  la più breve delle durate tra quelle per cui si dispone di osservazioni della serie dei massimi annuali delle piogge di assegnata durata (in genere 1 h), questi autori propongono di assimilare, in prima approssimazione, la distribuzione EVI dei massimi annuali dell'intensità media nella durata  $d_L$  alla distribuzione teorica (3.35) valida per le intensità istantanee. In tal modo, indicando con  $a_L$  e  $b_L$  rispettivamente il parametro di scala e quello di posizione della suddetta legge EVI, è immediato ottenere per  $\alpha$  e  $M$  le relazioni

$$\alpha = a_L^{-1} \quad (3.37)$$

$$M = e^{b_L / a_L} = e^{\frac{1 - 0.45 CV_L}{0.78 CV_L}} \quad (3.38)$$

in cui  $CV_L$  indica il coefficiente di variazione dei massimi annuali delle piogge intense di durata  $d_L$ .

L'ipotesi precedentemente posta equivale ad assumere che la durata  $d_L$  risulti molto piccola rispetto a quella media degli eventi meteorici  $E[t_T]$ , cosicché la distribuzione teorica del massimo annuale relativa alla durata  $d_L$ , che a rigore è fornita dalla (3.36) per  $d^* = d_L / E[t_T] = d_L \cdot \beta$ , risulti assimilabile alla forma (3.35), valida per il caso istantaneo ( $d^* = 0$ ). Il parametro  $\beta$  viene, infine, valutato facendo riferimento anche alla distribuzione EVI relativa a una durata  $d_U > d_L$ , prescelta tra quelle per le quali si dispone di osservazioni (in genere 3, 6, 12, 24 ore o

durate plurigiornaliere). Prescelto un certo tempo di ritorno  $T$  ed indicando con  $a_U$  e  $b_U$  i parametri di tale distribuzione, con

$$y_T = -\ln[-\ln(1-1/T)] \quad (3.39)$$

la variabile ridotta di Gumbel relativa al tempo di ritorno  $T$ , con

$$x_U(T) = b_U + a_U \cdot y_T \quad (3.40)$$

il quantile di tempo di ritorno  $T$  dell'intensità media nella durata  $d_U$  e posto:

$$y'(T) = \ln(M) + y_T, \quad (3.41)$$

la stima di  $\beta$  può essere condotta attraverso l'espressione approssimata

$$\beta = -\frac{y'(T)}{d_U} \ln\left(\frac{x_U(T) \alpha}{y'(T)}\right) \quad (3.42)$$

dovuta a Bacchi et al. (1989).

#### 3.3.4. Stima dei parametri del modello della pioggia puntuale per l'area di indagine

Nel presente studio, è stata applicata la procedura appena descritta di valutazione dei parametri del modello della precipitazione puntuale, considerando tutte le stazioni pluviografiche della regione di indagine (area padana e Liguria) per le quali la consistenza dell'informazione pluviografica disponibile risulta sufficiente a garantire stime ragionevolmente affidabili. Le stime dei parametri  $\mu_j$ ,  $\mu_t$  e  $M$  così ottenute sono riportate in Tabella 3.7. Come si può osservare, le stime dei parametri del modello della pioggia puntuale risultano molto variabili all'interno dell'area di indagine: infatti, il parametro  $\mu_j$  varia tra 1.67 e 27.41 mm/ora, con valore medio pari a 8.49 mm/ora;  $\mu_t$  varia tra 1.12 e 4.25 ore, con valor medio pari a 1.79 ore, mentre il parametro  $M$  varia tra 2.83 e 331.39 eventi/anno, con media pari a 26.43. Tuttavia, sebbene il campo di variazione dei primi tre parametri risulti sempre molto ampio, la dispersione delle stime relative alle singole stazioni rispetto al valor medio risulta molto differente a seconda del parametro considerato. Il parametro meno variabile risulta essere la media della durata di pioggia,  $\mu_t$ , il cui coefficiente di variazione è piuttosto contenuto e, precisamente, pari a 0.23. La media dell'intensità di pioggia presenta una maggiore variabilità: infatti, il coefficiente di

variazione della serie campionaria delle stime locali di  $\mu_j$  risulta pari a 0.45. Estremamente disperse sono poi le stime del numero medio annuo di eventi  $M$ , il cui coefficiente di variazione risulta pari a 1.05. Il comportamento di quest'ultimo parametro è imputabile alla notevole sensitività dello stimatore impiegato alla variabilità spaziale del fenomeno. Nelle Figure 3.17 e 3.18 sono riportate le mappe delle isolinee rispettivamente dei parametri  $\mu_j$  e  $\mu_t$ ; da tali Figure, pur nella complessità della distribuzione spaziale dei parametri all'interno dell'area di indagine, risultano evidenti alcune caratteristiche di regolarità, che invece non si riscontrano nella distribuzione spaziale del parametro  $M$ . Per questo motivo, come suggerito da Brath et al. (1992), laddove sia necessario stimare quest'ultimo parametro risulta più opportuno utilizzare nella (3.38) per  $CV_L$ , anziché la stima puntuale relativa alla stazione di interesse, la media dei valori di  $CV_L$  delle stazioni più prossime (cfr. Brath et al., 1992). Per quanto riguarda invece la stima dei parametri  $\mu_j$  e  $\mu_t$  nei siti privi di osservazioni si potrà ricorrere, anche se per una valutazione di massima, alle mappe delle isolinee riportate nelle Figure 3.17 e 3.18.

### 3.4 Problemi aperti

Le analisi, i cui risultati sono stati sinteticamente riportati nei due precedenti paragrafi, pongono indicazioni previsionali di pratica attuazione, il cui impiego va peraltro condotto adottando la cautela imposta dal carattere non definitivo delle conoscenze impiegate. Di conseguenza, le previsioni vanno riguardate come strumenti di prima approssimazione e necessitano, ogni qualvolta sia necessario addivenire a risultati particolarmente accurati, di ulteriori approfondimenti a scala locale.

Numerose questioni meritano poi un ulteriore approfondimento. Oltre alla acclarata variabilità inspiegata nella Liguria tirrenica, che caratterizza l'andamento dei massimi giornalieri, vanno esaminati gli effetti di multifrattalità (multiscala) che si manifestano talvolta nel comportamento stocastico sintetizzato dalle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica. Infine, va risolto il problema delle leggi di riduzione della pioggia all'area, le cui formulazioni tradizionali sono assolutamente prive di validità generale e producono rilevanti errori, se estrapolate a situazioni diverse da quelle di taratura; nonostante lo sforzo prodotto su questo tema dall'Unità Operativa, i risultati ottenuti sono ancora confinati in ambito prettamente scientifico e validi limitatamente a zone campione, e pertanto non sono tuttora in grado di fornire indicazioni tecniche di validità generale ed applicabilità generalizzata.

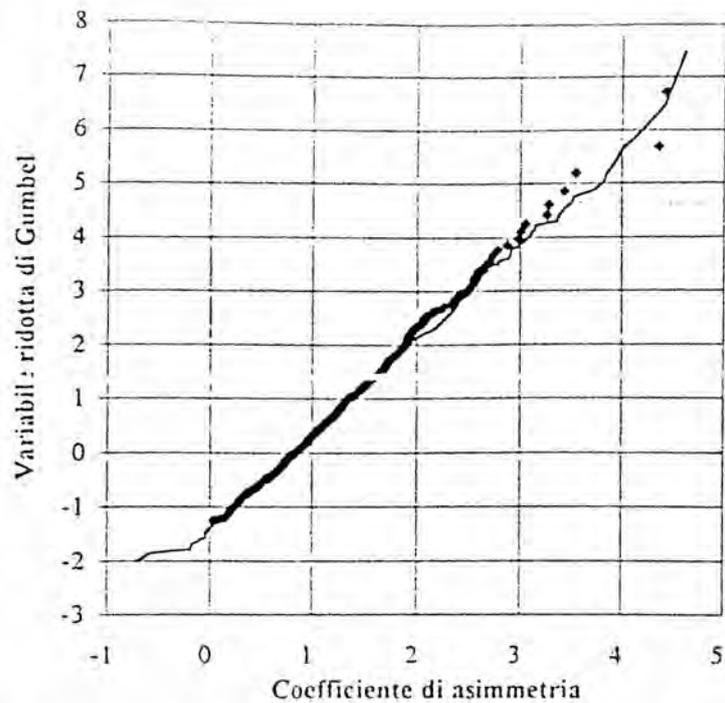


Figura 3.1—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di asimmetria dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (1° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani e liguri.

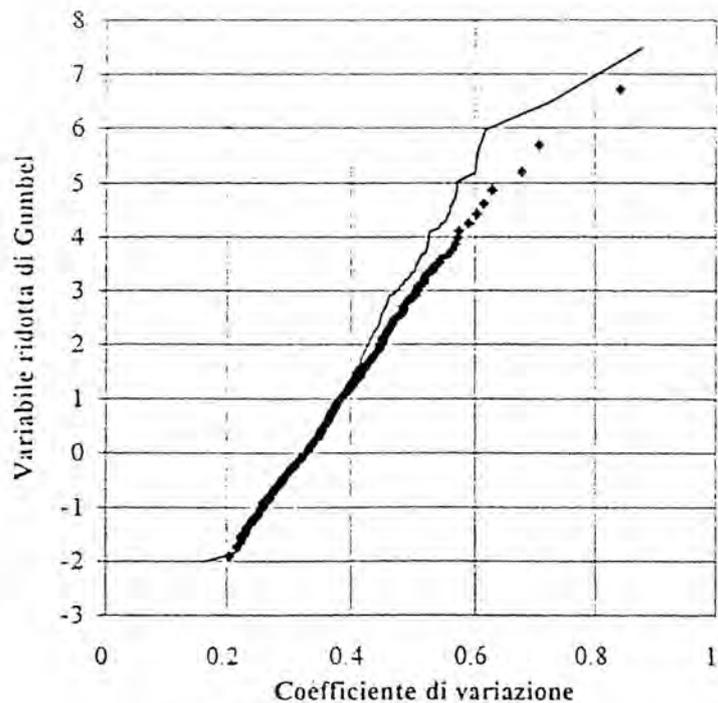


Figura 3.2—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani e liguri (zona omogenea 1° livello: bacini padani e liguri).

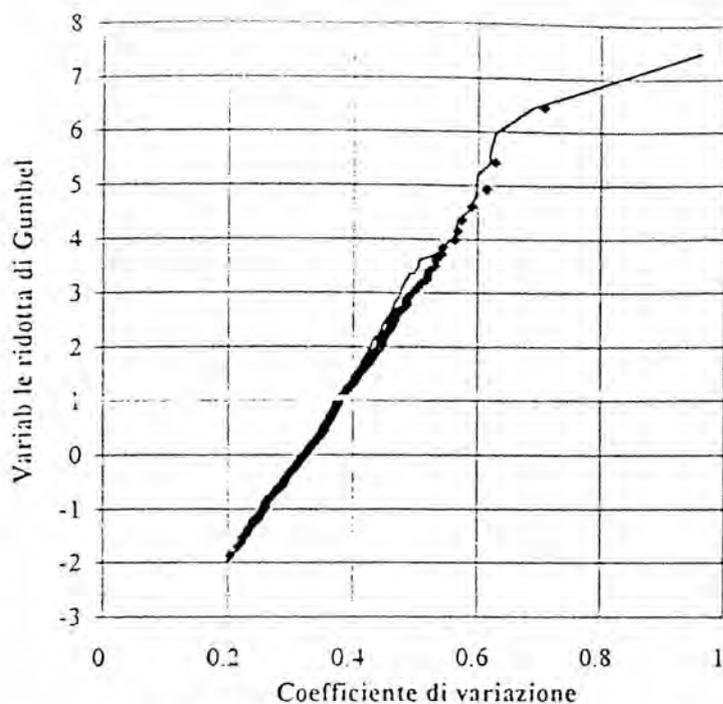


Figura 3.3—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliere (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani (zona omogenea 1° livello: bacini padani e liguri).

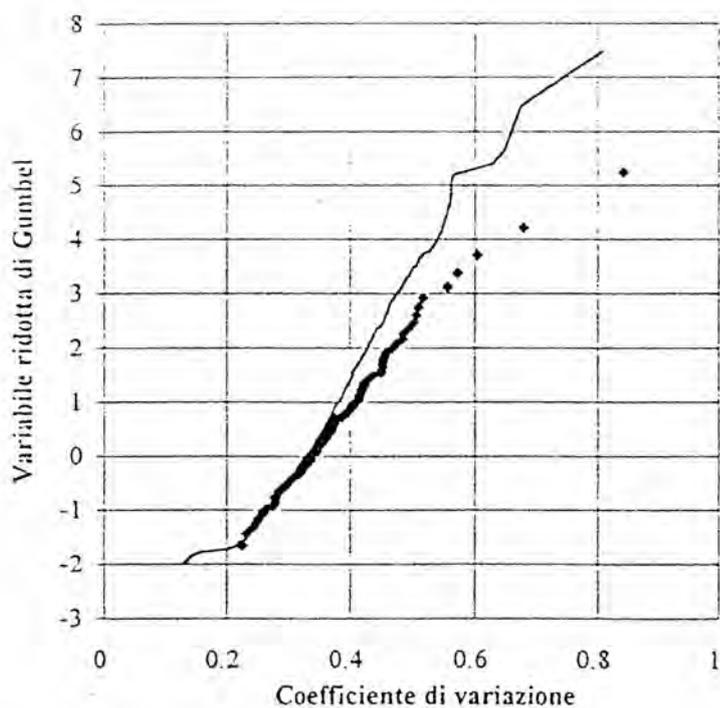


Figura 3.4—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliere (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini liguri (zona omogenea 1° livello: bacini padani e liguri).

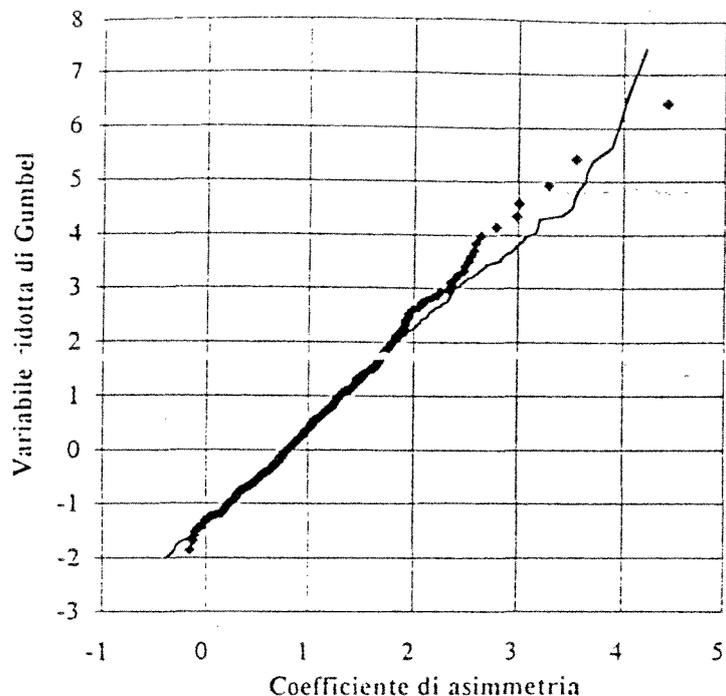


Figura 3.5—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di asimmetria dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (1° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani.

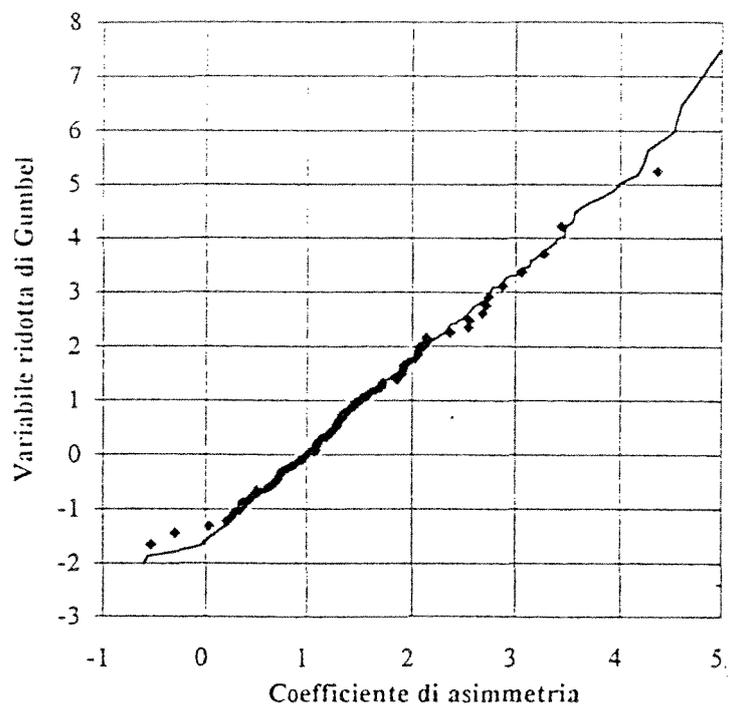


Figura 3.6—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di asimmetria dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (1° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini liguri tirrenici.

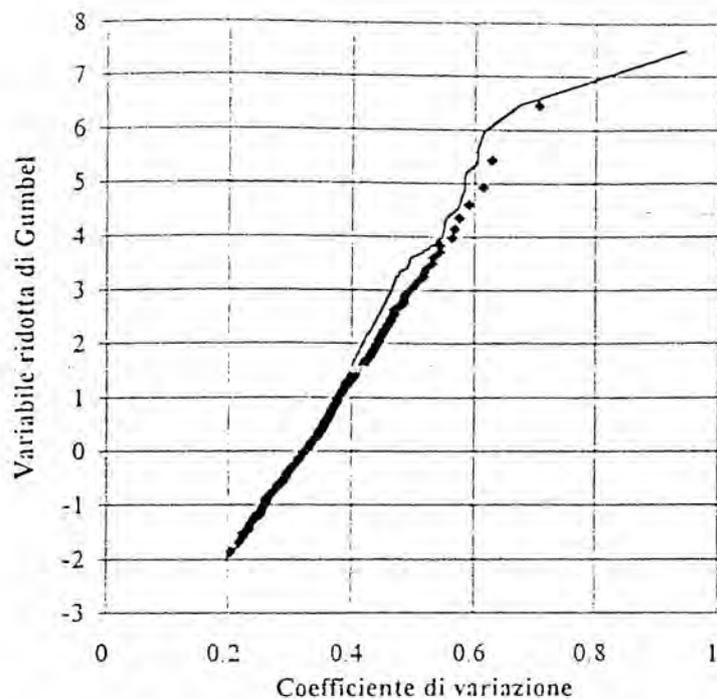


Figura 3.7—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani (zona omogenea 1° livello: bacini padani).

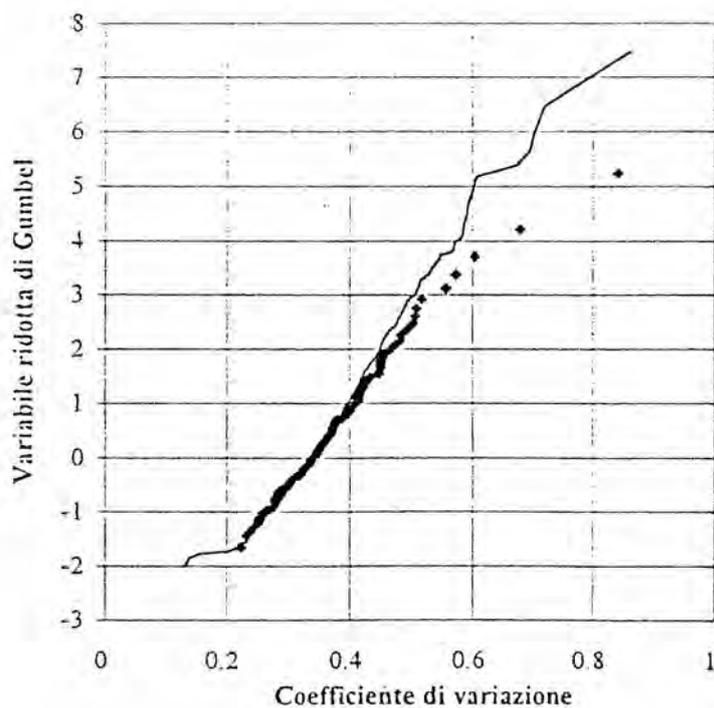


Figura 3.8—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini liguri tirrenici (zona omogenea 1° livello: bacini liguri tirrenici).

quella  
oggi

quella  
oggi

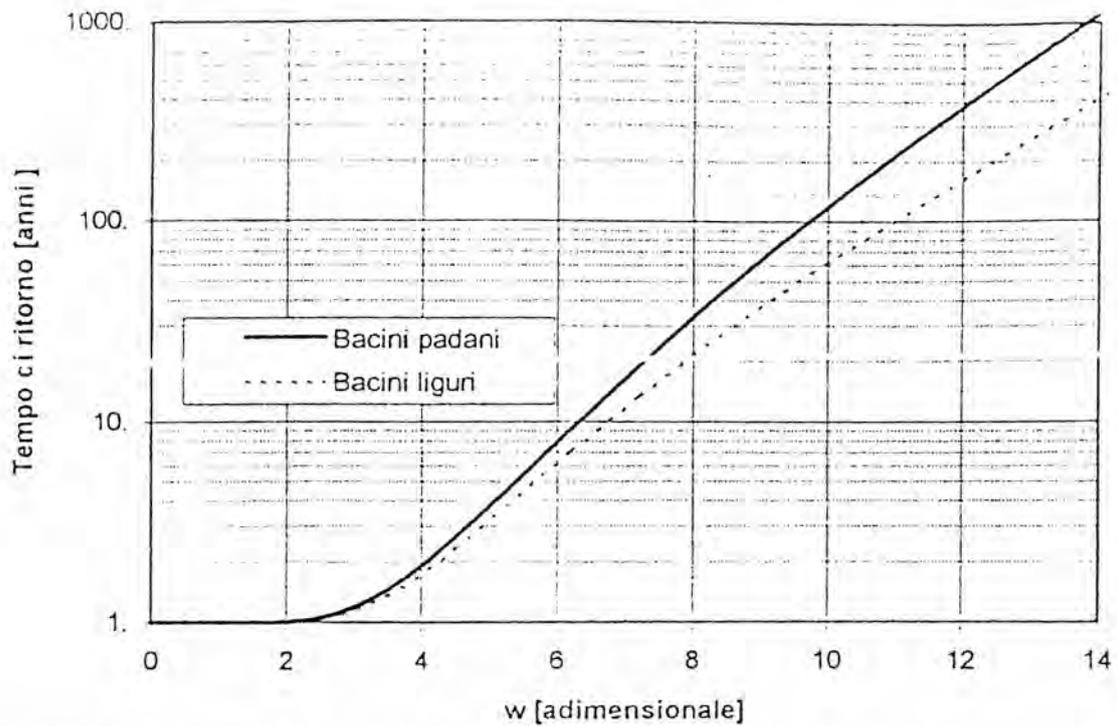


Figura 3.9 – Curve di crescita dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliere per le due zone omogenee.

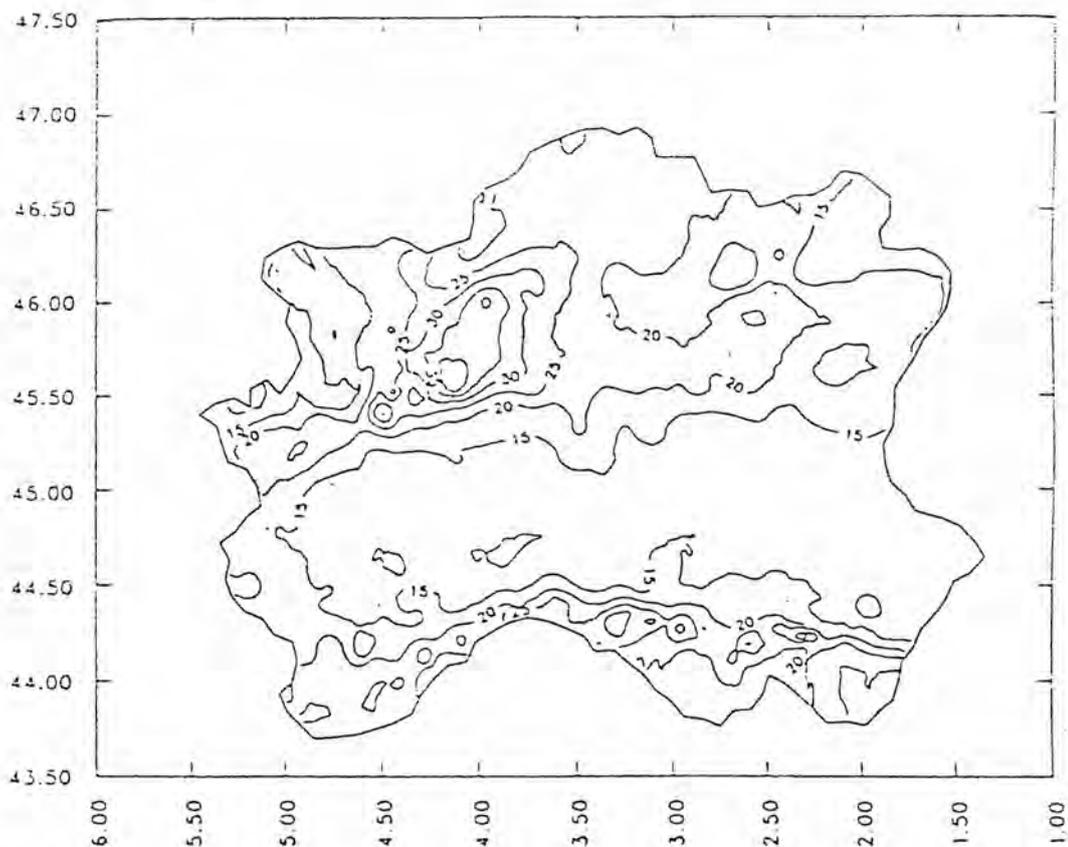


Figura 3.10 –Mappa delle isolinee del parametro  $\theta_1$  [mm] della distribuzione dei massimi annuali delle piogge giornaliere per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a Monte Mario) sono espresse in gradi centesimali.

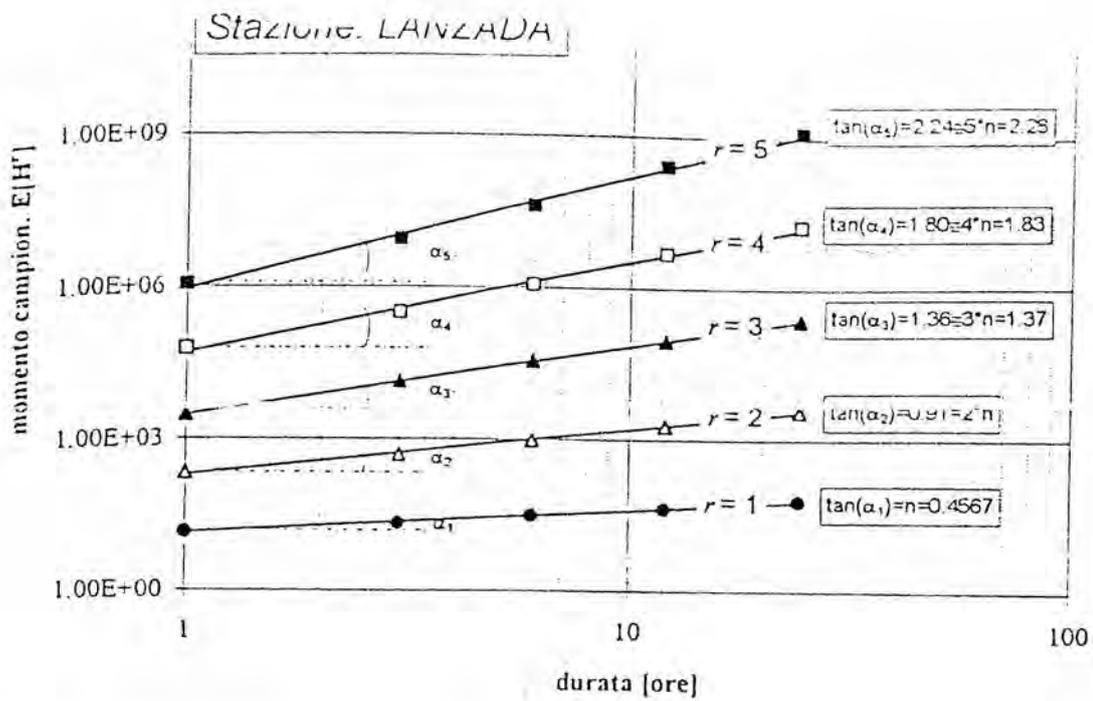


Figura 3.11—Regressione tra i momenti campionari di ordine  $r$ -esimo delle altezze massime annuali di pioggia in assegnata durata per la stazione di Lanzada

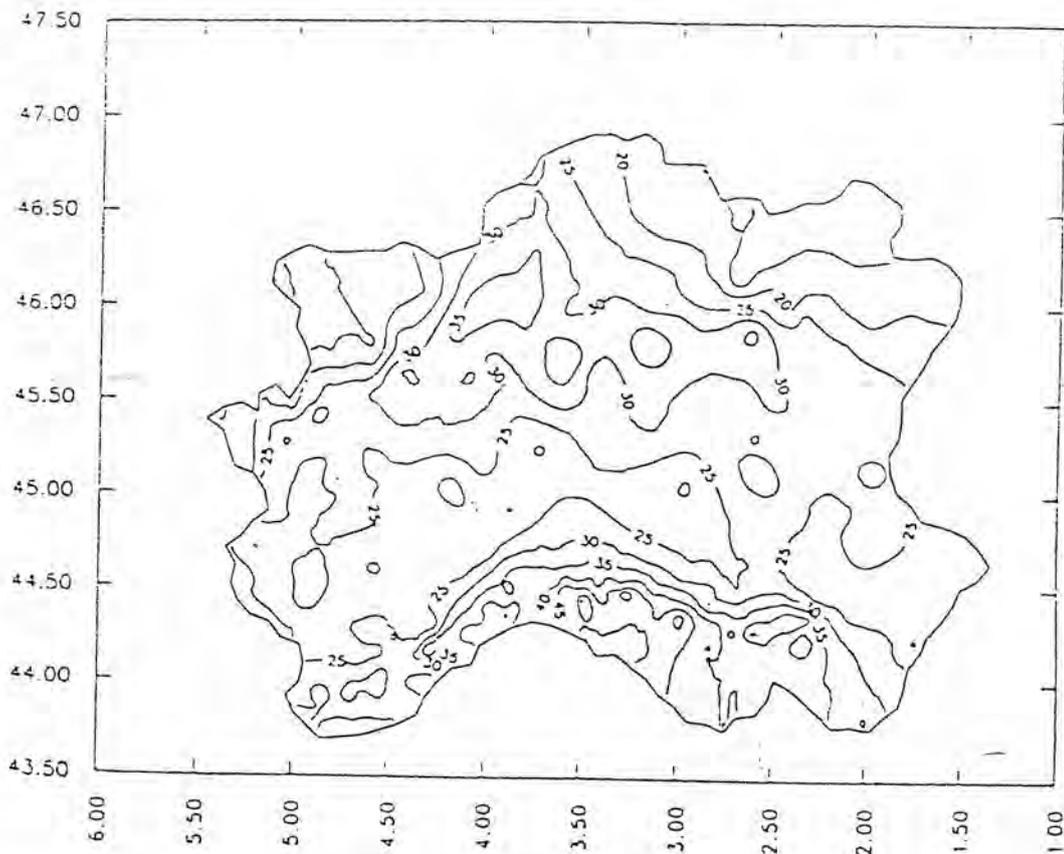


Figura 3.12—Mappa delle isolinee del parametro  $m_1$  [mm/h] per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a Monte Mario) sono espresse in gradi centesimali.

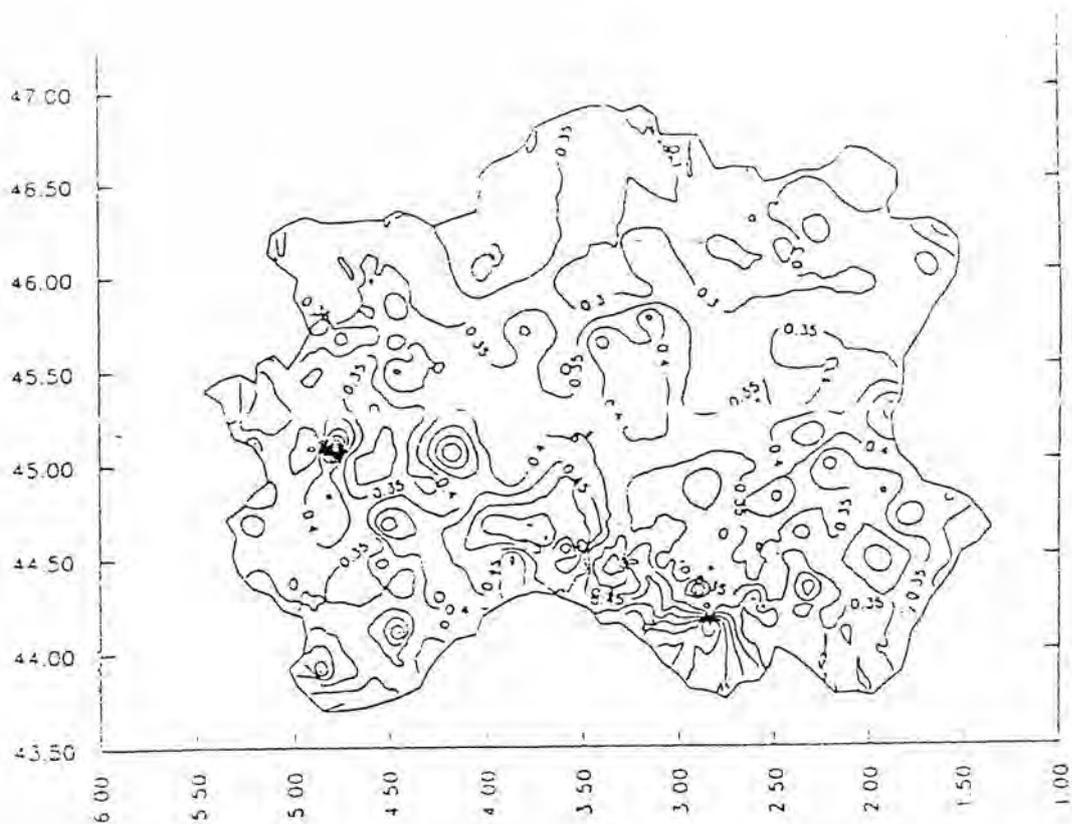


Figura 3.13-Mappa delle isolinee del parametro  $C_v$  per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a Monte Mario) sono espresse in gradi centesimali.

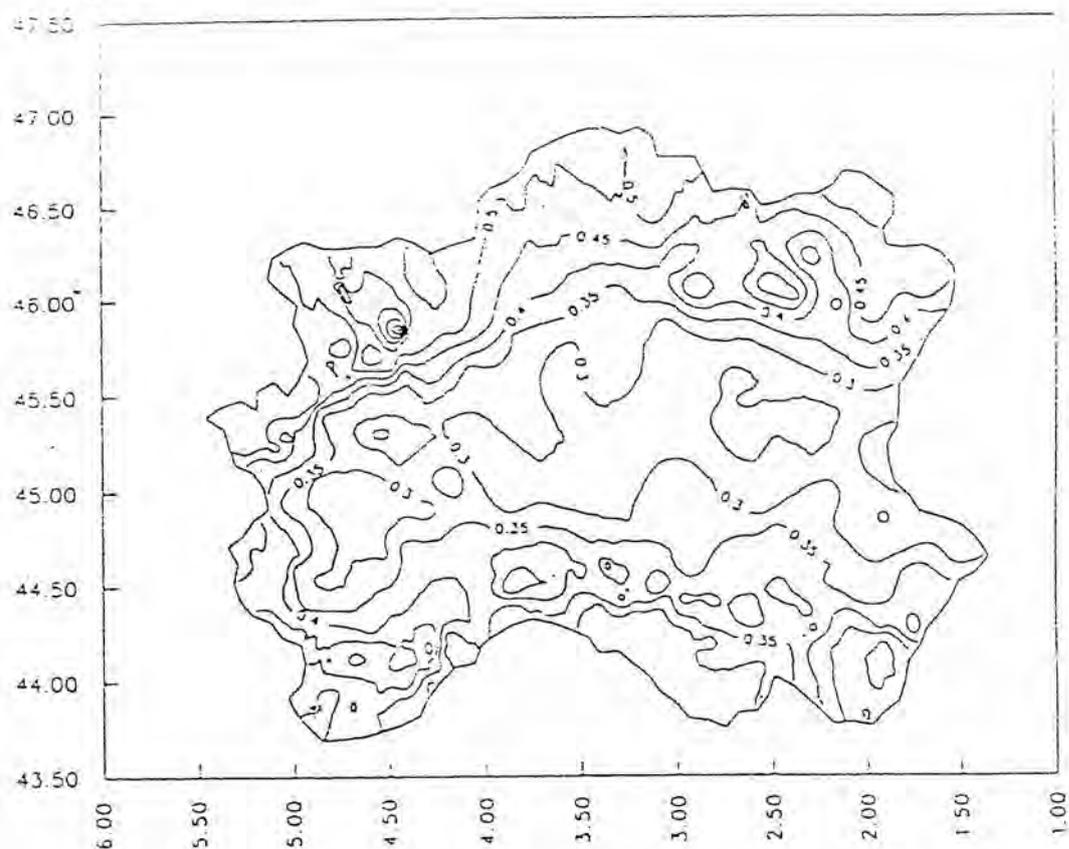


Figura 3.14-Mappa delle isolinee del parametro  $n$  per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a Monte Mario) sono espresse in gradi centesimali.

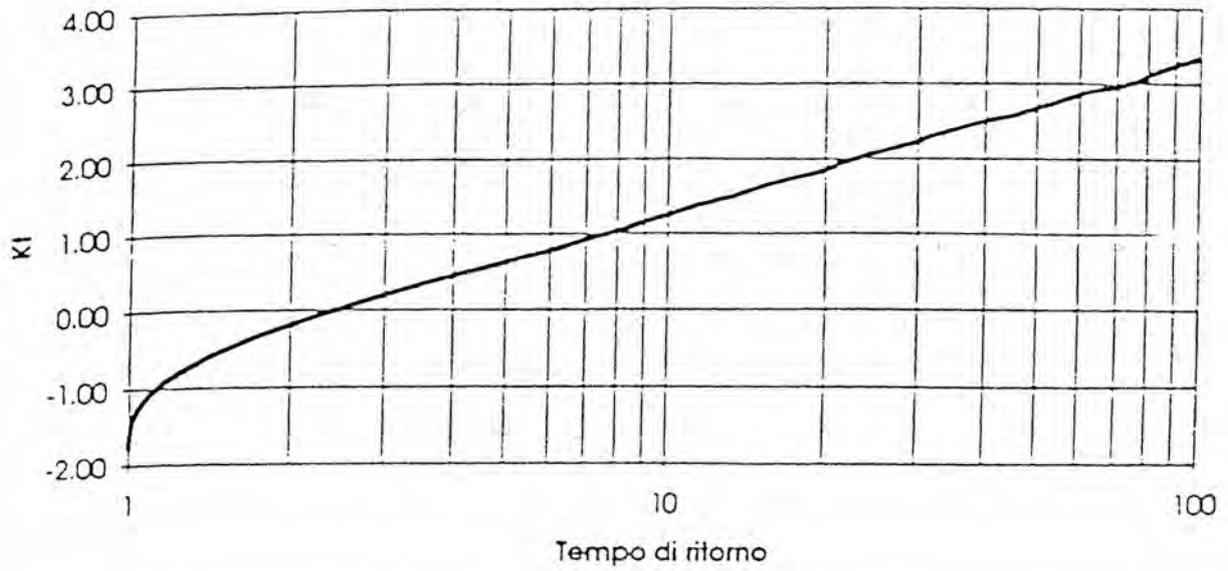


Figura 3.15 - Andamento del fattore di frequenza  $K_T$  della legge TCEV con il tempo di ritorno,  $T$ , per il bacino padano.

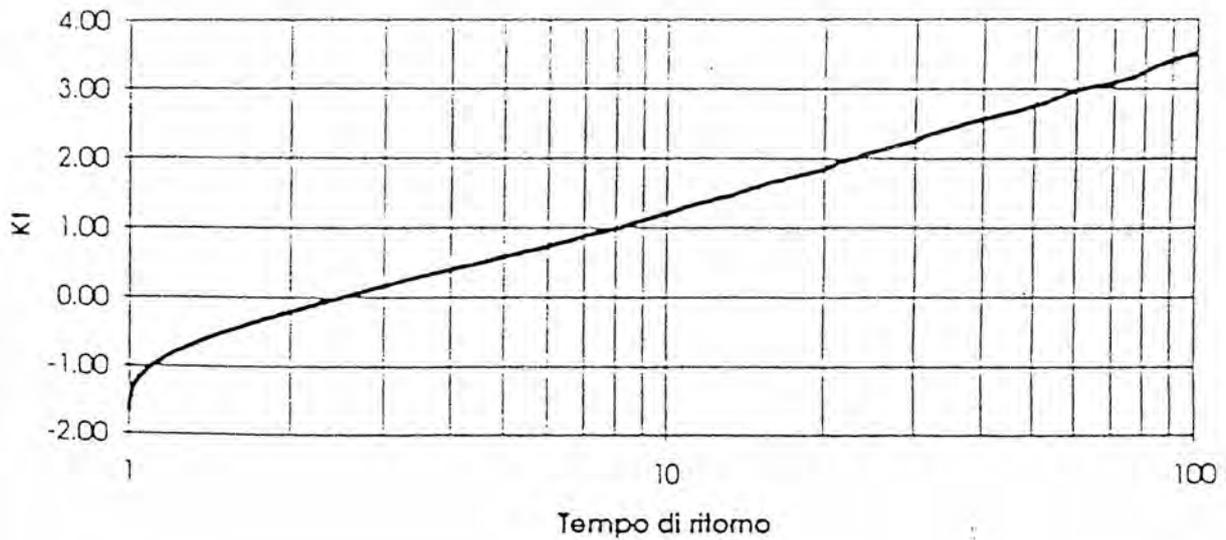


Figura 3.16 - Andamento del fattore di frequenza  $K_T$  della legge TCEV con il tempo di ritorno,  $T$ , per i bacini liguri tirrenici.

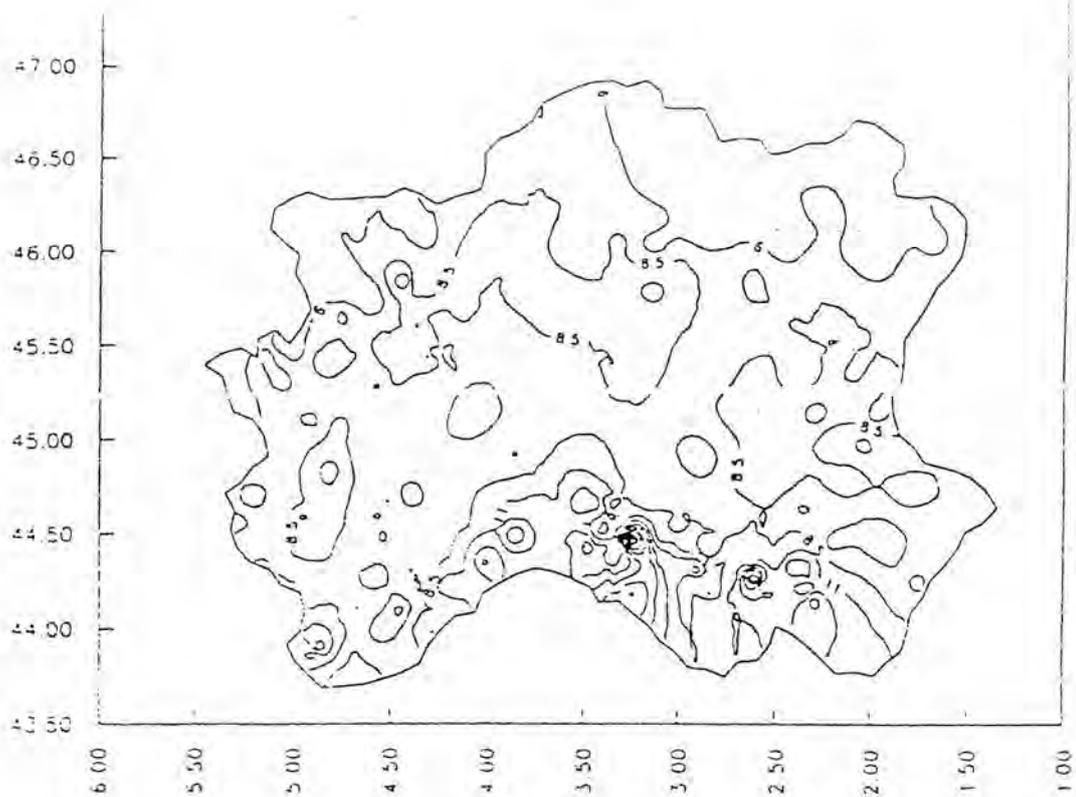


Figura 3.17—Mappa delle isolinee del parametro  $\mu_i$  [mm/h] per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a M.Mario) sono espresse in gradi centesimali.

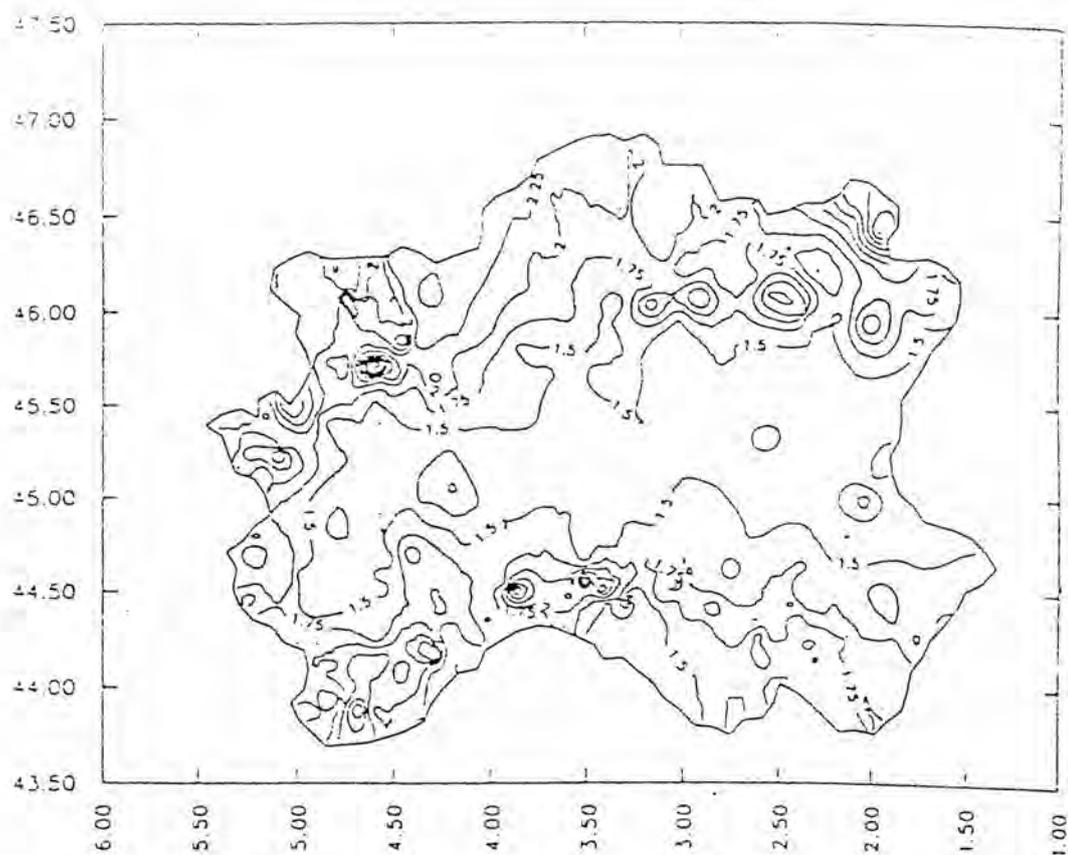


Figura 3.18—Mappa delle isolinee del parametro  $\mu_t$  [ore] per il bacino del Po e la Liguria. Latitudine e longitudine (riferita a M.Mario) sono espresse in gradi centesimali.

TAB. 3.1. Stazioni pluviometriche ( $E[X]$  = media dei massimi annuali di pioggia giornaliera)

n° ord	n° S.I.L.	stazione	n° dati	latitudine	longitudine	quota (m)	$E[X]$ (mm)
1	1433	ACCEGLIO-SARETTO	38	44.29	5.31	1540	57.0
2	1590	ACQUI	28	44.41	3.59	167	69.6
3	1065	AIROLO	25	46.32	3.50	1145	94.3
4	1348	ALA DI STURA	29	45.18	5.09	1013	108.5
5	1186	ALAGNA	28	45.51	4.31	1215	120.0
6	1541	ALBA	32	44.42	4.25	183	66.9
7	1564	ALESSANDRIA	35	44.55	3.52	95	44.7
8	1393	ANGROGNA	30	44.51	5.11	592	100.5
9	1258	AOSTA	33	45.44	5.08	583	40.0
10	907	APRICA	31	46.09	2.19	1181	69.5
11	1210	ARBORIO	30	45.29	4.04	185	74.0
12	1031	ASSO	33	45.52	3.11	427	94.6
13	1552	ASTI	30	44.54	4.17	152	53.2
14	1257	AYMAVILLES	30	45.42	5.13	700	41.6
15	1940	BAISO	28	44.30	1.51	542	60.9
16	965	BALLABIO	29	45.54	3.02	732	99.0
17	1347	BALME	38	45.18	5.14	1458	121.3
18	1777	BARDI-C.LE	37	44.37	2.45	430	68.2
19	1566	BARDINETO	30	44.12	4.20	711	99.0
20	1372	BARDONECCHIA	29	45.05	5.45	1275	49.3
21	1969	BARIGAZZO	28	44.16	1.48	1224	87.8
22	1750	BEDONIA	30	44.30	2.49	544	90.5
23	1071	BELLINZONA	27	46.12	3.26	237	95.0
24	1512	BELVEDERE LANGHE	26	44.30	4.29	693	69.2
25	1558	BENEVELLO	28	44.37	4.21	671	78.0
26	1021	BERGAMO	37	45.42	2.48	366	65.0
27	894	BERNINA	26	46.24	2.26	2230	91.2
28	1729	BETTOLA	30	44.47	2.51	329	63.0
29	735	BEZZECA	29	45.54	1.43	698	65.8
30	1067	BIASCA	25	46.22	3.29	300	116.2
31	1713	BOBBIO	30	44.46	3.04	270	65.1
32	1193	BOCCIOLETO	37	45.50	4.20	667	158.2
33	1756	BORG VAL DI TARO	27	44.29	2.41	411	77.9
34	1311	BORGOFRANCO D'IVREA	32	45.31	4.36	253	87.0
35	1178	BORGOMANERO	36	45.42	3.59	306	85.5
36	807	BORGONATO	35	45.37	2.25	214	56.4
37	1202	BORGOSIESA	29	45.43	4.10	360	117.8
38	888	BORMIO	35	46.28	2.05	1225	49.0
39	1707	BOSCHI D'AVETO-D.GA	37	44.35	3.02	630	92.5
40	1769	BOSCHI DI BARDONE	26	44.38	2.22	608	65.5
41	1812	BOSCO DI CORNIGLIO-C.LE	38	44.27	2.25	842	131.2
42	823	BOVEGNO	28	45.47	2.11	750	86.5
43	836	BOZZOLO	29	45.06	1.59	33	59.4
44	1538	BRA	36	44.42	4.38	290	50.9
45	787	BRENO	35	45.58	2.09	312	49.9
46	829	BRESCIA	34	45.32	2.14	120	64.8
47	1077	BRISSAGO	26	46.07	3.44	210	154.7
48	1428	BROSSASCO	29	44.34	5.05	609	80.9
49	1293	BRUSSON	30	45.45	4.43	1332	53.5
50	1575	BUBBIO	29	44.40	4.09	224	55.0
51	1702	CABANNE	25	44.29	3.06	812	140.3
52	1634	CABELLA LIGURE	35	44.40	3.21	515	86.5

Tab. 5.3. Massimi annuali delle piogge giornaliere. Parametri di forma e di scala relativi alle ipotesi di suddivisione in zone e sottozone omogenee. Media e varianza di G e C<sub>v</sub> campionari e generati nelle diverse ipotesi.

1° LIVELLO						
Ipotesi	Parametri di forma		Valori osservati		Valori generati	
	$\Theta_*$	$\Lambda_*$	E[G]	Std[G]	E[G]	Std[G]
Zona unica	1.983	0.249	1.130	0.695	1.151	0.716
Bacino Po	1.907	0.218	1.080	0.655	1.082	0.704
Liguria	2.231	0.262	1.297	0.795	1.315	0.758
2° LIVELLO						
Ipotesi 1° livello	Sottozona	Parametro di scala	Valori osservati		Valori generati	
		$\Lambda_1$	E[C <sub>v</sub> ]	Std[C <sub>v</sub> ]	E[C <sub>v</sub> ]	Std[C <sub>v</sub> ]
Zona unica	Po+Liguria	32.984	0.360	0.081	0.354	0.069
	Bacino Po	33.188	0.355	0.076	0.353	0.072
	Liguria	32.319	0.376	0.094	0.356	0.068
2 sottozone	Bacino Po	31.658	0.355	0.076	0.348	0.069
	Liguria	35.632	0.376	0.094	0.368	0.076

Cod. S.I.M.L.	Stazione	n° dati	Quota m.s.m.	Cod. S.I.M.L.	Stazione	n° dati	Quota m.s.m.
1433	ACCEGLIO SARETTO	33	1540	765	CALVISANO	27	631
1590	ACQUI	34	167	2005	CALVO	24	57
2004	AIOLE	22	103	1220	CAMANDONA	23	708
2032	ALASSIO	31	10	1199	CAMASCO	33	752
1541	ALBA	25	183	1188	CAMPERTOGNO	44	880
2047	ALBENGA	27	5	914	CAMPO MORO	15	1906
1564	ALESSANDRIA	33	95	922	CAMPO TARTANO	23	1040
2044	ALTO	21	630	1145	CANDOGNIA	16	701
1258	AOSTA	33	583	1080	CANNOBIO	42	220
2175	ARLIA	38	385	1037	CARATE BRIANZA	20	255
1246	ARVIER	16	776	2048	CARPE	19	400
1031	ASSO	31	427	1890	CARPI	30	28
1552	ASTI	28	152	1471	CASALE MONF. IST. P.	17	113
2182/5	AULLA	16	56	873	CASALMAGGIORE	17	25
1257	AYMAVILLES	18	700	1452	CASANOVA	22	243
2049	BALESTRINO	31	370	1320	CASELLO VIANELLO	32	170
2193/5	BARACCA-BRACCO	22	590	1423	CASTELDEFINO	34	1296
1777	BARDI C. LE	42	430	1421	CASTELLO DIGA	30	1650
1566	BARDINETO	29	711	1922	CASTELNUOVO MONTI	24	730
1372	BARDONECCHIA	36	1275	2042	CASTELVECCHIO	34	350
1750	BEDONIA	39	544	2143	CASTIGLIONE CHIAV	31	300
954	BELLANO	15	206	1569	CAVALLOTTI-OSIGLIA	40	620
1021	BERGAMO	40	366	1571	CENGIO	30	450
1231	BERTIGNANO	28	370	2019	CENTRALE ARGENTINA	35	70
2028	BESTAGNO	28	300	1346	CERES	27	704
735	BEZZECA	35	698	762	CERESARA	27	43
1213	BIELLA	26	1412	1323	CERESOLE REALE	40	1579
2171	BOLA DI TRESANA	36	400	2015	CERIANA	20	369
1876	BORETTO	24	23	1482	CEVA	30	388
1532	BORGO S DALMAZZO	30	641	1290	CHAMPDEPRAZ	37	450
1756	BORGO VAL DI TARO	16	411	1297	CHAMPORCHER	28	1427
1311	BORGOFRANCO	36	253	1287	CHATILLON	28	551
1178	BORGOMANERO	38	306	816	CHIARI	28	148
807	BORGONATO	43	214	2122	CHIAVARI	41	5
888	BORMIO	39	1225	1377	CHIOMONTE	27	1205
1769	BOSCHI DI BARDONE	15	608	2191	CHIUSOLA	30	630
1707	BOSCHI DIGA	45	630	1468	CHIVASSO	29	183
1812	BOSCO DI CORNIGLI	42	842	2045	CISANO SUL NEVA	15	52
836	BOZZOLO	26	33	1509	CLAVESANA	25	275
1538	BRA	41	290	1015	CLUSONE	35	648
787	BRENO	39	312	1460	COAZZE	30	653
1506	BREOLUNGI	33	301	1548	COCCONATO	18	495
1428	BROSSASCO	31	609	942	CODERA	27	824
1293	BRUSSON	16	1332	1029	CODOGNO	33	58
1383	BUSSOLENO	24	441	2008	COLLE BELENDIA	15	1350
1057	BUSTO ARSIZIO	32	224	2051	COLLE DI MELOGNO	30	1000
1702	CABANNE	28	812	2025	COLLE S. BARTOLOMEO	19	621
1578	CAIRO MONTENOTTE	31	328	1390	COLLEGNO	24	293
1411	CALCINERE	38	700	2117	COLONIA ARNALDI	24	600
1318	CALUSO	16	303	1440	COMBAMALA	41	915

1. ... Massimi annuali delle altezze di pioggia [mm] in  
 assegnata durata d per la stazione di misura di Lanzada

n° prog.	Anno	Durata d			
		d=1 ora	d=3 ore	d=6 ore	d=24 ore
1	1930	16,5	24,4	24,6	33,4
2	1931	21,0	31,0	40,7	46,7
3	1932	10,0	18,0	24,5	31,7
4	1933	12,0	21,5	40,0	59,6
5	1935	14,8	17,0	20,2	34,4
6	1936	17,4	18,0	19,0	28,8
7	1937	13,8	24,4	34,6	46,0
8	1938	19,0	29,0	22,6	38,6
9	1939	13,2	18,2	29,0	39,2
10	1940	13,2	21,8	34,4	47,4
11	1941	11,0	15,0	18,4	24,4
12	1942	22,0	41,0	51,0	77,0
13	1943	14,0	26,2	35,2	42,6
14	1944	14,6	15,4	27,6	40,0
15	1945	15,0	18,0	31,0	38,6
16	1946	13,0	19,0	30,0	32,4
17	1947	14,4	16,4	21,6	27,2
18	1948	13,0	21,0	34,0	44,0
19	1949	14,0	19,0	22,6	28,4
20	1950	10,2	13,0	22,4	30,6
21	1951	14,0	20,0	29,0	48,4
22	1952	16,8	17,0	27,4	42,0
23	1953	12,0	18,0	25,0	33,0
24	1954	16,0	21,2	35,2	51,6
25	1955	13,2	20,0	29,0	41,0
26	1956	12,0	24,0	33,4	49,4
27	1957	20,4	35,4	36,0	41,8
28	1958	13,2	17,2	33,2	51,0
29	1959	11,0	18,0	26,2	39,6
30	1960	15,0	23,8	38,6	56,4
31	1961	18,0	25,4	31,2	51,8
32	1962	17,2	23,0	25,4	31,0
33	1963	15,2	18,8	32,4	33,0
34	1964	16,0	19,2	29,6	40,4
35	1965	9,8	19,2	27,2	44,4
36	1966	16,2	20,4	32,8	42,0
37	1967	8,0	21,8	26,0	35,2
38	1968	9,0	18,0	29,6	44,2
39	1969	11,4	21,6	25,4	34,2
40	1970	15,6	19,6	26,6	48,4
41	1971	17,0	21,0	36,0	57,0
42	1973	27,2	29,2	33,6	44,0
43	1974	15,0	23,0	28,8	35,8
44	1978	8,0	19,0	27,8	34,4
45	1980	7,0	20,0	34,6	51,0
46	1981	10,0	24,4	30,0	47,0
47	1982	8,0	20,4	27,0	35,6
48	1983	10,0	21,4	34,0	63,0
49	1985	18,3	27,4	46,6	69,6
50	1986	16,6	26,6	32,6	37,6
Media		14,0	21,4	30,4	42,1
CV		0,280	0,234	0,212	0,256

... .. 5.0. Summa dei parametri  $m_1$ ,  $n$ ,  $C_v$  delle curve di possibilità climatiche per le stazioni pluviometriche dell'area padana e della Liguria

Stazione	$m_1$	$n$	$C_v$	Stazione	$m_1$	$n$	$C_v$
ACCEGLIO SARETTO	12.80	0.510	0.335	CALVISANO	26.38	0.737	0.358
ACQUI	22.80	0.602	0.592	CALVO	36.30	0.656	0.389
AIROLE	24.99	0.509	0.366	CAMANDONA	34.55	0.565	0.398
ALASSIO	32.45	0.666	0.447	CAMASCO	36.26	0.467	0.323
ALBA	21.79	0.633	0.467	CAMPERTOGNO	26.59	0.457	0.409
ALBENGA	28.08	0.596	0.408	CAMPO MORO	12.82	0.547	0.303
ALESSANDRIA	19.75	0.720	0.357	CAMPO TARTANO	20.00	0.575	0.319
ALTO	20.04	0.585	0.522	CANDOLIA	20.67	0.516	0.419
AOSTA	12.30	0.509	0.407	CANNOBIO	37.57	0.588	0.380
ARLIA	34.04	0.634	0.448	CARATE BRIANZA	33.69	0.689	0.363
ARVIER	11.06	0.562	0.262	CARPE	42.47	0.438	0.381
ASSO	36.57	0.651	0.282	CARPI	22.39	0.711	0.338
ASTI	22.95	0.721	0.318	CASALE MONF. IST. P.	26.48	0.745	0.367
AULLA	35.15	0.644	0.383	CASALMAGGIORE	25.50	0.719	0.367
AYMAVILLES	13.07	0.575	0.346	CASANOVA	27.08	0.744	0.295
BALESTRINO	27.66	0.582	0.341	CASELLO VIANELLO	27.32	0.713	0.318
BARACCA-BRACCO	43.22	0.676	0.312	CASTELDELFINO	13.86	0.507	0.323
BARDICOLE	23.84	0.628	0.286	CASTELLO DIGA	14.88	0.502	0.299
BARDINETO	25.57	0.520	0.346	CASTELNUOVO MONTI	23.49	0.676	0.280
BARDONECCHIA	11.27	0.505	0.289	CASTELVECCHIO	32.25	0.553	0.361
BEDONIA	31.50	0.633	0.318	CASTIGLIONE CHIAV.	46.13	0.698	0.362
BELLANO	26.78	0.635	0.333	CAVALLOTTI-OSIGLI	23.19	0.565	0.485
BERGAMO	30.98	0.726	0.312	CENGIO	26.58	0.560	0.446
BERTIGNANO	30.97	0.678	0.436	CENTRALE ARGENTIN	26.13	0.611	0.352
BESTAGNO	27.58	0.589	0.417	CERES	28.90	0.563	0.404
BEZZECA	21.69	0.619	0.320	CERESARA	28.38	0.766	0.541
BIELLA	33.76	0.650	0.364	CERESOLE REALE	18.38	0.459	0.379
BOLA DI TRESANA	40.47	0.625	0.319	CERIANA	31.02	0.532	0.412
BORETTO	25.15	0.740	0.340	CEVA	22.29	0.607	0.309
BORGO S. DALMAZZO	21.28	0.563	0.345	CHAMPDEPRAZ	19.12	0.485	0.402
BORGO VAL DI TARO	24.83	0.633	0.378	CHAMPORCHER	24.12	0.521	0.400
BORGOFRANCO	31.33	0.652	0.303	CHATILLON	14.74	0.536	0.565
BORGOMANERO	28.70	0.622	0.329	CHIARI	32.33	0.750	0.349
BORGONATO	28.03	0.723	0.392	CHIAVARI	48.74	0.733	0.470
BORMIO	10.33	0.506	0.259	CHIAMONTE	15.01	0.433	0.381
BOSCHI DI BARDONE	21.78	0.630	0.272	CHIUSOLA	38.42	0.608	0.336
BOSCHI DIGA	30.44	0.632	0.397	CHIVASSO	23.44	0.663	0.308
BOSCO DI CORNIGLI	32.83	0.534	0.347	CISANO SUL NEVA	27.82	0.516	0.408
BOZZOLO	32.20	0.759	0.434	CLAVESANA	23.38	0.648	0.440
BRA	22.15	0.708	0.385	CLUSONE	26.28	0.610	0.289
BRENO	20.42	0.672	0.296	COAZZE	26.76	0.583	0.357
BREOLUNGI	21.47	0.697	0.318	COCCONATO	28.19	0.746	0.464
BROSSASCO	23.31	0.566	0.355	CODERA	24.33	0.646	0.290
BRUSSON	17.20	0.584	0.360	CODOGNO	28.37	0.742	0.375
BUSSOLENO	16.04	0.553	0.404	COLLE BELENDIA	21.71	0.549	0.303
BUSTO ARSIZIO	36.31	0.736	0.306	COLLE DI MELOGNO	31.42	0.523	0.394
CABANNE	36.58	0.525	0.318	COLLE S. BARTOLOM.	30.32	0.545	0.426
CAIRO MONTENOTTE	29.18	0.562	0.393	COLLEGNO	22.73	0.693	0.286
CALCINERE	25.30	0.557	0.451	COLONIA ARNALDI	45.96	0.593	0.339
CALUSO	26.38	0.767	0.286	COMBAMALA	19.83	0.607	0.359

TAB. 5.7. Suma dei parametri  $\mu_i$ ,  $\mu_t$  e M, per le stazioni pluviometriche dell'area padana e della Liguria

n° ord	Stazione	$\mu_i$ [mm/ora]	$\mu_t$ [ore]	M [ev./anno]
1	ACCEGLIO SARETTO	4.36	1.79	25.93
2	ACQUI	9.64	1.63	4.90
3	AJROLE	6.52	2.35	18.73
4	ALASSIO	11.27	1.55	9.88
5	ALBA	4.96	2.16	8.72
6	ALBENGA	9.77	1.70	13.05
7	ALESSANDRIA	5.77	1.46	20.41
8	ALTO	12.44	1.74	5.08
9	AOSTA	3.73	2.03	13.06
10	ARLIA	13.65	1.53	9.83
11	ARVIER	3.06	1.72	74.55
12	ASSO	9.66	1.60	53.15
13	ASTI	7.61	1.36	31.56
14	AULLA	11.82	1.59	15.91
15	AYMAVILLES	2.67	2.21	22.80
16	BALESTRINO	6.84	2.04	24.09
17	BARACCA-BRACCO	11.67	1.59	34.24
18	BARDI C LE	5.72	1.87	49.61
19	BARDINETO	5.25	2.74	22.83
20	BARDONECCHIA	2.69	2.32	47.31
21	BEDONIA	8.82	1.66	31.84
22	BELLANO	3.94	2.50	26.27
23	BERGAMO	7.62	1.51	34.04
24	BERTIGNANO	8.96	1.62	10.64
25	BESTAGNO	7.77	2.04	12.13
26	BEZZECA	7.48	1.43	30.93
27	BIELLA	10	1.49	19.08
28	BOLA DI TRESANA	10.15	1.77	35.31
29	BORETTO	6.65	1.38	24.29
30	BORG O S.DALMAZZO	6.46	1.88	23.13
31	BORG O VAL DI TARO	8.81	1.56	16.66
32	BORG OFRANCO	8.62	1.48	38.44
33	BORGOMANERO	7.75	1.70	27.67
34	BORGONATO	8.61	1.39	14.77
35	BORMIO	2.22	2.37	79.03
36	BOSCHI DI BARDONE	5.44	1.79	62.78
37	BOSCHI DIGA	8.73	1.68	14.15
38	BOSCO DI CORNIGLI	8.47	2.14	22.63
39	BOZZOLO	11.54	1.23	10.79
40	BRA	6.66	1.40	15.68
41	BRENO	5.58	1.48	42.93
42	BREOLUNGI	6.39	1.47	31.75
43	BROSSASCO	6.1	1.99	20.82
44	BRUSSON	4.48	1.83	19.72
45	BUSSOLENO	4.98	1.88	13.40
46	BUSTO ARSIZIO	8.93	1.46	36.85
47	CABANNE	10.2	1.99	31.62
48	CAIRO MONTENOTTE	8.5	1.87	14.72
49	CALCINERE	11.16	1.48	9.63
50	CALUSO	5.48	1.40	49.70

#### 4. LA VALUTAZIONE DELLE PORTATE AL COLMO DI PIENA

Si è innanzitutto proceduto alla raccolta delle serie storiche dei massimi annuali delle portate al colmo di piena per tutte le sezioni idrometrografiche ubicate sui corsi d'acqua del bacino padano e su quelli liguri con foce al litorale tirrenico, dal Roja al Magra. Preliminarmente alla fase inferenziale, è stata effettuata un'accurata analisi di affidabilità delle serie disponibili, che ha portato ad escludere un certo numero di stazioni dalle elaborazioni successive. Si è quindi proceduto, per le serie risultate affidabili, alla fase inferenziale, al fine di identificare il modello probabilistico più adatto ad interpretare a scala regionale la frequenza dei valori estremi delle portate al colmo di piena. A tal fine, è stato utilizzato il metodo della portata indice, utilizzando come modello probabilistico regionale il modello gerarchico TCEV.

Per la delimitazione delle regioni omogenee, sono state seguite diverse impostazioni, al fine di individuare quella che conduce ad una definizione ottimale dei gruppi di stazioni atti a configurare tali regioni; a tale scopo, è stata presa in considerazione l'applicazione sia di criteri di tipo geografico che di tecniche di analisi statistica multivariata.

Nel paragrafo 4.1 viene descritta l'analisi di affidabilità dei dati idrometrici, nel paragrafo 4.2 è trattato il problema della delimitazione delle regioni omogenee; il paragrafo 4.3 descrive invece la procedura di regionalizzazione delle portate di piena con il modello TCEV.

##### 4.1. Analisi di affidabilità dei dati idrometrici

Per la raccolta delle serie dei massimi annuali delle portate al colmo di piena si è fatto riferimento sia alla Pubblicazione n.17 del S.I.M.I. sia ad altro materiale che è stato possibile raccogliere presso diversi Enti. Scartando le serie con meno di 9 anni di osservazione, che si è ritenuto non garantissero stime sufficientemente affidabili delle statistiche campionarie, le stazioni idrometriche considerate sono risultate 125 e sono elencate in Tabella 4.1, mentre nella corografia di Figura 4.1 ne è indicata l'ubicazione.

Si è quindi proceduto, come già indicato, ad un'analisi preliminare delle serie campionarie dei massimi colmi annuali, condotta tramite tecniche statistiche di tipo non parametrico, e finalizzata a verificare l'affidabilità di campionamento, in modo da scartare le stazioni non rispondenti ai requisiti richiesti (una descrizione completa di tale analisi è riportata nel lavoro di Adom et al. (1988), cui si rimanda per ogni ulteriore dettaglio).

La metodologia utilizzata per l'analisi di affidabilità è basata sull'impiego di tests di tipo non parametrico, intesi a valutare la casualità del campionamento e mettere in luce la presenza di effetti di persistenza o tendenza. I metodi non parametrici, in quanto svincolati da ipotesi circa la forma delle distribuzioni delle variabili in esame, si presentano particolarmente idonei a valutazioni di tipo propedeutico, quale quella richiesta in questa fase. I test eseguiti sono stati i seguenti: test del numero di sequenze (runs) e test del numero dei punti di inversione (per la casualità); test di correlazione di rango di Spearman e test per l'autocorrelazione di primo ordine (per la persistenza); e test per la correlazione fra rango e ordine (per il trend).

Il criterio adottato per la valutazione dell'affidabilità delle serie campionarie prevede che la serie non sia ritenuta idonea a rappresentare le realizzazioni di una variabile casuale qualora almeno uno dei test effettuati (casualità, persistenza o trend) porti ad una decisione di rigetto al livello di significatività pari al 5%; la serie campionaria viene scartata anche nel caso in cui più di un test, riguardante caratteristiche differenti, produca risultati critici al livello del 10%. L'applicazione di tale criterio ha condotto a scartare 24 serie su 125. I fattori principali che hanno determinato il rigetto, come risulta evidente dalla Tabella 4.2, sono rappresentati dalla presenza di trend, e in second'ordine dal difetto di casualità; la persistenza appare invece essere un fattore di rigetto di tipo secondario, essendo sempre associata alla mancanza di casualità o alla presenza di trend.

Le stazioni con serie campionarie inaffidabili presentano caratteristiche alquanto disomogenee e, di conseguenza, non si possono individuare fattori comuni legati al loro funzionamento, che possano ritenersi cause di rigetto. In particolare, le dimensioni campionarie delle stazioni escluse ricoprono in modo piuttosto omogeneo il campo di variabilità di quelle osservate (cfr. Tabella 4.2) e, pertanto, la dimensione campionaria non può essere indicata come causa di rigetto. E' ancora da rilevare come l'analisi effettuata abbia condotto all'esclusione del 20% circa del totale delle stazioni esaminate, una percentuale significativamente superiore al livello di significatività prefissato (5%). Tale circostanza costituisce in qualche modo una conferma dell'opportunità di indagini volte alla selezione dell'informazione disponibile, del tipo di quella condotta per l'area di indagine.

Oltre alle stazioni idrometriche, la cui serie storica dei massimi colmi annui risulta inaffidabile ai sensi delle analisi non parametriche sopra riportate, sono state scartate anche altre stazioni, che non sono apparse affidabili per altri motivi. In particolare, quelle nel cui bacino imbrifero sono presenti invasi naturali o artificiali le cui dimensioni siano tali da far ritenere che il regime naturale di piena possa risultare significativamente alterato e quelle che sottendono bacini di area superiore

a 3000 Km<sup>2</sup>, i quali, per la rilevante presenza di aree di pianura, sono caratterizzati da un comportamento molto differente da quello dei rimanenti bacini.

Adottando questi criteri di selezione delle serie storiche disponibili, sono state individuate le 75 stazioni idrometriche elencate in Tabella 4.3, dove vengono anche riportati i valori della media, del coefficiente di variazione e di quello di asimmetria di ogni serie dei massimi colmi annui. L'ubicazione di tali stazioni viene indicata in Figura 4.2, dove si può notare come 58 di esse ricadano nel bacino padano, mentre le rimanenti 17 siano ubicate su corsi d'acqua liguri con foce ai litorali tirrenico. Le serie osservate dei massimi annuali delle portate di piena sono composte da un numero di elementi variabile tra 9 e 60, con una media di circa 23 elementi per ogni serie campionaria, corrispondenti ad un numero complessivo di dati disponibili per l'intera regione di 1732. A questo riguardo, va rilevato come la circostanza per cui i dati ufficiali di portate al colmo di piena non siano disponibili dal 1971 ad oggi (vale a dire per altri 24 anni circa) ponga serie limitazioni all'analisi di frequenza delle piene nel territorio in esame. La mancata edizione della Pubblicazione n° 17 per le decadi 1971-1980 e 1981-1990 costituisce una incredibile carenza, la quale priva gli sforzi per la previsione statistica del rischio alluvionale (e, quindi, per la sua prevenzione e mitigazione) di una informazione indispensabile. Studi condotti su alcuni casi campione (per cui sono stati raccolti i dati mancanti per i due decenni citati) hanno mostrato come le previsioni statistiche possano decisamente modificarsi, qualora venga considerato l'intero campione sperimentale, rispetto all'analisi condotta sul campione parziale disponibile a tutto il 1970.

## 4.2. Delimitazione delle regioni omogenee

### 4.2.1. Generalità

Per la delimitazione delle regioni omogenee, si è proceduto adottando, in prima istanza, criteri di tipo geografico. I risultati ottenuti hanno mostrato come questo metodo, presenti una limitata capacità discriminante. Infatti, a differenza del caso della regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere, trattato in precedenza, non è risultato possibile, nonostante i numerosi tentativi effettuati, individuare univocamente una partizione ottimale del territorio indagato; sono state invece individuate più partizioni, tali che le capacità esplicative dei risultanti modelli probabilistici risultavano nel complesso sostanzialmente equivalenti. Questo comportamento è certamente imputabile, almeno in una certa misura, al limitato numero di stazioni disponibili e, forse, alla limitata numerosità delle serie stesse.

Per ovviare a queste difficoltà, è stata presa in considerazione, la possibilità di utilizzare tecniche di "cluster analysis". Anche in tal caso, però, i risultati ottenuti

non sono apparsi soddisfacenti. Le analisi effettuate indicano infatti come si possano ottenere risultati accettabili soltanto nel caso in cui si prendano in considerazione, fra gli attributi utilizzati per la creazione dei "grappoli", anche le statistiche di asimmetria e variazione; ciò però complica notevolmente il problema della allocazione delle stazioni prive di dati ai gruppi, finendo per compromettere la valenza pratica della metodologia.

Infine, visti i risultati poco soddisfacenti forniti da entrambi i metodi di identificazione delle regioni omogenee, si è scelta la strada di utilizzare la stessa partizione del territorio in esame già individuata nel caso della regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere; questa ipotesi di regionalizzazione conduce a risultati che possono ritenersi, almeno in prima approssimazione soddisfacenti.

Nonostante l'applicazione delle metodologie di analisi multivariata al problema in esame sia stata alla fine scartata, sembra opportuno ed utile per il lettore fornire in questa sede almeno una breve descrizione delle elaborazioni effettuate.

#### 4.2.2. Applicazione di tecniche di analisi multivariata

Al fine di ridurre il livello di arbitrarietà intrinseco alla tradizionale procedura di definizione dei gruppi omogenei, basata su criteri di tipo geografico, è stato proposto da più parti l'impiego di tecniche di analisi dei grappoli o "cluster analysis". Come noto, questa denominazione indica un complesso di metodi propri dell'analisi statistica multivariata intesi ad identificare, fra un insieme di oggetti, quei sottoinsiemi (grappoli o clusters) che presentino alcune caratteristiche di similitudine rispetto ad una serie di attributi che caratterizzano i singoli oggetti (cfr., ad es., Sadocchi, 1980). Queste tecniche hanno recentemente conosciuto una larga applicazione nel campo dell'analisi regionale di frequenza delle piene (cfr., ad es., Wiltshire, 1986; Wiltshire e Beran, 1987; Acreman e Sinclair, 1986; Burn, 1988; Adom, 1990; Fiorillo e Rolla, 1989; Reitano e Rossi, 1992). I risultati finora ottenuti non si prestano ad una valutazione univoca; essi hanno infatti evidenziato, da un lato, le rilevanti potenzialità dell'approccio multivariato; dall'altro, ne hanno messo in evidenza sostanziali limiti applicativi. Poichè numerose esperienze hanno evidenziato come la contiguità geografica fra bacini non implichi necessariamente l'omogeneità di tali bacini in relazione al regime di frequenza delle piene, l'applicazione di metodi di clusterizzazione acquista un particolare interesse applicativo (Wiltshire, 1986; Acreman e Sinclair, 1986; Adom, 1990). Per contro, l'utilizzazione dei metodi di clustering conduce a risultati soddisfacenti soltanto nel caso in cui gli attributi considerati ai fini del raggruppamento siano realmente quelli che influiscono sul regime di frequenza delle piene; l'individuazione di indici

geomorfoclimatici utili a questo scopo e, al tempo stesso, acquisibili su vasta scala, rappresenta quindi la principale difficoltà che si incontra nello sviluppo di queste tecniche.

Nel presente studio sono stati considerate quali attributi delle stazioni, in base ai quali condurre la ricerca dei gruppi omogenei, diverse combinazioni di statistiche delle osservazioni e di caratteristiche geomorfoclimatiche dei bacini di formazione delle piene: per quanto riguarda queste ultime, sono stati utilizzati la precipitazione media annua, MAP, e l'area del bacino, A; tra le statistiche, il coefficiente di variazione, Cv, quello di asimmetria, G, ed il rapporto tra la media campionaria e l'area,  $\mu_x/A$ , ovvero il valor medio del contributo unitario di piena massima annuale.

L'analisi, descritta in dettaglio da Adom (1990), ha consentito di individuare tre differenti combinazioni di attributi, che sembrano in grado di fornire i migliori risultati. Il primo insieme di attributi comprende Cv e G, il secondo insieme comprende A, MAP e  $\mu_x/A$  ed il terzo, unione dei precedenti, comprende Cv, G, A, MAP e  $\mu_x/A$ .

Per l'operazione di accorpamento in grappoli delle stazioni, sono state utilizzate numerose tecniche di cluster analysis sia di tipo gerarchico che non-gerarchico. Le prime, come noto, seguono uno schema ad albero, che prevede, ad ogni stadio successivo dell'analisi, la fusione dei gruppi che presentano caratteristiche più affini tra loro, ovvero i minori valori della matrice delle dissimilarità (matrice di distanza) tra gruppi. A differenza dei metodi gerarchici, che procedono riducendo progressivamente il numero dei gruppi, nei metodi di tipo non-gerarchico il numero di gruppi viene fissato a priori; i gruppi si formano per successive aggregazioni attorno ai punti prescelti come origini, ancora in base ai valori assunti dagli elementi della matrice delle distanze.

Per la definizione degli elementi della matrice di dissimilarità, si è adottato l'algoritmo del legame medio (cfr. Anderberg, 1973), che, in base ad alcune prove, risulta il più efficiente tra i diversi algoritmi esaminati. Le numerose prove effettuate hanno evidenziato come l'algoritmo gerarchico produca una distribuzione spiccatamente disuniforme del numero di stazioni per gruppo. Come si può evincere dall'analisi dei dendrogrammi, vale a dire degli alberi di raggruppamento, riportati da Adom (1990), il numero di stazioni per cluster varia sensibilmente, ai vari livelli di gerarchizzazione, a seconda del cluster considerato; peraltro, questo comportamento è in accordo con quanto riscontrato da altri ricercatori (cfr., ad es., Mather, 1976). Tale disuniformità potrebbe comportare l'insorgere di non trascurabili problemi nella successiva definizione di una legge regionale di frequenza delle piene valida all'interno di ciascun cluster; infatti, nel caso di

grappoli caratterizzati da numero esiguo di stazioni, il numero di osservazioni in base a cui la legge regionale viene stimata sarebbe alquanto limitato e, di conseguenza, i parametri del modello probabilistico regionale risulterebbero caratterizzati da una elevata varianza di stima ed il modello stesso diverrebbe poco affidabile. Un ulteriore difetto dei metodi di tipo gerarchico è costituito dalla sensibilità che essi dimostrano nei confronti della presenza, nello spazio degli attributi, di zone non coperte da osservazioni ed il caso in esame ricade spesso in una situazione di questo tipo. Pertanto, a causa dei problemi appena ricordati, l'applicazione di metodi di tipo gerarchico è stata scartata e nelle successive analisi, di cui si riferisce nel seguito, sono stati impiegati solo algoritmi di tipo non-gerarchico.

L'analisi di clusterizzazione non gerarchica è stata condotta considerando ancora i tre insiemi di attributi precedentemente descritti, ovvero  $\{Cv, G\}$ ,  $\{A, MAP, \mu_x/A\}$  e  $\{Cv, G, A, MAP, \mu_x/A\}$ . I risultati ottenuti hanno messo in evidenza come, nel caso in cui si ricorra ad insiemi composti da attributi di tipo geomorfoclimatico senza considerare fra gli attributi le statistiche delle serie campionarie (come avviene nel caso del secondo insieme), la dispersione dei grappoli nel piano Cv-G risulti molto accentuata con numerose sovrapposizioni fra i grappoli stessi. La definizione di grappoli omogenei con riferimento al secondo insieme di attributi è quindi poco utile per l'individuazione di bacini simili in termini di frequenza delle piene. La medesima osservazione si applica anche con riferimento al terzo insieme di attributi, anche se in tal caso la disposizione dei grappoli nel piano Cv-G è meno disordinata. Pertanto, per la definizione dei grappoli finali, l'analisi è stata basata solo primo insieme di attributi (Cv e G). Lo studio ha consentito di individuare in 5 il numero ottimale di gruppi da considerare, sulla base delle risultanze di alcuni tests di omogeneità sugli elementi dei grappoli, proposti da Wiltshire e Beran (1987) e da Lettenmaier et al. (1987). In Figura 4.3 sono riportate le posizioni dei grappoli nel piano degli attributi (Cv e G), mentre in Figura 4.4 viene riportata la posizione geografica degli elementi appartenenti a ciascun grappolo. Per i vari gruppi così ottenuti, sono state ricavate le curve di crescita regionali, sia con il modello TCEV, sia utilizzando diverse alternative sulla forma della distribuzione di probabilità; rimandando ad Adom (1990) per maggiori dettagli, ci si limita qui a sottolineare come le curve di crescita relative ai vari gruppi individuati forniscano una descrizione generalmente soddisfacente del regime di frequenza delle osservazioni disponibili. Questo comportamento era peraltro prevedibile, data la particolare scelta degli attributi in base ai quali viene operata la suddivisione in gruppi; ciò in quanto l'andamento della curva di crescita relativa alle varie stazioni dipende proprio da Cv e da G.

Per l'attribuzione delle stazioni prive di osservazioni ai gruppi ottenuti in base all'analisi di clusterizzazione, è stata considerata la possibilità di utilizzare le tecniche dell'analisi discriminante. Questo processo di attribuzione assume grande importanza, in quanto la posizione geografica della stazione da classificare non è di particolare aiuto nell'attribuzione della stessa all'uno o all'altro gruppo, dato che i gruppi, omogenei dal punto di vista della frequenza delle piene, non si presentano ben distinti dal punto di vista geografico (cfr. Figura 4.4). Al fine di conferire alla metodologia il requisito della semplicità di applicazione, sono state prese in esame procedure di allocazione delle stazioni non osservate che richiedono la conoscenza di caratteristiche geomorfoclimatiche facilmente acquisibili nei casi pratici. Per valutare l'efficienza di tali procedure, si è proceduto al semplice esperimento di riallocazione delle stazioni osservate e già precedentemente classificate in gruppi; per ciascuna stazione si è quindi ipotizzato di ignorare il gruppo di appartenenza e, sulla base dei valori delle predette caratteristiche geomorfoclimatiche, si è proceduto alla sua riallocazione tramite l'analisi discriminante, confrontando la composizione dei gruppi che risulta dalla riallocazione con quella effettiva.

Il processo di riallocazione delle stazioni ha condotto a risultati non molto incoraggianti; un'elevata percentuale delle stazioni osservate viene infatti riallocata in gruppi diversi da quelli di appartenenza. Per questo motivo, l'idea di operare la suddivisione in gruppi sulla base di analisi di tipo cluster non pare conveniente, soprattutto in vista di un'estesa applicazione tecnica dei risultati.

Poichè anche i metodi di tipo geografico non conducono a risultati molto più convincenti (in quanto, come già indicato, risulta possibile individuare numerose partizioni del territorio in esame in zone e sottozone omogenee che conducono a risultati complessivi sostanzialmente equivalenti) è stata infine assunta, quale ipotesi di lavoro, che, anche per la regionalizzazione dei colmi di piena, risulti accettabile la suddivisione scaturita dall'analisi dei massimi annuali delle piogge giornaliere; come si vedrà nel seguente paragrafo, questa ipotesi è risultata accettabile e pertanto è stata adottata per il presente studio.

#### 4.3. Analisi regionale di frequenza

La legge regionale di frequenza delle piene nel territorio in esame si basa sul modello regionale gerarchico TCEV, descritto nel Capitolo A. Come sopra indicato, si è fatta l'ipotesi, sottoposta a verifica nel presente paragrafo, che, anche per le portate di piena, risulti valida la stessa suddivisione in zone e sottozone omogenee individuata per i massimi annuali delle piogge giornaliere. Tale suddivisione, come già indicato nel paragrafo 3.1, prevede l'esistenza di due zone al primo livello di

regionalizzazione, una costituita dal bacino del Po e l'altra dalla Liguria tirrenica; anche al secondo livello di analisi viene mantenuta la stessa ipotesi di zonizzazione. Nel paragrafo 4.3.1 viene descritta l'analisi di primo e secondo livello, che conduce all'identificazione delle curve di crescita regionali. Nel paragrafo 4.3.2 viene poi illustrata la metodologia di stima indiretta della piena indice, che consente di valutare questa grandezza in una generica sezione fluviale del territorio in esame, che risulti priva di osservazioni idrometriche sufficienti alla stima diretta.

#### 4.3.1. Regionalizzazione di primo e secondo livello

Adottando la procedura di stima a massima verosimiglianza descritta nel capitolo A, sono stati ottenuti i seguenti valori regionali dei parametri della distribuzione TCEV al primo livello di regionalizzazione:

$$\Lambda^* = 0.242 \quad (4.1)$$

$$\theta^* = 4.734 \quad (4.2)$$

per i bacini padani; mentre per i bacini liguri si è ottenuto:

$$\Lambda^* = 0.298 \quad (4.3)$$

$$\theta^* = 4.904 \quad (4.4)$$

L'ipotesi di omeogenità al primo livello delle due zone individuate è stata sottoposta a verifica, confrontando, per ciascuna zona, la distribuzione di frequenza dei coefficienti di asimmetria osservati con quella teorica, propria del modello TCEV particolarizzato con i valori dei parametri appena indicati. Quest'ultima è stata ottenuta tramite simulazione con un metodo di tipo Monte Carlo, generando a partire da una distribuzione TCEV, avente i predetti valori dei parametri, 1000 campioni di numerosità variabile ed in accordo con quella delle serie idrometriche osservate. Tale distribuzione viene confrontata con la distribuzione di frequenza dei coefficienti di asimmetria dei campioni generati nelle Figure 4.5 e 4.6, che si riferiscono rispettivamente al bacino del Po ed alla Liguria tirrenica, dove vengono riportate, in carta probabilistica di Gumbel facendo uso della plotting position di Gringorten, le due distribuzioni, osservata e teorica. Il confronto evidenzia, per entrambe le zone, un buon accordo tra le due distribuzioni; l'esito positivo del confronto è confermato dai risultati del test di adattamento del  $\chi^2$  di Pearson.

La distribuzione della variabile adimensionale  $Y$ , definita dalla (A.7), assume quindi per i corsi d'acqua padani l'espressione:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y)-0.242 \cdot \exp(-y/4.734)] \quad (4.5)$$

mentre per quelli liguri vale la:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y)-0.298 \cdot \exp(-y/4.904)] \quad (4.6)$$

Per quanto riguarda il secondo livello di regionalizzazione, sempre assumendo che il bacino padano e la Liguria tirrenica definiscano due sottozone idrometriche omogenee, si sono ottenute le seguenti stime del parametro  $\Lambda_1$ :

$$\Lambda_1 = 13.54 \quad (4.7)$$

per il bacino padano, e

$$\Lambda_1 = 9.74 \quad (4.8)$$

per i bacini liguri. L'ipotesi di regionalizzazione di secondo livello è stata sottoposta a verifica, confrontando, per ognuna delle due sottozone, le rispettive distribuzioni teoriche ed osservate di  $C_v$ ; in maniera analoga a quanto fatto al primo livello, la distribuzione teorica del coefficiente di variazione campionario di ciascuna sottozona è stata ottenuta tramite simulazioni generando 1000 serie sintetiche, in accordo con la distribuzione teorica TCEV ed assumendo, quale distribuzione teorica di  $C_v$ , la distribuzione di frequenza dei  $C_v$  dei campioni generati. Il confronto è illustrato nelle Figure 4.7 e 4.8, da cui si può rilevare come l'accordo tra le due distribuzioni può ritenersi abbastanza soddisfacente, ma suscettibile di ulteriori miglioramenti. I risultati migliori si ottengono per la sottozona ligure, anche se la distribuzione teorica sovrastima in maniera significativa la frequenza di non superamento dei più elevati tra i valori osservati di  $C_v$ . Per il bacino del Po, invece, la distribuzione teorica sembra spiegare meno bene la variabilità naturale di  $C_v$  ed, in particolare, sembra sottostimarne le caratteristiche di dispersione. Nonostante ciò, l'ipotesi di regionalizzazione formulata è stata ritenuta accettabile, anche in considerazione del fatto che le numerose prove effettuate definendo diverse alternative di regionalizzazione al secondo livello, associate sia alla medesima ipotesi di primo livello qui formulata che ad altre opzioni, non hanno fornito risultati migliori. In Tabella 4.4 vengono riportati i valori della media e della varianza delle distribuzioni osservata e teorica di  $G$  per le due zone omogenee di primo livello; nella stessa Tabella vengono pure riportate le statistiche delle

distribuzioni osservata e teorica di  $C_v$  per le due regioni omogenee al secondo livello.

In definitiva, la curva di crescita della variabile adimensionale  $W = X/\theta_1$  assume per i corsi d'acqua del bacino padano l'espressione:

$$F_W(x) = \exp[-13.54 \cdot \exp(-x) - 0.419 \cdot \exp(-0.211 \cdot x)] \quad (4.9)$$

mentre per i bacini liguri vale la curva di equazione:

$$F_W(x) = \exp[-9.74 \cdot \exp(-x) - 0.474 \cdot \exp(-0.204 \cdot x)] \quad ; \quad (4.10)$$

entrambe le curve sono rappresentate nella Figura 4.9. Si può osservare come i torrenti liguri presentino una variabilità leggermente più marcata rispetto ai corsi d'acqua del bacino padano, ma non tanto più marcata quanto la diversità climatica farebbe supporre.

#### 4.3.2. Stima della portata indice

Scopo del terzo livello di regionalizzazione è l'identificazione di relazioni funzionali, che consentano di esprimere il quarto parametro della distribuzione  $\theta_1$  (o, in maniera del tutto equivalente, la media  $\mu_X$  che risulta ad esso legata) in funzione di caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino, al fine di stabilire una procedura di previsione della portata indice per le sezioni non strumentate. Questa operazione costituisce, come noto, uno degli aspetti più delicati delle usuali procedure di regionalizzazione e richiede estrema cautela, poichè la portata indice stabilisce la matrice fondamentale delle previsioni che vengono ottenute dal complesso della procedura.

In genere, la stima della portata indice viene affidata a relazioni di tipo empirico, desunte in base a criteri puramente euristici, e quindi prive di un preciso supporto teorico. Questo modo di procedere presenta limiti spesso notevoli, le cui conseguenze indeboliscono l'intera procedura di previsione per le sezioni non strumentata. Infatti accade talvolta che è la capacità di tali relazioni di interpretare la variabilità degli stessi valori osservati della portata indice, in base alle quali esse sono state identificate, risulti alquanto insoddisfacente; di conseguenza, le stime previsionali che si ottengono tramite le stesse relazioni possono risultare di dubbia affidabilità (cfr., ad es., Hebson e Cunnane, 1987).

Queste limitazioni possono essere superate, almeno in linea di principio, adottando l'impostazione dell'analisi derivata di frequenza delle piene. Secondo tale

impostazione, la distribuzione di probabilità delle portate di piena, anziché essere dedotta per via inferenziale, viene derivata a partire da quella delle precipitazioni che investono il bacino idrografico. Tale risultato viene reso possibile grazie all'applicazione di opportune tecniche matematiche, proprie della teoria della probabilità, che consentono, come già indicato, di desumere la distribuzione di una variabile casuale dipendente (la portata al colmo di piena) da quella delle grandezze aleatorie che concorrono alla sua determinazione (gli apporti meteorici), una volta che sia nota la dinamica del sistema di trasformazione (cfr. Eagleson, 1972). Per la caratterizzazione della trasformazione afflussi-deflussi, si deve quindi fare ricorso ad una schematizzazione di natura concettuale dei fenomeni che intervengono nel complesso fenomeno di formazione delle piene in un bacino idrografico. Le distribuzioni derivate risultano così espresse in funzione di alcuni parametri geomorfologici e climatici, che dipendono dalla particolare schematizzazione adottata. In tal modo, si può pervenire ad una stima delle portate di massima piena anche laddove non si disponga di osservazioni idrometriche adeguate alla stima diretta tramite metodi di inferenza statistica, sfruttando l'informazione pluviometrica, generalmente più abbondante, per densità di strumentazione e per lunghezza dei periodi di osservazione, di quella idrometrica, localizzata in un numero limitato di siti fluviali.

Nell'ultimo decennio numerosi ricercatori si sono cimentati, sulla scia tracciata da Eagleson (1972), nella soluzione del problema di derivazione analitica della legge di frequenza delle piene (cfr. Hebson e Wood, 1982; Cordova e Rodriguez-Iturbe, 1983; Diaz-Granados et al., 1984; Sivapalan et al., 1990). Nel presente studio si è fatto riferimento alla metodologia di derivazione sviluppata da Brath et al. (1992), al cui lavoro si rimanda per maggiori dettagli. I risultati dell'applicazione di tale metodologia ad alcuni corsi d'acqua del nostro Paese hanno evidenziato come questa procedura consenta di riprodurre la distribuzione di frequenza delle osservazioni in maniera generalmente soddisfacente, soprattutto per quanto riguarda le caratteristiche di tendenza centrale. Sulla scorta di questo risultato, si è ritenuto opportuno affidare la stima dei momenti di ordine superiore alla tradizionale analisi statistica, secondo la procedura illustrata nel paragrafo precedente, ed utilizzare l'impostazione di derivazione per la stima della sola portata indice (cfr. anche Becciu et al., 1992 e 1993).

La derivazione si basa sui risultati teorici di Bacchi e Rosso (1988) e di Adom et al. (1989). Assumendo che i fenomeni di assorbimento siano rappresentabili a scala di bacino tramite il modello CN-SCS del Soil Conservation Service e che la trasformazione afflussi-deflussi sia descrivibile con il modello geomorfologico dell'idrogramma unitario istantaneo secondo una densità di tipo gamma, questi

autori hanno ottenuto espressioni approssimate della media e della varianza della portata al colmo  $Q_p$  di un singolo evento di piena, utilizzando le tecniche di derivazione dei momenti di variabili casuali dipendenti. Le espressioni derivate sono ricavate per il caso in cui intensità e durata di pioggia nel centro di scroscio siano variabili tra loro indipendenti; assumendo poi che queste ultime abbiano entrambe una distribuzione esponenziale ed indicando con  $\mu_i$  e  $\mu_t$  le rispettive medie, si ottiene, per la media  $\mu_{Q_p}$ , la seguente espressione

$$\mu_{Q_p} = \mu_i \cdot \eta \cdot A \cdot \{[(1 - e^{-\chi}) \cdot (1 + \kappa^2) - \kappa^2 \cdot \chi \cdot e^{-\chi} \cdot (1 + \chi/2)] \cdot [1 + 3 \cdot \kappa^2 \cdot (1 - \eta)^2] + \kappa^2 \cdot (2 - \eta) \cdot [e^{-\chi} \cdot (1 + \chi) - 1]\} \quad (4.11)$$

dove  $A$  rappresenta l'area del bacino.

Nella (4.11)  $\kappa$  rappresenta il cosiddetto fattore di ragguglio delle piogge all'area del bacino, mentre i parametri adimensionali  $\eta$  e  $\chi$  sono dati da

$$\chi = \mu_t / t_L \quad (4.12)$$

$$\eta = \mu_h / (\mu_h + S) \quad (4.13)$$

in cui  $t_L$  rappresenta il tempo di ritardo caratteristico del bacino idrografico ("tempo di lag"),  $\mu_h = \mu_i \cdot \mu_t$  la media del volume specifico di pioggia del generico evento meteorico nel centro di scroscio e  $S$  la massima capacità di ritenzione potenziale del terreno; quest'ultima è valutabile in base al parametro adimensionale CN ( $0 < CN \leq 100$ ), tramite la relazione:  $S = 254 \cdot (100/CN - 1)$ , per  $S$  misurato in mm.

La (4.11) consente di valutare la media del processo dei colmi di piena,  $\mu_{Q_p}$ . Una volta individuato lo schema di riferimento atto a caratterizzare il processo di ricorrenza di tali colmi, la portata indice  $\mu_X$  (media del processo dei massimi annuali) può essere determinata in base a  $\mu_{Q_p}$  e al numero di ricorrenze nell'unità temporale di riferimento, in questo caso l'anno. Avendo scelto il modello TCEV come strumento di sintesi, è ragionevole supporre che tale schema risulti congruente con il processo di ricorrenza alla base di tale modello, che deriva dalla miscela di due componenti indipendenti aventi distribuzione marginale esponenziale e ricorrenza poissoniana. Secondo tale schema la funzione di distribuzione di probabilità di  $Q_p$  ha l'espressione

$$F_{Q_p}(x) = \frac{\Lambda_1}{\Lambda} \cdot (1 - e^{-x/\theta_1}) + \frac{\Lambda_2}{\Lambda} \cdot (1 - e^{-x/\theta_2}) \quad (4.14)$$

con  $\Lambda = \Lambda_1 + \Lambda_2$ ; il valore atteso di  $Q_p$  risulta quindi

$$\mu_{Q_p} = \theta_1 \left( \frac{\Lambda_1}{\Lambda} + \frac{\Lambda_2}{\Lambda} \cdot \theta_* \right) = \theta_1 \cdot \phi_1(\Lambda_1, \Lambda_*, \theta_*) \quad (4.15)$$

Dalle espressioni dei momenti teorici della distribuzione TCEV, ricavate da Beran et al. (1986), si ottiene il valore atteso del massimo annuale di  $Q_p$ , cioè la portata indice, nella forma

$$\begin{aligned} \mu_X &= \theta_1 \cdot \left( \ln(\Lambda_1) + 0.5772 - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^i \cdot \Lambda_*^i}{i!} \cdot \Gamma(i/\theta_*) \right) = \\ &= \theta_1 \cdot \phi_2(\Lambda_1, \Lambda_*, \theta_*) \end{aligned} \quad (4.16)$$

Combinando la (4.15) e la (4.16), il legame tra la portata indice e la media del processo dei colmi di piena si può esprimere come

$$\mu_X = \mu_{Q_p} \frac{\phi_2(\Lambda_1, \Lambda_*, \theta_*)}{\phi_1(\Lambda_1, \Lambda_*, \theta_*)} \quad (4.17)$$

e dipende quindi dai soli parametri  $\Lambda_1$ ,  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ , cioè dalle sole caratteristiche di asimmetria e di dispersione della distribuzione, individuate nei primi due livelli di regionalizzazione. Esso pertanto risulta invariante all'interno di ciascuna delle sottozone omogenee individuate.

Utilizzando congiuntamente la (4.17) e la (4.11), si può quindi pervenire ad una stima della portata indice che, pur coerente con lo schema probabilistico di riferimento, deriva da una modellazione concettuale dei fenomeni fisici che intervengono nella trasformazione afflussi-deflussi. Nell'approccio proposto, i primi due livelli di regionalizzazione, sviluppati nell'ottica dell'analisi statistica dei dati, concorrono infatti a definire le sottozone omogenee all'interno delle quali sussiste, come già osservato, una relazione univoca, del tipo (4.17), tra la portata indice e la media del processo dei colmi di piena.

La stima della portata indice richiede la conoscenza dei diversi parametri che compaiono nella (4.11): i parametri climatici  $\mu_j$  e  $\mu_t$ , il fattore di riduzione delle piogge all'area  $\kappa$ , il parametro di assorbimento CN ed infine il tempo di ritardo del bacino  $t_L$ , a sua volta funzione delle caratteristiche geomorfologiche della rete

idrografica. Questi parametri possono essere valutati adoperando i criteri di stima di seguito indicati, che sono stati validati, con risultati soddisfacenti, nell'applicazione della metodologia di previsione all'area di indagine.

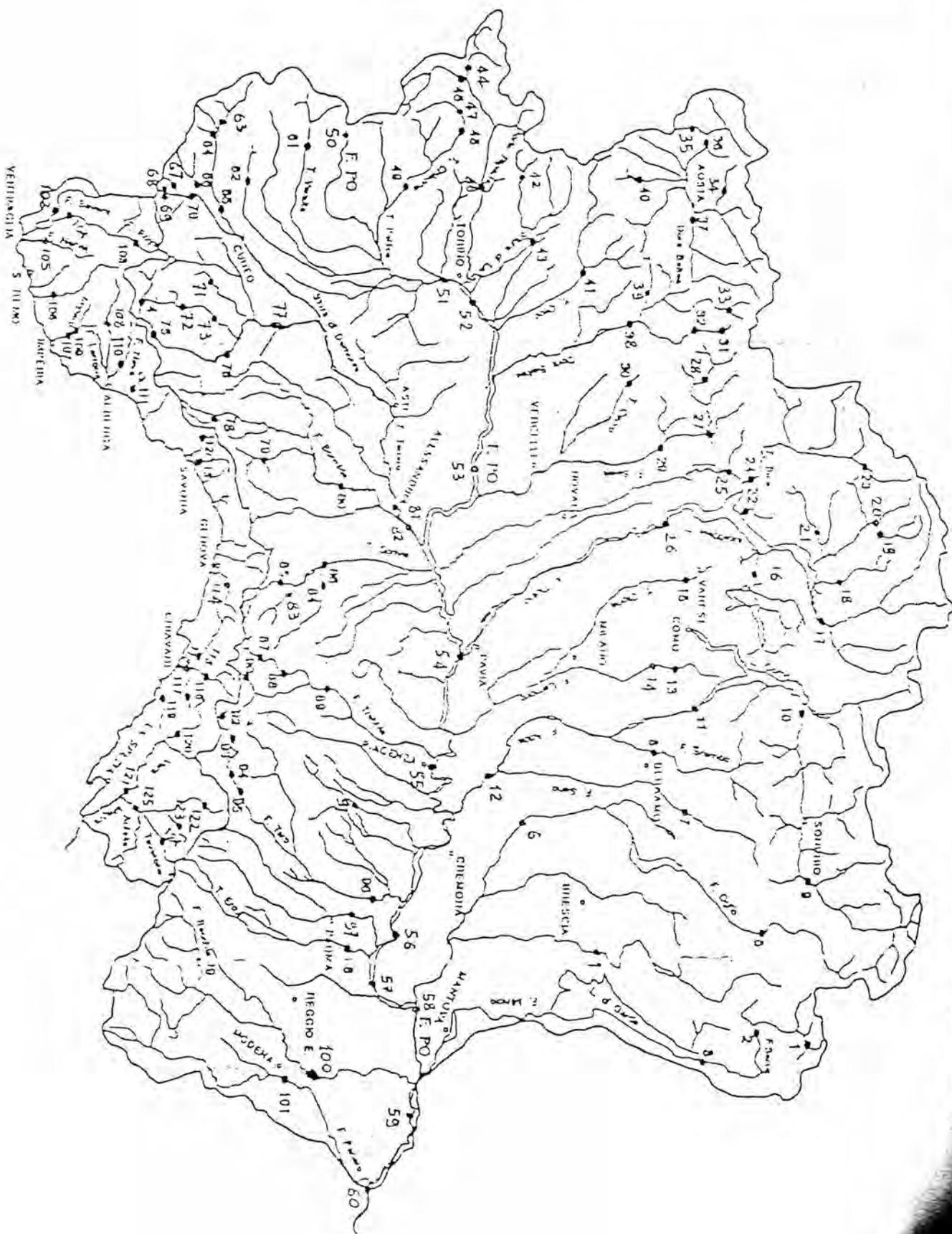
Per quanto riguarda  $\mu_i$  e  $\mu_t$ , si può fare riferimento ai criteri di stima descritti nel paragrafo 3.3. Il parametro  $\kappa$  può essere valutato applicando la nota relazione empirica dell'U.S. Weather Bureau, assumendo una durata di pioggia caratteristica pari al tempo di ritardo del bacino. La stima del parametro di assorbimento  $CN$  può essere ottenuta sulla base dell'analisi congiunta di carte geopedologiche e di mappe dell'uso del suolo. Infine, il tempo di ritardo  $t_L$  può essere valutato a partire dalle caratteristiche morfometriche del reticolo idrografico, applicando la relazione fornita da Rosso (1984):

$$t_L = 2.3 (R_A/R_B)^{0.3} R_L^{-0.4} v^{-1} L_\Omega \quad (4.18)$$

dove  $R_A$ ,  $R_B$  e  $R_L$  sono rispettivamente i rapporti hortoniani di area, biforcazione, e di lunghezza del reticolo,  $L_\Omega$  la lunghezza sviluppata dell'asta di ordine maggiore e  $v$  la velocità media spazio-temporale di propagazione dell'onda di piena. Per maggiori dettagli sulle procedure di stima che possono essere adottate per questi due ultimi parametri si rimanda a Becciu (1992).

E' stata infine verificata la capacità della metodologia descritta di riprodurre i valori osservati della portata indice nelle 75 stazioni idrometriche prese in esame; sulla base della zonizzazione precedentemente individuata e stimando i parametri geomorfologici con i criteri appena indicati, sono state calcolate le stime della portata indice per le 75 stazioni. Nella Figura 4.10 viene illustrato il confronto tra i valori della portata indice osservati e quelli valutati con la metodologia proposta; i risultati ottenuti mostrano come le capacità predittive dell'approccio proposto possano ritenersi soddisfacenti.

Figura 4.1 - Ubicazione delle stazioni idrometriche considerate.





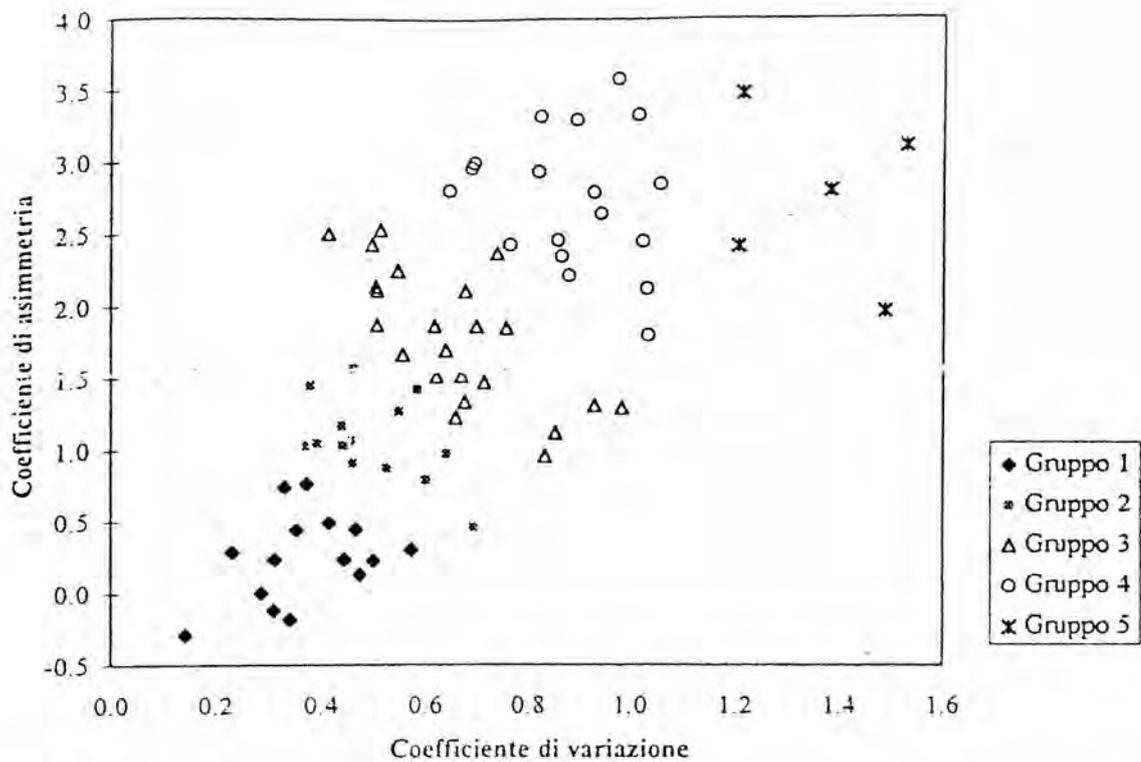


Figura 4.3- Posizione nel piano Cv-G dei gruppi omogenei ottenuti in base agli attributi Cv e G.

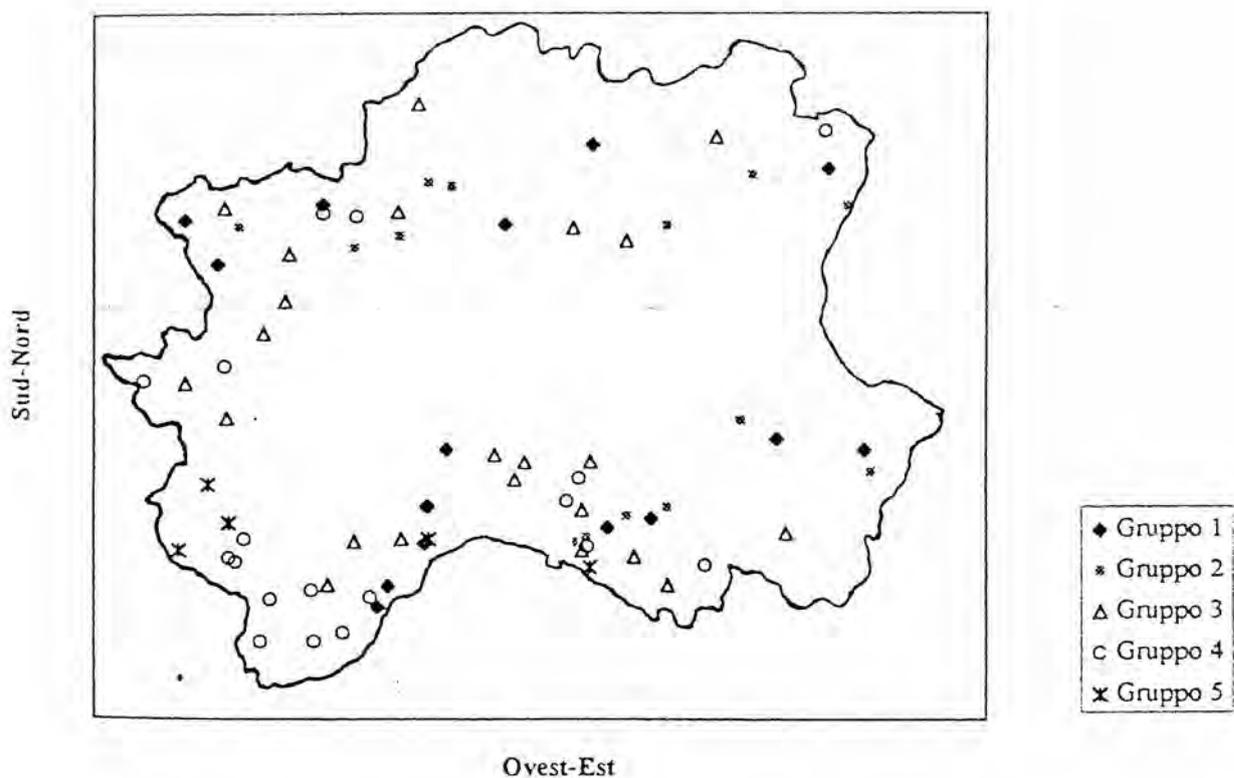


Figura 4.4- Ubicazione geografica dei gruppi omogenei ottenuti in base agli attributi Cv e G.

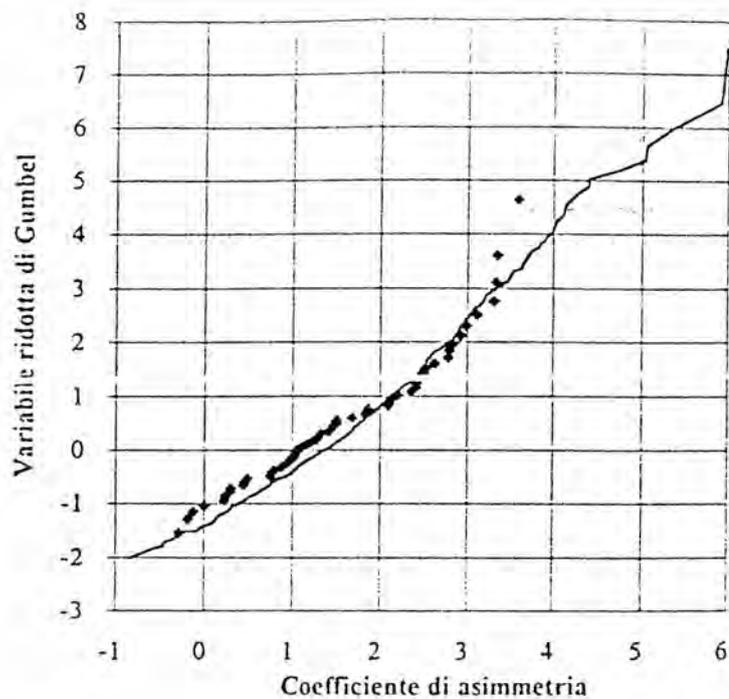


Figura 4.5—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di asimmetria dei massimi annuali delle portate al colmo di piena (1° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani.

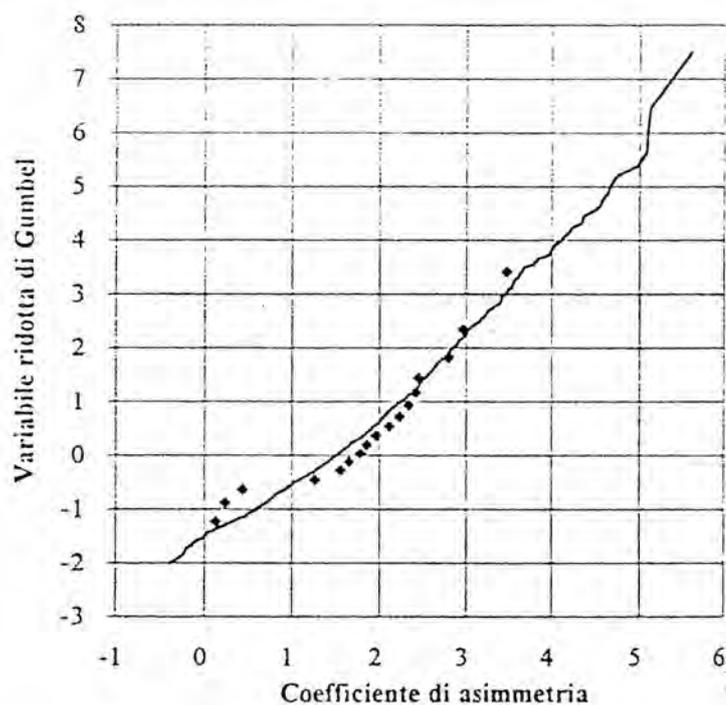


Figura 4.6—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di asimmetria dei massimi annuali delle portate al colmo di piena (1° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini liguri tirrenici.

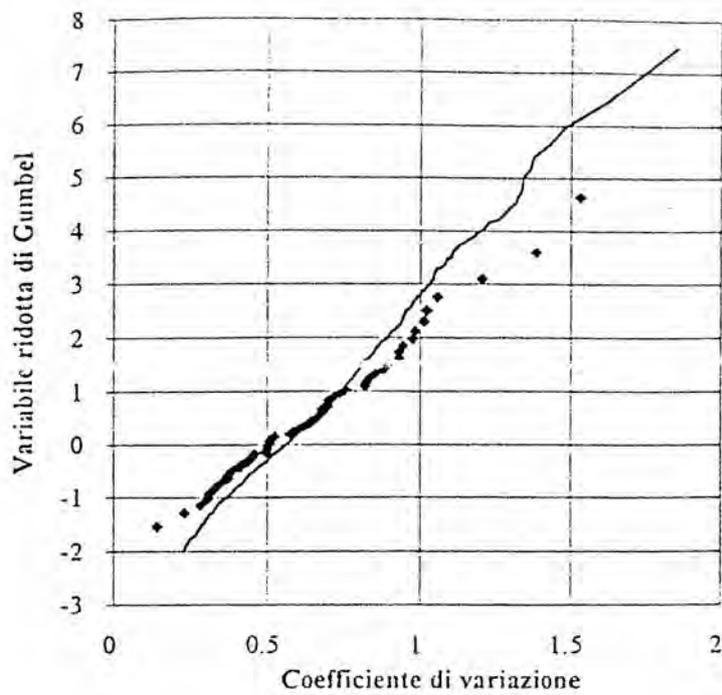


Figura 4.7—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle portate al colmo di piena (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini padani (zona omogenea 1° livello: bacini padani).

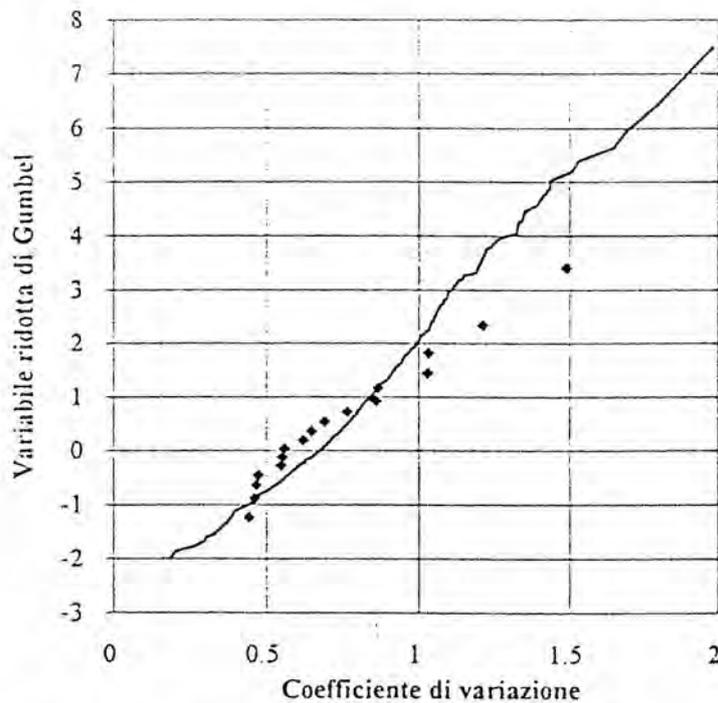


Figura 4.8—Confronto tra la distribuzione di frequenza teorica (linea continua) e quella osservata del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle portate al colmo di piena (2° livello di regionalizzazione). Zona omogenea: bacini liguri tirrenici (zona omogenea 1° livello: bacini liguri tirrenici).

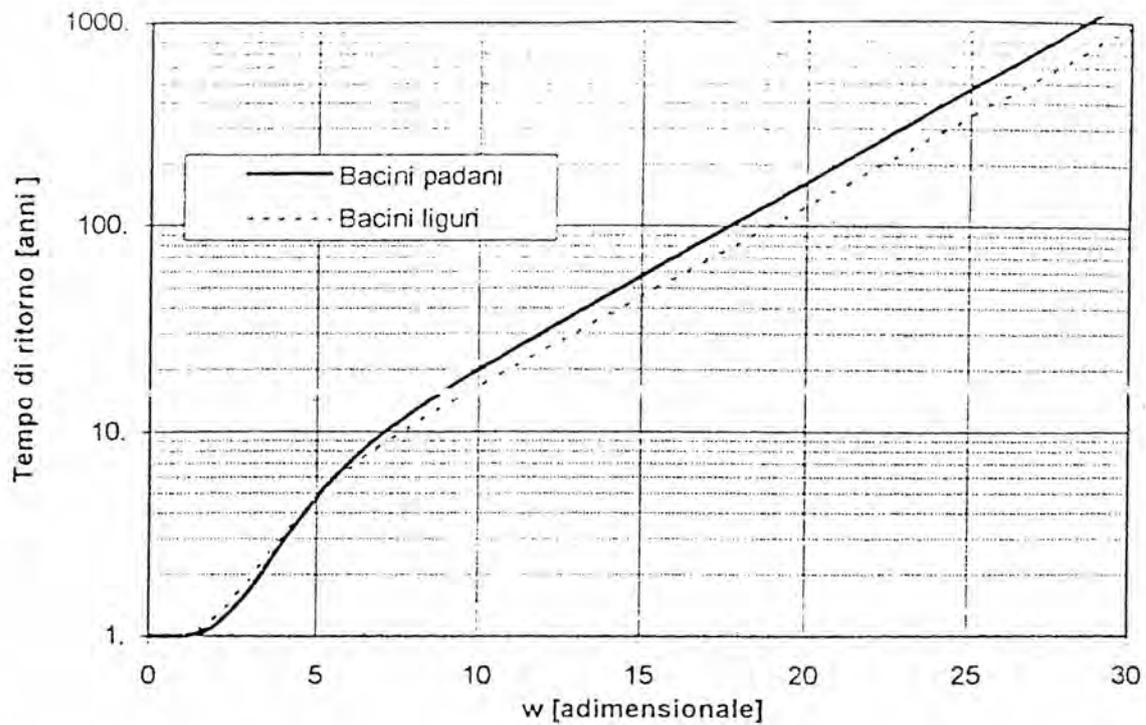


Figura 4.9—Curve di crescita dei massimi annuali delle portate al colmo di piena per le due zone omogenee.

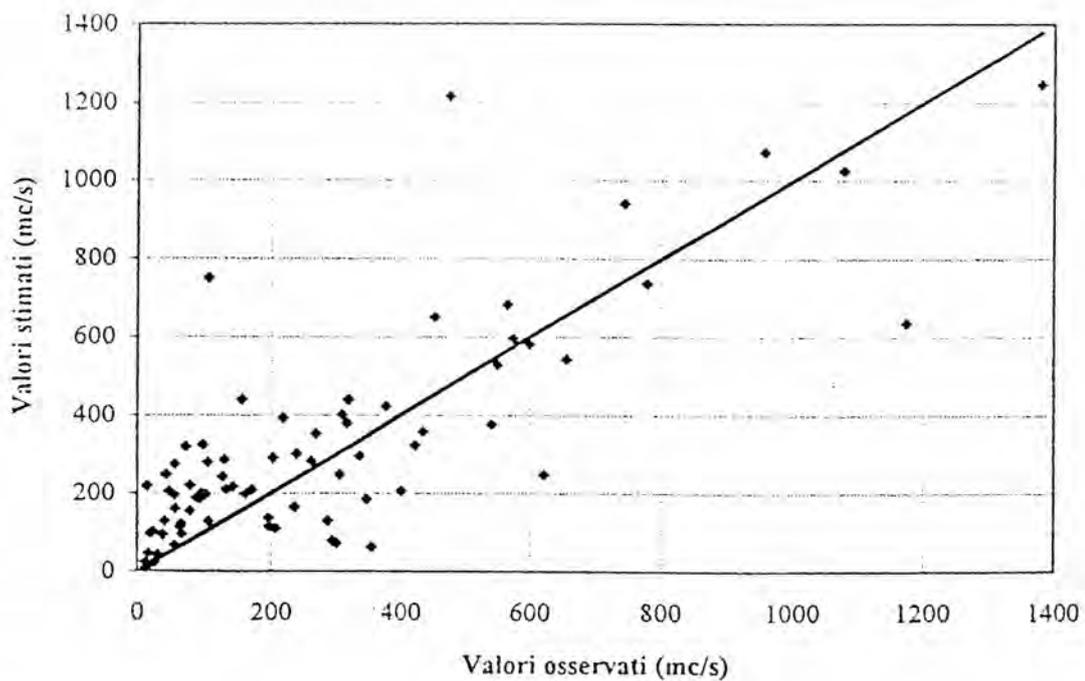


Figura 4.10—Confronto tra i valori osservati della portata indice e quelli stimati con la metodologia descritta.

TAB. 4.1. Elenco delle stazioni idrometriche con N° 9 dati

n° ord.	stazione	n° dati	n° ord.	stazione	n° dati
1	PIAN DI NAMBRON	15	51	MEIRANO - MONCALIERI	40
2	SAONE	10	52	SAN MAURO TORINESE	9
3	NAGO	9	53	CASALE MONFERRATO	15
4	GAVARDO	30	54	BECCA	22
5	CAPO DI PONTE	11	55	PIACENZA	45
6	CASTELVISCONTI	11	56	CASALMAGGIORE	19
7	PONTE CENE	25	57	BORETTO	22
8	PONTE BRIOLO	30	58	RONCOCORRENTE	12
9	TIRANO	13	59	REVERE - OSTIGLIA	24
10	FUENTES	43	60	PONTELAGOSCURO	53
11	LECCO FORTILIZIO - LAVELLO	49	61	RORE	10
12	PIZZIGHETTONE	17	62	MONTEROSSO	34
13	COLOMBAIO	18	63	PIANCHE	16
14	LAMBRUGO	18	64	BAGNI DI VINADIO	19
15	PONTE GURONE	9	65	GAIOLA	19
16	PONTE TRESA	34	66	SAN LORENZO	11
17	BELLINZONA	57	67	PONTE DELLE ROVINE	12
18	CORIPPO	14	68	S. GIACOMO	16
19	BIGNASCO (MAGGIA)	48	69	S. GIACOMO M. COLOMBO	16
20	BIGNASCO (BAVONA)	48	70	ENTRACQUE	12
21	PALAGNEDRA	36	71	RASTELLO	28
22	SANTINO	22	72	PRESA CENTRALE MOLLINE	25
23	CADARESE	15	73	TORRE MONDOVI	27
24	CANDOGLIA	41	74	PONTE DI NAVA	32
25	OMEGNA	11	75	ORMEA	13
26	SESTO CALENDE - MIORINA	33	76	NUCETTO	27
27	PONTE FOLLE	33	77	CLAVESANA - FARIGLIANO	37
28	CAMPERTOGNO	22	78	FERRANIA	23
29	PONTE ARANCO	17	79	SASSELLO	16
30	PASSOBREVE	13	80	CASSINE	13
31	D'EJOLA	10	81	ALESSANDRIA	14
32	GRESSONEY ST JEAN	18	82	MONTECASTELLO	36
33	CHAMPOLUC	21	83	VOBBIETTA	14
34	SAINT OYEN	13	84	BARACCHE - PERTUSO	22
35	PROMISE	36	85	ISOLA DEL CANTONE	12
36	PONTE DI MOMBARDONE	14	86	SERRAVALLE	27
37	AOSTA	16	87	DUE PONTI	21
38	TAVAGNASCO - PONTE BAJO	43	88	VALSIGIARA	28
39	CHAMPORCHER	22	89	SAN SALVATORE	20
40	EAU ROUSSE	13	90	CABANNE	19
41	PONT CANAVESE	41	91	MIGNANO	13
42	USSEGGLIO	11	92	SANTA MARIA	19
43	LANZO	41	93	PIANE DI CARNIGLIA	25
44	BEAULARD	13	94	PRADELLA	14
45	ULZIO	30	95	OSTIA	10
46	SANT'ANTONINO DI SUSÀ	51	96	SAN QUIRICO	23
47	SOUCHERES BASSES	12	97	PONTE BOTTEGO	28
48	FENESTRELLE	18	98	SORBOLO LENTIGIONE	22
49	SAN MARTINO	22	99	PONTE CAVOLA	16
50	CRISSOLO	13	100	PONTE BACCHELLO	44

Tab. 7.2. Stazioni in cui sono scartate le cause di rigetto  
 C=casualità, P=persistenza, T=trend (da Adom, 1990)

n° ord.	Stazione	Corso d'acqua	n° dati	Causa rigetto
14	LAMBRUGO	LAMBRO	18	CP
16	PONTE TRESA	TRESA	34	C
17	BELLINZONA	TICINO	57	T
19	BIGNASCO	MAGGIA	48	CP
21	PALAGNEDRA	MELEZZA	36	T
26	S. CALENDE-MIORINA	TICINO	33	CT
33	CHAMPOLUC	EVANCON	21	T
35	PROMISE	RUTOR	36	T
42	USSEGLIO	STURA DI VIU'	11	C
43	BEAULARD	BARDONECCHIA	13	T
46	SOUCHERES BASSES	CHISONE	12	CP
49	CRISOLO	PO	13	CPT
53	CASALE MONFERRATO	PO	15	CT
63	PIANCHE	S. DI DEMONTE	16	C
71	RASTELLO	ELLERO	28	PT
72	PRESA C. MOLLINE	CORSAGLIA	25	T
83	VOBBIETTA	VOBBIA	14	C
97	PONTE BOTTEGO	PARMA	28	PT
105	ISOLABONA	NERVIA	35	C
108	POGLI	ARROSCIA	40	T
114	LA PRESA	BISAGNO	27	PT
122	PICCATELLO	MAGRA	23	CPT
123	BAGNONE	BAGNONE	40	C
125	CALAMAZZA	MAGRA	42	CPT

segue TAB. 4.3. Elenco delle stazioni idrometriche utilizzate. Statistiche dei campioni.

n° ord.	stazione	n° dati	media [m³/s]	C <sub>v</sub>	G
93	PIANE DI CARNIGLIA	29	194.9	0.459	0.906
94	PRADELLA	14	655.6	0.500	0.224
95	OSTIA	10	574.6	0.584	1.414
96	SAN QUIRICO	23	743.8	0.442	1.030
98	SORBOLO LENTIGIONE	28	358.2	0.330	0.740
99	PONTE CAVOLA	16	218.6	0.513	2.528
100	PONTE BACCELLO	55	421.3	0.373	0.762
101	BOMPORTO	60	413.3	0.432	1.165
103	SAINT DALMAS DE TENDE	19	88.1	0.689	2.956
104	AIROLE - PIENA	35	286.3	0.765	2.421
106	MERELLI - CENTRALE ARGENTINA	41	304.2	0.865	2.341
107	RUGGE DI PONTEDASSIO	31	133.5	1.033	1.782
109	VILLANOVA D'ALBENGA	14	64.0	0.466	0.441
110	CISANO	39	106.3	0.857	2.453
111	SALTO DEL LUPO	9	47.4	0.444	0.234
112	SEGHERIA PICCARDO	17	55.5	0.473	0.126
113	PONTE POGGI - ELLERA	46	79.0	1.213	3.481
115	SAN MARTINO	30	353.8	0.461	1.561
116	VIGNOLO	15	130.0	0.549	1.265
117	CAMINATA	26	56.5	1.031	2.113
118	PANESI	38	599.4	0.547	2.240
119	RIVA TRIGOSO	12	130.3	1.489	1.965
120	NASETO - SANTA MARGHERITA	30	310.5	0.617	1.857
121	PIANA BATTOLLA	10	564.9	0.556	1.659
124	LICCIANA	12	72.4	0.646	2.800

scala relativi alle ipotesi di suddivisione in zone omogenee.  
Media e varianza di G e C<sub>v</sub> campionari e generati.

1° LIVELLO						
Zona	Parametri di forma		Valori osservati		Valori generati	
	$\Theta$	$\Lambda$	E[G]	Std[G]	E[G]	Std[G]
Bacino Po	4.734	0.242	1.565	1.020	1.721	0.942
Liguria	4.904	0.298	1.864	0.934	1.853	0.913
2° LIVELLO						
Ipotesi 2° livello	Sottozona	Parametro di scala	Valori osservati		Valori generati	
		$\Lambda_1$	E[C <sub>v</sub> ]	Std[C <sub>v</sub> ]	E[C <sub>v</sub> ]	Std[C <sub>v</sub> ]
2 sottozone	Bacino Po	13.540	0.650	0.284	0.651	0.214
	Liguria	9.735	0.747	0.294	0.749	0.221

## 7. RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- ACREMAN, M.C. & C.D. SINCLAR (1986) Classification of drainage basins according to their physical characteristics: an application for flood frequency analysis in Scotland, *Journal of Hydrology*, 84, 365-380.
- ADOM, D.N. (1990) Analisi di frequenza delle piene in contesto regionale, *Tesi per il conseguimento del Dottorato di Ricerca in Ingegneria Idraulica*, Politecnico di Milano.
- ADOM, D.N., E. CARONI & R. ROSSO (1988) Impiego di statistiche non-parametriche nell'analisi regionale dei dati di portata al colmo di piena, *Atti del XXI Convegno di Idraulica e Costr. Idrauliche*, L'Aquila, Vol.2, pp.317-328.
- ADOM, D.N., B. BACCHI, A. BRATH & R. ROSSO (1989) On the geomorphoclimatic derivation of flood frequency (peak and volume) at basin and regional scale, in *New Directions for Surface Water Modeling*, IAHS Publ. no.181, 165-176.
- ANDERBERG, M.R. (1973) *Cluster Analysis for Application*, Academic Press, New York.
- BACCHI, B., R. ROSSO & P. LA BARBERA (1987) Storm characterization by Poisson models of temporal rainfall, *Proc. XXII Congr. IAHR*, Lausanne, Vol.4, 35-40.
- BACCHI, B., P. BURLANDO & R. ROSSO (1989) Extreme value analysis of stochastic models of temporal rainfall, *Poster Paper presented at the 3rd Scient. Ass. of IAHS*, Baltimore.
- BECCIU, G. (1992) Su un modello probabilistico a base geomorfoclimatica per l'analisi regionale delle portate di piena con particolare riferimento alla valutazione della portata indice, *Tesi per il conseguimento del Dottorato di Ricerca in Ingegneria Idraulica*, Politecnico di Milano.
- BECCIU, G., A. BRATH & R. ROSSO (1992) La regionalizzazione dell'informazione idrometrica nel bacino padano e nei bacini liguri, *Atti del XXIII Convegno di Idraulica e Costr. Idrauliche*, Firenze, Vol.2, pp.C15-C26.
- BECCIU, G., A. BRATH e R. ROSSO (1993) A physically based methodology for regional flood frequency analysis, in: *Engineering Hydrology*, edited by C.Y. Kuo, Am. Soc. Civ. Engrs., New York, pp.461-466.
- BERAN, M., J.R.M. HOSKING & N. ARNELL (1986) Comment on "Two component extreme value distribution for flood frequency analysis", by Rossi F., Fiorentino M., Versace P., *Water Resour. Res.*, 22(2), 263-266.
- BIERKENS, M.F.P. & C.E. PUENTE (1990) Analytically derived runoff models based on rainfall point processes, *Water Resour. Res.*, 26(11), 2653-2659.

- BRATH, A., B. BACCHI & R. ROSSO (1992) La derivazione geomorfoclimatica della distribuzione di probabilità delle portate di piena, *Idrotecnica*, 4, 183-200.
- BURLANDO, P. & R. ROSSO (1993) Stochastic models of temporal rainfall: reproducibility, estimation and prediction of extreme events, in: Salas, J.D., Harboe, R. & J. Marco-Segura (eds.), *Stochastic Hydrology in Water Resources Systems: Simulation and Optimization*, Kluwer, Dordrecht, 137-173.
- BURN, D.H. (1988) Delineation of groups for regional flood frequency analysis, *Journal of Hydrology*, 104, 345-361.
- CORDOVA, J.R. & I. RODRIGUEZ-ITURBE (1983) Geomorphoclimatic estimation of extreme flow probabilities, *J. Hydrol.*, 65, 159-173.
- COX, D.R. & V. ISHAM (1980) *Point processes*, Chapman and Hall, London.
- DIAZ-GRANADOS, M.A., J.B. VALDES & R.L. BRAS (1984) A physically based Flood frequency distribution, *Water Resour. Res.*, 20(7), 995-1002.
- EAGLESON, P.S. (1972) Dynamics of flood frequency, *Water Resour. Res.*, 8(4), 878-898.
- EAGLESON, P.S. (1978) Climate, soil and vegetation. 2. The distribution of annual precipitation derived from observed storm sequences, *Water Resour. Res.*, 14(5), 713-721.
- FIORILLO, G. & P.A. ROLLA (1989) Analisi probabilistica regionale delle portate di piena dei corsi d'acqua delle Tre Venezie, *L'Energia Elettrica*, 5, 210-216.
- HEBSON, C.S. & C. CUNNANE (1987) Assessment of use of at-site and regional flood data for flood frequency estimation, in Singh V.P. (ed.) *Hydrologic Frequency Modeling*, Reidel, Dordrecht, 433-448.
- HEBSON, C. & E.F. WOOD (1982) A derived flood frequency distribution using Horton ratios, *Water Resour. Res.*, 18(5), 1509-1518.
- LETTENMAIER, D.P., J.R. WALLIS & E.F. WOOD (1987) Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation, *Water Resour. Res.*, 23(2), 313-323.
- MATHER, P.M. (1976) *Computational methods of multivariate analysis in Physical Geography*, John Wiley & Sons, New York.
- REITANO, B. & G. ROSSI (1992) Accorpamento di bacini per l'analisi regionale delle piene tramite analisi dei gruppi e analisi discriminante, *Atti del XXIII Convegno di Idraulica e Costr. Idrauliche*, Firenze, C263-C285.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I. (1986) Scale of fluctuation of rainfall models, *Water Resour. Res.*, 22(9), 15S-37S.

- ca  
0.  
o-  
e,  
is:  
is,  
ti-  
lly  
4),  
jal  
5),  
lle  
5,  
nal  
gic  
ing  
nal  
13  
cal  
iale  
III  
iter
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., V.K. GUPTA & E. WAYMIRE (1984) Scale considerations in the modeling of temporal rainfall, *Water Resour. Res.*, 20(11), 1611-1619.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., D.R. COX & V. ISHAM (1987) Some models for rainfall based on stochastic point processes, *Proc. Royal Soc. London, Ser. A*, 410, 283-298.
- ROSSO, R. (1984) Nash model relation to Horton order ratios, *Water Resour. Res.*, 20(7), 914-920.
- SADOCCHI, S. (1980) *Manuale di analisi statistica multivariata per le scienze sociali*, Franco Angeli.
- SIVAPALAN, M., E.F. WOOD & K.J. BEVEN (1990) On hydrologic similarity: 3. A dimensionless flood frequency model using a generalized geomorphologic unit hydrograph and partial area runoff generation, *Water Resour. Res.*, 26(1), 43-58.
- VANMARCKE, E. (1983) *Random fields: analysis and synthesis*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.



CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.1 - Università degli Studi di Padova - Ist. di Geologia Appl. - Padova

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**C - VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME  
NELL'ITALIA NORD-ORIENTALE**

a cura di  
V. Villi



# VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME NELL'ITALIA NORD-ORIENTALE

## INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERI GEOLOGICI DEL TRIVENETO	2-1
2.1 Le unità strutturali	2-1
2.2 Cenni strutturali	2-4
2.3 Il sistema idrografico triveneto in rapporto all'evoluzione geologica del territorio	2-7
3. LINEAMENTI CLIMATICI	3-1
3.1 Il sistema alpino	3-1
3.1.1 <i>L'estensione geografica ed i caratteri climatici</i>	3-1
3.2 La regione dell'Alto Adriatico da Trieste a Rimini	3-6
3.2.1 <i>La configurazione geografica e climatologica della regione</i>	3-6
3.3 La pianura veneta tra Adige e Po	3-7
4. VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	4-1
4.1 La rete pluviometrica e pluviografica	4-1
4.2 L'applicazione del modello TCEV	4-4
4.2.1 <i>Primo livello di regionalizzazione</i>	4-4
4.2.2 <i>Secondo livello di regionalizzazione</i>	4-8
4.2.3 <i>La pioggia indice</i>	4-18
4.2.4 <i>Le piogge orarie</i>	4-23

## 1. INTRODUZIONE

Il rapporto sulla valutazione delle piene nei fiumi dell'Italia nordorientale poteva essere solo un resoconto di dati ed elaborazioni statistico-probabilistiche, prescindendo in tal modo da una tradizione scientifica veneta, ricca di apporti fondamentali all'idraulica teorica e sperimentale, e precorritrice della acquisizione di conoscenze fondamentali del territorio. Non è così, perchè pur caratterizzandosi per l'applicazione di una particolare metodologia statistica, il lavoro si è rivolto anche all' indietro, verso quella tradizione che, affonda le radici nella presenza in Veneto di Galileo e nell'accoglimento della sua *philosophia experimentalis*. Questa presenza stimolò nuovi motivi di vivacità scientifica che si diffusero un po' in tutto il territorio, anche attraverso l' istituzione di forme nuove di comunicazione e di diffusione scientifica. Risalgono a quel tempo infatti centri e laboratori di ricerca, tra i quali va ricordato il laboratorio fisico del Poleni (1739) che fu sede di trasferimento delle osservazioni idrologiche in elaborazioni teoriche.

Il connubio tra il fervore per la scienza e l' attenzione ai problemi del territorio, fu uno dei motivi peculiari che contraddistinsero il governo della Repubblica Serenissima. Essa già nel 1501 istituì il *Magistrato alle Acque* e promosse in seguito una innumerevole serie di studi, che forniscono tuttora elementi non solamente descrittivi, ma anche causali del dissesto idrogeologico del territorio.

La caduta della Repubblica Serenissima di Venezia non esaurì del tutto le esperienze scientifiche in atto. Le osservazioni meteorologiche continuarono a Venezia, presso il Seminario Patriarcale di Venezia (che dal 1835 venne richiesto di far parte della Rete di osservazioni meteorologiche della Monarchia austro-ungarica), a Padova presso l'Osservatorio Astronomico, ed ancora a Trieste.

Con l'annessione del Veneto al Regno d' Italia, iniziò tra l' altro l'invio del telegramma giornaliero dei dati meteorologici da Venezia a Firenze mentre, poco più tardi, l'Osservatorio veneziano venne chiamato a far parte della Rete meteorologica Italiana, come stazione di prima classe.

Nel 1907 infine, sulla traccia di una tradizione solo parzialmente affievolita dagli accadimenti storici, rinacque il Magistrato alle Acque.

Al Magistrato fu aggiunta una sezione speciale, denominata Ufficio Idrografico, con il compito di provvedere alla raccolta, ordinata e sistematica, dei dati pluviometrici ed idrografici dei bacini di competenza e della laguna, e di predisporre le conoscenze del territorio di cui il Magistrato stesso necessitava per i compiti di difesa del suolo, di prevenzione dalle piene, della sistemazione dei bacini montani, delle pianure, delle foci dei fiumi e dei litorali.

In questo contesto si inseriscono i magistrali studi geologici coordinati dal Prof. Giorgio Dal Piaz, che hanno comportato il rilevamento geologico *ex novo* di tutta l'area triveneta, con la predisposizione di 42 fogli alla scala 1:100.000, ognuno dei quali accompagnato da note illustrative.

Va doverosamente ricordato infine che la produzione scientifico-tecnica, pubblicata dai tempi della Repubblica Serenissima al 1962, sui problemi idraulici e del dissesto idrogeologico del territorio triveneto è raccolta in due volumi intitolati: "Fiumi, Lagune e Bonifiche Venete". Si tratta di due opere monumentali realizzate dai Proff. ri Marzolo e Ghetti che, come Loro stessi affermano in prefazione, *intendono ricordare ed onorare l'immensa mole di lavoro che da secoli si è venuta compiendo per redimere la nostra regione dalla secolare soggezione alle acque.*

I risultati del presente studio perciò, pur essendo come detto all'inizio originali in rapporto soprattutto alle tecniche adottate di elaborazione dei dati, vanno semplicemente ad aggiungersi e ad integrare un quadro conoscitivo generale della regione triveneta, noto sia nelle linee principali, che nel dettaglio.

## 2. CARATTERI GEOLOGICI DEL TRIVENETO

### 2.1. LE UNITÀ STRUTTURALI

Il Triveneto dal punto di vista geologico rappresenta una delle aree più interessanti del territorio nazionale, per la varietà delle rocce e la complessità delle strutture tettoniche che la caratterizzano.

Nell' area triveneta affiorano infatti tutte e tre le unità tettoniche che formano l'edificio alpino: **le Austridi, le Pennidi e le Alpi Meridionali.**

**Le Austridi** (dette anche Austroalpino) affiorano a N del *Lineamento insubrico*, un disturbo tettonico che in Trentino Alto Adige si identifica con la linea delle Giudicarie, e con quella della Pusteria.

L'Austroalpino si compone di diversi complessi rocciosi, (falde di ricoprimento: Merano-Mules-Anterselva, Breonie, Monteneve, costituite da un basamento scistoso-cristallino (micascisti, filladi, gneiss) sul quale poggiano lembi isolati dell'originaria coltre sedimentaria, di età permo-triassica.

**Il Pennidico**, che rappresenta l'elemento tettonico strutturalmente più profondo delle Alpi, affiora in un'area ristretta compresa tra l' alta valle dell'Isarco e l' alta valle Aurina (Alto Adige), in corrispondenza di una culminazione assiale nota come Finestra tettonica degli Alti Tauri. Nel Pennidico sono distinguibili due elementi principali:

-l'unità del Tux- Gran Veneziano (che rappresenta l' elemento più profondo) costituita da ortogneis di composizione granitica e granodioritica, e da gneiss anfibolici;

-l' unità dei calcescisti con ofioliti (scollata rispetto all'unità sottostante) rappresentata da un complesso metamorfico in cui si trovano raggruppati litotipi in prevalenza di natura marnosa o calcareo-argillosa, originatisi per sedimentazione in un ambiente di geosinclinale. I calcescisti includono corpi stratoidi di masse anfibolitiche "*ofioliti*", espressione di processi magmatici basici ed ultrabasici di tipo effusivo ed intrusivo, che hanno assunto in seguito un' impronta metamorfica caratteristica di alte pressioni ed elevata temperatura.

**Le Alpi Meridionali**, rappresentano l' unità tettonica più estesa nell' area triveneta, affiorando dalla sopracitata Linea Insubrica alla pianura padana veneta. Esse, che originariamente dovevano costituire un tutt'uno con le Austridi, sono costituite da un basamento cristallino di età pre-carbonifera e da una estesa copertura sedimentaria. Il basamento cristallino è rappresentato da metamorfiti (perlopiù filladi) che, a seconda della zona di affioramento assumono nomi formazionali ( Fillade quarzifera di Bressanone, Fillade di Recoaro, Fillade della Valsugana) o denominazione legata alla struttura di affioramento (ellissoide filladico Agordo-Primiero). Nel basamento filladico sono presenti importanti plutoni sia di età ercinica, come i massicci granitici di

Bressanone (che si estende da Merano alla bassa Val Pusteria, lungo il lineamento insubrico) di Cima d'Asta e sia di età alpina tra i quali il più rilevante è il massiccio tonalitico e granodioritico dell'Adamello.

La copertura sedimentaria delle Alpi Meridionali ha il massimo spessore nel settore orientale dell' area triveneta, dove è rappresentata da una successione di terreni aventi complessivamente uno spessore di oltre 15.000 metri, di età compresa tra il Paleozoico al Quaternario.

In questo enorme appilamento sedimentario possono essere distinti terreni preercinici (età Ordoviciano-Devoniano), terreni ercinici (dal Carbonifero al Permiano inferiore), terreni prealpini ( dal Permiano medio al Trias), terreni alpini (dal Giurese al Miocene). Tale distinzione sottolinea tra l'altro il succedersi degli eventi orogenetici che hanno interessato l'attuale area alpina, eventi dai quali dipendono anche la natura e la disposizione spaziale delle rocce costituenti le Alpi Meridionali.

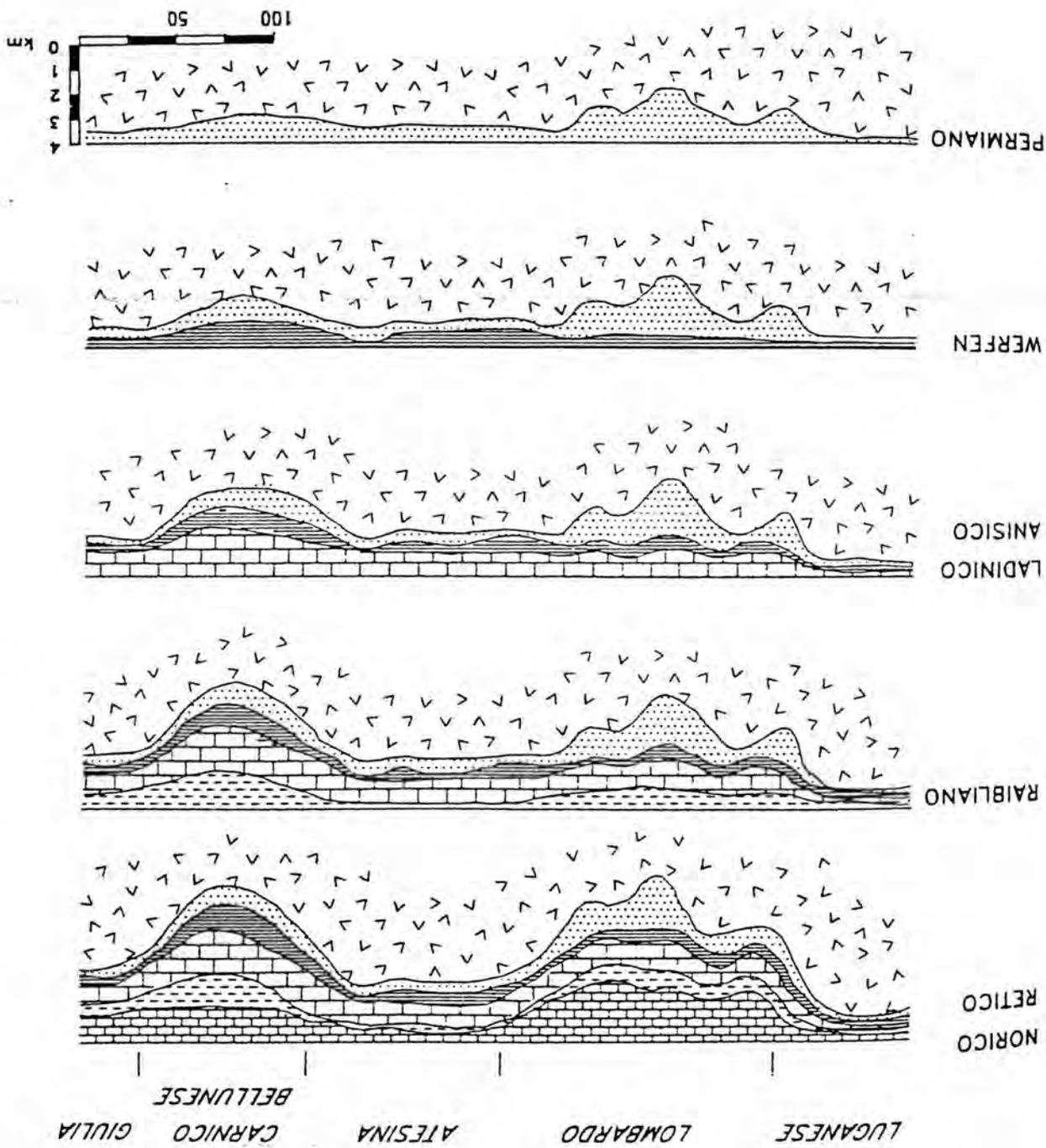
*I terreni preercinici* sono rappresentati da argilliti siltose e siltiti (Formazioni della Val Visdende, di Fleons, dell'Ugva) al di sopra delle quali si estende una copertura prevalentemente carbonatica di scogliera e pelagica.

Tra i *terreni ercinici* la più nota è certamente la formazione pseudoflyscioide di Hochwipfel che è trasgressiva sul substrato, rappresentato da calcari perlopiù devonici.

Sovrapposti ai terreni ercinici si trovano quelli *prealpini*. Essi sono attribuibili fondamentalmente a due grandi cicli sedimentari. Il primo, tardoercinico, è iniziato con una trasgressione marina e si è concluso nel Permiano medio. In Trentino Alto Adige questo ciclo è stato accompagnato da un' importante attività magmatica effusiva che ha dato luogo alla cosiddetta *Piattaforma porfirica atesina*, dal cui smantellamento ha preso origine la formazione continentale delle Arenarie di Val Gardena. Essa segna il passaggio al secondo ciclo sedimentario prealpino, sviluppatosi in situazioni paleogeografiche diverse, con alti e bassi strutturali, la cui ampiezza e collocazione sono illustrate nella figura 1. Nel corso di questo ciclo si formano tra l' altro le Dolomiti, le montagne di impareggiabile bellezza situate tra i corsi dell'Adige e del Piave.

*I terreni alpini* iniziano con quelli giuresi, di natura quasi esclusivamente carbonatica e calcarenitica. La distribuzione spaziale di tali terreni risente dell' inizio del sollevamento della catena alpina; infatti nell'area dolomitica vera e propria tali terreni sono scarsamente rappresentati, sia per estensione che per spessore, mentre invece assumono maggiore consistenza a sud e sud est della regione dolomitica stessa, laddove permaneva la geosinclinale alpina. Tutto ciò vale ancor più marcatamente per i sedimenti cretacici.

Figura 1



Alla fase orogenetica alpina principale che si verifica passaggio Cretaceo - Terziario, seguono i primi episodi di smantellamento della nascente catena alpina. Le facies calcaree cretache vengono in tal modo gradatamente sostituite da facies flyschiodi talora alternate da letti di calcari (zona del Bellunese, Friuli, Veneto centro-occidentale). Nel Miocene, quello che viene già definito golfo preadriatico (Fig. 2) subisce un affondamento, cui si accompagna un ulteriore sollevamento della zona assiale alpina. È questa la fase in cui si costituisce la potente formazione arenaceo-conglomeratica nota come molassa, dapprima rappresentata da materiali sabbioso-argillosi recati al mare da corsi d'acqua più o meno prossimi alla maturità superiormente costituita da materiali grossolani strappati alle regioni emerse situate in vicinanza della linea di costa, portati al mare da corsi d'acqua a marcato carattere torrentizio.

I periodi successivi, fino a tutto il Pliocene, si caratterizzano ancora per una cospicua attività orogenetica, accompagnata da trasgressioni e regressioni marine. Alla fine del Pliocene sopraggiunse un nuovo rilevante sollevamento della catena, che determinò l'instaurarsi di una intensa attività erosiva. Si costituirono in tal modo gli ampi conoidi dell'antico Piave su un fronte ampio da Vittorio Veneto a Cornuda, e quelli di Brenta e di Tagliamento. Tutto ciò mentre le medie ed alte valli alpine iniziarono ad essere ripetutamente occupate da ghiacciai che spinsero le loro fronti fino alla pianura.

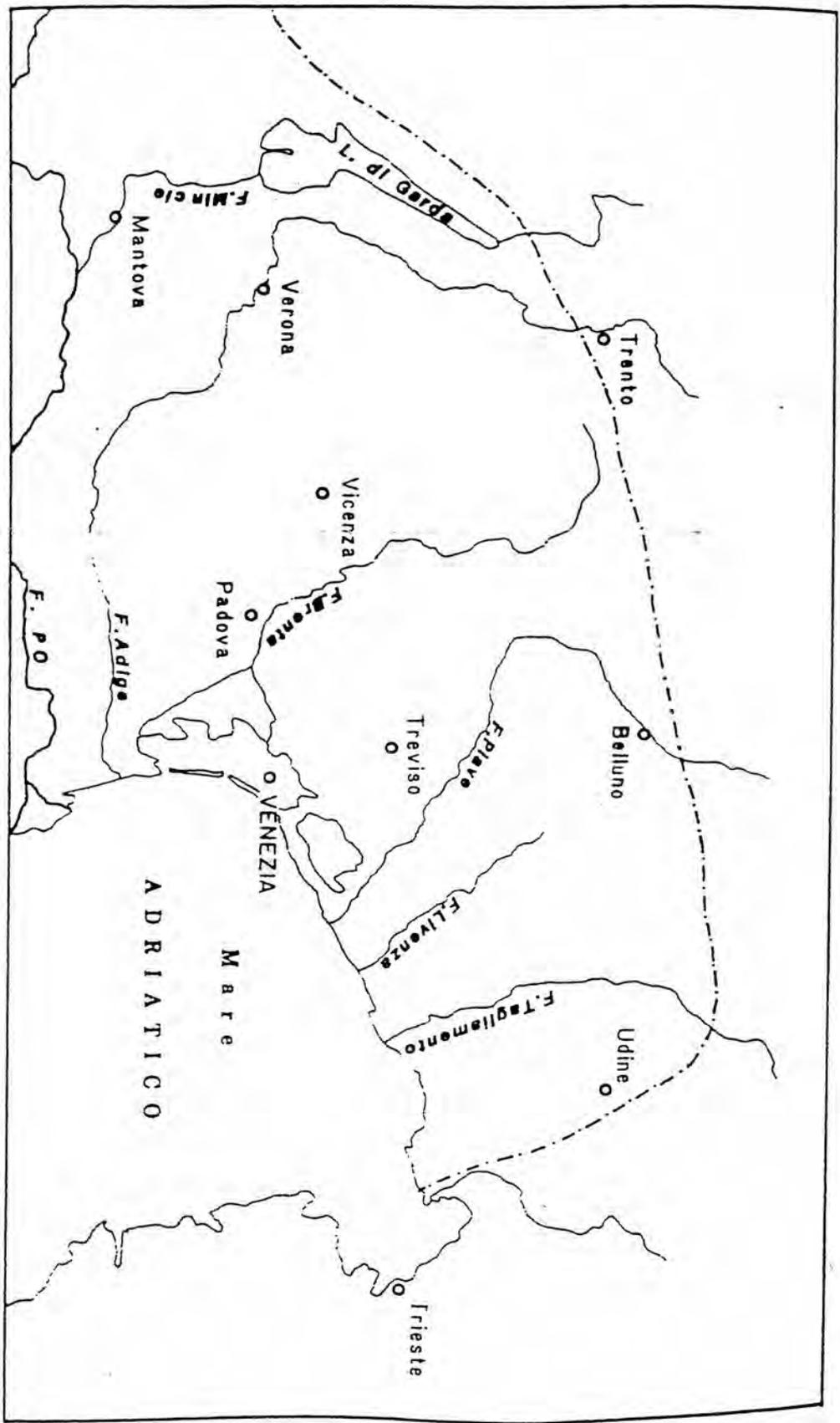
## 2.2. CENNI STRUTTURALI

L'originaria disposizione spaziale delle rocce costituenti le Alpi Meridionali è stata profondamente modificata da fenomeni tettonici di età alpina che hanno ripreso discontinuità preesistenti e dato luogo a nuovi sistemi dislocativi (Fig. 3).

Il settore più occidentale del territorio in esame è interessato dal *sistema giudicariense* contraddistinto da orientamento NNE-SSW. Vi appartengono la già più volte citata linea delle Giudicarie, la linea del Monte Sabion, la Linea Ballino-Garda, etc).

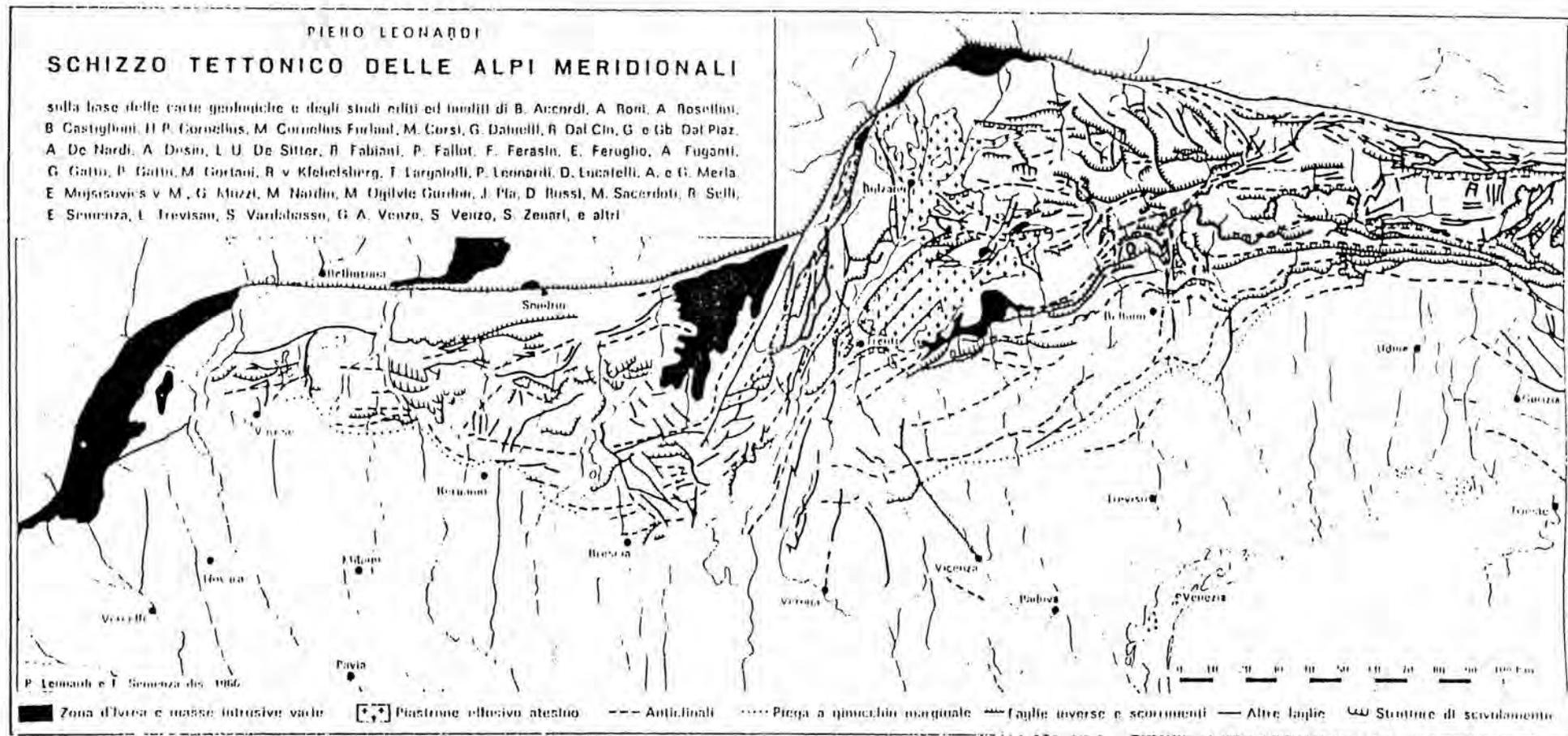
Il settore settentrionale è interessato invece dal sistema pusterese in cui l'elemento tettonico del tutto prevalente è costituito dalla Linea della Pusteria (faglia ad elevato rigetto verticale) avente direzione WNW-ESE, praticamente ortogonale al sistema tettonico giudicariense.

I motivi tettonici dominanti all'interno del territorio compreso tra la Linea Insubrica e la pianura risultano condizionati dalla presenza di queste due linee. La loro direzione infatti presenta andamenti sostanzialmente coincidenti con l'una o l'altra delle direzioni preferenziali, o tende ad adattarsi con passaggi gradualmente. Dal punto di vista strutturale tali motivi sono perlopiù rappresentati da faglie inverse, pieghe faglie e sovrascorrimenti, che nell'insieme disegnano un graduale abbassamento delle successioni



--- --- Limiti approssimativi del golfo preadriatico nel Miocene inferiore

Figura 2



(Da P. LEONARDI, 1965)

Figura 3

stratigrafiche da N verso S. Tra questi motivi tettonici, per lo sviluppo longitudinale e per l'estensione dei terreni coinvolti, sono da citare: la linea della Val Pesarina e dalla sua continuazione nella Linea Fella-Sava, la linea della Valsugana, ed il sovrascorrimento periadriatico che dal Friuli raggiunge il Recoarese, variando la propria struttura da sovrascorrimento (dolomia principale su terreni miocenici) a piega a ginocchio.

Va infine precisato che lo sviluppo longitudinale dei motivi plicativi è ordinariamente interrotto da accidenti tettonici disposti prevalentemente in direzione ortogonale.

### 2.3. IL SISTEMA IDROGRAFICO TRIVENETO IN RAPPORTO ALL'EVOLUZIONE GEOLOGICA DEL TERRITORIO

Un aspetto evidente del sistema idrografico triveneto è dato dall'essere costituito, nei suoi lineamenti principali, da segmenti longitudinali paralleli alla direzione di allungamento della catena alpina e da segmenti ortogonali alla stessa direzione. Si tratta di una peculiarità dovuta, perlopiù, a un buon grado di adattamento della morfologia alla tettonica; da questo punto di vista moltissimi solchi vallivi delle alpi nordorientali sono definibili come valli susseguenti, in quanto situate in corrispondenza di accidenti tettonici, avendo questi ultimi rappresentato fasce di più facile erosione.

L'incisione dei solchi vallivi alpini è iniziata fin dal Miocene superiore; i resti delle vallate di allora sarebbero le superfici e le nicchie su cui si sono stabiliti (rimodellandole) i ghiacciai. Nel Pliocene l'erosione fluviale ha leggermente approfondito ed ampliato i solchi vallivi, ricavandovi valli maestose, soprattutto in ampiezza. Poi in coincidenza con il sollevamento della catena alpina verificatosi alla fine di questo periodo, i corsi d'acqua furono costretti a raggiungere un livello di base 500-600 m più basso di quello precedente, incidendo fortemente i fondovalle. Con il Quaternario inizia un periodo di particolare instabilità climatica che ha comportato, come si è già accennato il ripetuto succedersi di periodi glaciali ed interglaciali. Nel corso di tali periodi si verificarono intensi fenomeni di rimodellamento che, a prescindere da anomalie locali, hanno conferito alle vallate alpine il tipico profilo ad U con quote del fondo inferiori a quelle attuali. I fondovalle glaciali sono stati tuttavia rapidamente colmati nell'immediato Postglaciale per il prevalere di ingenti fenomeni di accumulo.

L'evoluzione morfologica più recente delle vallate alpine è legata alla ripresa dell'attività erosiva fluviale che ha inciso, talora anche molto profondamente, i materiali incoerenti dei fondovalle; sicché oggi la maggior parte dei corsi d'acqua alpini scorre in alvei limitati da uno o più sistemi di terrazzi alluvionali. Va detto che su quest'ultima fase evolutiva hanno talora interferito eventi morfologici locali come fenomeni di sbarramento vallivo che hanno costituito altrettanti locali livelli di base. Tra questi il più noto è

certamente il franamento ( datato  $5630 \pm 80$  anni B.P., Orombelli e Sauro, 1988) che proveniente dal versante sinistro, ha ostruito la valle dell'Adige poco a S di Rovereto. E esso tra l'altro è ricordato da Dante Alighieri nella Divina Commedia con i celebri versi (Inf., Canto XII, vv.3-6),

*Qual è quella ruina che nel  
fianco di qua da Trento l'Adige percosse,  
o per tremoto, o per sostegno manco...*

I fenomeni morfologici di sbarramento vallivo per frana, di per sbarramento vallivo alluvionale o per il verificarsi di entrambi i fenomeni sono stati numerosissimi. Del tutto singolare al riguardo per essere stato ampiamente documentato è il caso valle del Cordevole dove nel breve spazio di 15 km si sono verificate due occlusioni. La più antica, datata all'incirca  $5870 \pm 75$  B.P. si è verificata per sbarramento alluvionale immediatamente a S della conca di Agordo, determinando in corrispondenza a quest'ultima la formazione di un invaso, denominato antico lago di Agordo (Friz, Villi 1993), che è scomparso per interrimento dopo all'incirca 580 anni. L'altra occlusione è accaduta ad Alleghe nel 1771, dove una gigantesca frana ha ostruito il fondovalle, sbarrato il deflusso delle acque del Cordevole formando un invaso lacustre che permane tuttora.

### 3. LINEAMENTI CLIMATICI

La regione triveneta non ha un clima che possa dirsi tipico diversi motivi. Anzitutto per la sua configurazione orografia in rapporto alla prevalente circolazione atmosferica nei bassi strati, poi per il diverso regime termico per effetto della altitudine, per la presenza di mare poco profondo perciò tale da non provocare effetti compensativi. La distinzione climatologica del territorio triveneto, nell'ambito di studi riguardanti il clima italiano è già stata oggetto di numerosi contributi parte di diversi Autori. Tra quelli di maggiore interesse sono da ricordare le classificazioni (Fig. 4):

- di Eredia 1942, che rientra in una proposta di inquadramento del clima italiano sulla base dei dati della temperatura media e dell'escursione termica rilevata in 480 stazioni del Servizio Idrografico;

- di Rosini (1954) anch'essa effettuata a scala nazionale, ma che è qualcosa di più di una semplice classificazione, rappresentando piuttosto un primo tentativo di individuazione di regioni climatologicamente omogenee del territorio nazionale, attraverso parametri dinamici. In tale classificazione, per quanto attiene ai rapporti con l'area in studio, compare per la prima volta una regione denominata "Alto Adriatico" estendentesi dall'Istria ed Ancona;

- di Pinna, (1970) effettuata secondo la classificazione di Köppen;

- di Mennella (1970) realizzata anch'essa secondo principi di climatologia dinamica in continuità con il lavoro di Rosini. Essa propone la suddivisione del territorio nazionale in compartimenti: di questi, quelli che interessano direttamente l'area triveneta sono tre: l'alpino, la valle Padana e la già citata regione dell'Alto Settentrionale da Trieste a Rimini.

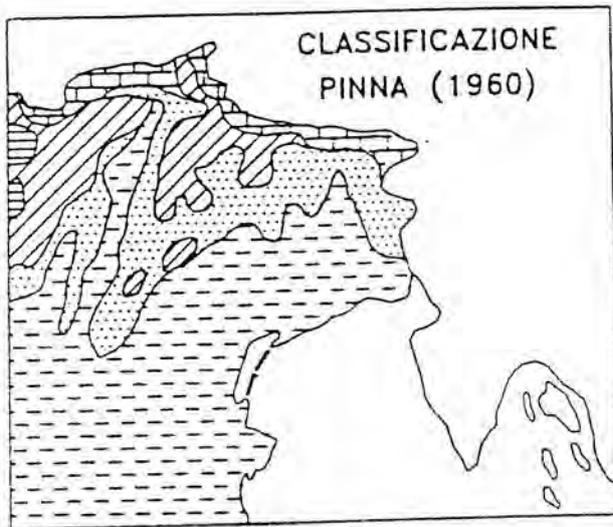
Alla classificazione di Mennella, nel presente rapporto è stato riservato un particolare spazio. Essa anticipa infatti, con buon grado di approssimazione, i risultati conseguiti nella applicazione del modello TCEV, laddove esso prevede la individuazione di *aree idrologicamente omogenee* e dove identifica la possibilità di caratterizzare attraverso relazioni empiriche i rapporti tra  $\bar{X}_{\text{pioggia}}$  e parametri geomorfici dei bacini idrografici. Si tratta di coincidenze che, tenendo conto della vastità e della complessità dei motivi che condizionano i regimi pluviometrici del Triveneto e della pari difficoltà di esplorare complessivamente gli aspetti che lo riguardano, valorizzano reciprocamente i risultati delle ricerche cui si è pervenuti attraverso itinerari scientifici diversi.

#### 3.1 IL SISTEMA ALPINO

##### 3.1.1. L'estensione geografica ed i caratteri climatici.

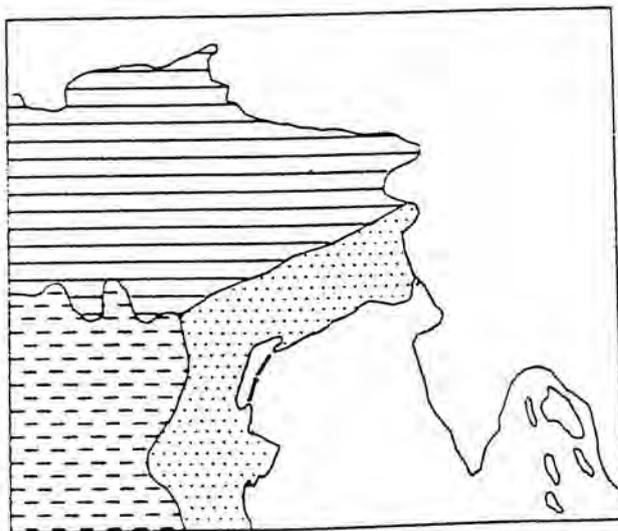


-  Alta montagna
-  Media montagna
- CLIMI FREDDI*  
(climi temperati e inverno rigido)
-  Montagna
-  Collina
-  Pianura veneta
- CLIMA TEMPERATO CALDO*  
(con inverno più marcato)
-  Pianura
-  Marittimo



- CLIMI TEMPERATI*  
(tipo C di Koppen)
-  Subcontinentale
-  Temperato fresco
- CLIMA TEMPERATO FREDDO*  
(tipo D)
-  Temperato freddo
- CLIMA FREDDO*
-  Freddo
-  Glaciale

### CLASSIFICAZIONE COMPARTIMENTALE DEL CLIMA - MENNELLA (1960)



-  Sistema alpino
-  Regione nell'alto Adriatico da Trieste a Rimini
-  Valle Padana

Figura 4 - Proposte di classificazione della regione Triveneto in funzione della temperatura.

Il sistema alpino si estende dalle Alpi Atesine alle Alpi Giulie e più a S comprende dapprima i massicci dell' Ortles-Cevedale, dell'Adamello, il Gruppo di Brenta, le Dolomiti ed ancora la zona prealpina dal Garda alle Prealpi friulane. L'andamento generale delle precipitazioni sul sistema alpino nord-orientale, tenendo presente la sua ripartizione in bacini idrografici, può essere così sintetizzato:

- nell' alto bacino dell'Adige prevale nettamente il tipo pluviometrico alpino, contraddistinto da una distribuzione unimodale con massimo in luglio (talora in agosto);
- nel medio e nel basso bacino dell'Adige la distribuzione delle piogge medie mensili presenta invece una marcata bimodalità, con due massimi: uno in maggio e l' altro, principale, in ottobre-novembre;
- gli afflussi sul bacino del Brenta presentano ancora una distribuzione bimodale come quella sopradescritta; le medie tuttavia tra i due massimi si mantengono elevate, differendo ben poco da questi ultimi;
- nei bacini, del Piave, del Livenza, del Tagliamento e dell'Isonzo, la distribuzione degli afflussi è bimodale con una marcata accentuazione tuttavia del picco principale di ottobre novembre.
- in tutti i bacini il minimo principale degli afflussi cade in gennaio.

Gli afflussi medi più consistenti interessano comunque la fascia delle Prealpi veneto-friulane e ciò è giustificato dal fatto che queste rappresentano la prima barriera che si interpone alla risalita delle correnti umide provenienti dall'Adriatico. La minor quantità di afflussi si verifica invece nelle valli longitudinali, in particolare nella Val Venosta. Nelle due tabelle seguenti, (Menella, 1970) sono indicate le stazioni con pioggia media annua superiore a 2500 mm e le stazioni con piovosità media annua inferiore a 700 mm.

Tab. 3.1 - Stazioni pluviometriche del Triveneto con media superiore a 2500 mm

Stazioni	bacino	quota (m slm)	media (mm)	giorni piovosi
Uccea	Isonzo	663	3186	129
Musi	Isonzo	633	3313	129
Vedronza	Isonzo	320	2519	119
Platischis	Isonzo	657	2616	131
Goregnevas	Isonzo	758	2612	114
Montemaggiore	Isonzo	954	2848	123
Coritis	Tagliamento	641	2939	114
Oseacco	Tagliamento	490	2745	104
Resia	Tagliamento	380	2670	116
Alesso	Tagliamento	197	2611	107
Frasseneit	Livenza	564	2528	109
Chievolis	Livenza	354	2685	103

Tab. 3.II - Stazioni pluviometriche del Triveneto con media inferiore a 700 mm

Stazioni	bacino	quota (m slm)	media (mm)	giorni piovosi
Bolzano	Adige	292	687	82
Bressanone	Adige	560	649	86
S.Lorenzo Sebato	Adige	813	692	85
Alla Discesa	Adige	1365	622	94
Andriano	Adige	284	659	65
Merano	Adige	319	696	77
Naturno	Adige	550	475	62
M.S.Caterina	Adige	1247	559	78
La Madonna	Adige	1497	675	81
Laces	Adige	644	675	81
Ganda	Adige	1257	668	71
Silandro	Adige	706	468	72
Prato Stelvio	Adige	927	530	75
Monte Maria	Adige	1335	665	86
Glorenza	Adige	915	473	62
Mazia	Adige	1550	513	70
Tubre	Adige	1270	612	79
Resia	Adige	1494	672	92

Tutto ciò in accordo con quanto già sottolineato da Mennella (1979), secondo il quale *“la piovosità cresce dapprima lentamente procedendo dal mare verso le montagne; cresce poi rapidamente appena queste sono raggiunte. Un massimo ben evidente è stazionante sulle Prealpi venete, con quasi continuità dai Lessini alle Prealpi Giulie, interrotto qua e là dai solchi delle principali vallate, ma l' aumento della piovosità è tanto più rapido quanto più il rilievo è prossimo al mare. La distribuzione delle piogge nelle singole vallate è influenzata dall'orientamento dell'asse longitudinale e dai mutamenti di direzione che esso subisce.*

*Nelle valli aperte verso la pianura (come in quelle del Natisono e del Torre, confluenti in quella dell'Isonzo) si nota un progressivo incremento delle precipitazioni verso le testate; ma in tutte le altre, che subiscono più o meno accentuate deviazioni, si rileva le loro parti più interne e più prossime alle testate, una netta e spesso improvvisa diminuzione della piovosità, Ciò è comprovato, come rilevava quel Servizio, dagli andamenti lungo il Cellina, il Meduna, il Tagliamento e il Fella, ma il fenomeno non è dovuto alla altitudine, bensì al progressivo addentrarsi delle valli nel sistema montuoso, spesso concorrendovi notevolmente, un cambiamento di orientamento della valle. Così in tutte le valli orientate per parallelo si notano precipitazioni inferiori a quelle delle valli orientate per meridiano....)”*

Per quanto attiene alle precipitazioni nevose, allo scopo di fornire un quadro del tutto indicativo su questo tipo di precipitazione, si riportano i dati proposti da Mennella relativi al decennio 1954-1963, per stazioni delle alpi nord-orientali.

Tab. 3.III - Media mensile ed annua della quantità di neve caduta (altezza in cm)

stazione	quota (m slm)	O	N	D	G	F	M	A	M	Tot. annuo
Silandro	721		2	10	12	14	10	6		54
Vipiteno	948		4	22	27	24	12	7		96
Terme Brennero	1309	14	19	39	35	36	16	13		172
Passo Tonale	1777	24	34	92	73	72	106	73	35	474
Recoaro	445		3	8	23	27	34	12		107
Tarvisio	751		26	42	55	36	32	9		200
Auronzo	946		9	22	23	22	8	11		95
Asiago	999		9	26	33	34	22	19		143
Predazzo	1018		5	26	28	24	11	23		117
Cortina d' Am.	1321	8	24	53	35	61	41	20		242
Mendola	1363		17	56	37	68	39	64		281
S.Martino di C.	1444		11	61	53	48	36	12	6	221
Arabba	1602	2	30	64	41	38	41	47	4	263
Misurina	1756	7	32	85	51	58	69	53	18	355
Passo Rolle	1984	8	63	102	62	85	72	74	12	466
Passo Falzarego	2105	10	67	104	52	48	58	72	15	411

Sulla base dei dati sopra riportati e di altri, relativi all'intera catena alpina, lo stesso Mennella ha sintetizzato il rapporto quota-altezza di neve nella tabella seguente, alla quale tuttavia va aggiunta la precisazione che in base osservazioni nivometriche più recenti l' altezza di neve risulta stimata in eccesso.

Tab. 3.IV - Rapporti quota e quantità media annua di neve.

750-1000	100 cm
1000-1500	250 cm
1500-2000	500 cm
2000-2500	620 cm

La caratterizzazione termometrica del compartimento climatologico alpino orientale è anch'essa sintetizzata in tabella:

Tab. 3.V - Temperature medie mensili di stazioni termometriche del sistema alpino nord-orientale

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Passo Pordoi	2339	-8.9	-8.0	-5.0	-3.1	0.4	5.2	7.9	7.6	4.6	0.0	-3.4	-8.6
P. Falzarego	2105	-5.5	-3.7	-2.5	0.4	9.9	10.7	10.1	7.5	3.4	0.7	-5.7	2.4
M. Paganella	2112	-4.4	4.3	-3.2	0.5	8.0	10.3	10.5	8.3	4	-0.8	-4.0	2.4
Lago Verde	2488	-4.6	-3.1	-2.2	-3.4	20.8	3.9	8	8	3.7	2.3	-4.8	-8.0
S. Martino C.	1444	-1.6	-0.8	2.0	4.9	8.6	12.7	14.4	13.7	11	6.4	2.3	-0.6
Pejo	1580	-1.4	-0.9	2.3	5.1	9.5	13.9	15.9	15.2	12.2	7.5	3.1	-0.2
Brennero	1370	-5.9	-3.9	-1.2	3.2	7.5	11.2	13.1	12.7	8.9	4.9	0.5	-4.9
Mendola	1360	-2.8	-2.3	0.3	3.8	7.8	11.7	13.6	14.4	11.6	6.4	2.2	-1.8

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Sauris	1300	-2.5	0.0	3.5	5.8	9.9	14.3	16	16.3	13.9	8.3	3.4	-0.8
Cortina	1275	-2.3	-1.3	1.8	5.2	9.1	13.5	15.8	15.4	12.7	7.6	2.8	-1.8
Falcade	1297	-3.2	0.4	2.0	5.6	9.5	14.7	16.2	15.3	12.3	7.1	2.5	-1.8
Sappada	1250	-4.7	-2.8	-0.2	3.8	8.8	13.1	14.6	13.6	10.8	6.2	1.6	-3.1
Dobbiaco	1243	-3.1	0.4	3.7	4.0	10.0	12.8	15.1	14.5	10.4	6.8	-0.8	-4.5
Sesto	1310	-1.6	2.4	5.1	4.8	11.3	13.6	16.5	16.1	11.7	9.0	1.2	-8.1
Asiago	999	-2.5	-2.0	2.8	6.6	10.8	15.9	17.8	17	13.6	7.3	3.8	-5.3
Tarvisio	751	-3.5	-1.6	2.5	7.1	11.9	16.3	18.3	16.9	13.1	9.0	4.0	1.0
Claut	600	-1.5	0.5	5.5	9.9	13.4	17.8	20.3	20	16.7	10.5	5.3	-1.7
Recoaro	445	0.5	1.4	5.0	9.2	13.3	18.1	20.3	20.1	16.5	11.2	6.3	0.2
Belluno	404	0.0	1.5	6.3	10.3	14.3	18.6	21	20.6	17.6	12.2	7.0	1.8
Bolzano	286	0.4	5.7	11.0	11.6	18.6	19.9	23	22.9	17.8	13.4	4.7	-0.3
Trento	312	1.1	4.3	8.8	13.0	16.7	20.6	23	22.1	18.5	12.3	6.0	1.3

### 3.2 LA REGIONE DELL'ALTO ADRIATICO DA TRIESTE A RIMINI

#### 3.2.1. La configurazione geografica e climatologica della regione.

Questo compartimento climatico si indentifica anzitutto con la fascia di pianura compresa tra la linea di costa dell' alto Adritatico e le Prelapi veneto-friulane. Più a S essa si estende per una cinquantina di km verso l' interno della pianura padana, per poi assottigliarsi gradatamente, fino ad esaurirsi sui rilievi appenninici in prossimità di Rimini.

Dal punto di vista geografico il compartimento, risulta quindi ben delimitato verso settentrione, mentre non presenta una altrettanto netta individualità geografica a W. Secondo Mennella l' elemento climatico che conferisce una particolare e ben definita fisionomia a questo compartimento è il vento, in dipendenza *della particolare fisionomia della climatologia dinamica della regione che rappresenta un' importante zona di convergenza e di smistamento delle masse d'aria provenienti da varie direzioni, come dall'Atlantico, dal Mediterraneo, dall'Europa settentrionale e dall'Europa centro-orientale.*

Il regime annuale delle precipitazioni della zona climatica in esame è illustrato dalla tabella

Tab. 3.VI - Precipitazioni medie mensili in stazioni pluviometriche ricadenti nel compartimento climatico dell'alto Adriatico

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Este	13	46	47	53	61	83	79	57	48	63	69	66	49
Battaglia T	11	52	54	62	67	94	84	54	59	72	89	88	53
Venezia	1	48	43	63	61	81	75	45	56	68	84	82	51
Biancade	10	62	54	74	78	133	97	87	72	78	106	111	70
Cortellazzo	1	54	48	65	66	88	83	61	58	83	97	107	64
Piambino D	24	66	55	76	81	120	86	78	72	68	93	104	72
S. Donàdi. P	4	50	45	64	63	96	82	66	54	70	82	98	55

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Portogruaro	6	65	63	79	87	105	110	88	72	98	104	120	72
Latisana	7	66	69	85	94	113	118	72	67	110	115	120	72
Cervignano	7	71	70	89	97	113	131	86	71	128	145	133	91
Termine	2	59	61	75	80	98	97	78	60	100	125	123	77
Grado	2	65	59	77	91	93	90	54	67	108	121	115	82
Trieste	18	61	50	65	77	87	94	69	70	94	113	119	68
Udine	116	73	63	105	122	138	155	106	101	131	132	137	104
Pordenone	23	65	60	85	109	135	132	110	85	102	110	123	78
Aviano	159	92	85	139	169	200	179	148	133	136	155	186	119

dalla quale risulta che nella pianura veneta compresa tra il fiume Po ed il Brenta, il massimo si colloca nei mesi di maggio-giugno ed il minimo cade in gennaio febbraio. La pianura veneto-friuliana e la zona prealpina presentano lo stesso minimo, ma due massimi uno in maggio giugno e l'altro in ottobre-novembre.

Il Mennella sulla base dei dati contenuti nella pubblicazione n. 21 del Servizio Idrografico, dell'andamento delle isoterme annue e delle isoterme relative ai mesi estremi giunge alla conclusioni che la zona delle Prealpi risulta più mite di quella costiera e che le temperature estreme si verificano ad una quarantina di km dalla linea di costa. Queste osservazioni hanno consentito all'autore di precisare l'entità dell'anomalia *termico-geografica* (differenza tra la temperatura ridotta al livello del mare e quella media del parallelo su cui si trova la località, calcolata teoricamente). Essa è risultata molto più spiccata in gennaio che non in luglio, con i valori invernali più elevati ad Udine, Conegliano e Bassano, mentre il valore estivo più elevato è stato rilevato a Treviso.

In definitiva l'Autore sottolinea che nelle zone di pianura prospicienti l'alto Adriatico, nonostante la vicinanza del mare l'azione termoregolatrice di quest'ultimo (a causa della scarsa profondità) risulta ben limitata, sicché il clima risulta essere *limitatamente marittimizzato* rispetto a quello della pianura padana ed in quanto tale distinguibile anche da quello padano vero e proprio

### 3.3. LA PIANURA VENETA AD TRA ADIGE E PO

Gli afflussi su quest'area, estendentesi a W e SW dei Colli Euganei, si caratterizzano per una sostanziale bimodalità, determinata da due massimi, uno principale in maggio ed uno secondario in ottobre-novembre.

Tab. 3.VII - Precipitazioni medie mensili in stazioni pluviometriche ubicate nella pianura veneta ad E dell'Adige

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Verona	60	41	35	47	49	85	51	48	58	62	61	62	45
Soave	40	58	49	62	64	101	78	63	56	76	84	77	57
Lonigo	34	55	58	58	69	97	83	47	54	78	81	78	56
Vicenza	40	75	69	89	92	116	90	70	66	83	98	108	81

Il regime termico del tratto di pianura padano-veneta in questione rientra in quello che Pinna definisce di tipo 2-3, detto anche regime interno, nel quale dicembre e novembre sono meno caldi rispettivamente di febbraio e marzo. Tutto ciò in accordo con la progressiva riduzione della continentalità che si verifica in pianura padana, procedendo da W verso E.

Per quanto attiene la distribuzione delle temperature medie mensili, essa risulta dalla tabella seguente:

Tab. 3.VIII - Temperature medie mensili in stazioni termometriche della pianura padano-veneta ad E dell'Adige

stazione	quota	G	F	M	A	M	G	L	A	S	O	N	D
Verona	60	2.6	4.6	8.8	13.2	16.8	21.2	23.1	23.2	20.1	14.5	8.2	3.8
Padova	14	2.5	3.3	8.1	12.6	16.9	21.2	23.7	23	19.6	13.9	9.2	3.7

#### 4. VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME

##### 4.1 LA RETE PLUVIOMETRICA E PLUVIOGRAFICA

Dalla costituzione dell' Ufficio Idrografico presso il Magistrato alle Acque di Venezia (1907) a tutt' oggi, le precipitazioni sul territorio del Triveneto sono state rilevate in 804 stazioni pluviometriche ed in 473 stazioni pluviografiche che tuttavia hanno funzionato in modo temporalmente disomogeneo (Fig. 5), con un massimo di tra il '55 ed il '75.

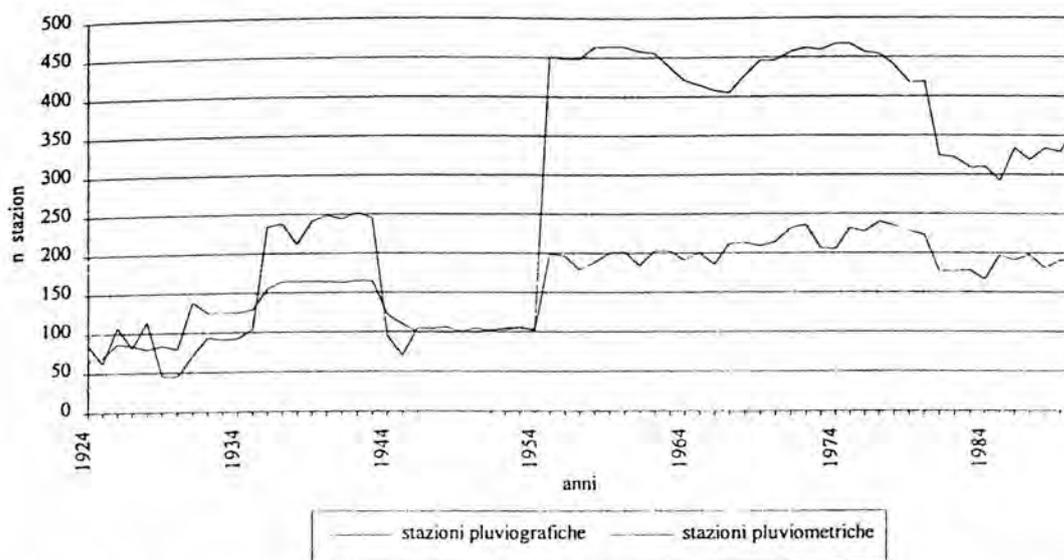


Figura 5 - Stazioni pluviografiche e pluviometriche in funzione dal 1924 al 1990 nel Triveneto

Sulla scorta dei dati sopra riportati e dell'estensione del territorio triveneto pari a 39836 km<sup>2</sup>, la densità della rete pluviometrica e pluviografica al 1990 risultavano rispettivamente di 1/109,74 km<sup>2</sup> e di 1/208,56 km<sup>2</sup>. Va precisato che la densità massima della rete pluviometrica è stata di 1/85,3 km<sup>2</sup> nel 1975 mentre la massima densità di quella pluviografica si è verificata nel 1942 con il rapporto 1/158,08 km<sup>2</sup>.

La distribuzione della rete per fasce altimetriche, è stata anch'essa sintetizzata in due figure (Fig. 6) che evidenziano ancora una volta una marcata disomogeneità distributiva, per la netta prevalenza di stazioni ubicate a quote basse.

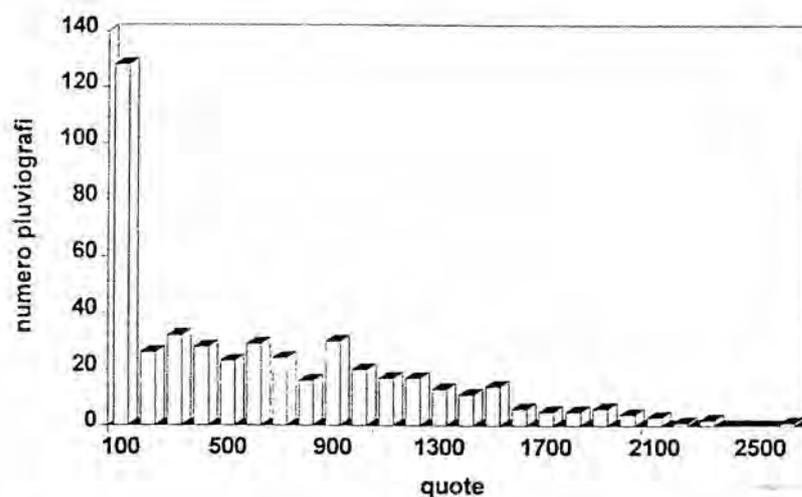
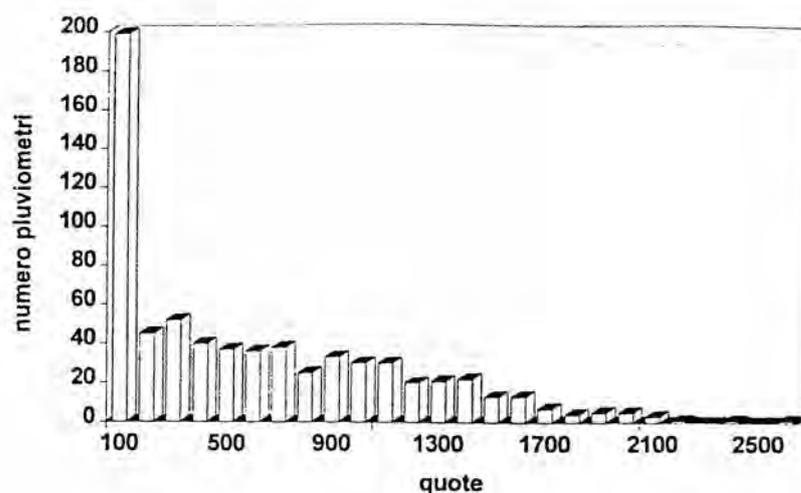
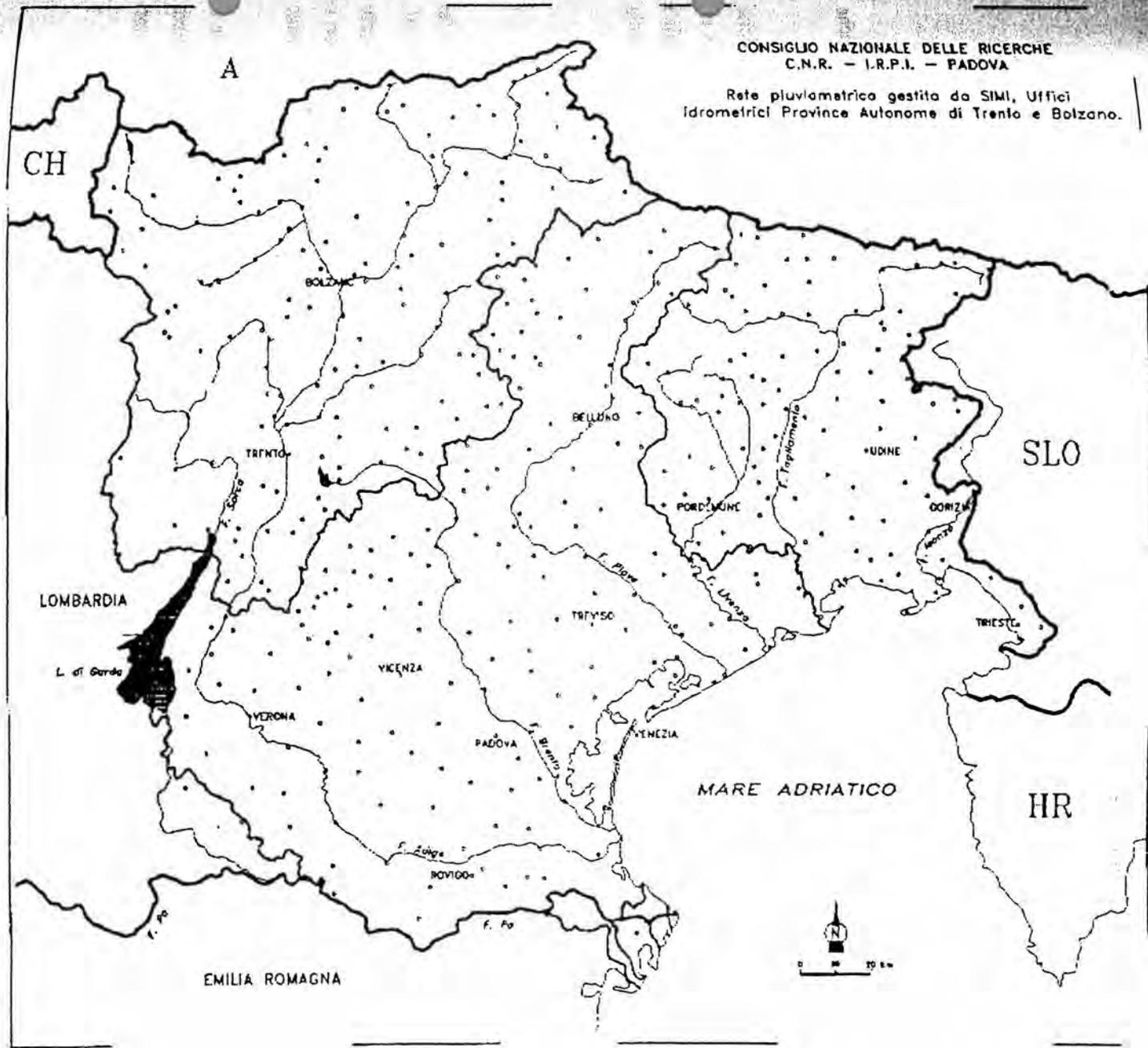


Figura 6 - Distribuzione per fasce altimetriche della rete pluviometrica e pluviografica nel Triveneto

Ai fini della regionalizzazione delle piogge giornaliere sono state considerate le stazioni che al 1990 (anno di pubblicazione dei più recenti Annali Idrologici) disponevano di serie storiche con numerosità  $\geq 30$ . Esse sono risultate in numero di 215 per un totale di 9236 anni stazione; la loro ubicazione è riportata nella figura 7, mentre la figura 8 illustra il rapporto tra la numerosità campionaria e le quote delle stazioni stesse.



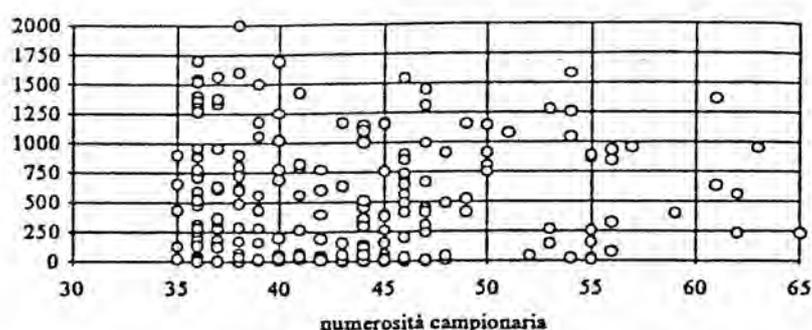


Figura 8 - Rapporti tra numerosità campionarie e quote delle 215 stazioni pluviometriche considerate nella regionalizzazione delle piogge giornaliere presente studio

Va precisato che i dati sopra riportati si riferiscono al periodo tra l'inizio delle osservazioni e gli ultimi Annali Idrologici pubblicati, che sono relativi al 1990, per l'ex Ufficio Idrografico del Magistrato alle Acque di Venezia e per l'Ufficio Idrografico della Provincia Autonoma di Bolzano, ed al 1980 per l'Ufficio Idrografico della Provincia Autonoma di Trento.

#### 4.2. L' APPLICAZIONE DEL MODELLO TCEV

Così come è stato fatto nel resto della Penisola, anche nel Triveneto il processo dei massimi annuali delle piogge giornaliere è stato schematizzato con il modello TCEV. Esso, come ampiamente noto, ipotizza che detti massimi provengano da due diverse popolazioni legate a differenti eventi meteorologici, con i valori per così dire ordinari a rappresentare la componente normale e con i valori estremi a costituire la componente straordinaria.

Il modello TCEV è strutturato in modo gerarchico su tre livelli, in base al quale si individuano regioni via via più ristrette, nelle quali è possibile identificare un numero crescente di relazioni tra i parametri della distribuzione probabilistica ed i fattori climatologici e morfologici che caratterizzano i bacini.

##### 4.2.1 PRIMO LIVELLO DI REGIONALIZZAZIONE

Rimandando alla bibliografia specifica per maggiori approfondimenti, in questa sede si ritiene sufficiente richiamare che il primo livello di regionalizzazione consiste nell' individuare zone omogenee caratterizzate dalla costanza del coefficiente di asimmetria. In questa fase vengono stimati i valori regionali di  $\Lambda$ , e  $\theta$ , nonché i

parametri  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  delle singole serie che rappresentano rispettivamente il numero medio ed il valore degli eventi indipendenti della componente ordinaria. Ne deriva che:

$$X_T = (T, \theta_1, \Lambda_1, \theta_*, \Lambda_*)$$

La stima di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  è stata effettuata con procedura di tipo iterativo di massima verosimiglianza (ML) su serie storiche con dimensioni campionarie superiori a 45 anni di osservazione. Sono state in tal modo impiegati i dati di 70 stazioni, per un totale di 3548 anni stazione, ottenendo i seguenti valori di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ :

$$\Lambda_* = 0.61950 \quad (4.1)$$

$$\theta_* = 1.72369 \quad (4.2)$$

Le 70 stazioni utilizzate sono indicate nella tabella 4.I che fornisce per ognuna di esse i valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  ottenuti con la stima vincolata ai valori di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ . Oltre ai due parametri puntuali la tabella riporta, per le singole stazioni, il rispettivo valore del coefficiente di asimmetria (G).

Per quanto attiene il coefficiente di asimmetria teorico, calcolato utilizzando la media della distribuzione TCEV, data da:

$$\mu = \theta_1 (\ln \Lambda_1 + \gamma_\varepsilon) - \theta_1 \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\theta_*) \quad (4.3)$$

esso risulta :

$$\gamma_1 = 1.612 \quad (4.4)$$

La probabilità  $p_2$  che massimo annuale delle piogge giornaliere provenga dalla componente straordinaria è data dalla:

$$p_2 = -\frac{\Lambda_*}{\theta_*} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-1)^j}{j!} \Lambda_*^j \Gamma\left(\frac{j+1}{\theta_*}\right) \quad (4.5)$$

Tale probabilità, dipendendo in primo luogo dal rapporto  $\Lambda_*/\theta_*$ , nel Triveneto risulta relativamente bassa e precisamente:

$$p_2 = 0.129 \quad (4.6)$$

fatto che trova conferma nella generale regolarità delle curve di frequenza.

**Tab. 4.2.A - Massimi annuali delle piogge giornaliere**  
 Elenco delle 70 stazioni pluviometriche con  $N \geq 45$  utilizzate al primo livello di regionalizzazione.

Stazione	n	G	$\Lambda_1$	$\theta_1$
ALESSO	46	1.016	28.020	37.267
AMPEZZO	46	0.962	31.393	26.383
ARSIE'	56	1.087	32.804	20.366
ASIAGO	54	1.071	25.648	20.463
AURONZO	55	0.673	45.565	11.258
AVIANO	55	0.640	33.886	19.969
AZZANO DECIMO	46	0.777	31.275	15.928
BARCIS	49	1.139	18.072	51.529
BEZZECA	46	0.727	30.123	13.323
BORGO VALSUGANA	45	0.842	22.876	15.380
BRESSANONE	62	1.291	32.523	7.475
BRONZOLO	55	1.061	35.283	9.275
CAL DI GUA'	45	0.708	40.327	11.094
CAMPOROSSO	50	1.934	36.628	14.672
CAORLE	46	2.532	17.115	21.168
CAVANELLA MOTTE	47	2.055	29.009	10.446
CAVASSO NUOVO	47	1.419	26.056	27.855
CAVE DEL PREDIL	46	0.661	29.566	26.722
CERVIGNANO DEI FRJULI	48	1.260	25.689	16.163
CLAUZETTO	46	1.901	37.467	23.430
CLODICI	47	0.795	43.396	19.758
COLOGNA VENETA	54	0.555	37.453	8.753
CORTINA D' AMPEZZO	53	0.629	26.617	14.702
DOBBIACO	54	0.898	31.385	9.535
ESTE	47	1.509	29.945	10.011
FOLGARIA	45	0.894	20.495	19.656
FORNI AVOLTRI	55	2.322	21.521	25.161
FORNI DI SOPRA	48	2.009	36.445	17.348
FORNO DI ZOLDO	46	1.014	25.805	19.822
GOSALDO	50	0.871	23.395	26.341
LAMBRE D'AGNI	56	0.526	31.913	28.842
MALE'	46	0.893	38.030	10.359
MARESON DI ZOLDO	46	0.817	56.981	12.257
MOGLIANO VENETO	45	0.966	25.163	13.593
MONGUELFO	51	1.251	32.710	8.2720
MONTEMAGGIOE	57	1.458	34.103	28.008
MORUZZO	53	2.23	23.512	22.288
MUSI	61	0.825	39.284	33.918
NERVESA DELLA BATTAGLIA	56	1.303	49.767	11.871
OSEACCO	48	2.242	19.168	51.788
PEIO	54	1.330	42.327	8.398
PIAN DELLE FUGAZZE	49	1.277	25.989	31.665
PIOVE DI SACCO	46	3.104	30.855	10.965
POFFABRO	49	0.931	28.487	35.086
PORDENONE	55	1.293	39.016	14.052
RECOARO	47	0.753	38.777	23.043
RIVAROTTA	55	1.757	23.291	18.186
ROVERBELLA	52	1.293	29.618	10.923
S. CASSIANO	46	0.629	25.992	11.526
S. CROCE DEL LAGO	47	0.392	22.706	30.303
S. FRANCESCO	59	0.813	32.668	32.012

L'ipotesi preliminare che la regione triveneta potesse costituire una *zona pluviometricamente omogenea*, è stata verificata confrontando i valori dei coefficienti di asimmetria campionari con quelli di una distribuzione teorica, ottenuta da serie generate (di dimensioni confrontabili con quelle osservate) da una parent TCEV con  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  uguali a quelli regionali e con  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  qualsiasi, con tecnica Montecarlo. I risultati di tale confronto sono riportati nella tabella seguente e nella figura 9.

Tab.4.II Valori medi, varianze teoriche ed osservate di G (coefficiente di asimmetria)

	$m_{sp}$	$m_{teor}$	$\sigma_{sp}$	$\sigma_{teor}$	$CHI^2$	K-S
G	1,20525	1,20244	0,33664	0,36547	0,31	0,48

Sulla base di questi elementi l'ipotesi che regione triveneta potesse rappresentare una *zona pluviometricamente omogenea*, risulta accettata.

Ne deriva, di conseguenza, che per l'intera regione la frequenza cumulata dei massimi annuali delle piogge giornaliere, è descritta dalla relazione:

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - 0.6195 \exp(-y/1.72369)] \quad (4.7)$$

nella quale,  $y = \frac{X}{\theta_1} - \ln \Lambda_1$  rappresenta la variabile standardizzata che sostituisce i valori osservati x.

La CDF di Y è rappresentata nella figura 10.

#### 4.2.2. IL SECONDO LIVELLO DI REGIONALIZZAZIONE

##### *Prima ipotesi: unica sottozona pluviometrica*

Il secondo livello di regionalizzazione ha comportato inizialmente la verifica dell'ipotesi che l'area triveneta potesse rappresentare anche una *sottozona pluviometricamente omogenea*, nella quale cioè fosse costante il parametro  $\Lambda_1$ . Tale verifica è stata effettuata sulle serie storiche di 172 (più del doppio rispetto al primo livello di regionalizzazione) dotate di numerosità campionaria  $\geq 37$  per complessivi 7509 anni stazione (Tab. 4.III).

Si è proceduto anzitutto alla stima del valore regionale di  $\Lambda_1$ , stimato in

$$\Lambda_1 = 32.469 \quad (4.8)$$

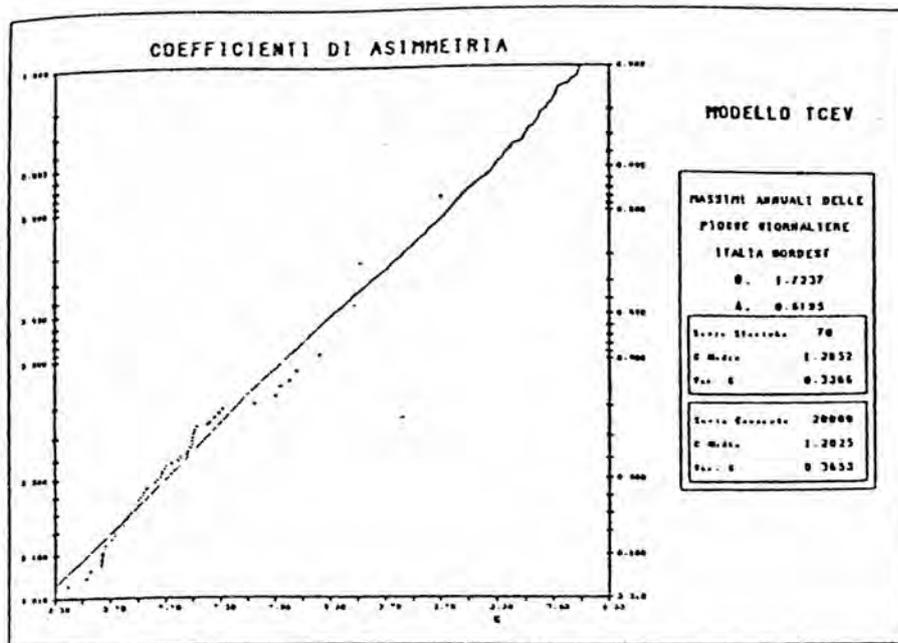


Figura 9

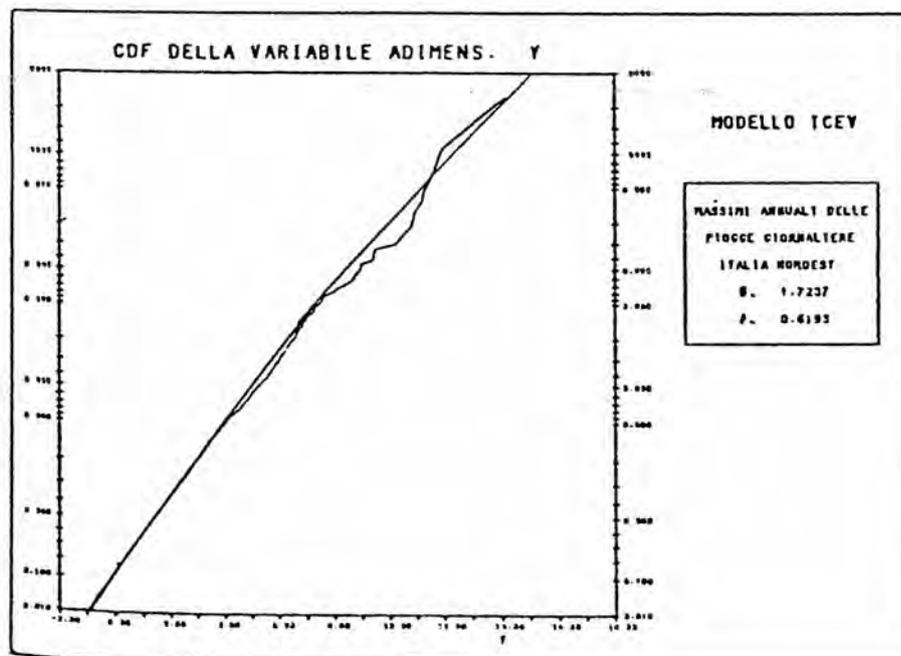


Figura 10

Tab. 4.2.B - Massimi annuali delle piogge giornaliere.

Elenco delle stazioni pluviometriche con  $N \geq 37$  utilizzate al secondo livello di regionalizzazione

Stazione	N	$\bar{X}_g(mm)$	Cv	$\Lambda_1$	$\theta_1$	$Cv_1$
AGORDO	37	113.38	0.337	23.01761	26.0501	0.501323
ALA	42	64.74	0.319	28.34251	13.3058	0.463611
ALESSO	46	182.87	0.346	27.80840	37.6049	0.466821
AMPEZZO	46	135.38	0.312	31.15337	26.6082	0.448288
ANDRAZ	36	69.08	0.307	35.68478	11.2075	0.435446
ARIIS	37	86.74	0.506	20.50743	20.3150	0.525020
ARSIE'	56	106.84	0.312	32.51606	20.5493	0.441679
ASIAGO	54	96.05	0.356	25.50370	20.6333	0.481999
AURONZO	55	67.29	0.254	44.90130	11.3765	0.397500
AVIANO	55	105.53	0.284	33.60137	20.1412	0.436740
AVOSACCO	36	123.23	0.449	38.96681	18.8804	0.407445
AZZANO DECIMO	46	81.51	0.305	31.02203	16.0690	0.448951
BADIA POLESINE	43	53.15	0.378	30.29218	10.3540	0.452724
BARCIS	49	205.32	0.478	17.86993	52.3361	0.556375
BATTAGLIA TERME	37	59.08	0.346	18.63273	15.6204	0.546466
BEZZECA	46	67.27	0.315	29.88084	13.4429	0.454919
BIANCADE	42	66.33	0.371	34.12571	12.2780	0.434450
BOLZANO	38	48.75	0.405	24.61980	10.5408	0.488475
BORGO VALSUGANA	45	68.62	0.382	22.74845	15.5186	0.503639
BOTTI BARBARIGHE	44	51.70	0.304	26.77121	11.0013	0.473371
BOVOLENTA	44	54.83	0.358	25.15299	11.8474	0.484521
BRESSANONE	62	39.68	0.352	31.97238	7.5788	0.444258
BROGLIANO	38	79.59	0.292	37.15367	14.3969	0.422289
BRONZOLO	55	50.46	0.312	35.01343	9.3481	0.430703
CAL DI GUA'	45	62.36	0.245	39.99630	11.1801	0.412281
CALVENE	40	78.13	0.286	45.01921	13.0421	0.397177
CAMPO D'ALBERO	38	121.03	0.344	25.16893	26.2993	0.484405
CAMPOMEZZAVIA	40	117.19	0.396	21.10240	27.7041	0.518945
CAMPONE	44	156.30	0.336	26.96127	32.7537	0.472138
CAMPOROSSO	50	81.70	0.353	36.06166	14.8492	0.426478
CAORIA	38	88.73	0.382	20.26940	21.5549	0.527542
CAORLE	46	86.04	0.740	16.91815	21.5013	0.569907
CAPRILE	44	65.88	0.278	38.44183	11.8241	0.417603
CASTEL D'ARIO	41	55.44	0.367	29.25009	11.0313	0.458388
CASTELFRANCO VENETO	42	64.62	0.272	46.16896	10.7181	0.394099
CASTIONS DI STRADA	45	98.19	0.400	21.86840	22.6857	0.511564
CAVANELLA MOTTE	47	53.18	0.422	28.47107	10.6109	0.462854
CAVASSO NUOVO	47	131.07	0.360	26.09345	27.9429	0.477894
CAVE DEL PREDIL	46	133.66	0.314	29.34319	26.9572	0.457868
CENCENIGHE	42	108.92	0.350	22.77696	25.1801	0.503391
CEOLATI	38	119.76	0.260	44.24845	20.2591	0.399312
CERVIGNANO D.FRIULI	48	76.26	0.367	25.63433	16.2557	0.481076
CHIALINA (OVARO)	38	106.65	0.312	39.08973	18.8569	0.415342
CHIAMPO	37	77.97	0.248	41.02442	13.7223	0.408945
CHIEVOLIS	44	201.87	0.345	27.90012	41.1983	0.466262
CHIUSAFORTE	42	144.53	0.304	27.12356	30.4413	0.471097
CISERIIS	41	120.08	0.297	34.66336	22.4433	0.432161
CISON DI VALMARINO	45	107.37	0.272	43.28225	18.3079	0.402076
CIVIDALE D.FRIULI	44	87.90	0.247	49.72815	14.3463	0.385307
CLAUT	42	137.88	0.353	24.85939	30.2495	0.486679
CLAUZETTO	46	130.53	0.330	36.95881	23.6854	0.423021
CLODICI	47	116.28	0.272	42.87472	19.9439	0.403272
COLOGNA VENETA	54	48.35	0.273	37.07815	8.8324	0.422572
CORMONS	41	76.24	0.397	33.55031	15.0866	0.436967
CORNUDA	39	78.47	0.262	37.38528	14.3436	0.421427
CORTELLAZZO CA'GAMBA	44	67.36	0.299	28.66355	13.8547	0.461731
CORTINA	53	69.26	0.312	26.47889	14.8178	0.475297

e del coefficiente di variazione teorico  $\gamma$  che, sulla scorta della relazione generale dei momenti teorici della distribuzione TCEV:

$$\mu'_r = m'_r + \theta_1^r \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_1^j}{j!} \sum_{k=1}^r (-1)^k k \binom{r!}{k!(r-k)!} (\ln \Lambda_1)^{r-k} \quad (4.9)$$

con  $\Gamma' = -0.577215$  (= costante di Eulero C) e  $\Gamma'' = \left[ \frac{\pi^2}{6} + C^2 \right]$ , è risultato:

$$\gamma = 0.428 \quad (4.10)$$

La fondatezza dell'ipotesi è stata controllata nello stesso modo con cui si è operato al primo livello, vale a dire confrontando tra loro le distribuzioni di frequenza dei coefficienti di variazione campionari e teorici, questi ultimi dedotti dalla generazione di 20000 serie contraddistinte da numerosità confrontabili con quelle storiche (Fig. 11).

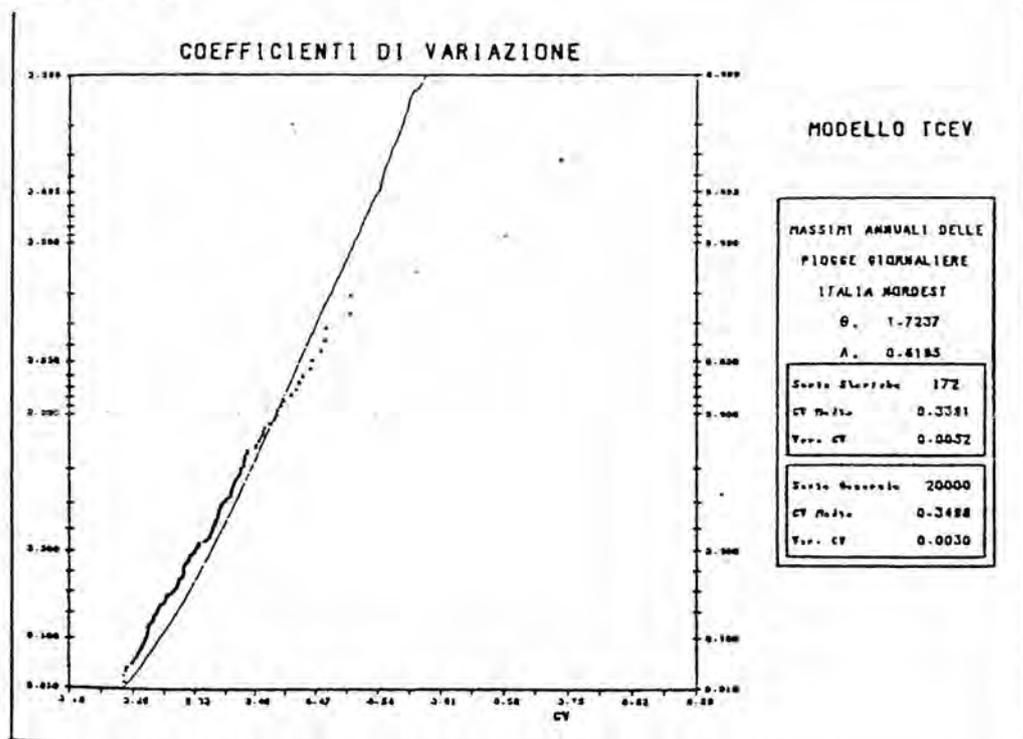


Figura 11

Il test del  $\text{CHI}^2$  ha fornito tuttavia valori di significatività, molto bassi, compresi tra 0,01 e 0,005 che non hanno consentito di accettare l'ipotesi che l'intera regione nordorientale costituisca anche una sottozona pluviometrica omogenea.

*Seconda ipotesi esaminata : presenza di più sottozone pluviometriche omogenee*

Si è pertanto dovuta prendere in considerazione che la regione potesse essere suddivisa in più sottozone omogenee, ciascuna delle quali caratterizzata da un proprio valore  $\Lambda_1$ .

L'individuazione di tali sottozone è stata dapprima ricercata con la cluster analysis sui Cv osservati. Sono state esaminate diverse ipotesi di suddivisione; tutte però già a prima vista apparivano insoddisfacenti per la semplice ragione che le "aree omogenee" risultavano distribuite con scarsa continuità geografica, quando non addirittura disposte a "macchia di leopardo".

Per raggiungere l'obiettivo ci si è allora fatto ricorso alla tecnica del *kriking*, la cui applicazione ha fornito la carta di figura 12. Il contenuto di questa carta è apparso immediatamente molto interessante, non essendo sfuggita la sua forte similitudine con la cartografia riportata in figura 4, relativa ai compartimenti climatici italiani individuati inizialmente dal Rosini e ripresi dal Mennella.

L'elemento più rappresentativo e comune alle due cartografie, ancorché realizzate a scale sensibilmente diverse, è senz'altro costituito dalla fascia disposta all'intorno dell'alto Adriatico e dalla sua ampiezza, dell'ordine dei 50-60 km. Tutto ciò a prescindere da un restringimento in corrispondenza all'incirca dell'asse Verona-Venezia, non riportato sulla rappresentazione di Mennella, solo per motivi di scala.

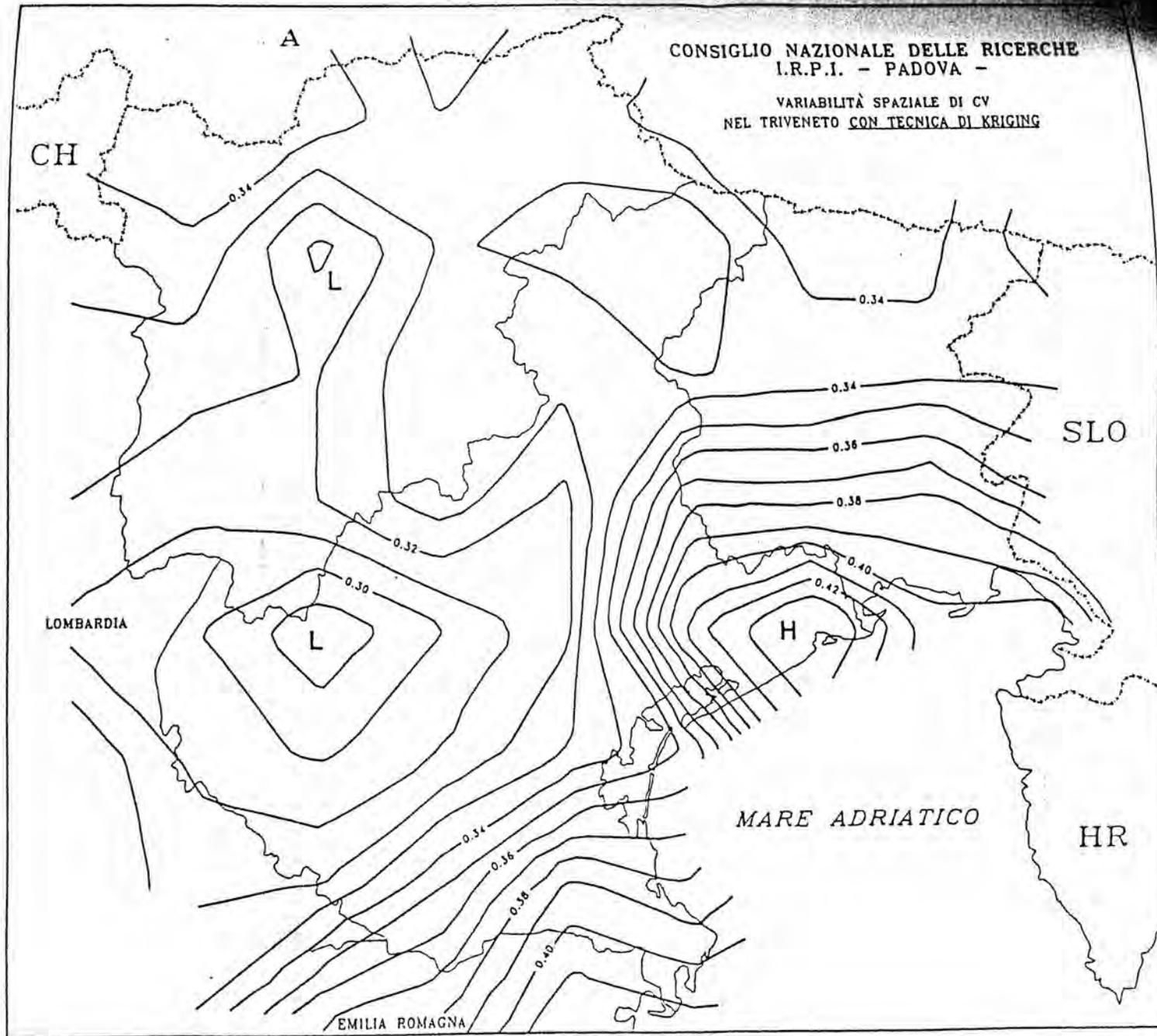
I risultati ottenuti con il *kriking* hanno perciò decisamente orientato ad una suddivisione del Triveneto in due sottozone: una estesa da Trieste alla foce del Po, lungo l'alto Adriatico, che d'ora in poi verrà chiamata "*periadriatica*" l'altra comprendente il restante territorio che in seguito sarà denominata "*alpina*".

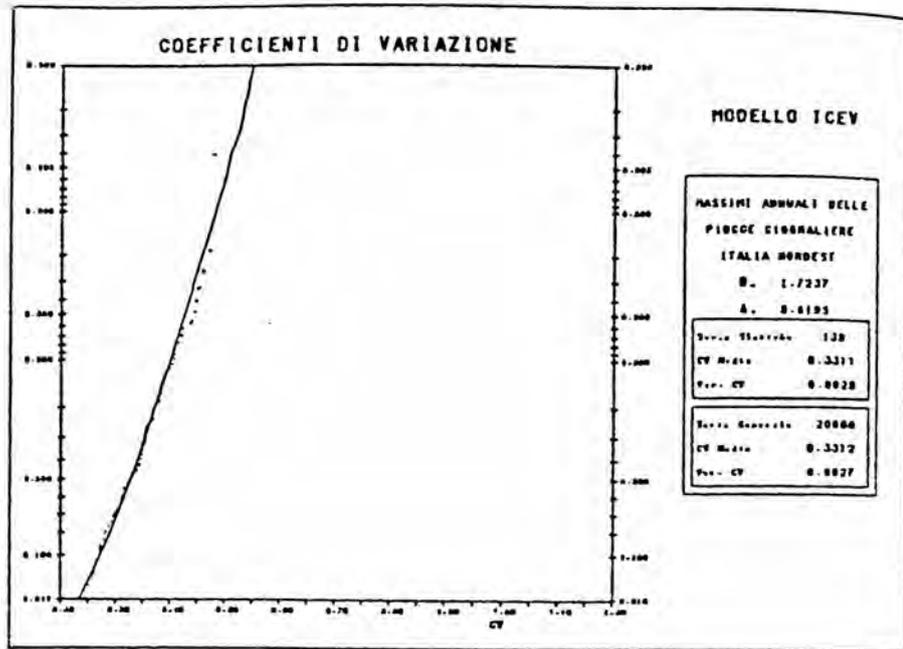
I valori di  $\Lambda_1$  che contraddistinguono le due sottozone sono riportati nella tabella che segue:

Tab. 4.IV - Valori del parametro  $\Lambda_1$  nell'ipotesi di suddivisione del Triveneto in due sottozone pluviometriche omogenee

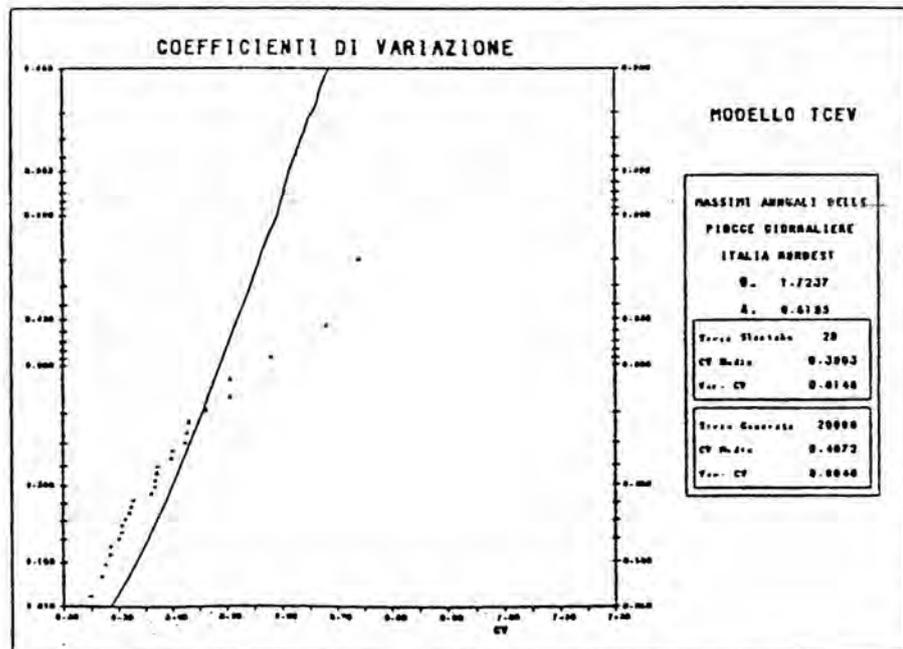
ipotesi	ubicazione	$\Lambda_1$	$\theta_1$
2 sottozone	Periadriatica	18.464	15.534
	alpina	42.623	13.226

Il confronto tra le frequenze cumulate dei Cv campionari e di Cv generati, relativi alle due sottozone, sono illustrati dalle figure seguenti.





sottozona "alpina"



sottozona "periadriatica"

Figura 13

Tenendo conto della (4.3), che fornisce  $\mu=95.3$  nella la sottozona alpina e  $\mu=57.22$  in quella periadriatica e delle relazioni:

$$\alpha = \ln \lambda_1 + \gamma_e - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j}{j!} \Gamma(j/\theta_*) \quad (4.11)$$

(con  $\alpha = 5.1$  nella sottozona alpina e  $\alpha = 4.26$  nella sottozona periadriatica).

$$F_{x'}(x') = \exp[-\Lambda_1 \exp(-x'/\theta_1) - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\theta_*} \exp(-x'/\theta_1 \theta_*)] \quad (4.12)$$

la CDF dei fattori di crescita  $x' = X/\theta_1$  delle due zone, sono dati rispettivamente da:

$$F_{X'}(x') = \exp[-42.623(145.474)^{-x'} - 5.46(31.514)^{-x'}] \quad (4.13)$$

$$F_{X'}(x') = \exp[-18.444(66.686)^{-x'} - 3.36(12.566)^{-x'}] \quad (4.14)$$

i cui andamenti sono illustrati in figura 14.

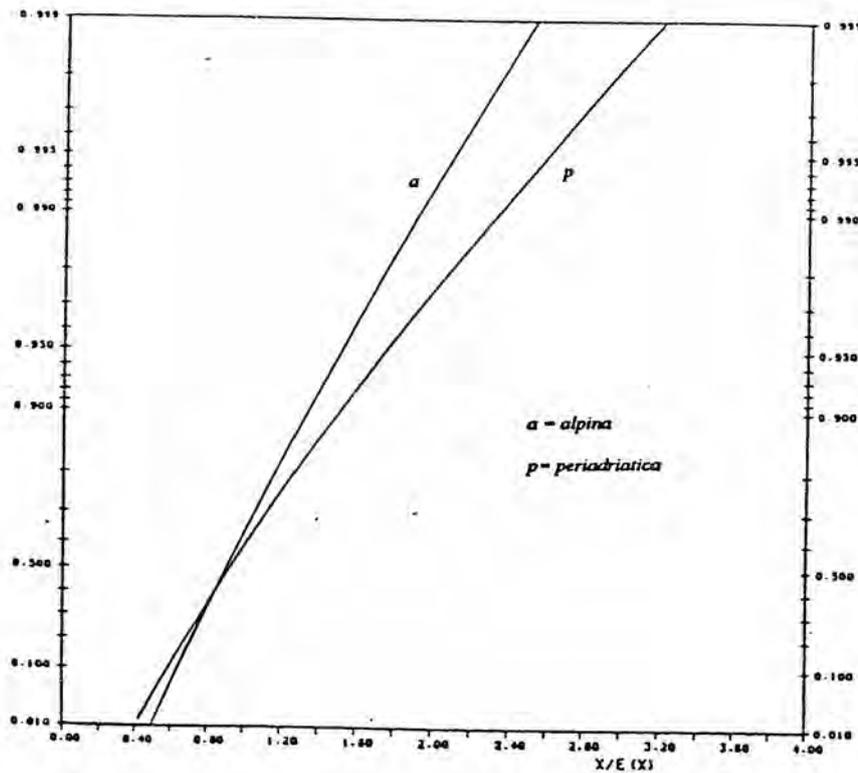


Figura 14

Il quadro riassuntivo relativo alle stime dei parametri del modello TCEV nell' Italia nord-orientale è illustrato dalla tabella seguente:

Tab. 4.V - Quadro riassuntivo dei risultati ottenuti al primo e secondo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere nel Triveneto.

1° LIVELLO						
Ipotesi	parametri di forma		valori osservati (70 serie con N ≥ 45)		valori generati	
	$\theta_*$	$\Lambda_*$	m(G)	var(G)	m(G)	var(G)
Unica zona	1.72369	0.61950	1.20525	0.33664	1.20552	0.36531
2° LIVELLO						
Ipotesi	sottozona	parametro di scala	valori osservati (167 serie con N ≥ 37)		valori generati	
		$\Lambda_1$	m(Cv)	var(Cv)	m(Cv)	var(Cv)
1 sottozona	Triveneto	32.469	0.33911	0.0052	0.34983	0.00300
2 sottozone	periadriatica	18.464	0.39033	0.0146	0.40723	0.00404
	alpina	42.623	0.33112	0.0028	0.33122	0.00272

#### 4.2.3 La pioggia indice

Le conoscenze pregresse indicavano, con sufficiente precisione, che nell'ambito del territorio triveneto, l'unico settore nel quale esistesse una correlazione tra quota e piovosità, fosse quello compreso tra la linea di costa e le Prealpi veneto-friulane. In questo studio si è tentato di dare una caratterizzazione quantitativa a detto rapporto, in particolare a quello la pioggia indice  $\bar{x}_g$  (media dei massimi giornalieri) e l'altezza sul mare, utilizzando dati riportati nella tabella 4.VI.

È stata esaminata in particolare la relazione tra i  $\log \bar{x}_g$  e le quote sul mare, utilizzando la relazione:

$$\log \bar{x}_g = ch + d$$

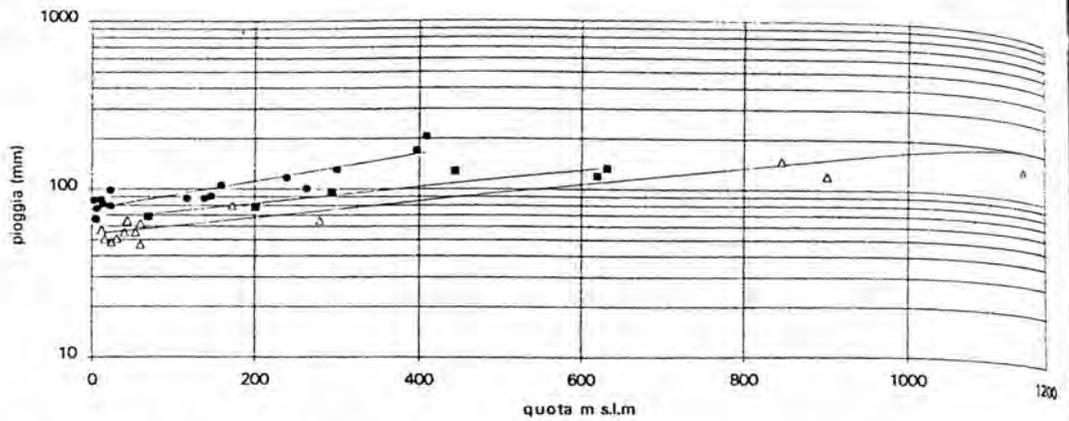
in cui c e d sono i parametri della regressione, variabili da zona a zona.

I risultati ottenuti sono stati sintetizzati nelle due figure seguenti, che evidenziano con sufficiente chiarezza, da un lato l'obiettività della relazione nella fascia prealpina e, dall'altro, l'inesistenza della stessa nella regione alpina.

Tab. 4.2.F Elenco delle stazioni pluviometriche: quote e  $\bar{x}$  = media dei massimi annuali della pioggia giornaliera

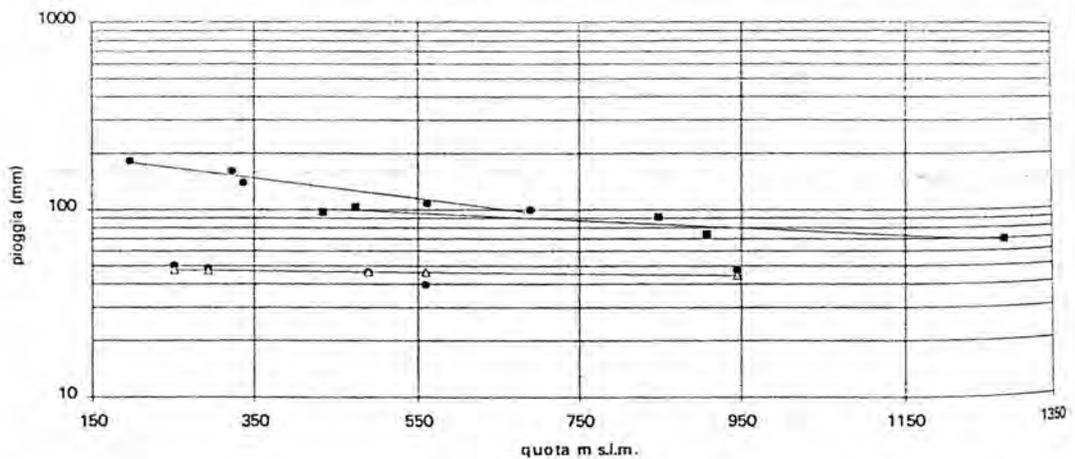
STAZIONE	n	quota (s.l.m)	$\bar{x}$ (mm)
AGORDO	37	611	113.38
ALA	42	190	64.74
ALESSO	46	197	182.87
ARJIS	37	12	86.74
ARSIE'	56	314	106.84
ASIAGO	54	1046	96.05
AURONZO	55	864	67.29
AVIANO	55	159	105.53
AZZANO DECIMO	46	14	81.51
BADIA POLESINE	43	11	53.15
BARCIS	49	409	205.32
BATTAGLIA TERME	37	11	59.08
BEZZECA	46	698	67.27
BIANCADE	42	10	66.33
BOLZANO	38	292	48.75
BORGO VALSUGANA	45	390	68.62
BOTTI BARBARIGHE	44	7	51.70
BOVOLENTA	44	7	54.83
BRESSANONE	62	560	39.68
BROGLIANO	38	172	79.59
BRONZOLO	55	250	50.46
CAL DI GUA'	45	60	62.36
CALVENE	40	201	78.13
CAMPO D'ALBERO	38	901	121.03
CAMPOMEZZAVIA	40	1022	117.19
CAMPONE	44	405	156.30
CAMPOROSSO	50	806	81.70
CAORIA	38	802	88.73
CAORLE	46	3	86.04
CAPRILE	44	1023	65.88
CASTEL D'ARIO	41	24	55.44
CASTELFRANCO VENETO	42	44	64.62
CASTIONS DI STRADA	45	23	98.19
CAVANELLA MOTTE	47	1	53.18
CAVASSO NUOVO	47	301	131.07
CAVE DEL PREDIL	46	901	133.66
CENCENIGHE	42	773	108.92
CEOLATI	38	620	119.76
CERVIGNANO D.FRIULI	48	7	76.26
CHIALINA (OVARO)	38	492	106.65
CHIAMPO	37	180	77.97
CHIEVOLIS	44	354	201.87
CHIUSAFORTE	42	392	144.53
CISERIS	41	264	120.08
CISON DI VALMARINO	45	261	107.37
CIVIDALE D.FRIULI	44	138	87.90
CLAUT	42	600	137.88
CLAUZETTO	46	563	130.53
CLODICI	47	240	116.28
COLOGNA VENETA	54	24	48.35
CORMONS	41	63	81.99
CORNUDA	39	163	78.47
CORTELLAZZO CA'GAMBA	44	1	67.36
CORTINA	53	1275	69.26

Rapporti  $\bar{X}_{med}$ -quota in diverse aree tra la pianura e le prealpi veneto-friulane



- △ Zevio, Legnago, Villafranca, Verona, Soave, Vicenza, Padova, Castelfranco Veneto, Cologna Veneta, Brogliano, Campo d'Albero, Lambre d'Agni, Pian delle Fugazze Cal Di Guà, Zovencedo  $\log \bar{X} = 0.000494 + 1.73238r = 0.475$
- Sandrigo, Valdagno Calvene, Ceolati, Staro, Recoaro  $\log \bar{X} = 0.000493h + 1.81754r = 0.937$
- Caorle, Monfalcone, Cervignano del Friuli, San Francesco, San Quirino, Pordenone, Azzano Decimo, Moruzzo, Udine, Clodici, Cividale, Aviano, Poffabro, Cavasso Nuovo.  $\log \bar{X} = 0.000822h + 1.88248r = 0.471$

Rapporti  $\bar{X}_{med}$ -quota in aree del settore alpino



- △ Bronzolo, Bolzano, Ponte Gardena, Bressanone, Vipiteno  $\log \bar{X} = -0.00004 + 1.68776r = 0.3$
- Fortogna, Longarone, Forno di Zoldo, Cortina d'Ampezzo, S. Stefano di Cadore  $\log \bar{X} = -0.00021h + 2.09062r = 0.835$
- Alesso, Tolmezzo, Moggio Udinese, Pontebba, Paularo  $\log \bar{X} = -0.00055h + 2.36015r = 0.962$

Figura 15 - Rapporti tra  $\log \bar{X}_m$  e quota delle stazioni pluviometriche in aree del Triveneto

sufficiente chiarezza come detta relazione sussiste solo all' interno della sottozona pluviometrica "periadriatica", pur nell'ambito di sensibili variazioni dei coefficienti di correlazione. Al riguardo si rileva come tali coefficienti assumono valori elevati allorché si considerano aree relativamente ristrette, o fortemente caratterizzate dal punto

di vista morfologico; il grado di correlazione afflussi-altezze si riduce invece, anche sensibilmente, su aree molto estese, il che sta ad indicare che sul rapporto afflussi-altezze interferiscono effetti dovuti alla orografia.

Il peso di queste osservazioni, dal punto di vista pratico, si riflette anzitutto sulla attenzione che deve essere posta nella stima di  $\bar{x}$  in località sprovviste di osservazioni e complementariamente sul terzo livello di regionalizzazione delle portate al colmo di piena in cui la portata indice è fatta dipendere da parametri pluviometrici e morfologici dei bacini idrografici.

#### 4.2.4 Le piogge orarie

Tenendo presenti gli obiettivi del progetto VAPI, si è ritenuto utile esaminare anche i massimi annuali delle piogge di massima intensità registrate ai pluviografi, soffermando particolarmente l'attenzione su quelle di durata di 6, 12 e 24 ore, che trovano il maggior impiego in sede progettuale.

L'analisi è stata indirizzata verso la verifica della stabilità dei parametri regionali della distribuzione TCEV ottenuti dai massimi giornalieri, a durate più brevi. L'esito della è sintetizzato nella Tab. 4.VII, che evidenzia in effetti una certa instabilità di  $\theta_*$  e di  $\Lambda_*$ .

Tab. 4.VII - Parametri regionali della distribuzione TCEV per i massimi annuali di piogge orarie

durata	$\Lambda_*$	$\theta_*$
max. ann. $p_6$	0.1978	2.1642
max. ann. $p_{12}$	0.4623	1.8293
max. ann. $p_{24}$ (51 stazioni con $N \geq 35$ )	0.7041	1.7602
max. ann. $p_{24}$ (43 stazioni tra quelle con max. $p_{1g}$ )	0.5905	1.5844
max. ann. $p_{1g}$	0.6195	1.7237

Sulla base di queste constatazioni si è applicata, limitatamente al primo livello di regionalizzazione, la procedura di stima dei parametri regionali massimi annuali delle piogge orarie. I risultati ottenuti sono riportati nelle tabelle da 4.VIII a 4.X

#### *Le curve di probabilità pluviometrica.*

In fase di approccio alla regionalizzazione degli afflussi, si era pensato di utilizzare le curve di probabilità pluviometrica come indicatori per l'individuazione di

zone pluviometricamente omogenee. Per questo motivo le serie storiche delle cinque durate (1,3,6,12 e 24 ore) con  $N > 20$  sono state sottoposte all'analisi con  $EV_1$  al fine di ricavare stime di  $X_T$  ( $T =$  il periodo di ritorno). Dopo aver assunto  $T = 50$  anni, con gli  $X_T$  ogni singola stazione, sono state tracciate le curve di probabilità pluviometrica, di equazione  $h = at^n$  con  $a$  ed  $n$  derivati dalla regressione di sui cinque valori  $X_T$ . Si sono ottenute in tal modo 230 linee di probabilità pluviometrica che, sulla base della "morfologia" sono state aggregate in gruppi omogenei.

I risultati ottenuti attraverso questa procedura sono stati tradotti in due grafici. Il primo (Fig. 15) illustra la zonizzazione del Triveneto in base alle aggregazioni delle linee di probabilità pluviometrica con  $T = 50$  anni; il secondo presenta gli andamenti delle linee di probabilità pluviometrica caratteristiche di ciascuna zona. Le linee sono accompagnate dai valori massimi e minimi degli  $X_T$  stimati nell'ambito della zona ed da una fascia di confidenza ampia il doppio dello scarto quadratico degli  $X_T$  medi (Fig. 16).

Il confronto tra questi risultati e quelli ottenuti dalla regionalizzazione delle piogge giornaliere, porta alla individuazione di elementi di congruenza significativi. Tra questi:

- la crescita dei parametri  $a$  ed  $n$  dalla pianura verso le prealpi veneto-friulane e la decrescita degli stessi in direzione della zona assiale della catena alpina;
- la conferma di una vasta area alpina "pluviometricamente omogenea";
- la conferma di un'area estendentesi dalle prealpi al mare, con caratteri diversi da quella alpina.

Tab. 4.2.G. Massimi annuali delle piogge di 24 ore  
 Elenco delle stazioni con  $N \geq 50$  impiegate al primo livello  
 di regionalizzazione

Stazioni	n	$\bar{X}_{24}$	G	$\Lambda_1$	$\theta_1$
AGORDO	62	119.69	2.634	21.4338	26.2299
ALESSO	50	198.43	1.605	43.0270	37.9430
AMPEZZO	56	159.01	1.771	28.7151	32.6478
ASIAGO	54	104.40	2.516	55.6868	19.0081
AURONZO	55	75.60	1.785	103.6495	12.2801
AVIANO	56	122.99	0.818	143.6561	19.0993
BASSANO DEL GRAPPA	57	83.31	1.077	169.9491	12.6943
CASTELFRANCO VENETO	56	68.66	0.768	447.2010	9.1300
CEOLATI	56	132.49	0.689	108.2110	21.5437
CHIAMPO	56	88.33	0.965	358.1985	11.9894
CIVIDALE D.FRIULI	58	100.80	1.587	91.5337	16.8063
CLAUT	61	150.60	2.468	24.9081	31.6693
CLAUZETTO	62	144.83	1.705	224.0082	20.7555
CODROIPO	50	96.71	1.017	17.2053	22.1316
CORTINA D'AMPEZZO	52	72.41	2.464	71.2731	12.6171
FORNI AVOLTRI	50	110.54	0.845	22.5223	24.0411
FORNO DI ZOLDO	52	97.72	3.046	19.8073	22.1815
FORTOGNA	62	106.70	0.777	94.8827	17.8016
GEMONA DEL FRIULI	55	138.95	1.380	98.9151	22.7891
LAMBRE AGNI	56	151.60	0.320	15.4587	36.8626
MANIAGO	59	143.21	1.418	308.0205	19.6257
MOGGIO UDINESE	55	147.70	1.665	36.3265	28.7093
MUSI	62	206.91	0.839	61.7564	37.2952
PALMANOVA	54	90.48	1.374	21.9346	19.7755
PAULARO	52	122.06	2.295	34.0668	23.9128
PERAROLO DI CADORE	62	84.99	4.064	44.1631	16.2082
PIOVE DI SACCO	54	63.57	2.556	55.3447	11.3335
POFFABRO	55	199.94	0.878	26.6061	42.2508
PONTEBBA	58	122.82	1.510	54.6169	22.1036
PORTOGRUARO	59	82.14	2.149	41.2432	15.5602
PULFERO	58	130.07	0.557	61.2295	23.5480
RECOARO	58	135.33	0.533	25.8550	29.1672
RESIA	60	212.88	0.966	20.0299	47.5045
ROVIGO	52	51.47	1.744	30.8929	10.3914
S.DANIELE DEL FRIULI	52	111.80	0.997	32.1166	22.8571
SAN DONA' PIAVE	58	65.16	0.620	67.0879	11.4708
S.STEFANO DI CADORE	54	80.76	1.117	59.0906	14.6349
SACILE	51	89.00	0.957	38.1067	17.1988
SCHIO	58	104.89	0.938	194.9202	15.6111
SOVERZENE	55	93.15	1.536	66.3616	16.3760
STRA	56	63.01	2.512	63.8982	11.0823
TARVISIO	53	86.64	0.506	233.4725	12.5737
TOLMEZZO	63	179.25	1.226	24.5957	38.5310
TRAMONTI DI SOPRA	53	198.20	1.020	51.7745	36.3437
TREVISO	51	75.46	1.405	22.0013	16.4238
UDINE	55	102.49	1.623	25.9983	21.3455
VERONA	50	54.04	1.518	27.6627	11.2448
VICENZA	53	73.52	0.997	133.4756	11.5014
VILLA	53	84.93	2.764	17.6051	19.0824
VIPITENO	55	52.37	0.959	44.1158	10.0433
ZOVENCEDO	60	70.51	0.570	217.1687	10.4668

Tab. 4.2.H Massimi annuali delle piogge di 12 ore  
 Elenco delle stazioni pluviografiche con  $N \geq 50$  impiegate al primo livello di regionalizzazione

Stazioni	n	$\bar{X}_{12}$	G	$\Lambda_1$	$\theta_1$
AGORDO	62	84.02	3.093	39.3431	13.1755
ALESSO	50	148.80	2.120	50.8656	22.4531
AMPEZZO	56	113.48	2.623	29.0842	18.5661
ASIAGO	56	75.49	1.981	29.7310	12.4484
AURONZO	55	52.22	1.324	374.7882	5.7449
AVIANO	55	91.59	0.772	235.7406	11.2087
BASSANO DEL GRAPPA	55	64.88	1.910	62.8429	9.5862
BRESSANONE	50	37.23	1.219	42.7302	5.7956
CASTELFRANCO VENETO	56	51.45	0.329	527.2991	5.2842
CEOLATI	56	95.21	0.807	180.7527	12.0404
CHIAMPO	55	69.36	1.580	119.7271	9.2613
CIVIDALE D. FRIULI	58	80.48	1.567	113.0685	10.8193
CLAUT	59	108.09	1.905	24.5324	18.0912
CLAUZETTO	60	108.06	1.529	357.2033	11.9717
CODROIPO	51	78.68	1.012	15.0077	14.3283
CORTINA D'AMPEZZO	53	50.10	2.784	96.3932	6.8619
FORNO DI ZOLDO	52	70.11	3.211	42.3626	10.9566
FORTOGNA	62	75.07	0.791	484.0596	7.8644
GEMONA DEL FRIULI	55	106.11	1.342	125.4474	14.0410
LAMBRE AGNI	55	106.64	0.113	19.6602	19.1293
MANIAGO	57	108.60	1.344	132.0432	14.3204
MOGGIO UDINESE	55	111.54	1.214	24.9080	18.7850
MUSI	62	148.75	1.046	144.7277	19.3816
PALMANOVA	53	74.89	1.058	23.6677	12.7397
PAULARO	53	87.82	3.133	22.1516	14.9394
PERAROLO DI CADORE	62	59.70	3.742	122.9259	7.8694
PIOVE DI SACCO	51	53.16	3.315	39.4052	8.1953
POFFABRO	55	145.58	0.788	43.4167	22.4889
PONTEBBA	54	90.66	1.859	25.8026	15.0309
PORTOGRUARO	59	68.26	1.962	31.6481	10.9685
PULFERO	58	94.76	1.165	84.0455	13.3242
RECOARO	57	94.93	0.169	23.1993	16.4512
RESIA	62	153.43	0.743	33.3124	24.6715
ROVERETO	50	55.13	-0.052	63.3384	8.2336
ROVIGO	52	42.78	0.981	31.4161	7.0074
S. DANIELE DEL FRIULI	51	87.00	1.304	46.6068	13.2654
SAN DONA' PIAVE	58	54.03	0.879	100.5359	7.3720
S. STEFANO DI CADORE	54	57.24	0.777	69.7663	8.2789
SACILE	51	71.24	0.971	38.1278	11.1475
SCHIO	57	78.00	0.688	156.8838	10.0462
SOVERZENE	54	70.89	1.146	72.0495	10.1586
STRA	56	52.86	1.353	53.1533	7.9092
TARVISIO	54	64.98	1.224	454.7259	6.8187
TOLMEZZO	63	130.27	1.424	24.6912	22.1552
TRAMONTI DI SOPRA	54	140.93	1.764	85.0071	19.6458
TREVISO	53	57.73	1.380	35.8550	9.0985
UDINE	55	85.01	1.741	30.4024	13.6933
VERONA	50	45.65	1.952	17.9243	8.1207
VICENZA	53	57.64	1.850	171.6745	7.2296
VILLA	53	68.92	1.900	13.4517	12.8249
VILLORBA	50	56.25	0.220	94.3532	7.8066
VIPITENO	54	40.55	0.594	42.6874	6.3744
ZOVENCEDO	60	56.76	0.712	372.5628	6.3550

Tab. 4.2.1 Massimi annuali delle piogge di 6 ore  
Elenco delle stazioni pluviografiche impiegate al primo livello di regionalizzazione

Stazioni	n	$\bar{x}_6$	G	$\Lambda_1$	$\theta_1$
AGORDO	61	54.67	2.410	55.0911	8.5212
ALBERONI	49	51.55	1.311	84.7361	7.4268
ALESSO	51	102.85	1.815	62.2439	15.5867
AMPEZZO	58	77.23	1.713	22.4807	13.7896
ASLIGO	55	54.72	2.328	94.5464	7.7858
AURONZO	56	35.80	0.790	79.8921	5.3209
AVIANO	56	65.32	1.079	119.3114	8.9823
BARICETTA	47	36.06	0.985	21.3030	6.5562
BASSANO DEL GRAPPA	56	49.51	1.831	56.1403	7.5965
BOCCAFOSSA	47	45.22	0.852	91.4578	6.4589
BOLZANO	47	31.89	1.256	83.9877	4.6626
BOTTI BARBARIGHE	47	37.31	0.605	25.1867	6.5550
BOVOLENTA	49	40.84	2.103	48.1473	6.3806
BRESSANONE	51	32.34	1.279	37.3061	5.3024
CAL DI GUA	46	43.42	0.572	58.9335	6.6427
CASTELFRANCO VENETO	56	40.65	0.943	148.5458	5.4413
CAVANELLA MOTTE	45	42.07	1.239	16.7620	7.8201
CEOLATI	55	64.86	1.631	103.3817	9.0730
CERVIGNANO D. FRIULI	46	63.86	1.337	39.5453	10.1722
CIAMPO	55	51.13	1.360	95.8739	7.2530
CISERIS	46	75.68	0.705	29.7004	12.9550
CIVIDALE D. FRIULI	57	66.55	1.261	77.8276	9.7889
CLAUT	61	71.08	1.968	24.977	12.4204
CLAUZETTO	61	82.53	1.536	120.0497	11.2428
CODROIPO	50	64.74	0.857	9.5345	13.5096
CORTINA D'AMPEZZO	53	35.98	2.027	230.5076	4.5519
FORNI AVOLTRI	47	53.13	0.939	27.2185	9.1488
FORNO DI ZOLDO	52	47.12	2.223	31.2515	7.9939
FORTOGNA	59	54.88	0.704	121.5276	7.6595
GEMONA DEL FRIULI	54	83.38	1.266	66.8454	12.3788
GORIZIA	46	63.37	2.552	15.1603	11.8746
GOSALDO	49	61.36	0.639	30.5679	10.4898
LAMBRE AGNI	57	71.01	0.243	17.5105	13.5273
LATISANA	49	54.80	1.304	34.7945	9.0013
MANIAGO	56	76.26	1.201	61.0476	11.5639
MOGGIO UDINESE	55	80.49	1.068	29.5756	13.6893
MUSI	62	105.89	0.857	85.9569	15.3125
NERVESA D. BATTAGLIA	47	50.82	0.822	79.8242	7.4630
ODERZO	47	44.88	2.402	36.3105	7.3437
PALMANOVA	54	61.20	1.320	34.9762	10.1027
PAULARO	53	64.62	4.111	14.8326	12.2206
PERAROLO DI CADORE	61	41.27	2.672	111.2970	5.7145
PIOVE DI SACCO	52	44.77	3.715	24.6579	7.6786
POFFABRO	55	98.72	0.682	103.3454	13.9384
PONTEBBA	55	64.94	1.701	24.6679	11.3387
PORTOGRUARO	58	56.66	1.622	33.6111	9.3380
POZZOLAGO	47	35.24	2.228	87.7160	5.0321
PRATI DI VIZZE	47	30.86	1.707	90.1753	4.4101
PULFERO	58	73.00	1.974	72.1501	10.6722
RECOARO	57	64.75	0.318	19.6887	12.0609
RESIA	62	104.46	1.277	43.5904	16.6967
ROSARA DI CODEVIGO	48	40.25	1.337	44.6276	6.3560
ROVERETO	49	41.60	0.633	132.7869	5.7341
ROVIGO	51	36.55	0.687	32.7829	6.2494
S. CROCE DEL LAGO	48	71.87	1.552	30.6461	12.3089
S. DANIELE DEL FRIULI	50	66.42	0.739	35.1423	11.0537
SAN DONA' PLAVE	57	44.91	0.919	79.0855	6.5998

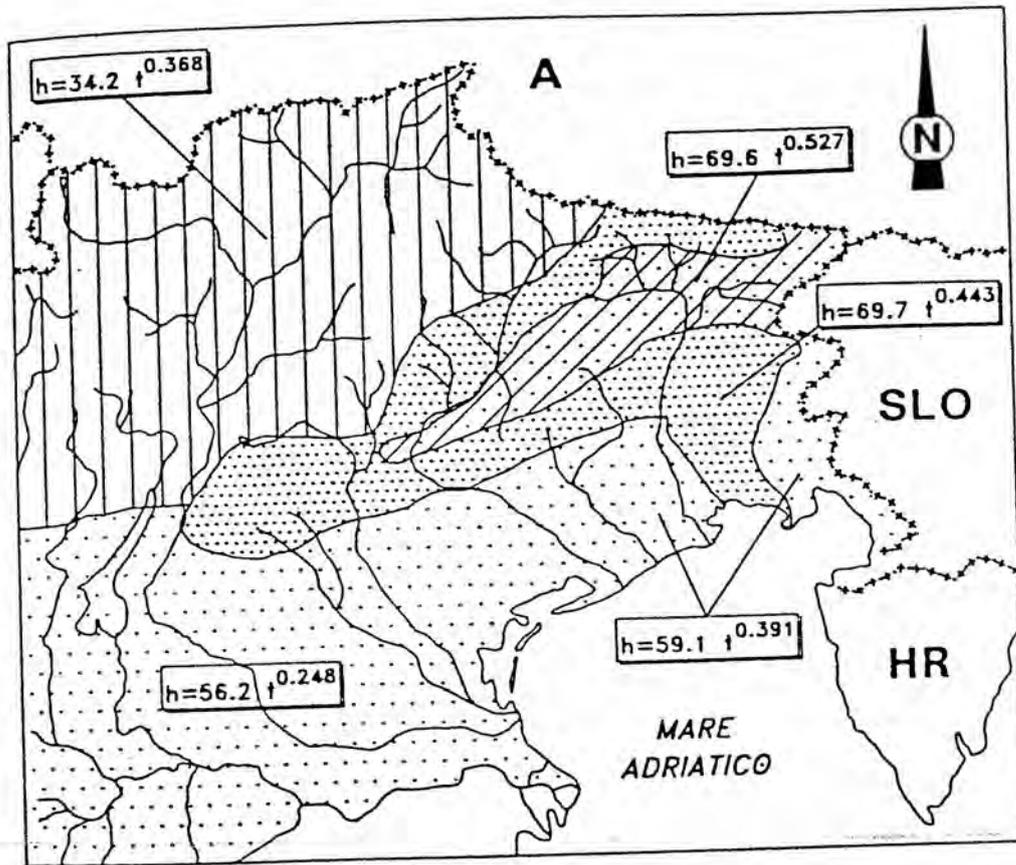
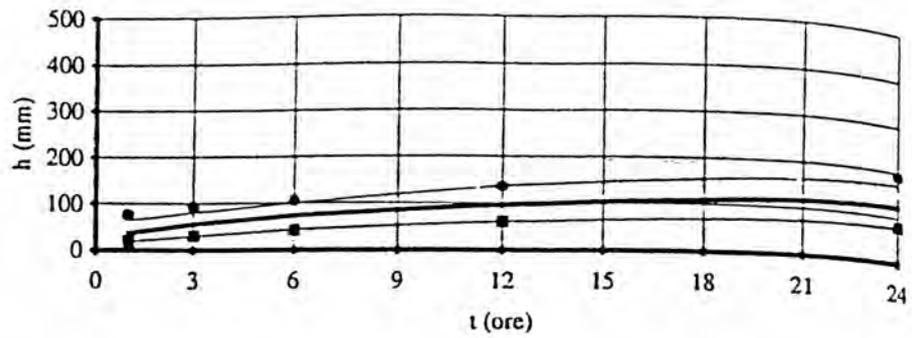
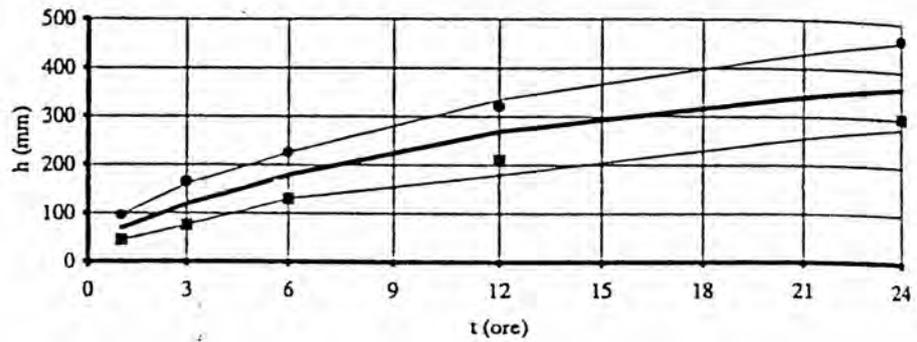


Figura 15

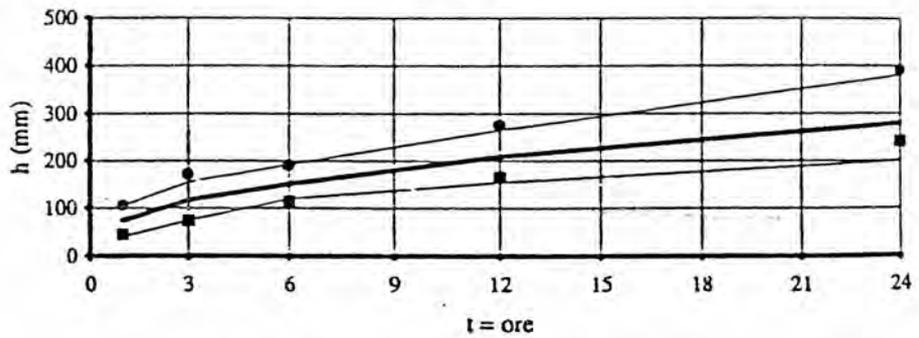
Linea di probabilità pluviometrica caratteristica per la zona alpina:  $a=34.1$   $n=0.368$



Linea di probabilità pluviometrica caratteristica per le Prealpi venete e friulane a precipitazioni molto elevate:  $a=69.6$   $n=0.527$



Linea di probabilità pluviometrica caratteristica per le Prealpi venete e friulane a precipitazioni elevate:  $a=69.7$   $n=0.443$



Linea di probabilità pluviometrica caratteristica della pianura padano-veneta:  $a=56.6$   $n=0.249$

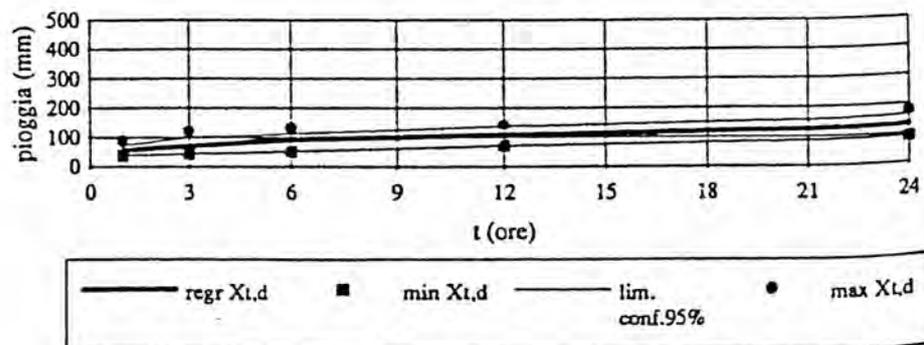


Figura 16

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.31 - ENEL - DSR - CRIS, Mestre (VE)

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**D - VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME  
IN EMILIA ROMAGNA E MARCHE**

a cura di  
M. Franchini e G. Galeati



VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME  
IN EMILIA ROMAGNA E MARCHE

INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO	2-1
2.1 Lineamenti geografici	2-1
2.2 Lineamenti idrografici	2-3
2.3 Caratteristiche climatiche	2-5
2.4 Rete di misura del S.I.M.I.	2-7
3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	3-1
3.1 Il modello probabilistico TCEV	3-1
3.2 Le piogge giornaliere	3-3
3.2.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-3
3.2.2 <i>La pioggia indice</i>	3-10
3.3 Le piogge orarie	3-13
3.3.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-13
3.3.2 <i>Le curve di possibilità pluviometrica</i>	4-1
4. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE	4-1
5. BIBLIOGRAFIA	5-1

## I. INTRODUZIONE

Il presente rapporto tecnico sintetizza i risultati del lavoro svolto nell'ambito del progetto speciale VAPI (VALutazione PIene) dall'Unità Operativa 1.31, Linea 1 del G.N.D.C.I., coordinatore Dott. Ing. Mario Tomasino, attivata presso l'ENEL CRIS Unità Idro-Geologia Impiantistica di Mestre. All'Unità Operativa 1.31 è stato in particolare demandato il compito di sviluppare l'analisi con riferimento alla regione Emilia Romagna e Marche, coincidente con i limiti del Compartimento di Bologna del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (S.I.M.I.).

In accordo al progetto VAPI la tecnica di regionalizzazione adottata si basa sul modello probabilistico TCEV (Two Component Extreme Values distribution) e su un approccio gerarchico di stima dei parametri, al fine di uniformare procedure, metodologie e presentazione dei risultati tra le diverse Unità Operative coinvolte. Ove possibile ci si è avvalsi nell'indagine delle tecniche di stima dei parametri ampiamente descritte nella letteratura specifica nonché nei rapporti regionali già redatti; le difficoltà incontrate nella valutazione dei parametri al secondo livello gerarchico hanno tuttavia suggerito, con riferimento a tale livello, l'adozione di un approccio originale che si discosta per certi aspetti in modo sostanziale da quello utilizzato dalle altre Unità Operative.

In questo rapporto vengono in particolare descritti i risultati della regionalizzazione delle piogge puntuali massime giornaliere e massime orarie che rappresentano un necessario supporto allo studio degli eventi di piena nelle reti idrografiche naturali, anche al fine di sopperire alla ben nota carenza di osservazioni idrometriche. L'analisi delle precipitazioni intense trova peraltro una propria ed indipendente giustificazione tecnica in quanto i suoi risultati costituiscono il necessario dato di ingresso per il dimensionamento delle reti di drenaggio urbano e delle reti di bonifica.

In sintesi il presente rapporto si compone delle seguenti parti:

- descrizione della regione Romagna Marche con particolare attenzione alle caratteristiche idrografiche e geomorfologiche essenziali;
- descrizione della rete di misura delle stazioni pluviometriche;
- richiamo delle caratteristiche del modello TCEV e della procedura gerarchica di regionalizzazione;
- analisi delle precipitazioni massime giornaliere, presentazione dei risultati e loro discussione;
- analisi delle precipitazioni massime orarie, presentazione dei risultati e loro discussione.

Come già detto, l'analisi attuale si riferisce unicamente alle piogge puntuali mentre il problema delle piogge areali non è stato ancora affrontato. A tal fine sarebbe necessario individuare alcuni eventi pluviometrici sufficientemente estesi sia in senso areale sia in senso temporale e quindi procedere alla stima dei coefficienti di ragguaglio sulla base delle procedure ad esempio indicate in Eagleson (1972), NERC (1975) o Versace et al. (1989). Un ulteriore approfondimento potrebbe riguardare l'individuazione di legami tra la pioggia indice (terzo livello di regionalizzazione) e i parametri geomorfologici. In questo rapporto infatti si è indagato unicamente nella direzione del legame pioggia indice-altitudine sul medio mare. Vi sono comunque altri possibili parametri geomorfologici che potrebbero essere presi in considerazione quali l'esposizione del versante, la sua pendenza, l'angolazione della direzione principale della vallata rispetto alla linea di costa o l'ampiezza della vallata rispetto all'asse principale di sviluppo, ecc. (Laborde, 1982). Tutti questi aspetti per il momento non sono stati indagati in quanto è stato ritenuto più opportuno procedere direttamente all'analisi regionale degli eventi di piena, attualmente in corso, rimandando ad un successivo approfondimento le sopra menzionate problematiche.

## 2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO

### 2.1 Lineamenti geografici

L'area indagata si colloca nella fascia centro orientale della penisola italiana e raccoglie i bacini idrografici dei corsi d'acqua con origine sulla dorsale Appenninica e foce a mare siti nella regione Romagna Marche (Fig. 1). La regione, limitata a Nord dal Fiume Po e ad Est dal Mare Adriatico, si estende a Sud sino a comprendere il Bacino del fiume Tronto ed è geograficamente dominata dal sistema montuoso Appenninico, il cui spartiacque individua il confine occidentale dell'area di indagine. In particolare il sistema orografico Appenninico si esaurisce nella parte settentrionale nell'ampia pianura padana mentre nella regione marchigiana si affaccia con le sue ultime propaggini sino al mare Adriatico. In quest'ultima regione l'orografia si presenta in particolare molto complessa con due rilevanti sistemi montuosi di origine mesozoica fra di loro grosso modo paralleli ed orientati secondo la direttrice NW-SE, rispettivamente formati dall'allineamento dei rilievi dei monti Nerone, Catria, Penna e Pennino nonché dei monti Pietralata, Paganuccio e La Rossa. Questi ultimi assumono spiccati caratteri di imponenza nel M.S. Vicino e, più a Sud, nel massiccio dei Monti Sibillini, il più elevato della regione (M. Vettore, 2478 m s.l.m.). Viceversa, nella parte di Emilia Romagna in esame, se si eccettua l'emersione nel cuore del Montefeltro del massiccio prevalentemente formato da calcari marnosi eocenici di Monte Carpegna



Fig. 1 - Regione Emilia Romagna-Marche. Compartimento di Bologna del S.I.M.I.

(1415 m s.l.m.), a cavallo delle valli del F. Marecchia, del F. Conca e del F. Foglia, la catena Appenninica offre la visione di una dorsale da cui si diparte una serie quasi regolare di contrafforti paralleli, che formano dapprima le valli trasversali degli affluenti del Reno e successivamente quelle di modesti tributari diretti dell'Adriatico.

La descritta conformazione orografica determina una più rilevante influenza dei fenomeni eolici di provenienza Tirrenica nell'Emilia Romagna che non nelle Marche, proprio per la presenza di una sola barriera di intercettazione a fronte delle sequenze di elevate catene montuose presenti nella parte più meridionale. Per le medesime ragioni il territorio emiliano-romagnolo è più esposto di quello marchigiano alle influenze dei fattori meteorici di origine boreale, in quanto nulla impedisce alle correnti e alle perturbazioni atmosferiche di giungere sino alla barriera Appenninica. Alla azione di intercettazione esercitata dalle predette dorsali montane si somma inoltre nelle Marche l'azione correttiva del mare Adriatico che, per le sue modeste caratteristiche batimetriche, influenza tuttavia in misura assai limitata i diversi fattori climatici.

## 2.2 Lineamenti idrografici

La struttura morfologica della regione in esame risulta contraddistinta, come sopra evidenziato, da un orientamento delle vallate sostanzialmente ortogonale alla linea di costa, pressoché parallela e relativamente distante dalla dorsale Appenninica; ne segue che i reticoli idrografici hanno struttura alquanto elementare ed i corsi principale si presentano sostanzialmente paralleli fra di loro con direzione dominante SW-NE, e superfici di bacino in genere non superiori ai 1200 Km<sup>2</sup>, fatta eccezione per il bacino del Reno. La relativa abbondanza di sorgenti dà inoltre luogo a numerosi corsi d'acqua, molti dei quali a carattere perenne, i principali dei quali sono riportati in Tab.1 assieme alle rispettive aree alla foce, lunghezze e pendenze medie (tratte da Carta Idrografica d'Italia, 1910).

Il più importante bacino idrografico nell'area di indagine è sicuramente il bacino del Fiume Reno, fra i più rilevanti sul territorio nazionale per l'intenso utilizzo delle sue acque a fini industriali ed agricoli. Il fiume nasce con il nome di Reno di Prunetta dal versante Settentrionale dell'Appennino in provincia di Pistoia, a 1110 m.s.m., e drena tramite numerosi affluenti le acque di tutta l'area nord-occidentale dell'Appennino emiliano-romagnolo. All'altezza di Casalecchio il Reno sbocca nella pianura dove il suo regime naturale è profondamente alterato da numerosi canali artificiali. In particolare occorre ricordare il canale detto Naviglio o canale di Reno che, costruito nel secolo XII con incile presso Casalecchio, attraversa la pianura e solo oltre Malalbergo si scarica nuovamente nel fiume. Anche in pianura il Reno riceve il tributo di numerosi affluenti: il principale a sinistra è il Samoggia, mentre a destra confluiscono l'Idice-Quaderna, il Sillaro, il Santerno ed il Senio. L'ultima parte del

corso del fiume ha subito nel tempo notevoli modificazioni per l'azione dell'uomo che da affluente del Po lo ha trasformato nella prima metà del XVIII secolo in vero e proprio fiume, incanalandolo nel Po di Primaro mediante lo scavo del Cavo Benedettino e rettificando vari tratti del Po di Primaro stesso; il collegamento con il Po resta attuato mediante il Cavo Napoleonico, anch'esso costruito verso la metà del secolo scorso. Maggiori dettagli sulle modificazioni d'alveo subite dal F. Reno possono essere ritrovati in Carta Carta Idrografica d'Italia, 1910, edito a cura del Servizio Idraulico (oggi S.I.M.I.).

Tra i fiumi emiliano-romagnoli vanno inoltre ricordati i Fiumi Uniti ed il Savio. Il primo identifica due corsi d'acqua romagnoli, il Montone e il Bidente Ronco che, separati nel loro tratto sorgivo, posizionato a  $\approx 1000$  m s.l.m. nei versanti Nord e Nord-Est dell'Appennino Tosco-Emiliano (Alpe di S.Benedetto e Falterona), superiore e medio, dopo aver attraversato la via Emilia si fondono in uno solo, poco a Sud di Ravenna, assumendo il nome comune. Quest'unico alveo fu in realtà aperto nel 1736 per liberare Ravenna dalle inondazioni alle quali era soggetta quando i fiumi andavano al mare per altra via, sebbene già allora uniti in un letto comune. Da ricordare tra gli affluenti il Rabbi che si immette nel Montone poco a monte di Forlì.

Il Savio, che nasce a  $\approx 1060$  m s.l.m. con il nome di Fosso Grosso alle pendici del Monte Castelvechio, contrafforte occidentale del Monte Fumaiolo dal cui versante orientale scaturisce il Tevere, rappresenta l'ultimo bacino idrografico interamente compreso in territorio emiliano e merita di essere ricordato in quanto costituisce il fiume che, in rapporto all'estensione dell'area drenante, presenta la maggior ricchezza di acque tra i bacini emiliano-romagnoli, ricchezza derivante dalla presenza di numerose sorgenti.

Tra i corsi d'acqua marchigiani risultano invece di particolare importanza per bacino sotteso e ricchezza della risorsa idrica il Metauro, il Chienti ed il Tronto.

Il Metauro è il corso d'acqua del medio Adriatico con il più esteso bacino idrografico,  $1399 \text{ km}^2$ , conformato a triangolo con il vertice a 4 Km a Sud-Est di Fano. Con una portata media di circa  $15 \text{ m}^3/\text{s}$  e una larghissima base di sorgive che, distese per oltre 50 Km dall'Alpe della Luna al Monte Nerone, alla Sella Maggiore ed al Catria, garantiscono un consistente deflusso anche nel periodo estivo, il Metauro rappresenta una delle principali risorse idriche delle Marche. Il carattere fortemente torrentizio produce piene di notevole rilevanza, con colmi superiori a  $1100 \text{ m}^3/\text{s}$ . Il nome deriva dalla fusione delle due sorgive più a Nord, il torrente Auro, che discende dal monte Maggiore, ed il Meta, originato dalla bocca Trabaria. Tra gli affluenti è da ricordare il Candigliano che, alimentato dai fiumi Bosso e Burano, fornisce il più consistente apporto idrico.

Il Chienti è il fiume più ricco di acque perenni della regione marchigiana, con una portata media di circa  $15 \text{ m}^3/\text{s}$ . Il suo bacino,  $1284 \text{ km}^2$ , al pari di quelli dell'Esino e del Potenza più a Nord e di quelli del Tenna e dell'Aso a Sud, è alimentato dalle acque di quella parte del versante adriatico dell'Appennino centrale interposta tra il Fossato di Vico ed il M. Vettore. Le sorgenti si trovano nell'altipiano carsico di Colfiorito (818 m), nei versanti Nord del Monte Cavallo (1500 m) e del Fema (1575 m). Al pari del Metauro il carattere fortemente torrenizio produce piene di notevole rilevanza, concentrate nei mesi primaverili e soprattutto autunnali (in particolare Ottobre e Novembre), con colmi superiori a  $1000 \text{ m}^3/\text{s}$ .

Il Tronto infine si origina sul fianco occidentale del Monte della Laghetta e raccoglie le acque di tutto il versante occidentale dell'elevato gruppo dei monti della Laga. Il più cospicuo tributo d'acqua al fiume avviene tuttavia nel tratto di bacino in cui il Tronto scorre sotto le propaggini meridionali dei Sibillini, alla cui base sono presenti grosse sorgive. A differenza dei contigui bacini del Tenna e dell'Aso la maggior parte del bacino è occupata da terreni impermeabili e il regime del fiume, soggetto a violente piene primaverili, è molto irregolare: a valle di Ascoli la portata media è di circa  $20 \text{ m}^3/\text{s}$ , con massime che superano i  $1300 \text{ m}^3/\text{s}$  mentre le minime non raggiungono i 2,5.

### 2.3 Caratteristiche climatiche

La distribuzione delle precipitazioni nell'arco dell'anno non presenta diversificazioni di rilevante importanza nell'area di indagine; il mese più abbondante di eventi piovosi è Ottobre e l'autunno è in generale la stagione più ricca e con maggior frequenza ed intensità di precipitazione. All'opposto l'estate, ed in particolare Luglio, risulta costantemente la stagione più siccitosa. Il regime climatico dominante in ambedue i territori regionali in esame può ritenersi di tipo sub-litoraneo appenninico, caratterizzato da un minimo invernale, da un massimo autunnale generalmente più elevato di quello primaverile e da una escursione fra massimo e minimo totale mensile compresa tra il valore di 80 e 100, come percentuale della media annua. Solo lungo la porzione di litorale adriatico a Sud dello sbocco in mare del fiume Marecchia e nel relativo immediato entroterra il tipo pluviometrico dominante risulta leggermente modificato per effetto del mare Adriatico e la tipologia climatica può definirsi intermedia tra quella sub-litoranea appenninica e quella marittima.

Relativamente alla variazione della pioggia annuale con l'altitudine (Fig. 2a), si rileva in generale una maggior costanza di rapporti tra gradiente altimetrico e gradiente pluviometrico nella zona emiliano-romagnola rispetto a quella marchigiana.

n°	Nome del Fiume	Area (Km <sup>2</sup> )	Lunghezza (Km)	Pendenza %
1	Reno	4628	210.7	0.48
2	Lamone	542	84.5	1.01
3	F. Uniti:	1204	9.3	0.01
	Montone	626	76.5	1.28
	Ronco	576	82.0	1.83
4	Savio	625	86	1.29
5	Marecchia	520	61	1.49
6	Conca	194	40.5	1.00
7	Foglia	705	74	1.19
8	Metauro	1399	83	1.33
9	Cesano	391	55	1.30
10	Misa	384	40	1.30
11	Esino	1229	75	1.20
12	Musone	681	65	1.28
13	Potenza	755	88	1.70
14	Chienti	1284	91	0.95
15	Tenna	484	62	1.89
16	Aso	283	58.5	1.62
17	Tronto	1190	93.0	1.60

Tab.1 Elementi caratteristici dei principali bacini idrografici nella regione Emilia Romagna Marche. Le lunghezze sono calcolate con riferimento all'asse della vallata e non tengono conto delle sinuosità. La pendenza è calcolata come rapporto tra il dislivello totale fra la sorgente ed il mare, e lunghezza riportata in tabella.

In quest'ultima in particolare si nota che la precipitazione annua aumenta con l'altitudine sino alla quota 50÷100 m s.l.m., poi decresce, per ritornare ad aumentare gradatamente ad altitudine superiore ai 500 m s.l.m., senza però raggiungere, a parità di quote interessate, i valori massimi della regione emiliano-romagnola. La zona più piovosa di tutto il territorio risulta corrispondere all'alto bacino del Reno, ove si superano a livello annuale, autunnale ed estivo rispettivamente i 2300, 800 e 275 mm. Zone decisamente piovose appaiono inoltre quelle che corrispondono agli elevati rilievi di M.Falterona e dell'Alpe della Luna nel territorio romagnolo e, in territorio marchigiano, dei M.Nerone, M.Catria e della catena dei Sibillini (con valori annui di

precipitazione superiori ai 1400 mm). Da segnalare i valori di precipitazione annua relativamente bassi riscontrabili nella porzione estrema delle Marche, alto Piceno, situazione confermata più oltre anche dai contenuti valori di precipitazione intensa a livello orario e giornaliero.

In analogia alla distribuzione pluviometrica le massime altezze di neve si riscontrano in Emilia Romagna lungo il crinale Appenninico, in particolare nell'alta vallata del fiume Reno ed affluenti, dei fiumi Uniti e del Savio. Nelle Marche, più ancora che lungo lo spartiacque, talora abbastanza depresso, episodi nevosi consistenti si verificano in corrispondenza dei massicci montuosi ad alta piovosità sopra ricordati, ed in particolare dei monti Sibillini, con valori superiori ai 2 m.

Per quanto attiene la situazione termica, la carta delle isoterme annuali (Fig.2b) evidenzia il ben noto rapporto di dipendenza tra altitudine e temperatura; tale rapporto appare tuttavia assai più evidente nella regione emiliano-romagnola e più confuso in territorio marchigiano, a seguito della minor uniformità già evidenziata sotto il profilo orografico e morfologico. L'isoterma inferiore a 10° interessa esclusivamente le estreme porzioni dell'alto bacino del Reno ed a Sud Est le catene dei Monti Sibillini e dei Monti della Laga; isoterme superiori a 14° si riscontrano invece su un'area limitata della parte sud-orientale della pianura romagnola e su un'estesa fascia nel territorio marchigiano, delimitata dai centri di Fano, Jesi, Macerata ed Ascoli Piceno. Il mese più caldo risulta costantemente Luglio (valori medi variabili da oltre 30°, Bologna, a circa 25°, Amatrice nelle Marche) mentre il mese più freddo, con analogia uniformità, risulta Gennaio (con valori medi inferiori allo zero alle quote maggiori). Le escursioni termiche risultano massime per le zone di pianura e litoranee (oltre 23° a Bologna sui valori medi mensili, 20° a Pesaro), mentre si riducono a valori più modesti nelle stazioni collinari e risultano minime nelle aree montane.

#### 2.4 Rete di misura del S.I.M.I.

L'archivio dei dati pluviometrici è costituito dai valori di precipitazione intensa di 1, 3, 6, 12, 24 ore e di precipitazione massima di 1, 2, 3, 4, 5 giorni pubblicati nelle Tab. III e IV della Parte Prima degli Annali Idrologici del Compartimento di Bologna del S.I.M.I. relativamente al periodo 1918÷1984. Le precipitazioni giornaliere massime annue sono state inoltre integrate recuperando i valori relativi a quelle stazioni che, seppur non riportate nella Tab. IV sopra citata, presentavano una continuità di funzionamento nell'anno. Data la notevole mole di dati disponibili si è deciso di non considerare le stazioni pluviometriche dismesse anteriormente al 1980 e per le quali fosse disponibile un numero di massimi giornalieri inferiore a 10.

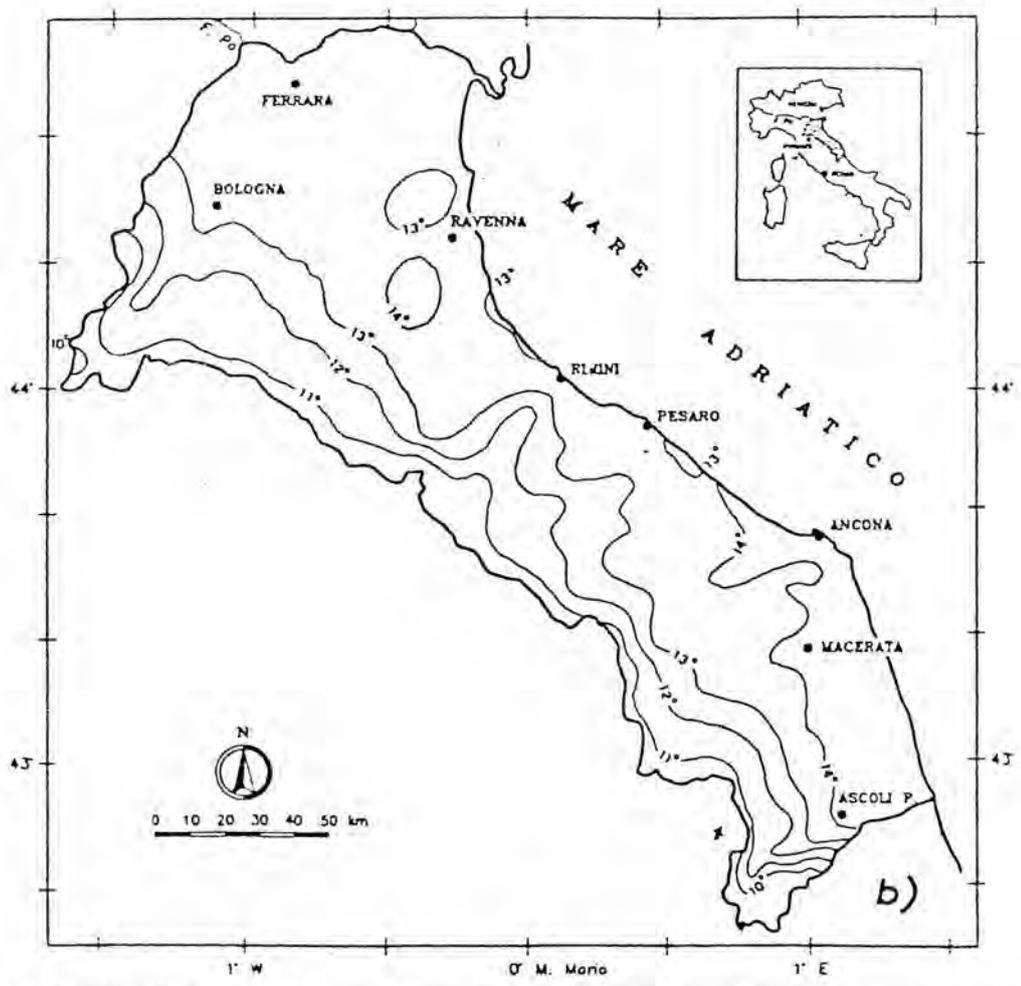
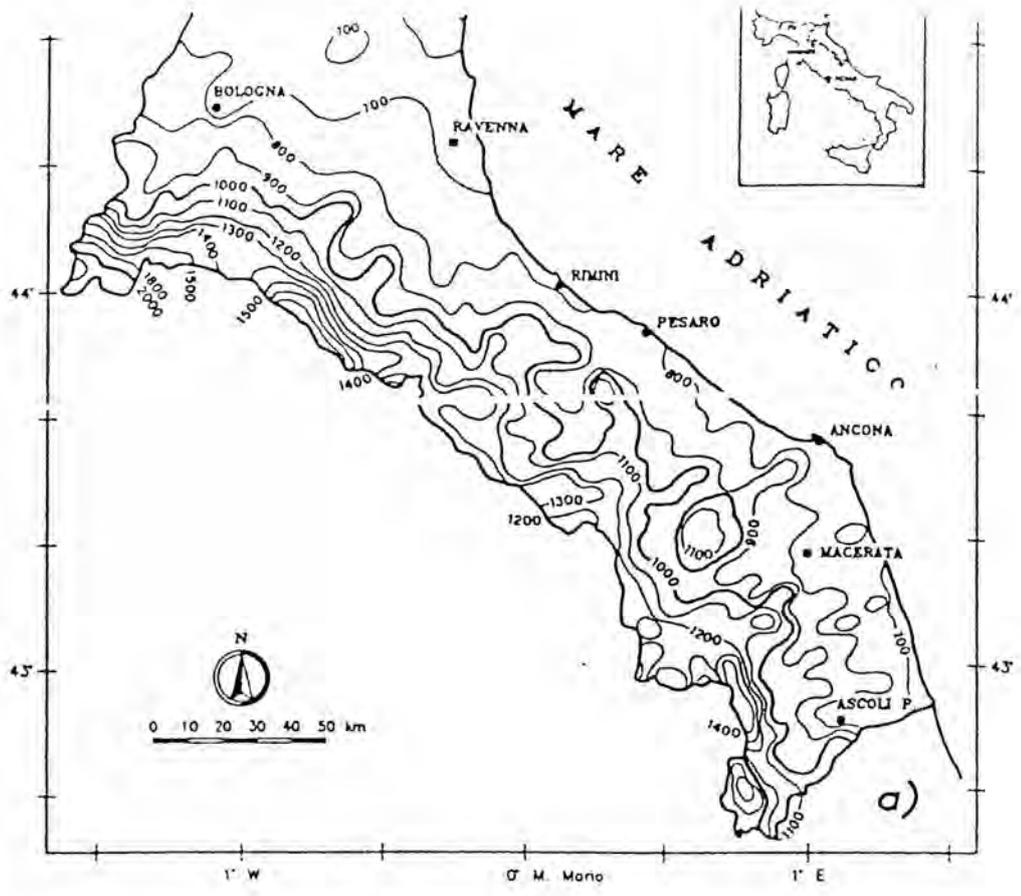


Fig. 2 - Trentennio 1921:1950 - a) Piogge medie annue (mm); b) Isotherme medie annue (°C).

Si è così individuato un insieme di 383 stazioni con misure di pioggia giornaliera e 181 stazioni con misure di pioggia oraria la cui dislocazione è riportata nelle Figg. 3a e 3b. Le coordinate delle stazioni sono state desunte dalla Pubblicazione n.27 del Servizio Idrografico e successivamente verificate sulle mappe IGM al 100.000. L'esame delle figure evidenzia una densità territoriale sufficientemente elevata, in particolare per i punti di misura delle piogge giornaliere, come pure appare sufficientemente ben distribuita la ripartizione per fasce altimetriche (Fig.4). La suddivisione nei riguardi degli anni di regolare funzionamento è invece riportata nella Fig.5 dalle quali si desume che per l'85% delle stazioni pluviometriche sono disponibili serie temporali maggiori di 20 anni, percentuale che si riduce al 70% nel caso delle precipitazioni orarie.

Prima di procedere nell'analisi regionale, i dati archiviati sono stati attentamente controllati sia per evidenziare errori di trascrizione sia per rilevare dati non affidabili. In particolare per ogni punto di misura si è analizzato il diagramma cronologico in rapporto ai valori rilevati nelle stazioni limitrofe, per evidenziare un non affidabile funzionamento della stazione, e si è verificata l'eventuale presenza di discontinuità, indicativa di spostamenti nella localizzazione del sensore.

In definitiva sono risultate utilizzabili 382 stazioni per quanto concerne le precipitazioni massime giornaliere e 181 stazioni relativamente alle precipitazioni orarie, per un totale di 15451 anni stazioni nel primo caso e 5223 nel secondo.

La Tab.2 riporta l'elenco delle stazioni di misura utilizzate per l'analisi delle piogge giornaliere con le principali note caratteristiche (codice identificativo del S.I.M.I., bacino idrografico di appartenenza, quota, tipo di dato, numero di dati disponibili N) e i parametri statistici utilizzati nelle analisi (coefficiente di asimmetria G, coefficiente di variazione Cv e media dei massimi annuali di pioggia giornaliera  $\bar{x}_g$ ). In tabella sono riportati unicamente i valori di G e di Cv effettivamente impiegati nelle analisi, relativi rispettivamente alle stazioni con più di 40 e 30 anni di regolare funzionamento, cfr. paragrafo 3.2.1. Per quanto attiene la media dei massimi annuali di pioggia giornaliera si sono in realtà utilizzati solo i valori relativi alle stazioni con più di 20 anni di dati, cfr. paragrafo 3.2.2, per assicurare maggior stabilità alla stima della precipitazione indice.

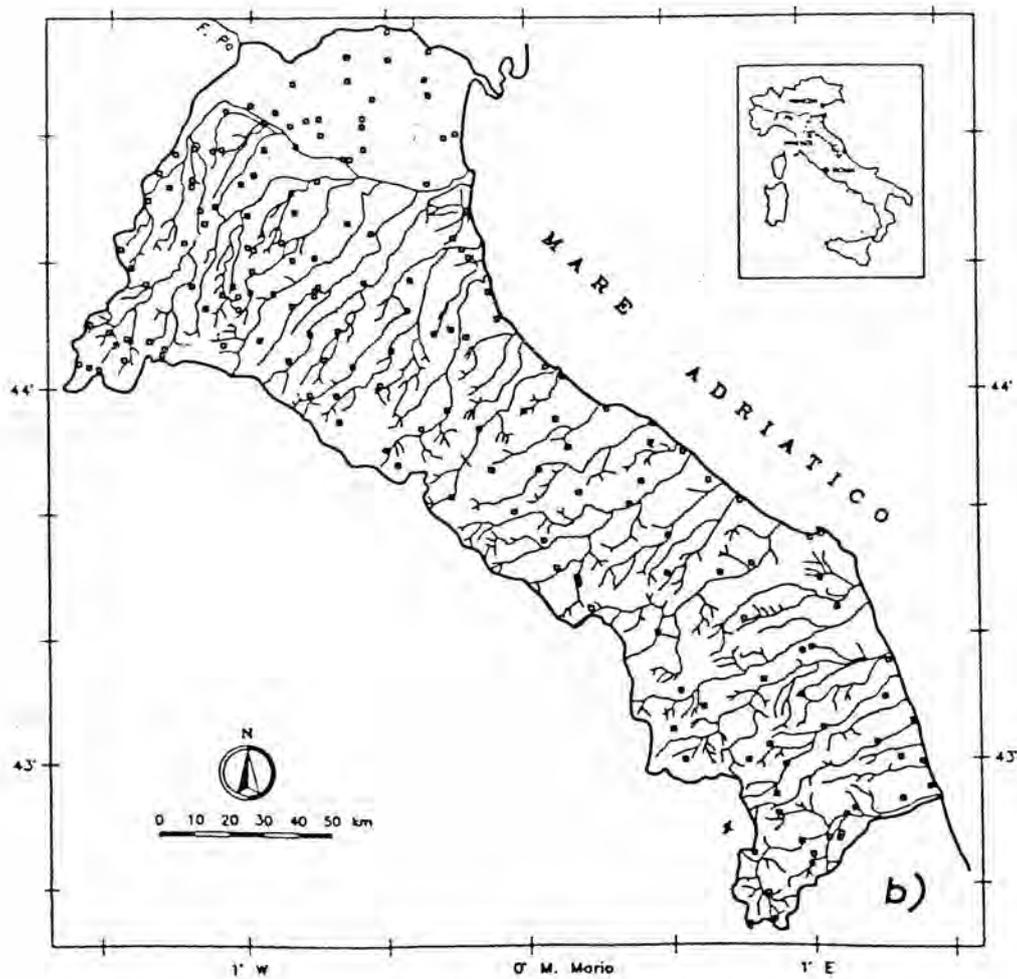


Fig. 3 - Dislocazione dei punti di misura - a) Piogge giornaliere; b) Piogge orarie.

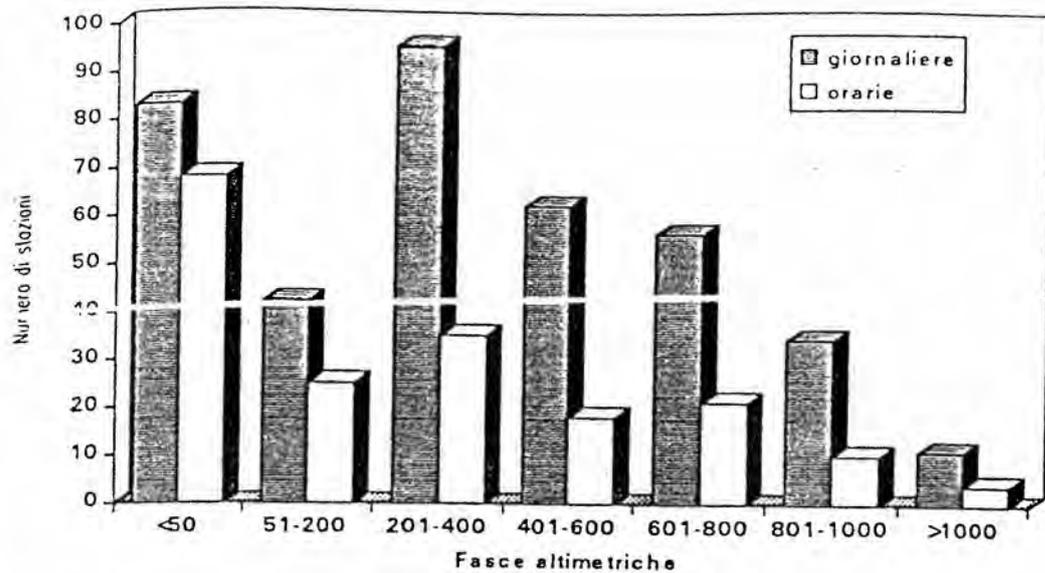


Fig. 4 - Ripartizione delle stazioni di misura della precipitazione per fasce altimetriche.

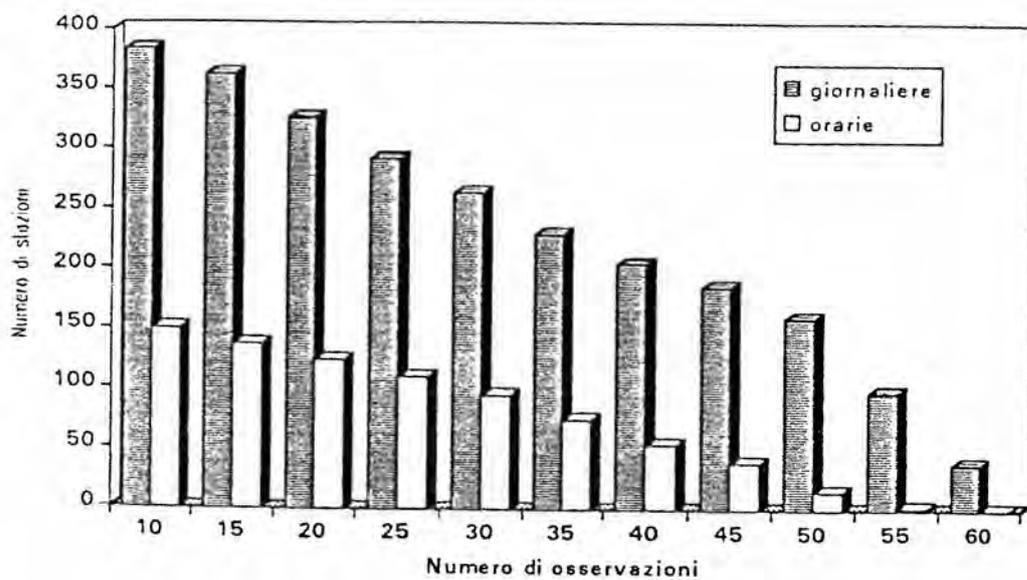


Fig. 5 - Numero di stazioni (ordinata) con numero di dati maggiore o uguale ad un prefissato valore (ascissa).

Tab.2 Elenco delle stazioni di misura per l'analisi delle piogge giornaliere e principali note caratteristiche.

Numero della stazione	Stazione	Bacino imbrifero	Quota [in m.] m.s.l.m. (*)	Tipo di Dato (G.-O.) (*)	G	Cv	$\bar{X}_g$ (mm)	N
2207	FERRARA	Fra Po e Reno	15	G. - O.	1.908	0.461	48.78	63
2207.1	SALVATONICA	Fra Po e Reno	10	G.			55.60	11
2208	PUMAZZO	Fra Po e Reno	37	G.	0.584	0.546	26.41	44
2209	MANZOLINO	Fra Po e Reno	35	G. - O.			54.56	13
2210	SAN GIOVANNI IN PERSICETO	Fra Po e Reno	21	G. - O.	2.555	0.502	54.31	47
2211	CENTO	Fra Po e Reno	15	G.			47.97	26
2212	SANT' AGOSTINO	Fra Po e Reno	15	G.		0.217	46.92	39
2213	MARRARA	Fra Po e Reno	9	G. - O.			52.97	25
2215	POGGIO RENATICO	Fra Po e Reno	10	G. - O.			48.99	19
2216	COPPARO	Fra Po e Reno	2	G. - O.	2.727	0.481	48.88	48
2217	CORNACERVINA	Fra Po e Reno	1	G. - O.	1.435	0.529	49.77	44
2218	IOLANDA DI SAVOIA	Fra Po e Reno	-2	G. - O.	1.643	0.443	47.82	45
2219	BERRA	Fra Po e Reno	2	G. - O.	3.539	0.452	52.08	44
2220	ARIANO	Fra Po e Reno	0	G. - O.	3.554	0.599	51.91	45
2221	CODIGORO	Fra Po e Reno	2	G. - O.	2.560	0.460	53.42	67
2222	MAROZZO	Fra Po e Reno	1	G. - O.	0.887	0.328	57.60	46
2223	COMACCHIO	Fra Po e Reno	1	G.			75.85	22
2224	VALLE PEGA	Fra Po e Reno	-1	G. - O.			49.28	20
2225	IDROVORA DI GUAGNINO	Fra Po e Reno	1	G. - O.		0.529	56.29	39
2226	BEVILACQUA	Fra Po e Reno	1	G. - O.	1.059	0.398	59.04	53
2227	MONTESANTO	Fra Po e Reno	4	G. - O.			56.08	24
2228	DENORE	Fra Po e Reno	1	G. - O.	1.778	0.381	53.77	59
2229	PORTOMAGGIORE	Fra Po e Reno	3	G.		0.388	57.39	33
2230	MARTINELLA	Fra Po e Reno	1	G. - O.			54.88	26
2231	BENVIGNANTE	Fra Po e Reno	2	G. - O.	1.396	0.381	53.79	56
2232	ARGENTA	Fra Po e Reno	4	G. - O.	1.130	0.413	48.96	40
2233	BANDO	Fra Po e Reno	3	G. - O.	2.623	0.487	56.19	58
2234	UMANA	Fra Po e Reno	1	G. - O.			52.19	26
2235	PIASTRE	Reno	741	G.	0.608	0.264	122.28	64
2236	MARESCA	Reno (Maresca)	1043	G. - O.	1.025	0.293	119.32	54
2237	BARDALONE	Reno (Maresca)	750	G.			122.24	16
2238	PRACCHIA	Reno (Maresca)	627	G. - O.	0.477	0.261	119.36	54
2239	CASE PAOLUCCIO	Reno (Orsigna)	1125	G.			115.67	10
2241	ORSIGNA	Reno (Orsigna)	806	G.	0.564	0.300	132.19	40
2242	CA' CHIOMBI	Reno (Orsigna)	571	G.			125.45	26
2243	COLLINA PISTOIESE	Reno (Limenta di Samb.)	932	G. - O.			86.11	14
2244	MONTE PIDOCCHINA	Reno (Limenta di Samb.)	1100	G.			108.43	16
2245	SPEDALETTO PISTOIESE	Reno (Limenta di Samb.)	775	G.	1.529	0.364	118.25	59
2246	POGGIO DI BADI	Reno (Limenta di Samb.)	650	G.			86.49	15
2247	DIGA DI PAVANA	Reno (Limenta di Samb.)	480	G. - O.		0.343	87.11	34
2248	PORRETTA TERME	Reno (Limenta di Samb.)	349	G. - O.	2.915	0.398	76.90	64
2249	MONTEACUTO DELL'ALPI	Reno (Silla)	915	G.	1.305	0.308	113.11	48
2251	LIZZANO IN BELVEDERE	Reno (Silla)	640	G. - O.	1.000	0.291	90.08	56
2252	BOMBIANA	Reno (Silla)	804	G.	2.305	0.304	65.82	51
2253	ACQUERINO	Reno (Limenta di Riola)	890	G.	1.175	0.385	109.40	48
2254	TREPPIO	Reno (Limenta di Riola)	710	G. - O.	1.310	0.339	114.60	54
2255	CASTEL DI BARGI	Reno (Limenta di Riola)	700	G. - O.			87.54	14
2256	PIEVE DI CASIO	Reno (Limenta di Riola)	634	G.			65.04	14
2257	RIOLA DI LABANTE	Reno (Vergatello)	722	G.			58.88	17
2258	DIGA DI SUVIANA	Reno (Limenta di Riola)	500	G. - O.		0.362	74.37	33
2259	RIOLA DI VERGATO	Reno (Limenta di Riola)	240	G.	1.657	0.296	61.55	55

Numero della stazione	Stazione	Bacino imbrifero	Quota [in m.] m. s. l. m.	Tipo di Dato [G.-O.] (*)	G	Cv	$\bar{X}_g$ (mm)	N
2559	FALERONE	Tenna (Tennacola)	432	G.			60.22	18
2560	MONTE GIORGIO	Tenna (Tennacola)	415	G.			60.75	29
2561	GROTTAZZOLINA	Tenna (Tennacola)	227	G.	3.754	0.562	61.12	54
2562	PORTO SAN GIORGIO	Fra Tenna ed Ete Vivo	3	G.		0.491	75.06	32
2563	MONTOTONE	Ete Vivo	277	G.	3.785	0.497	73.47	57
2564	FERMO	Ete Vivo	280	G. - O.	1.451	0.447	67.54	64
2566	FOCF	Aso	951	G.		0.322	87.27	22
2567	MONTEMONACO	Aso	987	G. - O.	0.811	0.317	73.61	57
2568	POLVERINA DELL'ASO	Aso	831	G.			65.49	20
2569	TAVERNELLE	Aso	686	G.			51.34	14
2570	COMUNANZA	Aso	448	G.			71.67	29
2571	MONTALTO DELLE MARCHE	Aso	512	G.			62.64	27
2572	PETRITOLI	Aso	358	G.			69.25	25
2573	CARASSAI	Aso	370	G.			61.73	22
2574	DIGA DI CARASSAI	Aso	130	G. - O.	2.437	0.517	69.18	51
2575	MONTERUBBIANO	Aso	463	G.	0.834	0.392	77.35	48
2576	PEDASO	Fra Aso e Menocchia	4	G. - O.	3.515	0.573	66.01	53
2577	COSSIGNANO	Menocchia	390	G.		0.352	64.52	37
2579	GROTTAMMARE	Fra Menocchia e Tesino	4	G. - O.		0.383	64.26	34
2580	MONTEMORO DI FORCE	Tesino	671	G.		0.317	77.94	31
2581	CASTIGNANO	Tesino	474	G.			60.93	17
2582	RIPATRANSONE	Tesino	494	G.	1.401	0.387	71.09	52
2583	RAGNOLA	Fra Albula e Tronto	10	G. - O.	1.047	0.449	59.02	46
2585	POGGIO CANCELLI	Tronto	1314	G. - O.	1.603	0.303	52.57	47
2586	AMATRICE	Tronto	955	G. - O.	1.073	0.348	47.56	56
2587	ACCUMOLI	Tronto	858	G.	1.042	0.350	57.49	40
2588	CAPODACQUA	Tronto	817	G. - O.	1.189	0.285	56.12	53
2589	SPELONGA	Tronto (Chiarino)	940	G.			67.80	19
2590	ARQUATA DEL TRONTO	Tronto (Chiarino)	720	G.	2.023	0.465	65.56	57
2591	ACQUASANTA	Tronto (Chiarino)	392	G. - O.	0.659	0.347	63.75	47
2592	ARLI	Tronto (Chiarino)	288	G.		0.341	74.59	37
2593	CENTRALE DI CASTRO	Tronto (Fluvione)	780	G. - O.			74.53	11
2594	BALZO DI MONTEGALLO	Tronto (Fluvione)	863	G.			73.72	14
2595	CROCE DI CASALE	Tronto (Fluvione)	657	G.		0.272	63.91	35
2596	CAPO IL COLLE (Rocca Fluv.)	Tronto (Fluvione)	539	G.	0.767	0.406	70.04	52
2598	SAN MARTINO	Tronto (Fluvione)	783	G. - O.		0.380	64.67	31
2599	DIGA DI TALVACCHIA	Tronto (Castellano)	515	G. - O.			73.01	17
2600	SAN VITO	Tronto (Castellano)	688	G. - O.			84.75	15
2601	PIETRALTA	Tronto (Castellano)	1022	G. - O.			69.29	24
2602	SETTECERRI	Tronto (Castellano)	923	G. - O.		0.446	101.41	36
2603	ASCOLI PICENO	Tronto (Castellano)	136	G. - O.	0.627	0.362	69.51	54
2603.1	ASCOLI PICENO 165	Tronto (Castellano)	165	G.			64.71	13
2604	PORCHIANO	Tronto (Castellano)	500	G.			63.94	17
2606	ANCARANO	Tronto	293	G.		0.406	72.19	37
2607	OFFIDA	Tronto	293	G. - O.	0.884	0.349	65.44	54
2608	SPINETOLI	Tronto	52	G. - O.		0.533	65.28	31

G.	Dato giornaliero	(*)
O.	Dato orario	

### 3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME

#### 3.1 Il modello probabilistico TCEV

Il modello probabilistico adottato in questo studio è il modello regionale gerarchico TCEV, descritto nel Capitolo A, e di cui nel seguito vengono richiamati gli elementi strettamente necessari per lo sviluppo dell'analisi regionale.

Utilizzando tale modello la stima della grandezza di progetto  $x_T$ , riferita ai generico tempo di ritorno  $T$ , viene effettuata mediante il metodo della grandezza indice che divide le elaborazioni in due fasi complementari ed indipendenti tra di loro:

- individuazione della CDF della variabile  $X'=X/\mu$ , detta anche curva di crescita;
- stima di  $\mu$ , grandezza indice.

L'individuazione della curva di crescita richiede a sua volta lo sviluppo di due livelli di indagine successivi per la stima dei parametri  $\Lambda_*$ ,  $\Theta_*$  e  $\lambda_1$  che definiscono la CDF caratteristica dell'area di indagine, o le CDF nel caso di più zone omogenee nelle quali si ritenga che tale area debba essere divisa:

- primo livello: definizione della o delle *zone* all'interno delle quali è costante il coefficiente di asimmetria  $G$ , ovvero i parametri di forma  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$ . La stima dei parametri di forma è effettuata mediante la procedura iterativa di massima verosimiglianza segnalata al Capitolo A;
- secondo livello: definizione di *sotto-zone* all'interno delle quali è costante il coefficiente  $C_v$ , ovvero i parametri di forma e parametro di scala  $\Lambda_*$ ,  $\Theta_*$  e  $\lambda_1$ .

La delimitazione delle *sotto-zone* omogenee, sebbene sostenuta da strumenti come la Cluster Analysis (ANDENBERG, 1973) ed il Kriging (CRESSIE, 1991) e verificabile a posteriori mediante test statistici relativi alle distribuzioni dei coefficienti  $G$  e  $C_v$  sperimentali e generate mediante tecniche Montecarlo, non può peraltro prescindere da una certa soggettività nel tracciamento delle linee di demarcazione fra zone contigue. Per questo è preferibile che tale suddivisione sia basata anche su considerazioni fisiche, informazioni fisiografiche e di continuità geografica (HOSKING e WALLIS, 1993). Una discussione in questo senso verrà sviluppata nell'ambito della descrizione del caso applicativo.

Per quanto attiene la stima del parametro di scala  $\lambda_1$  nel caso specifico delle piogge estreme della regione Romagna Marche è stata applicata una metodologia diversa da quella proposta nel Capitolo A, quest'ultima basata sulla media aritmetica dei valori del parametro  $C_v$  stimati sulle singole serie pluviometriche (cfr. A.18). La procedura di stima adottata in questo contesto si basa invece sulla ricerca mediante tecniche Montecarlo del valore di  $\hat{\lambda}_1$  che, con assegnati parametri  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\Theta}_*$  e per numerosità dei campioni pari a quella sperimentale, produce una distribuzione di frequenza di  $C_v$  il cui valore atteso coincide con il  $\overline{C_v}$  sperimentale.

Il parametro di posizione  $\Theta_1$ , quarto ed ultimo parametro del modello regionale TCEV, può infine essere ricavato dalla grandezza indice  $\mu$  mediante la (A.12). Nel caso specifico della precipitazione massima annuale di durata  $t$  la stima di  $\mu$  al variare di  $t$  coincide con la media (campionaria)  $\bar{x}_t$  (VERSACE et al, 1989). Quest'ultima, in accordo a risultati ormai classici della statistica idrologica, per  $t$  compreso fra 1 e 24 ore, può essere espressa attraverso la curva di possibilità pluviometrica (A.20)  $\bar{x}_t = \bar{x}_1 \cdot t^\gamma$ , dove  $\bar{x}_1$  e  $\gamma$  sono due parametri variabili da sito a sito.

Introducendo il rapporto  $\gamma = \bar{x}_g / \bar{x}_{24}$  tra la media delle precipitazioni massime giornaliere e la media delle precipitazioni massime nelle 24 ore si ricava inoltre che:

$$\bar{x}_t = \bar{x}_1 \cdot t^{\frac{\ln(\bar{x}_g) - \ln(\gamma) - \ln(\bar{x}_1)}{\ln(24)}}$$

e quindi la stima regionale di  $\bar{x}_1$  si riconduce alla stima della media delle precipitazioni massime giornaliere  $\bar{x}_g$  e delle precipitazioni massime orarie  $\bar{x}_1$ , posto che  $\gamma$  sia costante sull'intera regione in esame.

Quest'ultima posizione è peraltro comprovata da numerosi studi che evidenziano un valore di  $\gamma$  prossimo a 0.88 (D'IPPOLITO, 1987; VERSACE et al., 1989; COPERTINO e FIORENTINO, 1992; GALEATI, 1992). Ovviamente quando l'interesse ricade solo sulle piogge giornaliere la grandezza indice coincide con  $\bar{x}_g$ .

In generale per entrambi i valori di media la valutazione a livello regionale avviene mediante la costruzione di legami del tipo  $\bar{x}_g = \bar{x}_g(P_1, P_2, \dots, P_n)$  e  $\bar{x}_1 = \bar{x}_1(P_1, P_2, \dots, P_n)$ , dove  $P_i$  rappresenta un generico parametro climatico e/o geomorfologico (DELL'AERA et al., 1992). Tali relazioni non possono essere costruite se non per tentativi ed in generale sono valide per aree che possono a loro volta essere contenute nelle sottozone individuate ai livelli precedenti. Poichè tale procedura introduceva nella zona in esame una eccessiva parcellizzazione e frammentazione del territorio, scarsamente utilizzabile da un punto di vista operativo, è stato ritenuto opportuno risolvere il problema della valutazione di  $\bar{x}_g$  e  $\bar{x}_1$  mediante il tracciamento di isolinee.

In conclusione il calcolo della precipitazione  $x_{T,t}$  di assegnato tempo di ritorno  $T$  e durata  $t$  si ottiene tramite il prodotto  $x_{T,t} = \bar{x}_1 \cdot X'_T$ , dove  $X'_T$  rappresenta il fattore di crescita dedotto dalla legge probabilistica regionale.

## 2 Le piogge giornaliere

### 2.1 Le curve di crescita

La ricerca della o delle curve di crescita è stata sviluppata nel rispetto dei due passi (primo e secondo livello) connessi alla struttura gerarchica del processo regionale di stima dei parametri del modello TCEV. Ovviamente la procedura ha richiesto più tentativi di delimitazione di Sotto-Zone omogenee i quali possono essere così riassunti:

- Ipotesi 1:* Primo livello: zona unica;  
Secondo livello: zona unica.
- Ipotesi 2:* Primo livello: zona unica;  
Secondo livello: due zone (Zona Est e Zona Ovest).
- Ipotesi 3:* Primo livello: due zone (Zona Est e Zona Ovest);  
Secondo livello: due zone (le stesse del primo livello).

L'*ipotesi 1* è stata inizialmente presa in considerazione per la sua semplicità: con riferimento al primo livello la distribuzione spaziale dei coefficienti di asimmetria  $G$  osservati si dimostra infatti abbastanza omogenea, sebbene vi sia una leggera tendenza verso valori più alti nella zona costiera (Fig.6a). Per contro, con riferimento al secondo livello, il coefficiente di variazione  $C_v$  presenta una marcata tendenza a valori più elevati nella zona Est, come dimostra la Fig.6b. La scelta di un'unica zona al primo livello sembrerebbe quindi lecita: ciò risulterebbe anche dal confronto fra la distribuzione di frequenza campionaria dei  $G$  e quella teorica connessa alla coppia  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\Theta}_*$ , ottenuta utilizzando tutte le stazioni con numerosità  $\geq 40$  anni, riportato in Tab.3. La scelta di un'unica zona al secondo livello risulta invece alquanto discutibile: infatti il confronto fra la distribuzione dei  $C_v$  osservati e quella dei coefficienti teorici connessi alla terna  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\Theta}_*$  e  $\hat{\lambda}_1 | \hat{\Lambda}_*, \hat{\Theta}_*$ , quest'ultimo parametro stimato utilizzando tutte le stazioni con numerosità  $\geq 30$  anni, supera il test di Kolmogorov-Smirnov con un livello di significatività pari al 14 % mentre la significatività per il test del  $CHI^2$  è solo del 2% (cfr. Tab.3).

L'*ipotesi 2* nasce dal giudizio visivo sulla distribuzione spaziale dei coefficienti di variazione  $C_v$  (Fig.6b). La loro tendenza ad una "maggiore variabilità" nella zona Est trova peraltro una giustificazione "fisica" nel fatto che le perturbazioni provenienti dal Nord-Est dell'Europa, pur producendo in generale le maggiori precipitazioni sui rilievi, non di rado danno luogo a violenti rovesci anche nelle zone pianeggianti e collinari costiere, originando così una elevata variabilità rispetto ai valori medi. La

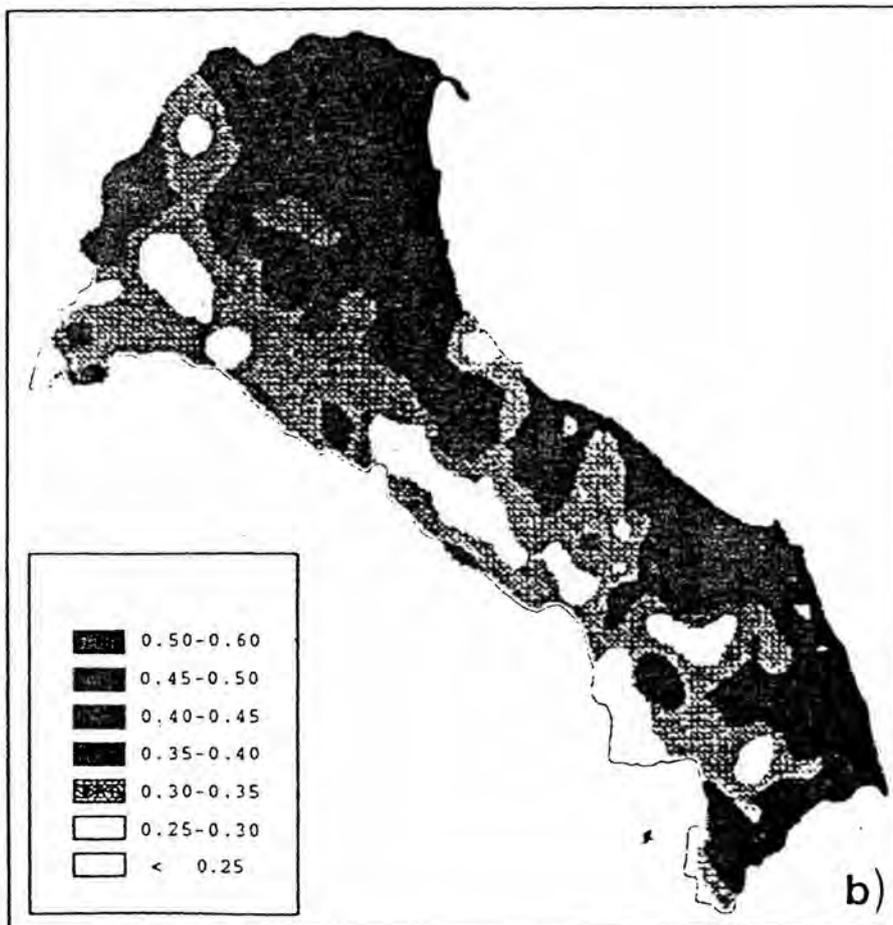
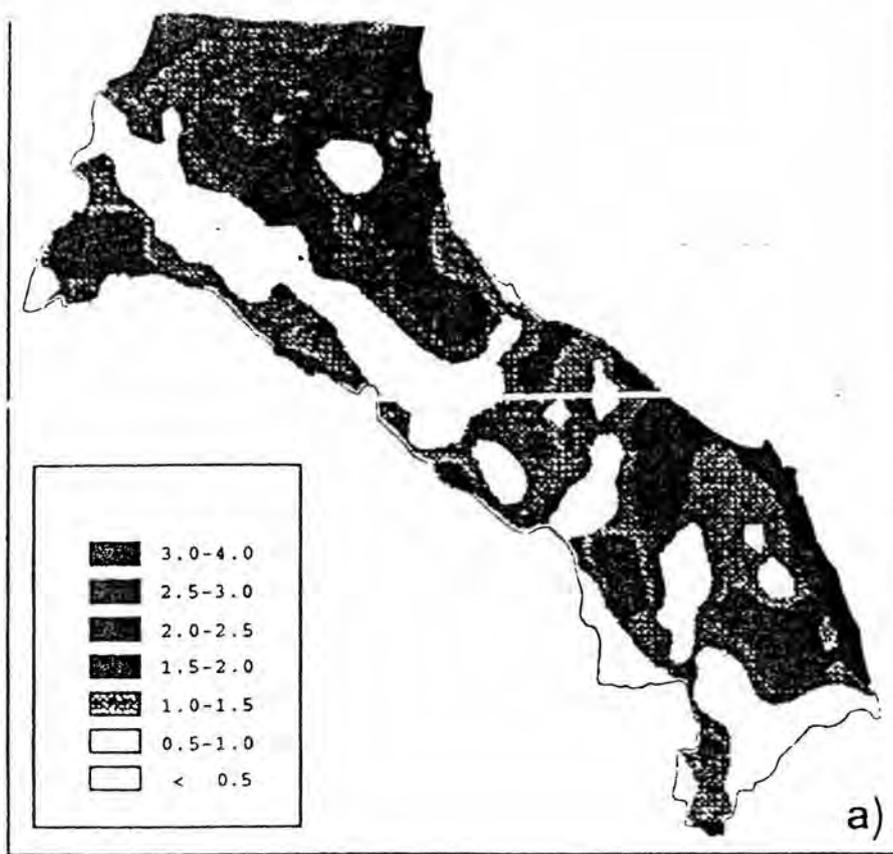


Fig. 6 - Regione Emilia Romagna-Marche - Distribuzione spaziale dei coefficienti G campionari (a) e dei coefficienti Cv campionari (b).

comparazione tra la Fig.6b e la Fig.7, che riporta a titolo esemplificativo la distribuzione altimetrica nell'area considerata, rende evidente la corrispondenza fra la zona a maggiore variabilità del coefficiente Cv e la zona pianeggiante-costiera.

Molti sono stati i tentativi di delimitazione di possibili Sotto-Zone ed in ciò ci si avvalsi anche dell'aiuto della Cluster Analysis, strutturata su due algoritmi di classificazione (K-medie, legame medio), applicati sia al solo Cv sia a Cv-precipitazione indice. Furtooppo quest'ultimo strumento, nel quale si contidava per la definizione per via oggettiva di detti limiti, non ha prodotto risultati significativi, dando altresì luogo ad una formazione di gruppi alquanto sparsi sull'intera regione. La delimitazione è stata quindi eseguita seguendo sostanzialmente un criterio di tipo "fisico" basandosi, in accordo all'osservazione precedente, sull'altimetria e sull'esposizione a Nord Est. Pertanto, guardando contemporaneamente una carta quotata ed una carta con le curve di ugual valore dei Cv, è stata tracciata manualmente la linea di separazione fra due Zone denominate nel seguito Zona Est e Zona Ovest (Fig.8).

In sintesi l'ipotesi 2 dà luogo ad una distribuzione di frequenza dei G e a due distribuzioni di frequenza dei Cv che passano sia il test di Kolmogorov-Smirnov sia il test del  $\text{CHI}^2$ , sebbene quest'ultimo con livello di significatività molto basso ( $\alpha=3\%$ ) per la Zona Ovest (Tab.4).

Le due curve di crescita ottenute sulla base di questa ipotesi sono riportate in Fig.9 assieme ai punti campionari relativi alle stazioni con numerosità  $\geq 20$  anni. Si noti che mentre per la per la Zona Est il risultato appare accettabile, sebbene si osservi una leggera sottostima a partire da frequenze di 0.995 (T=200 anni), non altrettanto può dirsi per la zona Ovest dove si riscontra una inaccettabile sovrastima già a partire da frequenze pari a 0.98 (T=50 anni).

L'ipotesi 3 nasce dunque a seguito di quest'ultima osservazione e pertanto, per conseguire una migliore rappresentatività della curva di crescita anche nella zona Ovest, si è ipotizzata fin dal primo livello una distinzione fra le due Zone stimando i parametri  $\Lambda_*$ ,  $\Theta_*$  e  $\lambda_1|\Lambda_*, \Theta_*$  direttamente per ciascuna di esse. In Fig.10 sono comparate le curve di frequenza sperimentali e "teoriche" dei G ed in Fig.11 quelle relative ai Cv. In quest'ultima figura, ed in tutte le successive, la funzione cumulata empirica è stata valutata mediante la formula di Hazen (CUNNANE, 1989). In questo caso entrambi i test sulle distribuzioni vengono superati con livello di significatività sufficientemente elevato per entrambe le Zone (Tab.5); anche il test basato sulla varianza del Cv, eseguito generando 1000 regioni con numero di stazioni pari a quello sperimentale (VERSACE et al., 1989), viene superato, sempre per entrambe le Zone, con livello di significatività pari al 30%. Ciò che però più conta è il migliore

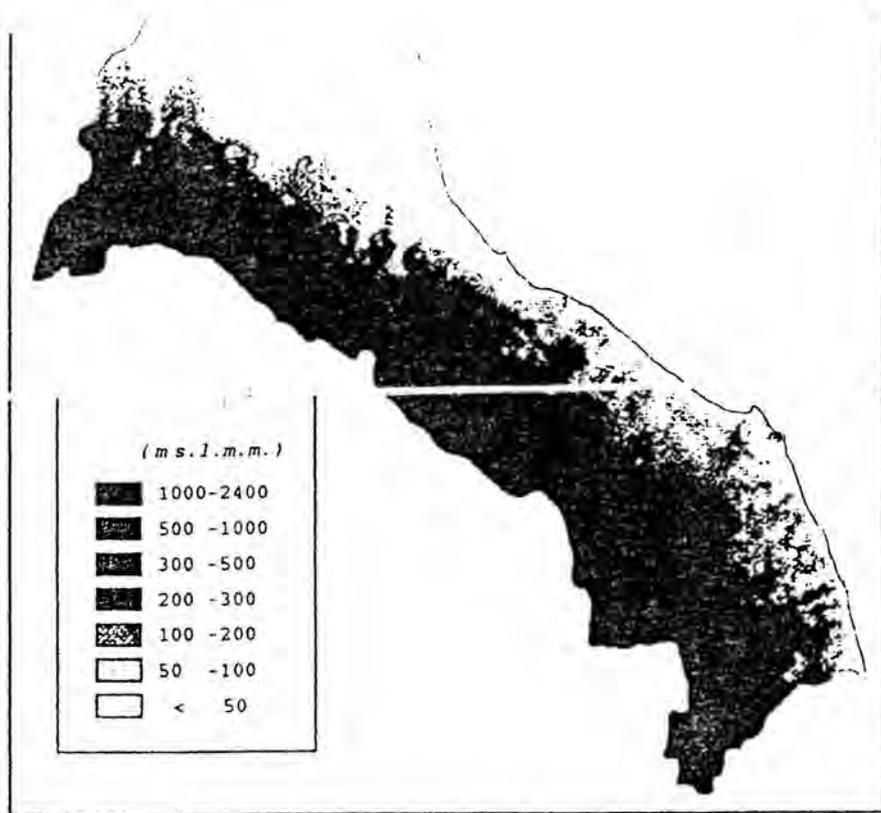


Fig. 7 - Rappresentazione dell'altimetria della Regione Emilia Romagna-Marche.

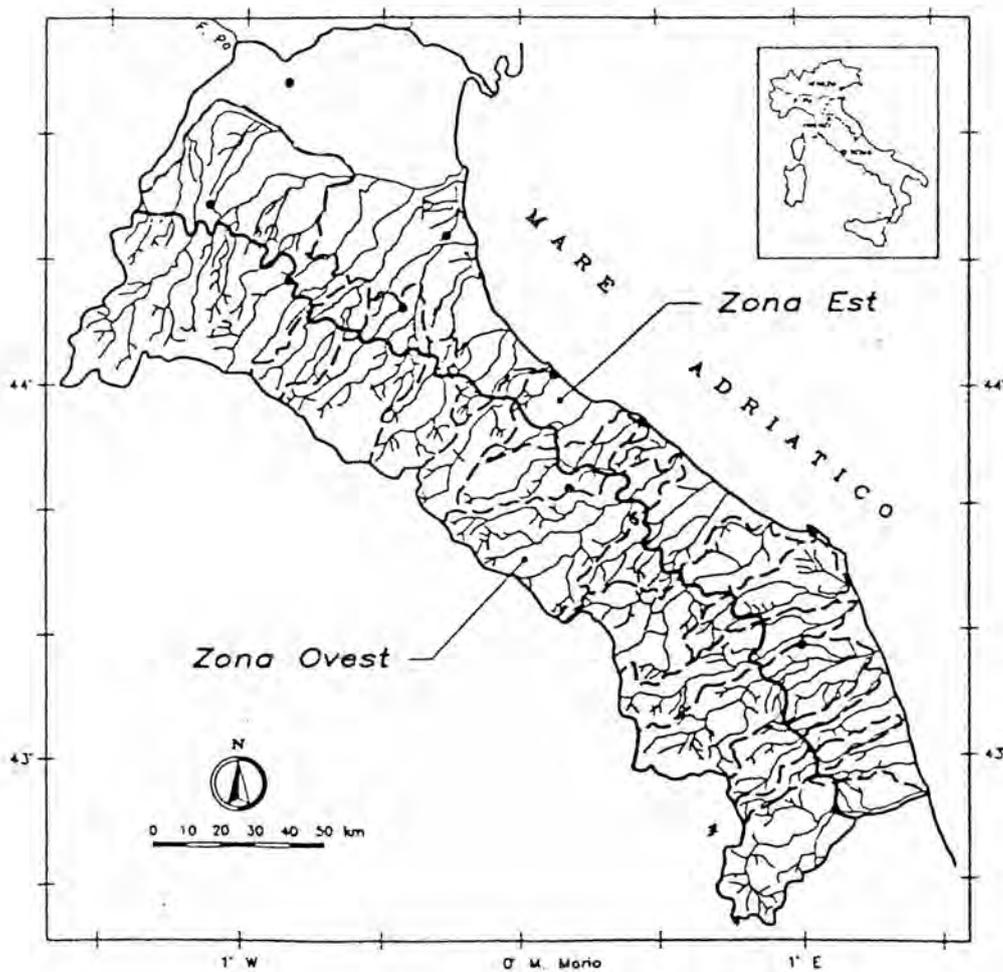


Fig. 8 - Delimitazione della zona Est e della zona Ovest.

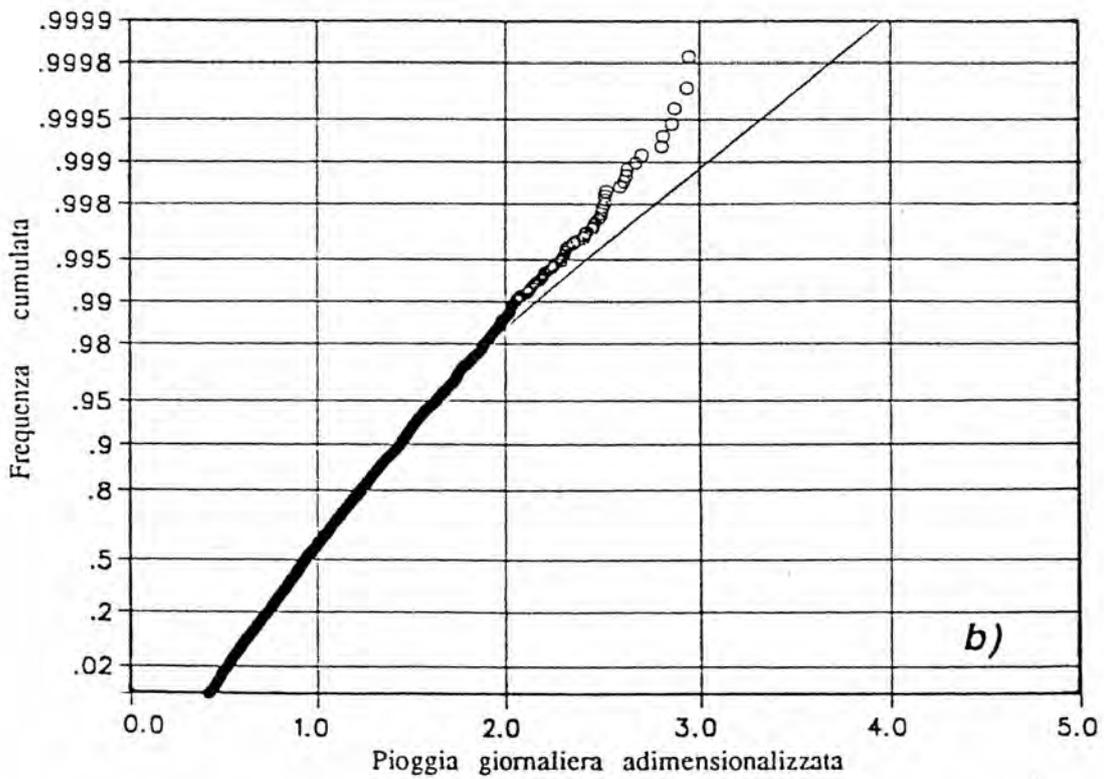
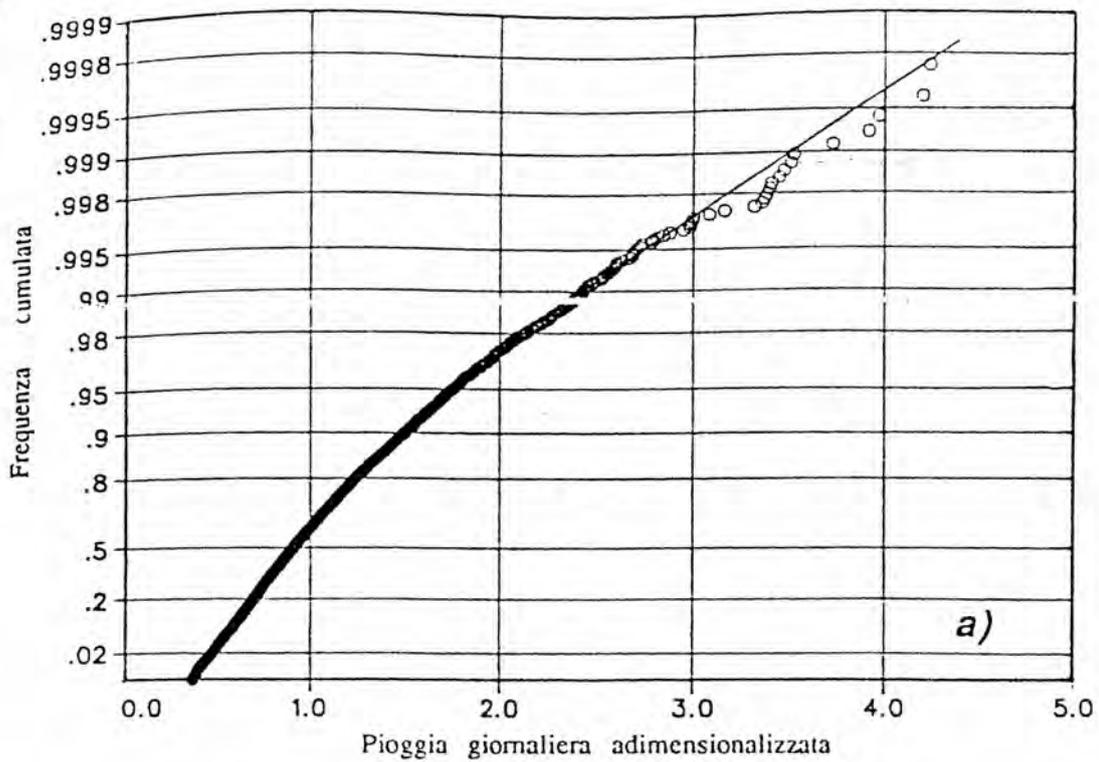


Fig. 9 - Piogge giornaliere. Ipotesi 2 - Curve di crescita regionali: a) Zona Est; b) Zona Ovest. Confronto fra i valori campionari (o) e la distribuzione stimata (—).

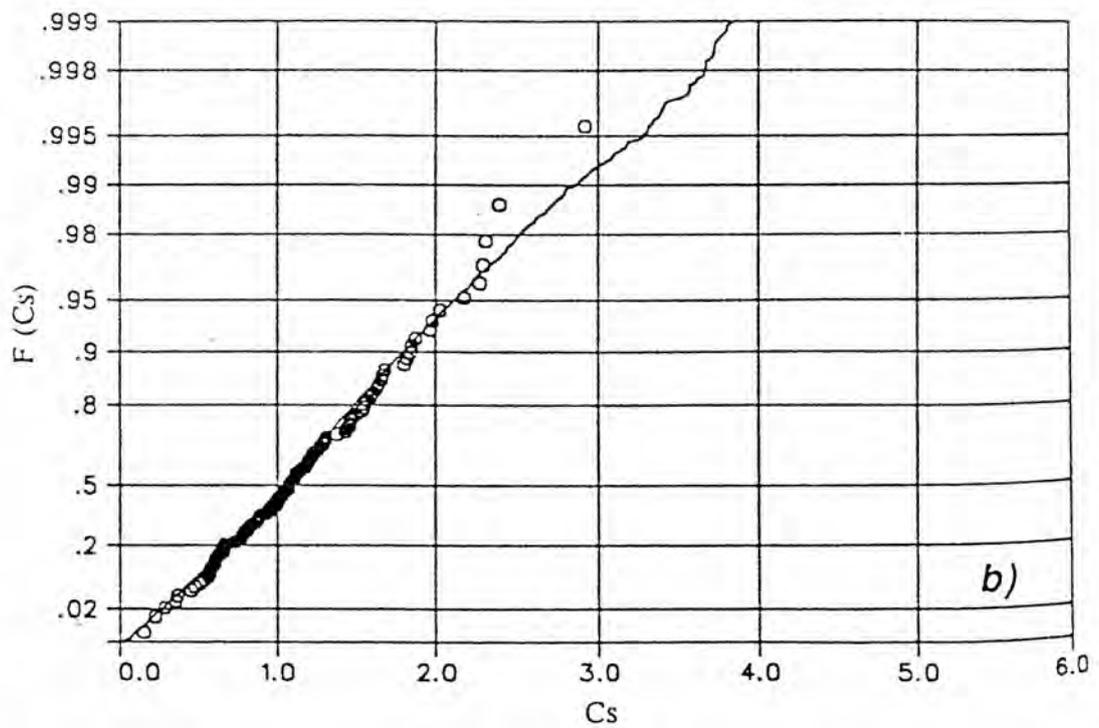
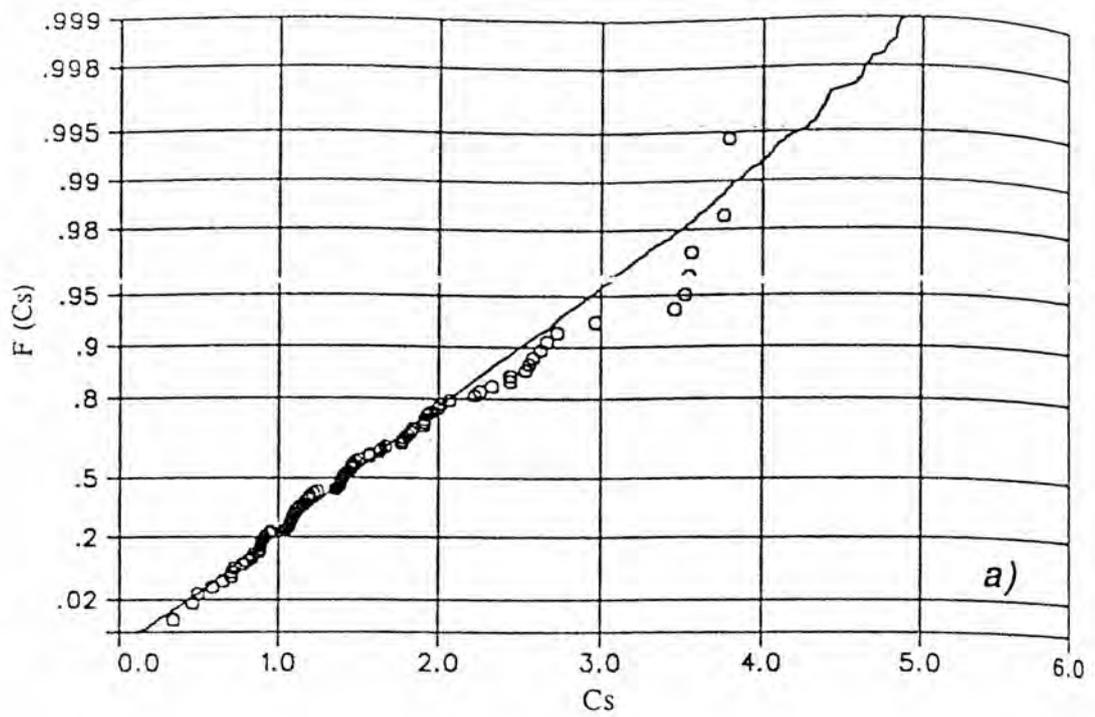


Fig. 10 - Piogge giornaliere. Ipotesi 3 - Distribuzione campionaria (o) e teorica (—) dei coefficienti  $C_s$  - a) Zona Est; b) Zona Ovest.

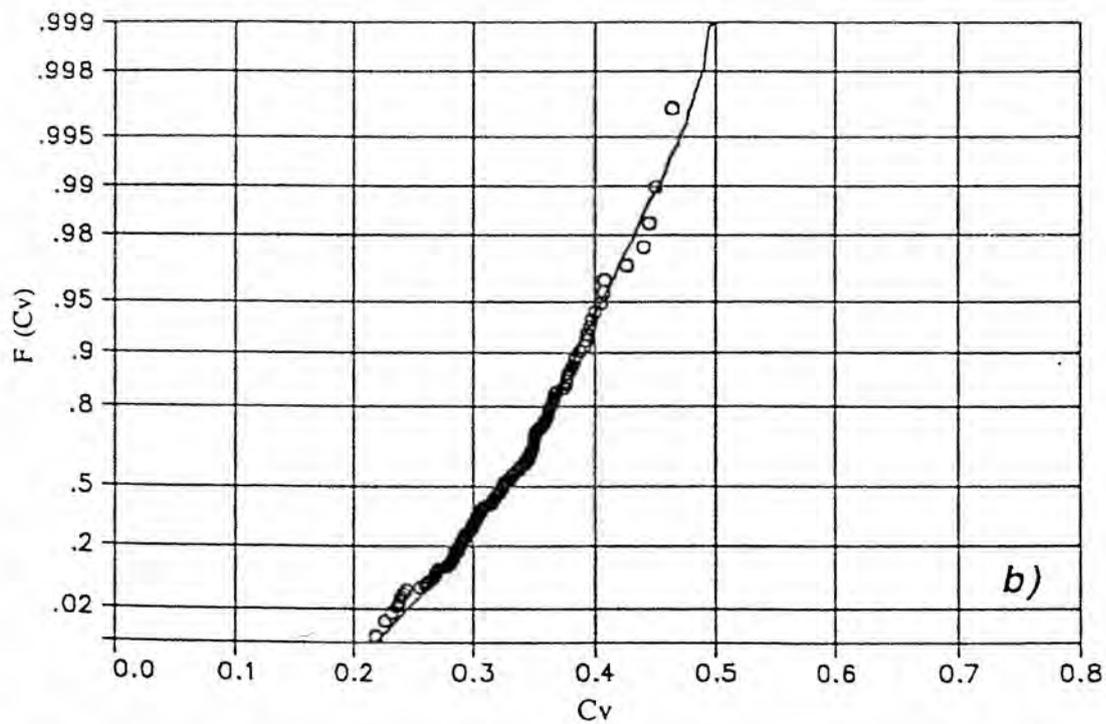
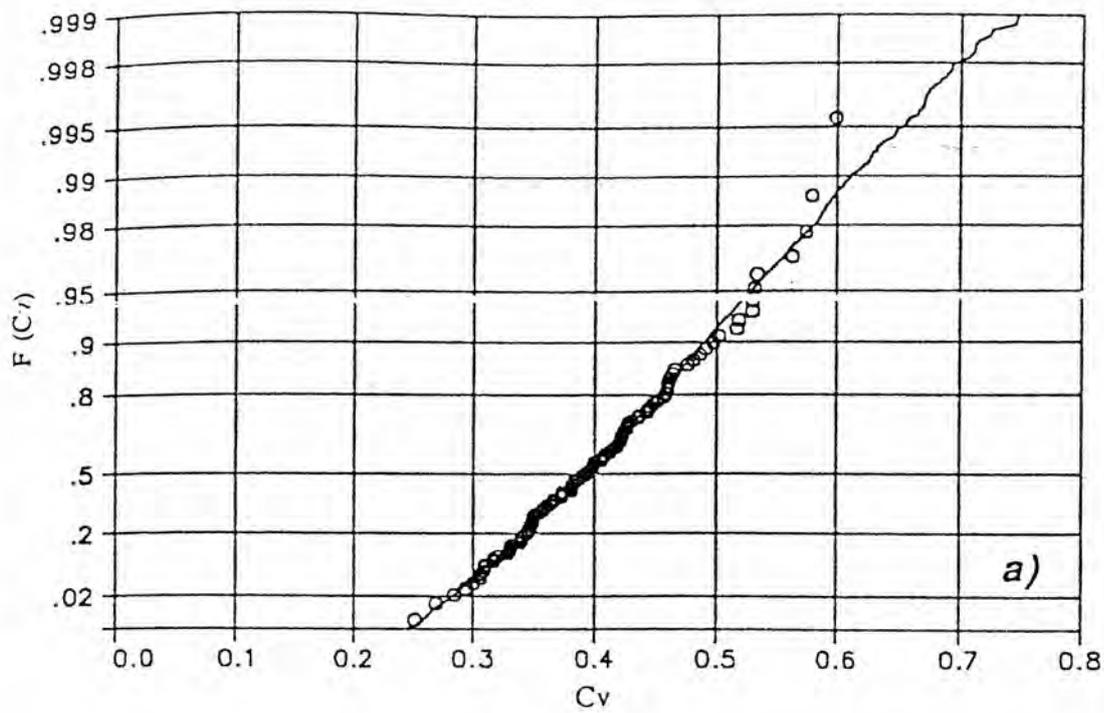


Fig. 11 - Piogge giornaliere. Ipotesi 3 - Distribuzione campionaria (o) e teorica (—) dei coefficienti  $C_v$  - a) Zona Est; b) Zona Ovest.

adattamento delle due curve di crescita rispetto ai valori sperimentali: l'analisi della Fig.12 dimostra infatti la scomparsa della leggera sovrastima nella Zona Est e della sistematica sottostima nella Zona Ovest.

In conclusione le curve di crescita adottate per la regione in esame sono caratterizzate dai seguenti parametri:

$$\text{Zona Est: } \hat{\Lambda}_* = 0.360, \hat{\Theta}_* = 2.316, \hat{\lambda}_1 = 30.05$$

$$\text{Zona Ovest: } \hat{\Lambda}_* = 1.802, \hat{\Theta}_* = 1.684, \hat{\lambda}_1 = 35.10$$

In tutte le ipotesi di lavoro la stima dei parametri  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  è stata eseguita sfruttando il metodo descritto in FIORENTINO e GABRIELE (1985) e modificato in GABRIELE e VILLANI (1992) utilizzando il valore di soglia sul coefficiente di asimmetria della serie campionaria pari a 0.8 da loro suggerito.

### 3.2.2 La pioggia indice

La stima regionale della grandezza  $\bar{x}_g$ , da utilizzare come fattore di riscalaggio, è stata inizialmente svolta ricercando una relazione fra la pioggia media e l'altitudine del tipo (A.20):

$$\ln(\bar{x}_g) = c \cdot h + d$$

dove c e d sono coefficienti da stimare e h rappresenta la quota della stazione rispetto al livello medio mare (VERSACE et al., 1989, COPERTINO e FIORENTINO, 1990). A tale fine, utilizzando solamente le 326 stazioni con numerosità campionaria  $\geq 20$  anni per assicurare una maggior stabilità alla grandezza indice, sono state eseguite diverse prove con molteplici definizioni di "aree" cercando comunque di non eccedere nella frammentazione della regione.

I valori dei coefficienti di regressione ottenuti sono risultati scarsamente soddisfacenti, in quanto compresi fra 0.4 e 0.7; essi confermano le conclusioni di GAZZOLO (1959) circa l'impossibilità di definire nella regione in esame un chiaro legame tra i valori medi delle precipitazioni intense e l'altitudine. Migliori risultati si sarebbero potuti ottenere procedendo ad una forte parcellizzazione, individuando cioè "aree" con un ridotto numero di stazioni pluviometriche.

Tab.3 Ipotesi 1. Grandezze statistiche relative al coefficiente di asimmetria G ed al coefficiente di variazione Cv.

	$\hat{m}_{sp}$	$m_{teor}$	$\hat{\sigma}_{sp}$	$\sigma_{teor}$	CHI <sup>2</sup>	K-S	Num	n. Staz
G	1.335	1.360	0.684	0.704	0.60	0.28	≥40	205
Cv	0.359	0.358	0.068	0.060	0.02	0.14	≥30	263

Tab.4 Ipotesi 2. Grandezze statistiche relative al coefficiente di asimmetria G ed al coefficiente di variazione Cv.

	$\hat{m}_{sp}$	$m_{teor}$	$\hat{\sigma}_{sp}$	$\sigma_{teor}$	CHI <sup>2</sup>	K-S	Num	n. Staz
G	1.335	1.360	0.684	0.704	0.60	0.28	≥40	205
Cv Zona Est	0.400	0.400	0.070	0.067	0.21	0.37	≥30	114
Cv Zona Ovest	0.327	0.326	0.047	0.056	0.03	0.15	≥30	149

Tab.5 Ipotesi 3. Grandezze statistiche relative al coefficiente di asimmetria G ed al coefficiente di variazione Cv.

Zona Est

	$\hat{m}_{sp}$	$m_{teor}$	$\hat{\sigma}_{sp}$	$\sigma_{teor}$	CHI <sup>2</sup>	K-S	Num	n. Staz
G	1.580	1.547	0.791	0.726	0.44	0.38	≥40	91
Cv	0.4	0.4	0.070	0.071	0.67	0.48	≥30	114

Zona Ovest

	$\hat{m}_{sp}$	$m_{teor}$	$\hat{\sigma}_{sp}$	$\sigma_{teor}$	CHI <sup>2</sup>	K-S	Num	n. Staz
G	1.139	1.110	0.510	0.540	0.41	0.31	≥40	114
Cv	0.327	0.328	0.047	0.045	0.10	0.26	≥30	149

$\hat{m}_{sp}$  : Media osservata;      CHI<sup>2</sup> : liv. di significatività test CHI<sup>2</sup>;

$m_{teor}$  : Media teorica;      K-S : liv. di s. test Kolmogorov-Smirnov;

$\hat{\sigma}_{sp}$  : S.q.m. osservato;      Num : Numero di dati minimo per stazione;

$\sigma_{teor}$  : S.q.m. teorico;      n. Staz : Numero di stazioni utilizzate.

*n° di serie generate = 10000.*

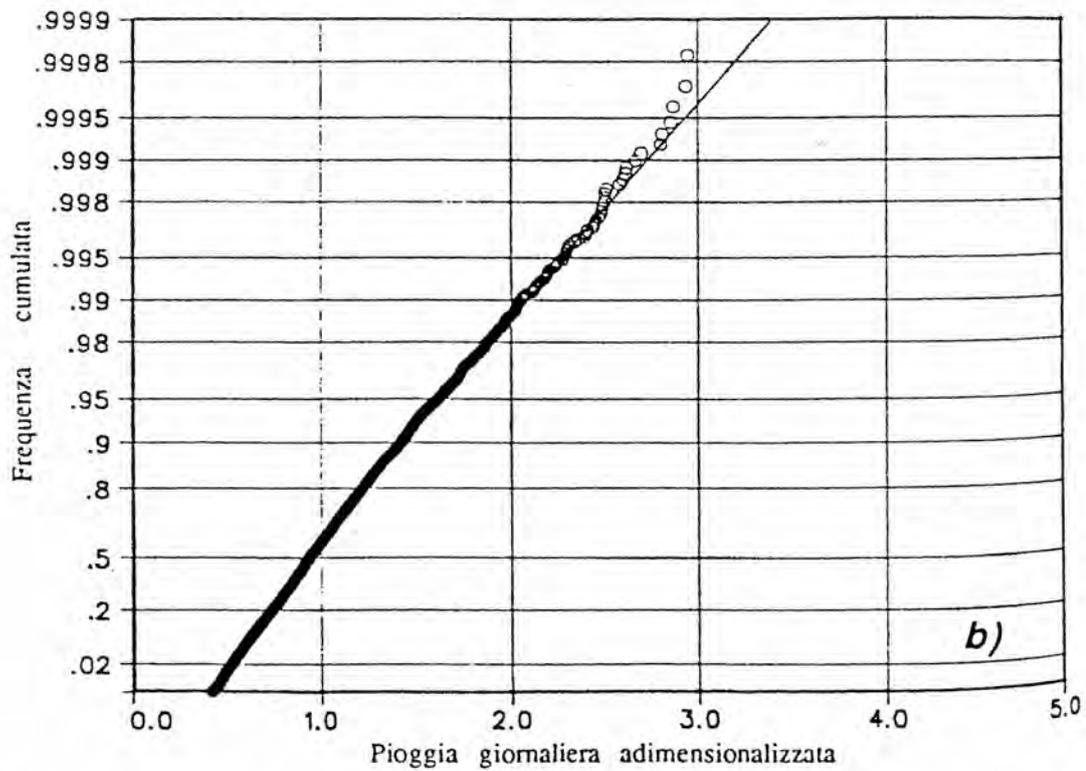
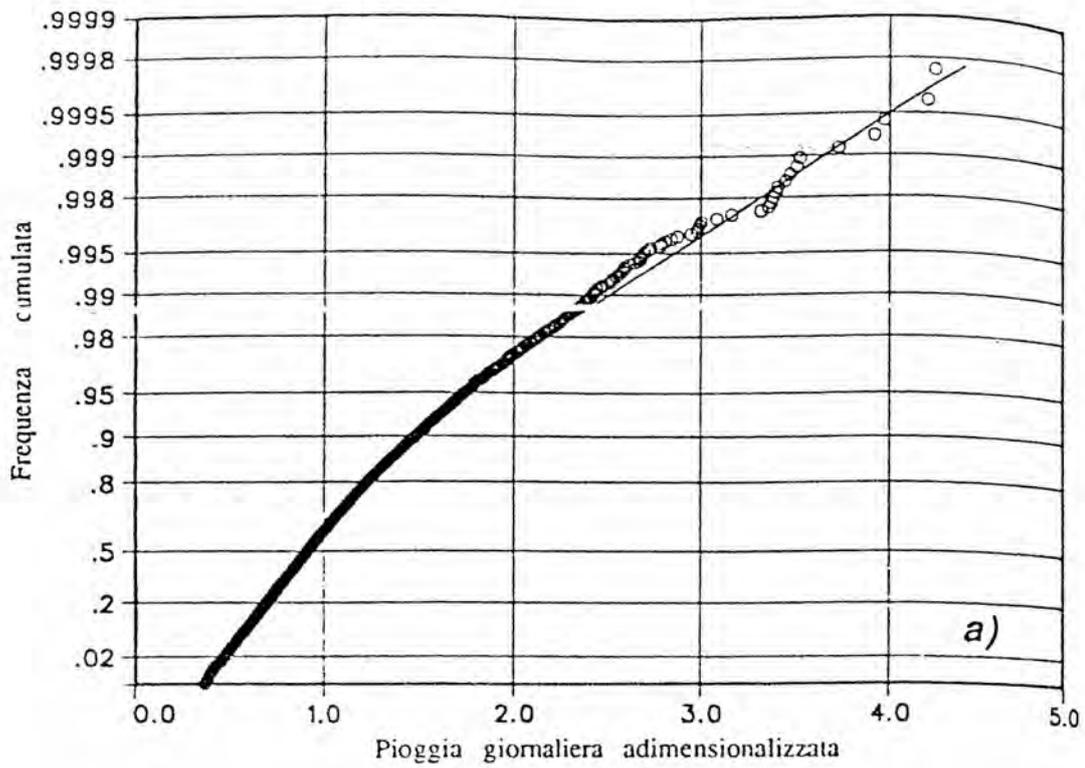


Fig. 12 - Piogge giornaliere. Ipotesi 3 - Curve di crescita regionali: a) Zona Est; b) Zona Ovest.  
 Confronto fra i valori campionari (o) e la distribuzione stimata (—).

Ritenendo però poco utile da un punto di vista applicativo tale frammentazione, si è proceduto al tracciamento delle isolinee di  $\bar{x}_g$  (Fig.13) mediante la tecnica di interpolazione stocastica del kriging. I valori della deviazione standard di stima ottenuti mediante l'interpolatore stocastico sono peraltro risultati inferiori a quelli prodotti dalle regressioni prima indicate, confermando così l'opportunità dell'uso di questa mappa.

### 3.3 Le piogge orarie

#### 3.3.1 Le curve di crescita

Dopo avere eseguito il calcolo delle curve di crescita a livello giornaliero si è passati alla verifica della loro rappresentatività al livello orario. A tale fine sono state comparate le curve di frequenza relativa cumulata delle piogge orarie adimensionalizzate (1, 3, 6, 12, 24 ore) con le corrispondenti curve di crescita dedotte sulla base delle piogge giornaliere.

Per la Zona Est, Fig.14, si è osservato un accettabile adattamento per tutte le durate, soprattutto nella parte dell'istogramma di frequenza relativa cumulata caratterizzato da un andamento regolare. Per valori di frequenza elevati la "ridotta" dimensione del campione o meglio la ridotta numerosità dei valori eccezionali effettivamente osservati, dà luogo ad una non trascurabile dispersione e quindi la "traccia" di crescita della curva appare non ben definita. Ciò conferma l'opportunità di sviluppare l'analisi regionale con riferimento alle piogge giornaliere in quanto dotate di maggiore numerosità e quindi caratterizzate da una curva di crescita ben definita anche per elevati valori di frequenza.

Nella zona Ovest si è osservato altresì una accettabile rappresentatività della curva di crescita limitatamente alle piogge orarie di durata 6, 12 e 24 ore, fatte salve le precedenti considerazioni sulla numerosità campionaria delle piogge orarie. Per le piogge di 1 e 3 ore è invece risultata evidente una marcata tendenza alla sottostima. Per questo motivo si è ritenuto opportuno procedere alla stima di un'ulteriore curva di crescita valida per queste ultime due durate. Tale stima è stata eseguita mantenendo la medesima coppia di valori per  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\Theta}_*$ , ottenendo per il parametro  $\hat{\lambda}_1$  il valore 14.5. In Fig.15 sono riportate le curve di crescita finali ottenute assieme ai punti campionari.

In conclusione per la Zona Est è stata definita un'unica curva di crescita da applicarsi sia alle piogge orarie di *qualsiasi durata compresa* fra 1 e 24 ore, sia alle piogge giornaliere. Per la zona Ovest sono state invece definite due curve di crescita, la prima valida per piogge orarie fra 1 e 3 ore e la seconda per piogge orarie fra 6 e 24 ore e per le piogge giornaliere. Per piogge orarie fra 3 e 6 ore è possibile procedere ad

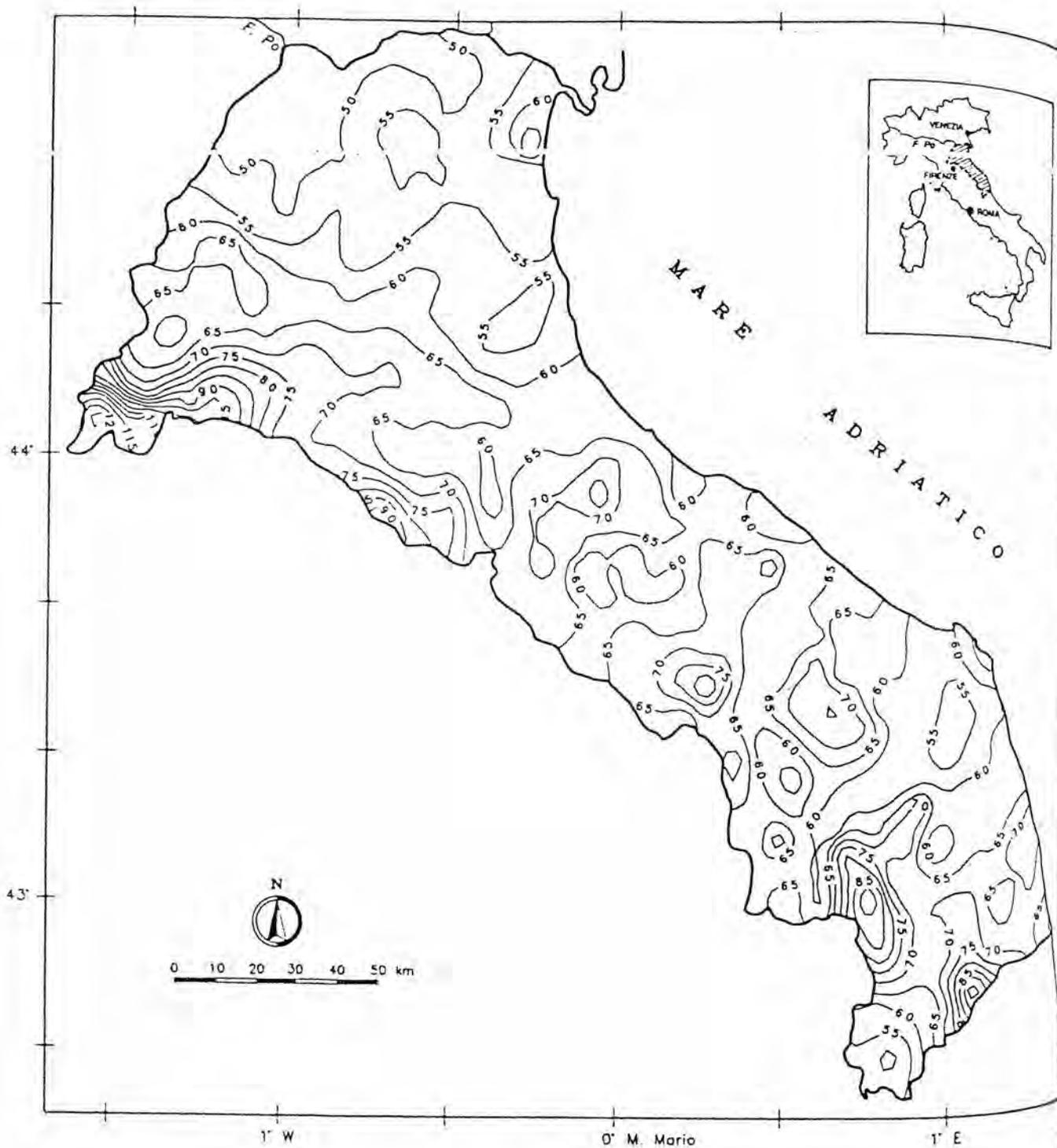


Fig. 13 - Isolinie della media delle precipitazioni massime giornaliere (mm).

998  
 995  
 99  
 98  
 95  
 9  
 8  
 5  
 2  
 .02  
 9999  
 9998  
 9995  
 999  
 998  
 9  
 98  
 95  
 9  
 8  
 5  
 2  
 .02  
 0

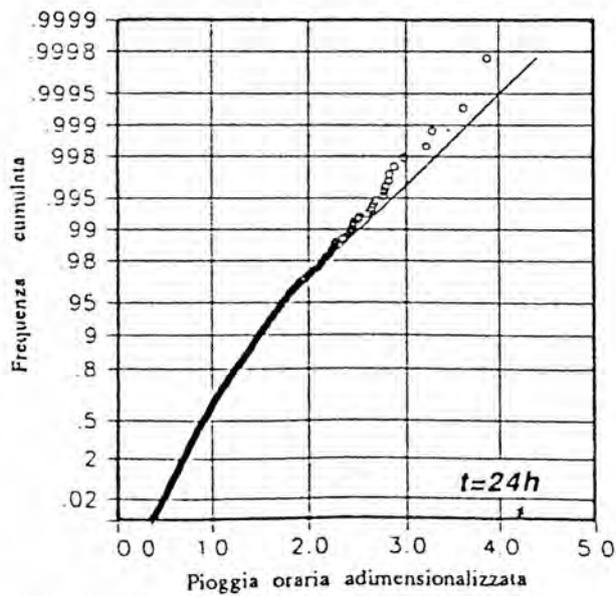
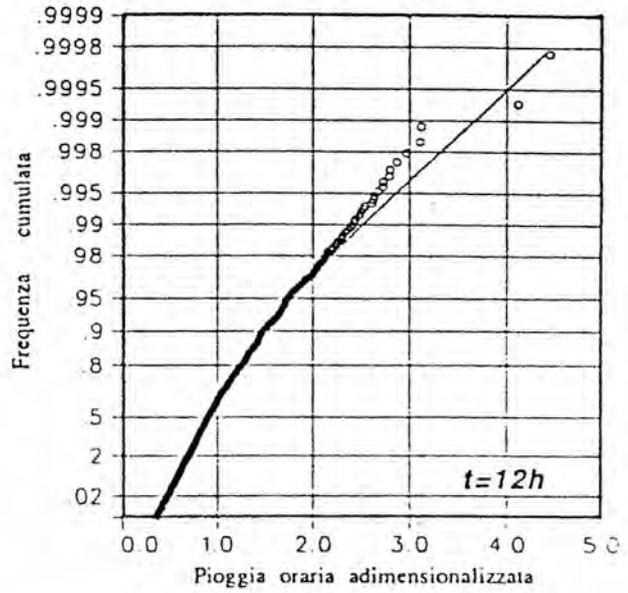
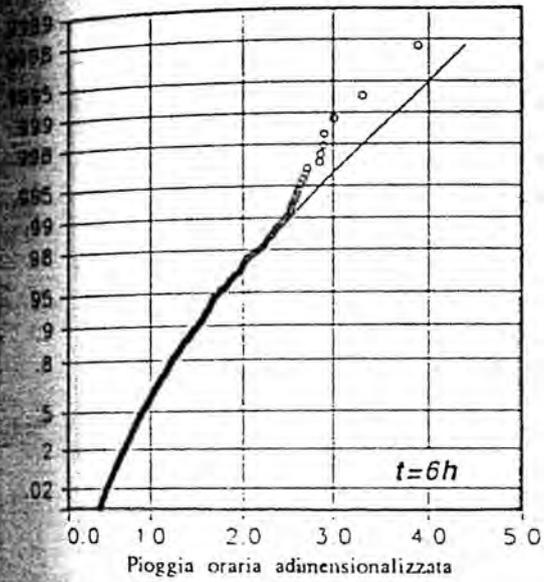
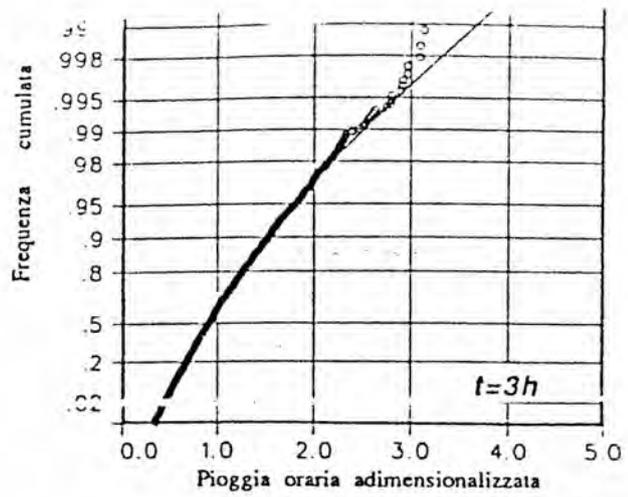
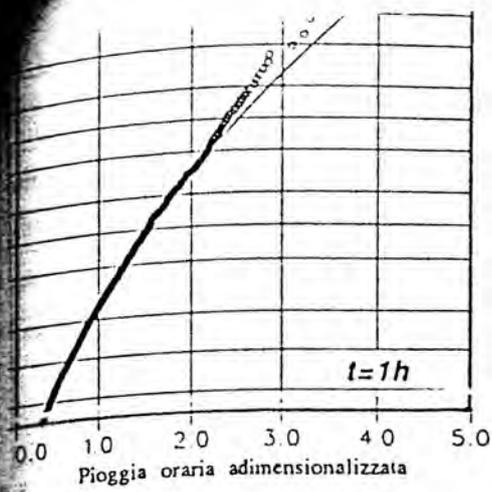


Fig. 14 - Piogge orarie. Zona Est - Confronto fra i valori campionari (o) e la curva di crescita (—) dedotta sulla base delle piogge giornaliere.

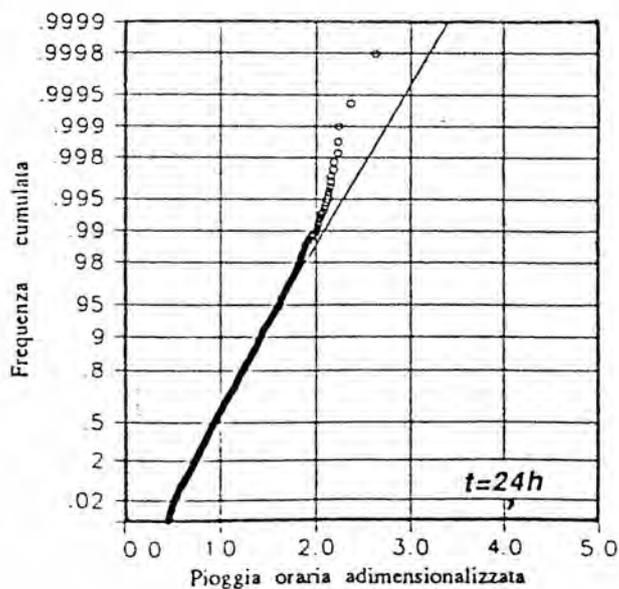
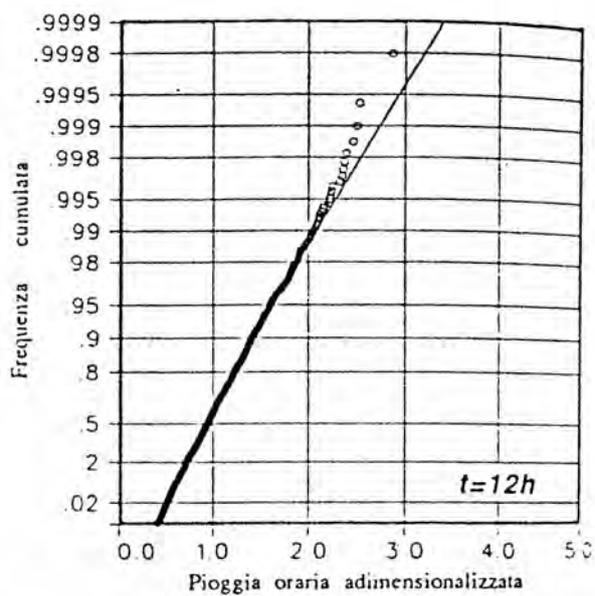
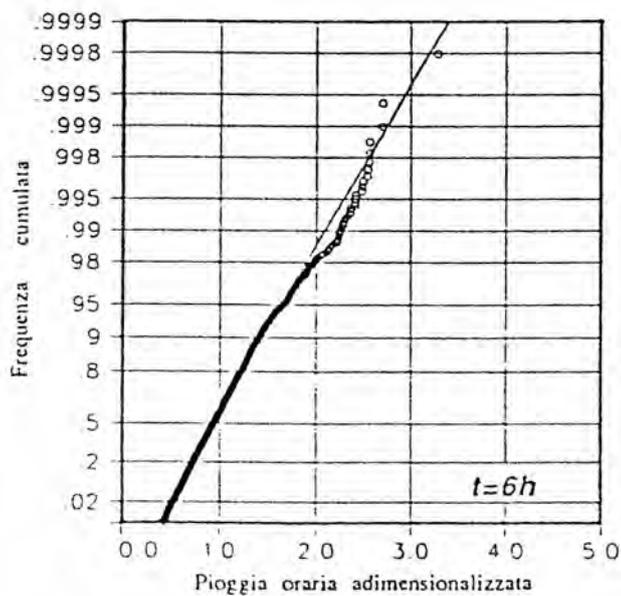
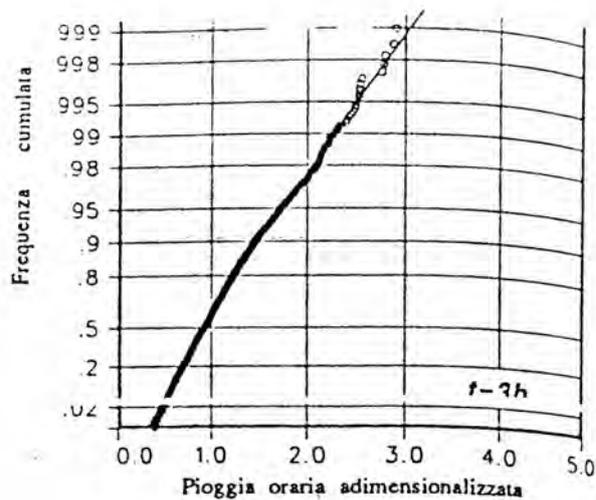
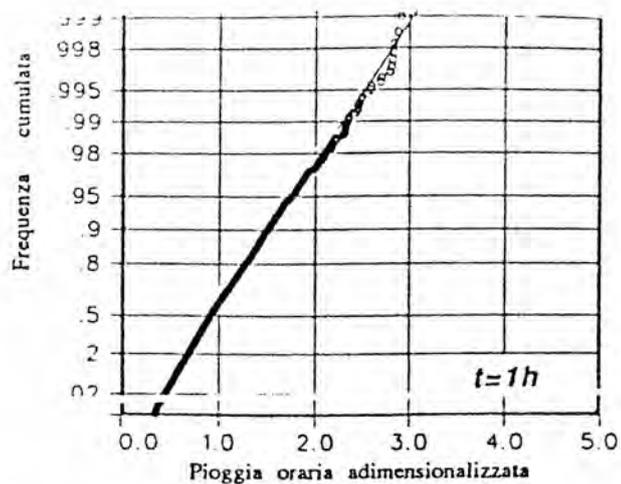


Fig. 15 - Piogge orarie. Zona Ovest - Confronto fra i valori campionari (o) e la curva di crescita (—) dedotta sulla base delle piogge giornaliere.

una semplice interpolazione lineare fra le due curve di crescita. In Tab.6 sono sintetizzati i parametri delle curve di crescita valide per le due Zone individuate. Per facilitare l'utilizzo della curva di crescita sono state infine definite le seguenti equazioni che permettono di ricavare direttamente la variabile adimensionale  $X'_T$  per assegnato tempo di ritorno T compreso nell'intervallo 5÷10000 anni:

Zona Est (durate 1-24 ore e 1 giorno)

$$X'_T = 0.74768 + 0.24414 \cdot \ln T + 0.04032 \cdot \ln^2 T - 0.00211 \cdot \ln^3 T$$

$$R^2 = 0.9999$$

Zona Ovest (durate 1-3 ore)

$$X'_T = 0.73774 + 0.33389 \cdot \ln T$$

$$R^2 = 0.9999$$

Zona Ovest (durate 6-24 ore e 1 giorno)

$$X'_T = 0.77681 + 0.28405 \cdot \ln T$$

$$R^2 = 0.9999$$

Tab.6 Parametri regionali della distribuzione TCEV per la Zona Est e per la Zona Ovest.

	$\hat{\Lambda}_*$	$\hat{\Theta}_*$	$\hat{\lambda}_1$	Note
Zona Est	0.360	2.316	30.05	Curva di crescita valida per tutte le durate e per le piogge giornaliere.
Zona Ovest	1.802	1.684	14.50	Curva di crescita valida per durate comprese fra 1 e 3 ore.
	1.802	1.684	35.10	Curva di crescita valida per durate comprese fra 6 e 24 ore e per le piogge giornaliere.

### 3.3.2 Le curve di possibilità pluviometrica

Il calcolo della grandezza indice  $\bar{x}_1$  richiede la conoscenza della media delle piogge massime giornaliere  $\bar{x}_g$ , delle piogge massime orarie  $\bar{x}_1$  e del coefficiente  $\gamma = \bar{x}_g / \bar{x}_{24}$ , rapporto tra la media delle precipitazioni massime giornaliere e la media delle precipitazioni massime nelle 24 ore.

Per quanto riguarda la media  $\bar{x}_g$  abbiamo già osservato della impossibilità di definire una legge che la ponga in relazione all'altimetria. Analoghe considerazioni ci hanno portato alla medesima conclusione per quanto riguarda la media  $\bar{x}_1$ . Anche in questo caso, quindi, sono state tracciate le isolinee per la definizione della media della piogge orarie in ciascun punto della regione Emilia Romagna - Marche (Fig.16).

Il coefficiente  $\gamma$  è stato stimato facendo riferimento all'intera regione ottenendo  $\gamma=0.891$  del tutto comparabile con i valori ottenuti in D'IPPOLITO, 1987; VERSACE et al., 1989; COPERTINO e FIORENTINO, 1992; GALEATI, 1992.

La curva di possibilità climatica diventa pertanto:

$$\bar{x}_1 = \bar{x}_g \cdot t^{\frac{\ln(\bar{x}_g)+0.115-\ln(\bar{x}_1)}{3.178}}$$

## 4. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

I risultati contenuti in questo rapporto consentono di valutare, sulla base di un'analisi regionale, la precipitazione di assegnata durata  $t$  e tempo di ritorno  $T$  in un generico punto della regione Emilia Romagna-Marche. Lo schema di regionalizzazione adottato si basa sul metodo della grandezza indice il quale presuppone, a meno di un fattore di scala, la stessa distribuzione di probabilità delle precipitazioni, o curva di crescita, su di una regione considerata omogenea. In questo studio la distribuzione di probabilità delle precipitazioni è rappresentata dal modello TCEV mentre la grandezza indice o fattore di scala è il valore medio delle precipitazioni massime annue di assegnata durata.

Lo studio, la cui impostazione riflette la procedura gerarchica delineata nell'ambito del progetto VAPI, assume inizialmente l'ipotesi di invarianza spaziale e di invarianza temporale della curva di crescita. Inoltre, al fine di sviluppare l'analisi regionale con il maggior numero di dati possibile, la curva di crescita è stata inizialmente individuata con riferimento alle piogge massime giornaliere e successivamente estesa, previa verifica della sua rappresentatività, alle piogge massime orarie.

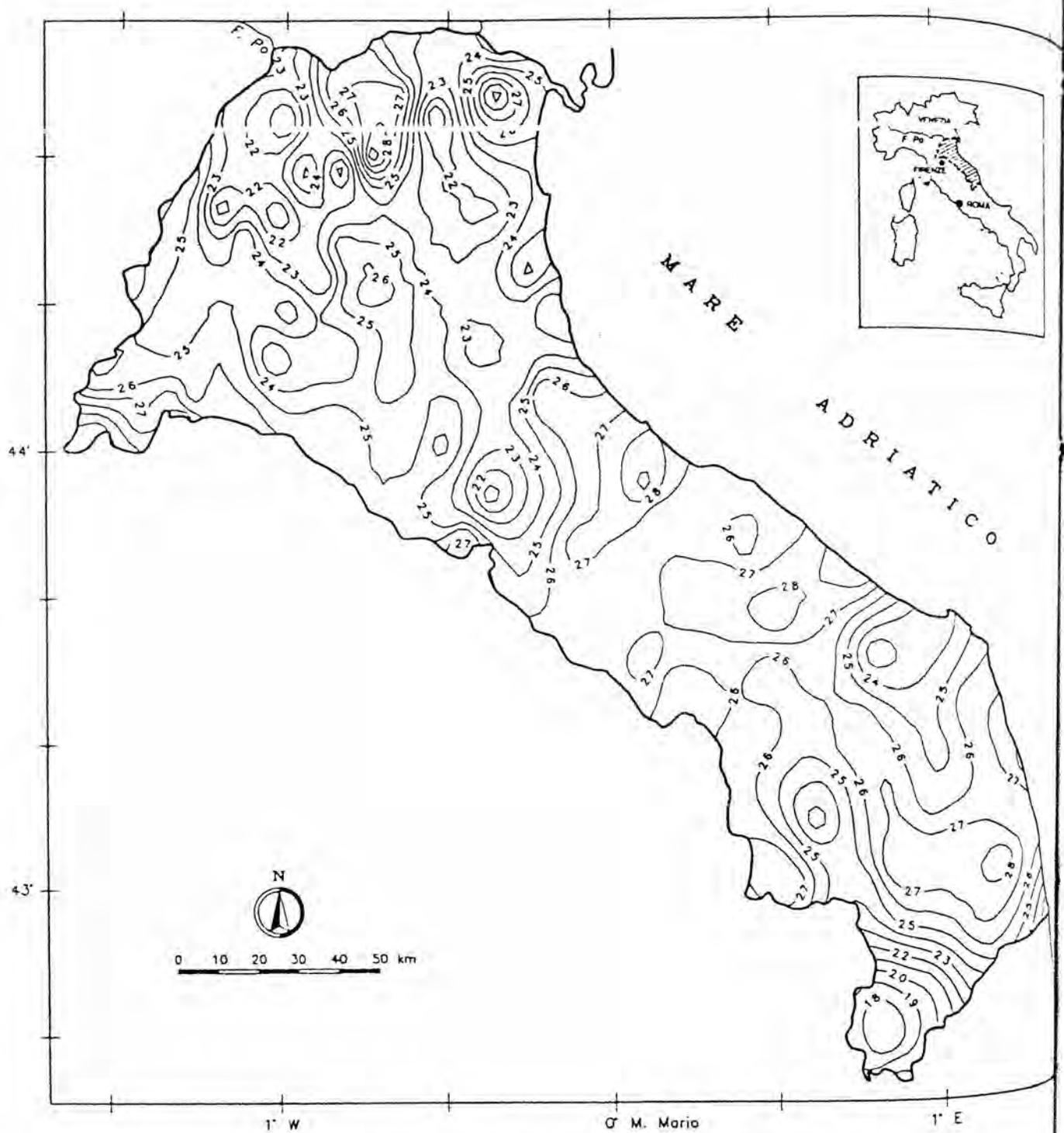


Fig. 16 - Isolinee della media delle precipitazioni massime di 1 ora (mm).

Le analisi effettuate hanno portato alla definizione di due Zone pluviometricamente omogenee denominate rispettivamente Zona Est e Zona Ovest, la prima costituita dall'ampia pianura Ferrarese e dalla zona pianeggiante e collinare parallela alla costa e la seconda dalla catena appenninica.

Per la Zona Est si è riscontrata accettabile l'iniziale assunzione di invarianza rispetto alle durate della curva di crescita dedotta sulla base delle piogge massime giornaliere. Per la Zona Ovest la curva di crescita dedotta con riferimento alle piogge massime giornaliere è risultata valida per le precipitazioni orarie comprese fra 6 e 24 ore. Per le piogge comprese fra 1 e 3 ore si è proceduto alla stima di un'ulteriore curva di crescita per la quale sono stati comunque mantenuti i coefficienti  $\hat{\Lambda}$  e  $\hat{\Omega}$ , tipici della Zona stessa ed individuati in corrispondenza del primo livello di regionalizzazione.

L'utilizzo di tecniche di Cluster Analysis in fase di delimitazione delle Zone omogenee si è rilevata, in questo studio, del tutto inutile, in quanto i gruppi che venivano ad essere individuati risultavano oltremodo frammentati e sconnessi. Di fatto tali zone sono state delimitate, seppure con una inevitabile dose di soggettività, in base all'osservazione che la distribuzione spaziale dei coefficienti di asimmetria e ancor più dei coefficienti di variazione risultava strettamente correlata all'informazione altimetrica. Il criterio ultimo di verifica di omogeneità delle zone è stato fondato sia sul confronto delle distribuzioni teoriche dei coefficienti  $G$  e  $C_v$  con le rispettive distribuzioni di frequenza osservata, sia e *soprattutto* sul confronto delle curve teoriche di crescita con le corrispondenti campionarie.

Per il calcolo delle grandezze  $\bar{x}_1$  e  $\bar{x}_g$ , necessarie per la stima della grandezza indice  $\bar{x}_T$ , si è tentato senza successo di individuare relazioni statistiche che esprimessero queste grandezze in funzione della quota rispetto al medio mare. Questo risultato è in linea con le conclusioni di GAZZOLO (1959) che esclude la possibilità di definire per la regione in esame un chiaro legame tra i valori medi delle precipitazioni intense e l'altitudine. Per questo motivo sono state tracciate le isolinee della media delle piogge massime giornaliere  $\bar{x}_g$  e delle piogge massime orarie  $\bar{x}_1$ .

La stima finale della precipitazione di interesse  $x_{T,t}$ , di durata  $t$  e tempo di ritorno  $T$ , si ottiene semplicemente moltiplicando il valore adimensionale dedotto dalla curva di crescita  $X'_T$  per la grandezza indice  $\bar{x}_1$ . Le piogge così ottenute, in quanto puntuali, devono essere sottoposte ad una riduzione areale qualora si vogliano utilizzare come grandezze di ingresso in formulazioni tipo razionale e/o invaso lineare. Al momento non è stato eseguito uno studio specifico dei coefficienti di ragguglio per la regione in esame; è comunque disponibile nella letteratura tecnica una significativa raccolta di formule o procedure alle quali si rimanda.

## 5. BIBLIOGRAFIA

- Andenberg M. - *Cluster Analysis for Application* - Academic Press, N.Y., 1973.
- Carta Idrografica d'Italia - *Reno, Lamone, Fiumi Uniti, Savio, Marecchia, Foglia, Esino, Potenza, Chienti, Tenna, Aso, ed altri minori* - <<Ministero di Agricoltura, Industria e Commercio>>, Roma, 1910
- Copertino V.A., Fiorentino M. - *Valutazione delle piene in Puglia* - <<Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università degli Studi della Basilicata>>, Potenza, 1992.
- Cressie N.A.C. - *Statistical Methods for spatial data* - John Wiley & Sons, 1991
- Cunnane C. - *Statistical Distributions for Flood frequency analysis* - <<WMO Operational Hydrology Report>>, n°33, Ginevra, 1989.
- D'Ippolito A. - *Sulla determinazione delle piogge intense in Calabria* - <<CNR-IRPI>>, Rap. Int. n°219, Cosenza, 1987.
- Dell'Aera M., Gabriele S., Villani P. - *A conceptual geostatistical approach to the mean of the maximum annual daily rainfall estimation* - <<Proc. 6th Int. Symp. on Stochastic Hydrology>>, Taipei, 1992.
- Eagleson P.S. - *Dynamic Hydrology* - McGraw Hill Book Company, 1972.
- Fiorentino M., Gabriele S. - *Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche degli stimatori* - <<Geodata>>, n°25, 1985.
- Gabriele S., Villani P. - *An investigation of the feasibility space of parameter estimation using POME and ML with reference to the TCEV distribution* - in <<Entropy and Energy dissipation in water resources>> (ed. by Singh V.P., Fiorentino M.), Kluwer Academic Publishers, 1992.
- Gazzolo T. - *Precipitazioni massime con durata da uno a cinque giorni consecutivi. Bacini con foce al litorale Adriatico dal Reno al Tronto* - <<Pubbl. n.° 25 del Servizio Idrografico, Sez. di Bologna>>, Bologna, 1959.
- Galeati G. - *Centrale Termoelettrica di S.Barbara. Analisi su base regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere e di breve durata* - <<ENEL S.p.A. CRIS UIGI>>, Rapp. Int. Si-1071/92, 1992
- Hosking J.R.M., Wallis J.R. - *Some statistical methods useful in regional frequency analysis* - <<Water Resources Research>>, Vol.29, 1993.
- Laborde J.P. - *Cartographie automatique des caractéristiques pluviométriques: prise en compte des relations pluviométrie-morphométrie* - <<La Houille Blanche>>, Vol. 4, 1982.
- NERC - *Flood Studies Report* - <<National Environmental Research Council>>, Londra, 1975.
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S. Rossi F. - *Valutazione delle piene in Calabria* - <<Geodata>>, n°30, 1989.



CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE  
U. O. 3.12 - Università di Firenze - Dipartimento di Ing. Civile - Firenze

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**E - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN TOSCANA**

a cura di  
I. Becchi, L. Castellani e F. Castelli



PRIMO RAPPORTO VAPI PER LA TOSCANA  
Ricerche metodologiche sull'approccio fisico-statistico.

INDICE

	Pag.
1. PREMESSA	1-1
2. LE BASI FISICHE DELLA MODELLAZIONE DELLE PRECIPITAZIONI	2-1
2.1 L'approccio meteorologico a grande scala	2-1
2.2 L'approccio idrometeorologico a scala locale	2-2
2.3 L'approccio stocastico a base fisica	2-4
2.4 I modelli di nube	3-1
3. ANALISI DELLE VARIAZIONI DEI PRINCIPALI PARAMETRI STATISTICI DELLE PRECIPITAZIONI	3-1
3.1 Variazioni campionaria della frequenza di non pioggia	3-3
3.2 Variazione climatico-stagionale delle $f_0$	3-8
4. UN ESEMPIO DI RICOSTRUZIONE DELL'ANDAMENTO SPAZIO-TEMPORALE DI UN EVENTO ESTREMO DI PRECIPITAZIONE	4-1
5. CONCLUSIONI	5-1

## PRIMO RAPPORTO VAPI PER LA TOSCANA Ricerche metodologiche sull'approccio fisico-statistico.

I. Becchi<sup>1</sup>, L.Castellani<sup>1</sup> e F.Castelli<sup>2</sup>

### 1. PREMESSA

La ricerca di una distribuzione delle caratteristiche spaziali della probabilità di piena nella regione Toscana è stata affrontata dall'Unità Operativa di Firenze nell'ottica di poter tenere in conto il massimo numero di informazioni fisico-climatiche disponibili.

Allo stato attuale è stata raccolta una ampia documentazione sulle misure pluviometriche e pluviografiche che consente di coprire tutto il periodo di funzionamento del Servizio Idrografico Nazionale (1921-oggi). Sono state anche raccolte le caratteristiche idrometriche con riferimento alle misure di portata sistematiche. L'insieme dei dati raccolti presenta una relativamente ricca ed omogenea popolazione di informazioni sulla pioggia giornaliera (circa 350 punti di misura), mentre le raccolte relative alle precipitazioni di durata breve i dati pluviografici si diradano come copertura territoriale e temporale fornendo un campione troppo limitato per una statistica confortante (circa 50 punti). Anche per le portate non è possibile fornire un quadro statistico sufficiente a coprire il territorio (circa 17000 km<sup>2</sup>) per la scarsità dei punti di misura che consistono in tutto in circa 60, considerando quelli che hanno efemeridi di almeno 12 anni di portata.

Poiché la Toscana presenta un quadro morfologico relativamente omogeneo dal punto di vista geologico ma fortemente differenziato per quanto concerne l'andamento altimetrico e l'uso del suolo, la regionalizzazione dei dati richiede, stante la disponibilità attuale di conoscenze, una dettagliata ricostruzione delle probabilità di piena a partire dalla distribuzione spazio-temporale delle precipitazioni. Tuttavia la grande parte del territorio si trova finemente suddiviso in bacini imbriferi che hanno tempi di risposta variabili tra trenta minuti e poche ore, e soltanto una piccola parte (Valdarno Medio e Inferiore e Ombrone Grossetano) può essere studiata con una statistica sulle piogge giornaliere.

Sulla base di queste considerazioni si è focalizzata l'attenzione sul legame tra le caratteristiche delle serie storiche di precipitazioni giornaliere e quelle ricavabili da registrazioni pluviometriche. A questo scopo sono state raccolte 15 serie di dati pluviografici, digitalizzati alla massima risoluzione compatibile con le caratteristiche degli apparecchi, per una durata di 25 anni ciascuna. Questi dati (Becchi e Castelli, 1989) sono stati sottoposti a diverse analisi statistiche (Castelli 1989, Islam et al., 1990, Burlando e Rosso, 1992) al fine di evidenziarne la validità del campione in sé e di riconoscerne la significatività in termini climatico geografici.

Dalle emergenze dei primi studi condotti su questo campione è risultato necessario approfondire le motivazioni fisico-climatiche che producono significative disomogeneità di comportamento tra le varie stazioni. A tale scopo sono state introdotte e messe a punto nuove tecniche di indagine tese in particolare a fornire elementi di collegamento tra il comportamento

<sup>1</sup>Dipartimento di Ingegneria Civile, Università degli Studi di Firenze - via S. Marta, 3 - 50139 Firenze

<sup>2</sup>Istituto Interfacoltà di Idraulica, Università degli Studi di Perugia - Loc. S. Lucia - 06125 Perugia

statistico delle precipitazioni e i principali parametri fisico-climatici del territorio (Becchi e 1994, Castellani, 1994).

In questo rapporto vengono presentati i primi risultati scaturiti da tali analisi, con revisione delle problematiche fondamentali relative alla modellazione delle precipitazioni a base fisica, e unitamente a una ricostruzione di un evento di precipitazione di estensione duratura critiche per le tipiche dimensioni dei piccoli bacini Toscani.

## 2. LE BASI FISICHE DELLA MODELLAZIONE DELLE PRECIPITAZIONI

Lo sviluppo di modelli fisicamente basati delle precipitazioni ha avuto, negli ultimi decenni, un notevole impulso sia nell'ambiente più prettamente meteorologico che in quello idrologico. Tale impulso ha trovato, nei due diversi filoni culturali, motivazioni e quindi direzioni di sviluppo diverse, basate inizialmente su un approccio fluidodinamico a grande scala da un lato e su una visione più locale dall'altro.

Al fine di coprire l'iniziale vuoto esistente fra la visione alla grande scala e quella locale nella modellazione delle precipitazioni, negli ultimi quindici anni si sono sviluppati almeno altri tre importanti filoni di ricerca, supportati dai paralleli sviluppi nel campo della misura distribuita delle piogge da sensori remoti: la modellistica stocastica a base fisica e la modellistica di tipo "completo" ad alta risoluzione temporale.

### 2.1 L'approccio meteorologico a grande scala

Una fondamentale branca dello studio dei moti atmosferici, quale forzante principale dello sviluppo delle nubi e della precipitazione, si è mossa dalla messa a punto di modelli fluidodinamici della circolazione generale a scala planetaria, progredendo verso un continuo raffinamento delle risoluzioni spaziali e temporali alle quali risolvere i campi di moto. L'evoluzione segue da un lato il continuo incremento delle capacità di calcolo numerico disponibili e dall'altro il progressivo miglioramento della densità spaziale delle reti di osservazione meteorologica [ECMWF, 1993]. Modelli operativi della circolazione generale sono in grado, allo stato attuale dell'arte, di fornire analisi e previsioni su tutto il globo a risoluzione nominale di circa 0.5 gradi di longitudine e latitudine, consentendo anche una rappresentazione accurata, se pur mediata a tali scale, rappresentazione dei principali processi termodinamici legati ai cambiamenti di fase dell'acqua nell'atmosfera. Solo in seguito di tali recenti miglioramenti, la precipitazione è stata inclusa come variabile prognostica quantitativa nei principali modelli di previsione del tempo [Jacobs, 1994].

Negli ultimi anni tale settore di ricerca ha inoltre prodotto, al fine di migliorare drasticamente la risoluzione dei modelli meteorologici di previsione a breve/medio termine a scapito di un accettabile aggravio computazionale, lo sviluppo di diversi modelli ad area limitata (Limited Area Models). I modelli LAM mutuano dai modelli della circolazione generale le condizioni iniziali ed al contorno su di un'area di estensione sufficiente a comprendere interi fenomeni meteorologici a scala sinottica, utilizzando allo stesso tempo griglie di calcolo non superiori ai 10-20 km [Giorgi e Marinucci, 1991; Buzzi et al., 1994]. Ulteriori miglioramenti nella rappresentazione della microfisica delle nubi, e quindi nella stima della precipitazione, vengono introdotti in tali modelli [Odegaard, 1994], ma le scale di variabilità al di sotto di quelle della griglia di calcolo, caratteristiche ad esempio dei fenomeni convettivi, rimangono ancora mediate. Relativamente a tale ultimo aspetto, con l'esperienza acquisita negli anni di applicazione di tali modelli a grande scala è stata riconosciuta

L'importanza di una corretta rappresentazione, se pur in forma parametrica, della variabilità dei meccanismi termodinamici alle scale inferiori rispetto alla risoluzione di calcolo. Specifici schemi sono stati proposti per la rappresentazione di fenomeni convettivi non-lineari in forma mediata e della loro interazione con l'evoluzione alle scale esplicitamente risolte. Ad esempio lo schema di Emanuel, 1991, fornisce una stima delle derivate temporali "locali" di temperatura potenziale e rapporto di mescolamento dell'aria umida, nonché della precipitazione al suolo di origine convettiva, in base ai valori medi di pressione, temperatura e rapporto di mescolamento nel punto di griglia.

## 2.2 L'approccio idrometeorologico a scala locale

Studi più particolari, volti alla quantificazione dei processi di formazione e trasferimento al suolo della precipitazione per applicazioni di tipo idrologico, sono tradizionalmente basati su un approccio di tipo "puntuale". Ciò sia per la piccolezza delle scale caratteristiche dei processi microfisici delle nubi, sia per la maggiore "sparsità" dei sistemi di misura in grado di fornire una accurata ricostruzione della struttura termodinamica dell'atmosfera (radiosondaggi) e delle nubi (sensori su piattaforma aerea). Sia, infine, per una maggiore disponibilità ed affidabilità delle misure al suolo della pioggia rispetto a quelle da sensori elettromagnetici quali il radar meteorologico o i sensori a microonde e nelle bande dell'infrarosso su piattaforma satellitaria. Tale approccio ha portato allo sviluppo di una larga classe di modelli, spesso denominati modelli a "colonna", aventi lo scopo di stimare l'intensità di precipitazione in un punto in base a misure "locali" delle principali variabili atmosferiche, con particolare riferimento alla struttura dei profili verticali di temperatura ed umidità ed ai valori superficiali di flusso di calore nelle varie forme (radiativa, sensibile, latente).

Un tipico esempio di tale tipo di modelli, basato sulla sola conoscenza di misure meteorologiche alla superficie, è quello proposto, a scopo di previsione a breve termine della precipitazione, in Georgakakos e Bras, 1984a. Tale modello considera la colonna di atmosfera sovrastante il punto di misura come un serbatoio di umidità. L'ingresso a tale serbatoio è costituito dalla condensazione conseguente al raffreddamento pseudo-adiabatico dell'aria umida in ascesa, mentre le uscite sono dovute sia all'espulsione delle idrometeore di diametro più piccolo dalla cima della nube sia alla precipitazione di quelle di diametro sufficiente a vincere la spinta del moto ascensionale dell'aria. Il modello è basato su una equazione di stato del tipo:

$$\frac{dX}{dt} = f(\mathbf{u}, \mathbf{a}_1) - h(\mathbf{u}, \mathbf{a}_0)X \quad (1)$$

dove  $X$  è il contenuto di acqua liquida nella colonna di nube,  $\mathbf{u}$  il vettore delle osservazioni meteorologiche in superficie (pressione, temperatura ambiente e temperatura di rugiada). I vettori  $\mathbf{a}_1$  e  $\mathbf{a}_0$  contengono i parametri del modello, fra i quali sono riconosciuti come fondamentali la pressione alla cima della nube, la velocità ascensionale alla base della nube ed il diametro medio delle idrometeore. La forma delle funzioni non lineari  $f()$  ed  $h()$ , nonché i relativi parametri, vengono espressi in funzione dei valori di superficie e della loro evoluzione temporale, tramite opportune leggi semi-empiriche variamente supportate da osservazioni su profili atmosferici in presenza dello sviluppo di nubi cumuliformi e sulla struttura microfisica di queste ultime.

Tale tipo di approccio, pur essendo stato testato su vari tipi di evento di precipitazione [Georgakakos e Bras, 1984b], trova una più coerente applicazione per precipitazioni di carattere convettivo, dove la principale forzante atmosferica può ancora considerarsi un

fenomeno locale. In tali casi, infatti, numerose esperienze dimostrano come l'intensità del moto ascensionale alla base di un cumulonembo possa essere convenientemente parametrizzata in funzione dell'energia convettiva potenziale disponibile (Convective Available Potential Energy), calcolabile conoscendo i soli profili verticali di temperatura ed umidità specifici, tramite la definizione [Ramirez et al., 1990]:

$$CAPE = \int_{LFC}^{LNB} g \frac{\theta_{vp} - \theta_{va}}{\theta_{va}} dz \quad (2)$$

dove LFC e LNB sono i livelli di convezione libera e di galleggiamento neutro e  $\theta_{va}$  e  $\theta_{vp}$  sono le temperature virtuali potenziali dell'ambiente e dell'aria in ascesa a partire dalla superficie. Tale quantità viene spesso denominata in gergo "area negativa del radiosondaggio".

Una estensione spaziale del modello puntuale di Georgakakos e Bras, nella sua formulazione in forma di filtro stocastico di Kalman, è stata proposta in Georgakakos e Lee, 1990, con l'aggiunta di semplici equazioni di continuità, su una griglia bidimensionale di pochi chilometri di maglia, per l'aria secca e per il contenuto d'acqua. Viene mantenuta comunque una visione "locale-convettiva", mancando quindi una reale modellazione di fenomeni forzanti non strettamente locali, quali circolazioni di tipo frontale e ciclonico e la loro interazione con orografie più o meno complesse.

Un'estensione tridimensionale di un modello semplificato a "colonna" è stato proposto, per lo studio della precipitazione in assenza di fenomeni convettivi ma in presenza di forzanti sinottiche interagenti con orografia complessa, da Corradini, 1985. In tale modello, la velocità ascensionale viene calcolata in base al prodotto scalare fra circolazione a grande scala ed il gradiente locale del profilo montuoso, e conseguentemente la precipitazione al suolo viene calcolata in base ai seguenti meccanismi fondamentali:

1) Ascesa forzata lungo il profilo adiabatico fino a condensazione e successivamente lungo il profilo adiabatico saturo (pseudo-adiabatico), con la produzione di precipitazione  $P$  per unità di volume e di tempo pari a:

$$P = gW_T \left( \frac{q_s}{R} \right) \left( \frac{LR - C_p R_v T}{C_p R_v T^2 + q_s L^2} \right) \rho K_1 K_2 \quad (3)$$

dove  $q_s$  è il rapporto di mescolamento dell'umidità a saturazione,  $R$  e  $R_v$  sono le costanti di gas per l'aria secca e ed il vapore,  $C_p$  il calore specifico a pressione costante,  $L$  il calore latente di condensazione,  $\rho$  e  $T$  la densità e la temperatura dell'aria e  $K_1$  e  $K_2$  due funzioni che tengono conto del segno della velocità ascensionale orografica  $W_T$  e del ritardo, rispetto all'intervallo di integrazione temporale, necessario per l'accrescimento delle gocce di condensa.

2) Incremento della precipitazione per dilavamento, cioè per coalescenza fra le gocce già precipitanti e quelle di dimensione inferiore costituenti le nuvole di origine orografica.

3) Decremento della precipitazione per evaporazione negli strati inferiori non saturi dell'atmosfera.

4) Spostamento della precipitazione per effetto del vento, in funzione dello stato della precipitazione stessa nei vari strati (nevosa o piovosa).

Il modello di Corradini è stato utilizzato per lo studio della precipitazione di origine frontale sull'Appennino centrale [Corradini e Melone, 1989]. In tale studio un certo numero di eventi vengono analizzati e le stime ottenute con il modello confrontate con misure pluviografiche al suolo. Ad esempio, relativamente alle precipitazioni di origine post-frontale viene osservato un rapporto di circa 1.5 fra la precipitazione accumulata sulle zone collinari e su quelle in pianura.

mentre tale rapporto sale a 2.5 per le precipitazioni di origine post-frontale. Una notevole variabilità viene quindi osservata nonostante il carattere stratiforme delle nubi, con coefficienti di correlazione fra le stime di precipitazione al suolo che diventano insignificanti per distanze superiori alla decina di chilometri.

Ulteriori schemi di calcolo per lo studio dell'influenza dell'orografia sulla precipitazione di origine frontale sono stati di recente proposti in *Castelli, 1992*, e *Castelli e Corradini, 1994*, dove si cerca di reintrodurre schemi dinamici semplificati basati sulle equazioni del moto atmosferico per analizzare l'effetto orografico non sulle sole caratteristiche "locali" dei moti ascensionali ma anche sulla intera circolazione atmosferica alla meso-scala.

### 2.3 L' approccio stocastico a base fisica

L'ormai riconosciuta impossibilità da parte di modelli di tipo deterministico di ricoprire uno spettro di scale variabilità della precipitazione sufficientemente ampio, può essere riconosciuta come la motivazione principale per lo sviluppo di approcci stocastici che tengano conto delle principali fenomenologie fisiche legate alla formazione della pioggia.

Fra i modelli stocastici a base fisica, particolare rilevanza hanno assunto quelli basati sulla rappresentazione della precipitazione al suolo come il risultato combinato di una serie di processi aleatori di punto di tipo Markoviano, ciascuno dei quali rappresenta, secondo una visione di tipo concettuale, una diversa fenomenologia meteorologica caratterizzata da proprie scale di variabilità nello spazio e nel tempo. Un tipico esempio di tale tipo di modelli è quello proposto da *Waymire et al., 1984*, basato sulla identificazione di tre diverse "classi" di aggregazione della pioggia alla meso-scala: la banda di pioggia, il "cluster" di celle e le singole celle convettive. A ciascuna classe è associato un diverso processo di punto di tipo Poissoniano, caratterizzato da opportuni parametri delle distribuzioni di probabilità dei tempi di interarrivo e delle dimensioni nello spazio e nel tempo. Le celle sono le uniche entità che producono effettivamente precipitazione, in base ad un ulteriore parametro del modello, aggregate e sovrapposte nei "cluster" che a loro volta sono inglobati nelle bande.

L'applicazione di tali modelli, sia nelle varie versioni spazio-temporali che puntuali [*Rodriguez-Iturbe et al., 1987*], trova una applicazione fondamentale nella caratterizzazione climatica regionale, tramite la stima dei parametri del modello stesso su serie di dati pluviometrici sufficientemente lunghe [*Islam et al., 1988; Castelli e Freni, 1989*], o nello studio di particolari eventi dove siano disponibili sia dati pluviometrici che da radar meteorologico [*Bacchi et al., 1994*]. La stima dei parametri su base stagionale consente, in linea di principio, di stabilire l'incidenza nelle varie stagioni delle varie cause di precipitazione (convettiva, frontale, orografica) in base alle dimensioni ed alle frequenze dei diversi processi che compongono il modello. Limiti applicativi di tali modelli scaturiscono in particolare dalle varie assunzioni di stazionarietà dei processi stocastici considerati, che si riflettono nella più accentuata robustezza estimativa e conseguente significatività fisica di determinati parametri rispetto ad altri. Utilizzando ad esempio il metodo dei momenti per la stima dei parametri del modello di *Waymire et al.*, la variazione degli insiemi di statistiche prese in considerazione per la stima produce una maggiore confidenza nei parametri di durata e frequenza delle celle convettive rispetto ai corrispondenti parametri dei livelli di aggregazione superiore ("cluster" e banda) [*Islam et al., 1988*], mostrando quindi una limitata capacità del modello nel catturare la dinamica di tipo non locale.

## 2.4 I modelli di nube

Modelli numerici di tipo "completo", usualmente denominati Mesoscale Cloud Models, sono costruiti a partire da un elevato numero di equazioni alle derivate parziali, che rappresentano in forma dettagliata i bilanci di quantità di moto, di calore, di massa d'aria secca e di acqua nelle tre diverse fasi, supportate da opportuni schemi di chiusura della turbolenza e di parametrizzazione dei processi microfisici e radiativi. Ad una completezza di formulazione ed alla elevata risoluzione spazio-temporale di calcolo, fanno riscontro una elevata difficoltà di rappresentazione delle condizioni al contorno e di calibrazione dei numerosi parametri in mancanza di osservazioni altrettanto dense. Per tale motivo, tali modelli trovano una preponderante applicazione per la simulazione di particolari casi studio, e come analoghi per la verifica di ipotesi e la messa a punto di parametrizzazioni da adottare nei vari modelli semplificati. Ad esempio, il modello di *Smolarkiewicz e Clark, 1985*, viene utilizzato in *Ramirez et al., 1990*, per studiare la mutua interazione fra nubi di natura convettiva, quantizzabile in termini di riduzione di CAPE nell'ambiente circostante a ciascun evento convettivo, al fine di verificare l'ipotesi assunta in molti modelli stocastici secondo la quale le celle di pioggia tendono a raggrupparsi in "clusters" piuttosto che ad essere distribuite in maniera casuale. Gli stessi autori riconoscono come il risultato di una effettiva tendenza al raggruppamento, contrastante con risultati precedenti, possa dipendere in maniera rilevante dalla entità dei flussi di calore e umidità dalla superficie utilizzata nelle varie simulazioni. Lo stesso modello viene utilizzato in *Islam et al., 1993*, per simulare campi di precipitazione e studiarne i limiti di prevedibilità al variare delle ipotetiche scale spazio-temporali di aggregazione/osservazione. Introducendo piccole perturbazioni nelle condizioni iniziali, le stime della precipitazione divergono rapidamente oltre i valori di media globale allorché la scala di aggregazione scende sotto i 15 minuti ed i 5 km, a fronte di una risoluzione nominale del modello di 250 m.

## 3. ANALISI DELLE VARIAZIONI DEI PRINCIPALI PARAMETRI STATISTICI DELLE PRECIPITAZIONI

Tra tutti i parametri statistici delle precipitazioni, allo stato attuale della presente ricerca è stata rivolta particolare attenzione alla probabilità di non pioggia (d'ora in poi  $f_0$ ). Pur essendo certamente necessario allargare l'analisi anche agli altri momenti fondamentali, tale primo passo si ritiene fondamentale. La letteratura è concorde nel ritenere che la distribuzione delle intensità di pioggia si possa stocasticamente approssimare in maniera soddisfacente con una o più distribuzioni di tipo esponenziale [*Rodriguez-Iturbe et al., 1984; Waymire et al., 1984; Rodriguez-Iturbe et al., 1987*] ove un parametro fondamentale è la probabilità di non pioggia istantanea.

La stima delle frequenze di non pioggia da dati storici risulta limitata, nella risoluzione temporale, dalla natura stessa della misura che campiona la grandezza in modalità aggregata. Analisi campionarie su lunghe serie pluviografiche hanno evidenziato come la stessa struttura probabilistica dei modelli matematici continui del campo spazio-temporale di precipitazione esistenti in letteratura dipenda dalle scale di aggregazione dei dati utilizzate [*Rodriguez-Iturbe et al., 1984; Castelli, 1989*], ponendo non semplici problemi nella stima dei parametri di calibrazione.

La stima di  $f_0$  viene a dipendere dalle variazioni climatiche connesse con la stagionalità. La non stazionarietà del processo di pioggia pone il problema campionario del riconoscimento di periodi omogenei, non necessariamente di lunghezza e frequenza costanti. La individuazione di

una metodologia per la caratterizzazione quantitativa di "regimi pluviometrici" su una serie di scale temporali diverse permetterebbe la stima dei momenti statistici su ipotesi di stazionarietà più fisicamente fondate rispetto a più o meno aprioristiche assunzioni circa i limiti e le periodicità delle stagioni. Nell'ambito di tale problematica la probabilità di non pioggia risulta essere un parametro climatico essenziale e statisticamente robusto [Rodriguez-Iturbe et al., 1988; Castelli, 1989].

La definizione della probabilità di non pioggia in un punto  $X$  dello spazio per il processo continuo sul tempo  $t$  e la stima effettuata sul relativo processo aggregato a scala  $h$  (Fig.1) sono rispettivamente:

$$f_0(t, X) \equiv P[\xi(t, X) = 0] \quad (4)$$

$$\hat{f}_0(h, stagione, X) = \hat{P}[Y^h(t, X) = 0 | t \in stagione] \quad (5)$$

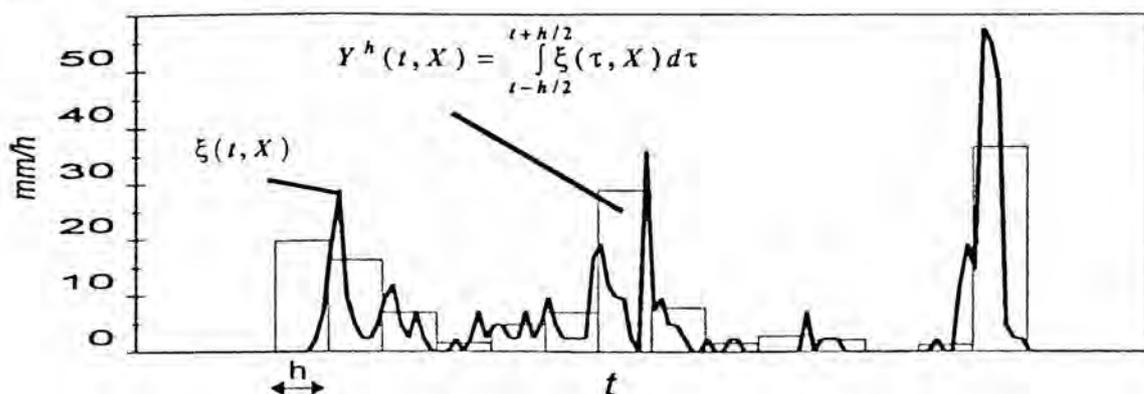


Fig. 1. Schema dei processi temporali di pioggia continuo ed aggregato.

ove la stima della variabile stocastica non stazionaria  $f_0(t, X)$  sul processo aggregato  $Y^h(t, X)$  è funzione della posizione del punto di misura, dell'intervallo di aggregazione della misura e dalla stagione intesa come serie di periodi climatici omogenei.

L'analisi quantitativa del campo pluviometrico dipende dunque intimamente da entrambe le scale temporali e spaziale, in particolare da  $h$  giacchè le caratteristiche strutturali del processo stocastico di pioggia a diversi intervalli di aggregazione non sembrano completamente deducibili da sole considerazioni di auto-similarità [Rodriguez-Iturbe et al., 1987]. Si è analizzata quindi la dipendenza da  $h$  della statistica  $f_0$ , soprattutto quando si considerano scale temporali più fine (<1 ora) che usualmente non sono disponibili nella pratica operativa.

La non omogeneità spaziale e la non stazionarietà pongono inoltre problemi prevalentemente dovuti alla scarsità di dati esistenti. La risoluzione spaziale dei punti di misura di precipitazione è infatti frequentemente insufficiente per condurre analisi quantitative di interpolazione stocastica con livelli di confidenza sufficienti alla risoluzione di problematiche idrologiche di grande-media scala (<1000 km<sup>2</sup> e <24 ore); la stessa argomentazione vale per le serie temporali spesso troppo brevi e non omogenee. Inoltre la maggior parte delle misure storiche è disponibile solo con aggregazioni temporali molto ampie (24 ore). Simulando gli scenari più comuni in termini di risorse informative, si è investigata la potenzialità nella stima della probabilità spazio-temporale di non pioggia, da una parte, di modelli lineari multiregressivi su variabili climatiche puntuali e geo-orografiche [Fan e Duffy, 1993] e, dall'altra, delle reti neurali.

### 3.1 Variazione campionaria della frequenza di non pioggia

Nell'analisi condotta su 8 diverse variabili sono stati individuati due scenari ritenuti i più significativi sia in termini di risultati complessivi che di disponibilità di dati, i.e.: A) dati orografici distribuiti e climatici regionali; B) dati orografici e climatici distribuiti.

L'aspetto della stagionalità è stato investigato successivamente tramite la tecnica delle reti neurali e disgiuntamente da questa prima analisi multiregressiva; quindi la stagionalità è stata qui assunta quale processo stazionario a frequenza annuale e base mensile.

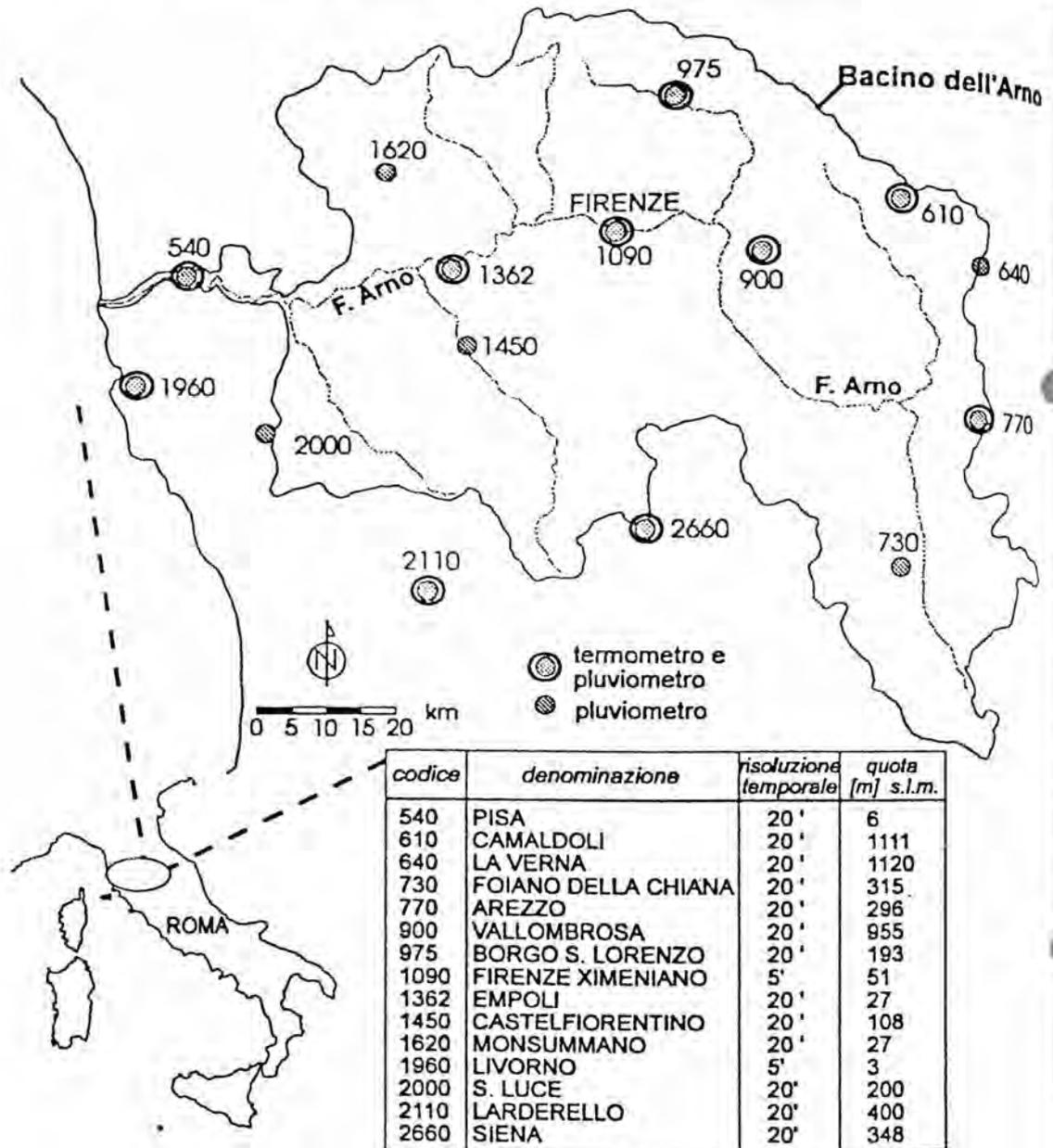


Fig. 2. Mappa delle stazioni di misura climatiche.

La base di dati analizzata, peraltro già oggetto di studio di altri autori [Castelli, 1989; Islam et al., 1990; Burlando e Rosso, 1992], comprende serie temporali di 25 anni pluviometriche ad alta risoluzione (20' per 13 punti di misura e 5' per altre 2) ottenute dalla digitalizzazione presso il Dipartimento di Ingegneria Civile di Firenze [Becchi e Castelli, 1989], di strisce

pluviografiche di proprietà del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano - Ufficio di Pisa, rispettivamente settimanali e giornaliere, e termometriche (10 stazioni) a base giornaliera relative a punti di misura situati in Toscana (Fig. 2). Per la sola stazione di Firenze Ximeniano erano disponibili anche misure di pressione atmosferica. La risoluzione spaziale della griglia dei punti di misura risulta circa 25 km.

Le stazioni utilizzate nei modelli multiregressivi sono soltanto le 10 per le quali erano disponibili sia dati pluviometrici che termometrici; ad esse soltanto si riferiscono tutti i grafici riportati di seguito.

In Fig. 3a,b,c sono riportati per ciascuna stazione i diagrammi annuali medi sull'intero periodo di analisi (01/01/1962+31/12/1986) dei principali indicatori climatici tenuti in considerazione, ovvero temperature medie mensili, escursioni termiche medie mensili ed anomalia di pressione atmosferica. Si può già rilevare come la varianza spaziale delle temperature medie mensili, alla scala spaziale considerata, sia spiegata più dalla variabile orografica che non dalla posizione geografica (le due curve più basse si riferiscono alle stazioni di Camaldoli e Vallombrosa con quote rispettivamente 1111 e 955 m s.l.m.), mentre sulle escursioni termiche si riflettono entrambi i tipi di variabilità.

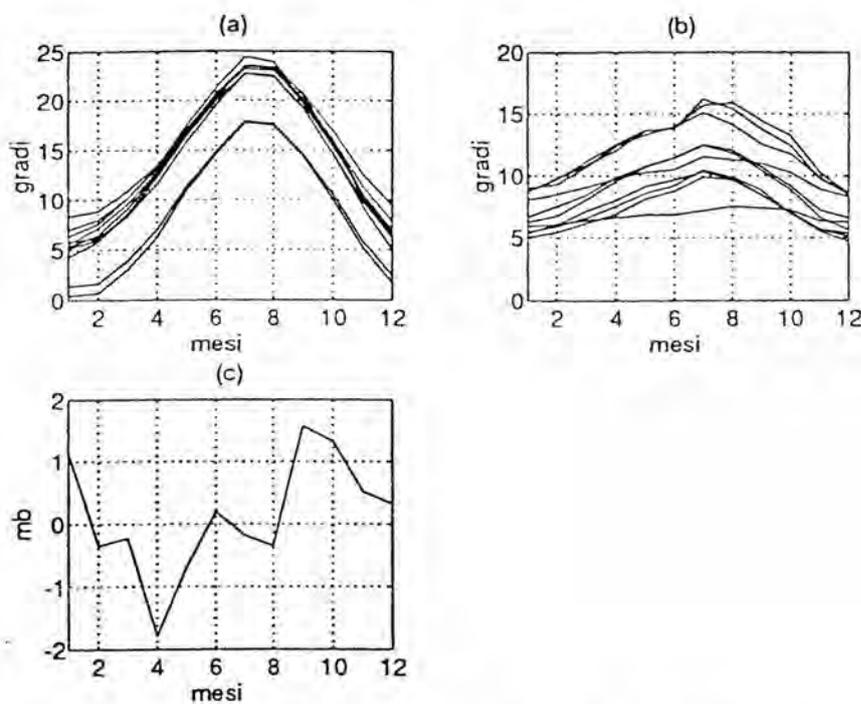


Fig. 3. Variazione stagionale per ciascuna stazione delle (a) temperature medie; (b) escursioni termiche medie giornaliere; (c) anomalia di pressione atmosferica (Firenze Ximeniano).

Le analisi statistiche del primo e del secondo ordine sono state condotte su un numero di campioni pluviometrici, resi omogenei per mese, mediamente superiore a  $5 \cdot 10^4$  per la risoluzione di 20' e  $2 \cdot 10^5$  per quella di 5'.

La natura degli eventi di pioggia tipici dell'area di studio risultano abbastanza ben delineati dall'esame dei coefficienti di variazione  $c_v$  e delle autocorrelazioni a lag-1 i quali mostrano andamenti stagionali concordi con la maggiore frequenza di eventi a carattere prevalentemente convettivo, di breve durata ed alta intensità, durante i mesi estivi e dominanza di fenomeni di tipo frontale più estesi e meno intensi nel periodo invernale. La  $\rho_1$  assume valori medi nei mesi estivi, per  $h=20'$ , pari a circa 0.3, mentre i valori medi di  $c_v$  risultano inferiori a 7 e superiori a

10 rispettivamente. All'aumentare del tempo di aggregazione del dato pluviometrico le autocorrelazioni diminuiscono rapidamente fino a  $h \approx 2$  ore ( $\rho_1$  sempre inferiore a 0.3).

Mediamente maggiori caratteristiche convettive vengono evidenziate dalle stazioni a quote più basse e più vicine al mare. Complessivamente la variabilità spatio-stagionale delle caratteristiche climatiche è esemplificata nella Fig. 4 ove sono riportati i diagrammi della statistica campionaria  $f_0$  in funzione dell'intervallo di aggregazione per ciascuna delle 10 stazioni e relativamente ai mesi medi su 25 anni di luglio e novembre.

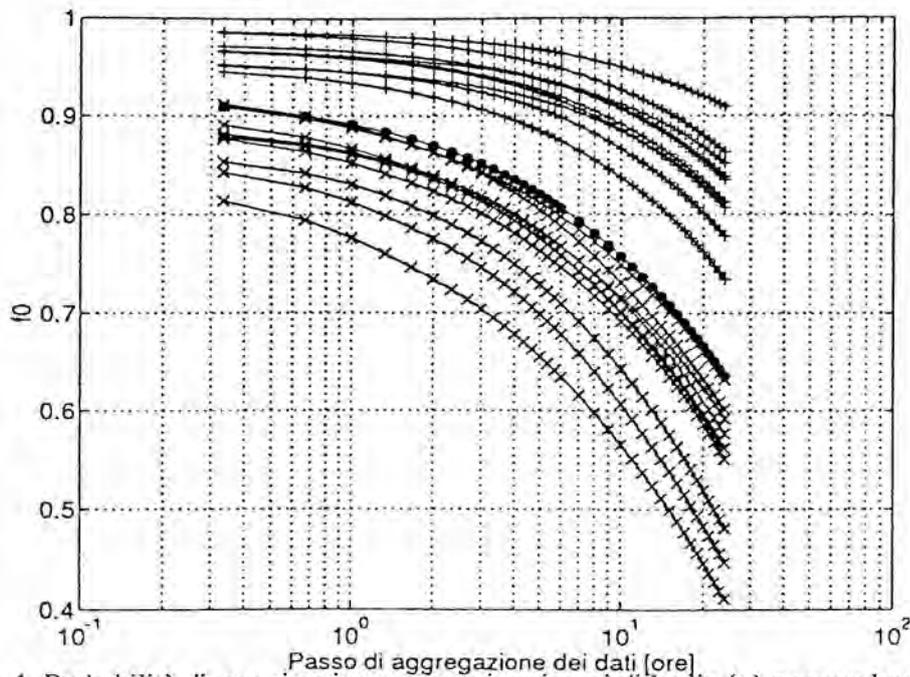


Fig. 4. Probabilità di non pioggia campionaria nei mesi di luglio (+) e novembre (x) e media spazio-temporale (•).

I punti calcolati si riferiscono a tempi di aggregazione crescenti da 20 minuti a 24 ore, con passo 20 minuti fino a 3 ore e quindi di seguito a passo orario. L'andamento complessivo delle statistiche non evidenzia una rapida convergenza asintotica verso valori istantanei, soprattutto per i periodi a più alta frequenza di precipitazione non nulla. La dipendenza della probabilità di non pioggia stimata dal tempo di campionamento sembra dunque forte sull'intero arco delle 24 ore.

I modelli multiregressivi lineari utilizzati sono della forma

$$\hat{f}_0^{(h)} - \hat{f}_0^{(h)} = \sum_{j=1}^n a_j^{(h)} \left( x_j^{(h)\alpha_j^{(h)}} - \hat{x}_j^{(h)\alpha_j^{(h)}} \right) ; \quad n \leq 8 \quad (6)$$

ove le variabili, utilizzate nella forma depurata dalla media, sono temperatura media mensile  $T$  [ $^{\circ}K$ ], escursione termica giornaliera media mensile  $\Delta T$  [ $^{\circ}K$ ], quota  $Z$  [ $m$ ], pressione atmosferica  $P$  [ $mb$ ], esposizione ( $\sin\phi$ ,  $\cos\phi$ ) e la posizione ( $X$ ,  $Y$ ) [ $km$ ]; gli esponenti sono in generale dipendenti dal passo di aggregazione  $h$  del dato.

È stata dapprima condotta una analisi sul grado di non linearità delle variabili più significative ( $T$ ,  $\Delta T$ ,  $Z$ ). Tale analisi, ottimizzata ai sensi della minimizzazione degli scarti quadratici, ha fornito i seguenti intervalli di variabilità degli esponenti:

$$\alpha_T = 0.7 \div 1.0;$$

$$\alpha_{\Delta T} = 1.0;$$

$$\alpha_Z = 1.25 \div 5.50; \quad (7)$$

sostanzialmente indipendenti dall'intervallo di campionamento. Più incerta tra tutte risulta la stima dell'esponente delle quote, spiegabile sia dal minor numero, rispetto al caso delle variabili climatiche, di campioni indipendenti su cui viene stimato e dalla disuniformità della distribuzione degli stessi (mancano completamente ad esempio campioni di quote comprese tra 400 e 900 m), sia da un certo grado di correlazione con le temperature. In ogni caso assume valori maggiori di uno.

Tra i modelli sperimentati i seguenti due sono quelli rivelatisi più significativi sia in termini di prestazioni complessive che di aderenza a livelli tipici di disponibilità informativa:

$$[A] \quad \hat{f}_0^{(h)} - \hat{f}_0^{(h)} = a^{(h)} T_s^\alpha + b^{(h)} Z^\beta \quad (8)$$

$$[B] \quad \hat{f}_0^{(h)} - \hat{f}_0^{(h)} = a^{(h)} T^\alpha + b^{(h)} Z^\beta + c^{(h)} \Delta T^\gamma \quad (9)$$

ove  $T_s$  è la temperatura mensile media sia nel tempo che nello spazio, ossia una variabile climatica regionale. Tutte le variabili regressive sono ancora intese depurate dei propri valori medi; inoltre sono stati assunti valori degli esponenti costanti e pari a 1, 1, 2 per le temperature, le escursioni termiche e le quote rispettivamente.

Il primo scenario (modello A) prevede la disponibilità di mappe orografiche distribuite (ad esempio un Modello Digitale del Terreno) e di dati climatici regionali, cioè caratterizzanti la variabilità stagionale dell'intera area tramite serie storiche in un solo punto di misura. Il secondo (modello B) prevede invece la reperibilità anche di serie storiche di temperature distribuite nel territorio secondo una griglia di stazioni di misura. In entrambi i casi la varianza spiegata è sempre superiore al 78% con uno scarto di prestazione tra i due modelli pari a circa il 4% pressoché costante. Similarmente, si individua un punto di massimo per  $h$  compreso tra 2 e 3 ore, ossia per un passo di aggregazione 6÷10 volte la risoluzione del dato campionato.

La Fig. 5a,b descrive invece l'andamento, sempre in funzione di  $h$ , della stima al livello di confidenza del 95% dei coefficienti moltiplicativi delle multiregressioni. La convergenza a valori istantanei asintotici che sembrano generalmente mostrare tutte le curve suggerisce la possibilità di esplicitare analiticamente la dipendenza dei vari coefficienti dal tempo di campionamento e quindi di utilizzare su diverse e più fine scale temporali modelli tarati su dati aggregati a poche scale di minore risoluzione. Rimane tuttavia evidente la maggiore incertezza nella convergenza per  $h \rightarrow 0$  della curva dei coefficienti delle quote, in special modo nel modello B.

La Tab. I riassume le varianze spiegate e gli  $R^2$  corretti secondo il numero di variabili utilizzate relativamente alle prove condotte su diversi modelli multiregressivi.

	Variabili regressive	$R^2$	$R^2$ corretto
	$T_s$	0.559	0.555
[A]	$T_s, Z^2$	0.842	0.839
	$T, Z^2$	0.851	0.849
[B]	$T, Z^2, \Delta T$	0.879	0.876
	$T, Z^2, P$	0.853	0.848
	$T, Z^2, \Delta T, P$	0.879	0.875
	$T, Z^2, \Delta T, X, Y$	0.882	0.876
	$T, Z^2, \Delta T, \sin(\Phi), \cos(\Phi)$	0.881	0.876

Tab. I. Coefficienti di correlazione generalizzati relativi ai modelli sperimentati ( $h=3$  ore).

In questo caso il passo di aggregazione dei dati pluviometrici è costante e pari a 3 ore, che risulta un punto di massimo di prestazione comune alla quasi totalità dei casi. Il guadagno è solo 1% passando dal modello  $T-Z^2$  regionalizzato a quello distribuito conferma come alla scala spaziale in esame gran parte della variabilità geografica della componente climatica sia spiegabile dalla sola orografia. L'impiego delle altre variabili non ha determinato complessivamente nessun contributo aggiuntivo significativo. Il modello  $B$  spiega circa 88% della varianza di  $f_0$ .

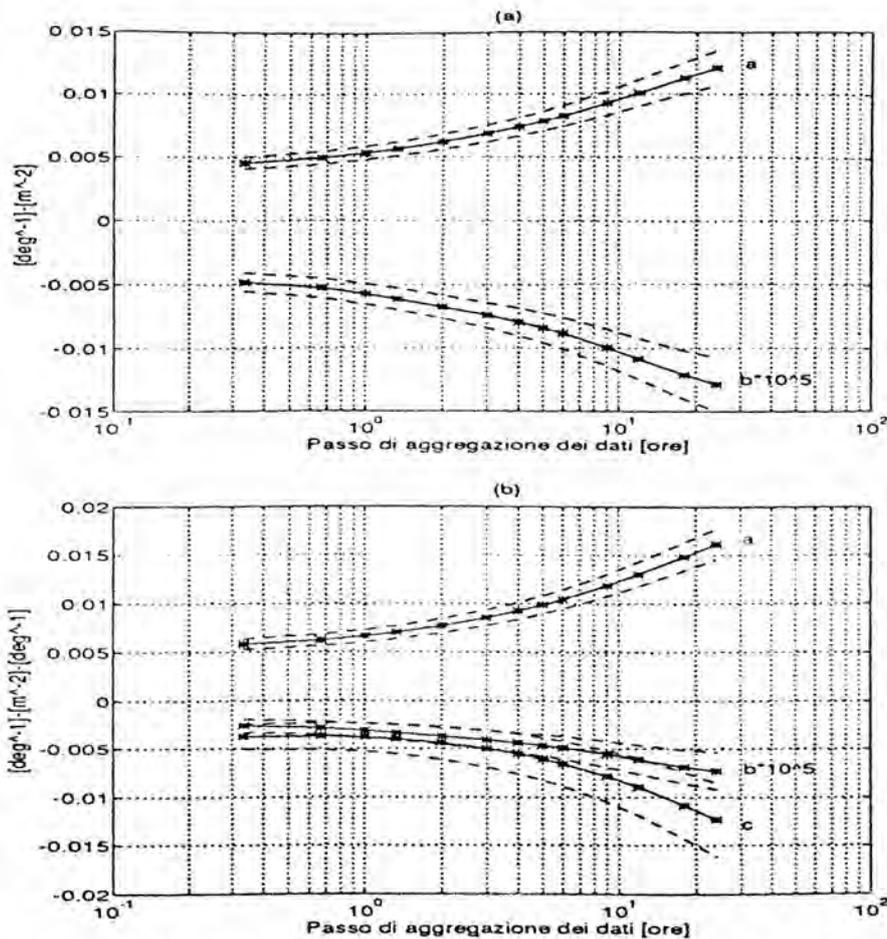


Fig. 5. Parametri di migliore interpolazione ai minimi quadrati per i modelli  $A$  (a) e  $B$  (b).

La Fig.6 riporta il confronto tra le probabilità di non pioggia ricostruite e campionarie su base mensile per tutte le 10 stazioni di misura. I maggiori problemi di aderenza ai valori campionari riguardano quasi sistematicamente i punti di frequenza massima di non pioggia estivi ed i primi due mesi dell'anno solare. In particolare le due stazioni a quote maggiori, *Camaldoli* e *Vallombrosa* (codici 610 e 900 rispettivamente), mostrano i risultati peggiori.

Gli usuali test di normalità e di non correlazione dei residui risultano soddisfatti con livello di confidenza del 95%.

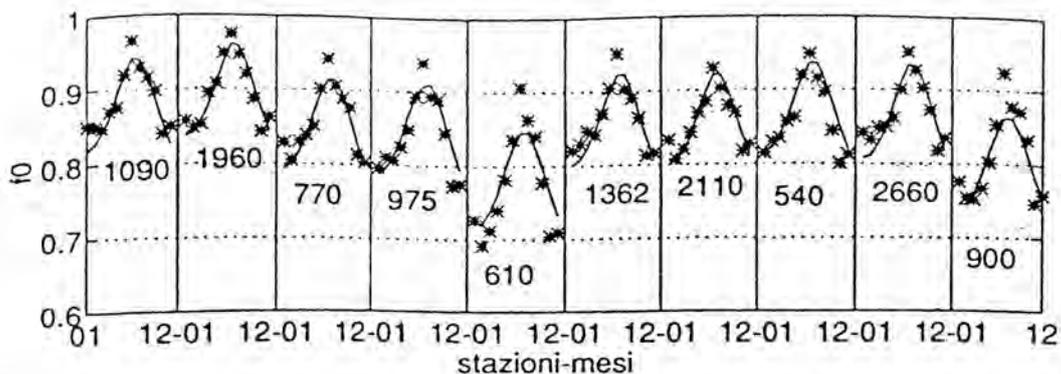


Fig. 6. Probabilità di non pioggia calcolate (-) e campionarie (\*) relative a  $h=3$  ore.

Si è evidenziata dunque una variabilità intrinseca al processo di pioggia che i semplici modelli multiregressivi analizzati non riescono a riprodurre. Oltre a questa rimangono aperte altre due problematiche: a) l'eventuale carattere regionale dei parametri dei modelli calibrati e b) la definizione di finestre stagionali omogenee discriminabili su base fisica. Allo scopo di indagare sulla seconda è stata impostata e condotta la seguente analisi di riconoscimento tramite la tecnica matematica delle reti neurali artificiali.

### 3.2 Variazione climatico-stagionale della $f_0$

Nel presente contesto, l'applicazione del calcolo neurale è rivolta alla analisi del carattere stagionale del processo di pioggia; ovvero alla individuazione e collocazione temporale di eventuali periodi climatici omogenei. Di seguito viene brevemente descritta la teoria delle reti neurali, limitatamente alla parte che è stata implementata. Una trattazione generale dei fondamenti della teoria e della pratica delle reti neurali artificiali è fornita da *Rumelhart et al.* [1986], *Dayhoff* [1990], *Simpson* [1990] e *Hertz et al.* [1991].

La tecnologia delle reti neurali è basata sulla teoria della interconnessione massiva e del processamento parallelo propri della architettura dei sistemi biologici, dai quali trae ispirazione e terminologia. I neuroni artificiali (o nodi, elementi, ..) sono le unità di processamento basilari che, altamente interconnesse tramite funzioni di trasferimento, lineari o non, di semplici informazioni, costituiscono una rete neurale. Lo sforzo di connessione o peso che lega due qualunque nodi rappresenta il grado di importanza delle informazioni trasmesse. La sommatoria dei prodotti tra pesi ed ingressi determina, per ciascun neurone, il proprio grado di attivazione (*fan-in*). Gli ingressi sono costituiti dai dati (*patterns*) del problema, per i neuroni direttamente connessi con gli *inputs*, o dai *fan-in* dei neuroni adiacenti filtrati dalle relative funzioni di trasferimento (*fan-out*).

La rete adottata nel presente lavoro ha architettura propria della classe delle reti multistratificate con alimentazione in avanti (*multilayer feed-forward neural networks*). In essa si distinguono uno strato di ingressi (*input layer*), il cui numero di unità è pari alla dimensione dei vettori *patterns*, uno o più strati intermedi (*hidden layers*) ed uno strato di uscite (*output* o *target layer*).

Ad una rete neurale viene dunque richiesto, in una prima fase (*training process*), di apprendere gli aspetti essenziali del fenomeno in oggetto da una serie di esempi formati da coppie vettoriali *input-output* corrette; quindi di applicare con successo l'apprendimento a

qualunque altra casistica dello stesso processo. La prima fase può essere guidata oppure no da una regola di apprendimento (*supervised o unsupervised learning*) che la specifica e si conclude con il raggiungimento dell'obiettivo di minimizzazione di una funzione costo (scarto quadratico totale *SSE*, entropia informativa, inverso della verosimiglianza, ..) che definisce l'errore.

La rete qui utilizzata adotta la tecnica di apprendimento guidata con aggiornamento dei pesi tramite propagazione indietro dell'errore (*back-propagation learning*), con tasso di apprendimento variabile ed un fattore inerziale (*momentum*) [Parker, 1985]; esso si basa sull'algoritmo della "discesa del gradiente". In tale approccio la funzione di attivazione deve essere differenziabile e preferibilmente con saturazione ad entrambi gli estremi; tipicamente vengono impiegate funzioni non lineari logistiche (log-sigmoidi) del tipo:

$$g(h) = f_{\beta}(h) = \frac{1}{1 + e^{-2\beta h}} \quad (10)$$

o

$$g(h) = \tanh(\beta h) \quad (11)$$

a seconda del *range* di uscita  $0 \div 1$  o  $-1 \div +1$ .

Sono stati sperimentati due tipi di funzioni costo: la *SSE*

$$E[\mathbf{w}] = \frac{1}{2} \sum_{\mu} \sum_i [\zeta_i^{\mu} - O_i^{\mu}]^2 + \frac{1}{2} \lambda \sum_i \sum_j w_{ij}^2 \quad (12)$$

ove il secondo termine (*penalty term*) della (12) rappresenta una cautelizzazione verso la saturazione dei neuroni e  $\lambda$  è un fattore peso; e l'entropia relativa

$$E = \sum_{\mu} \left[ \frac{1}{2} (1 + \zeta_i^{\mu}) \log \left( \frac{1 + \zeta_i^{\mu}}{1 + O_i^{\mu}} \right) + \frac{1}{2} (1 - \zeta_i^{\mu}) \log \left( \frac{1 - \zeta_i^{\mu}}{1 - O_i^{\mu}} \right) \right] \quad (13)$$

la quale ha una interpretazione naturale nella teoria dell'informazione in termini di misura degli scarti tra le distribuzioni di probabilità di veridicità delle ipotesi sul processo analizzato (ove le uscite ovviamente sono comprese tra  $-1$  e  $+1$ ) [Solla et al., 1988].

Per le specifiche dell'algoritmo si rimanda a *Rumelhart et al., 1986 e Hertz et al., 1991*.

L'obiettivo primario era analizzare la non stazionarietà sub-annuale delle fluttuazioni climatiche stagionali in quanto determinanti la disomogeneità temporale del processo di pioggia.

In prima battuta si è proceduto a verificare la omogeneità del processo su scala venticinquennale, secondo la predefinita più ovvia (ovvia soprattutto nel senso della usuale organizzazione ed aggregazione dei dati disponibili nella pratica) di 12 classi mensili (gennaio, febbraio, ..). Si è analizzata la capacità di discriminazione, quindi di "riconoscimento", di un mese dall'altro sulla base di sole informazioni circa il relativo processo meteo-climatico mensile. Le classi "stagionali" sono così predefinite. L'analisi statistica delle "corrette" classificazioni e delle dislocazioni in funzione dei diversi pre-processamenti dei dati, costituisce un primo passo verso un'efficace analisi di clusterizzazione non supervisionata (*i.e.* senza stagionalità aprioristiche), altrimenti difficilmente praticabile a causa della dispersione e debolezza delle informazioni.

La base di dati utilizzata, relativa alla stazione di misura di *Firenze Ximeniano* per il periodo 1962-1986, è composta da registrazioni di: a) piogge giornaliere, b) temperature medie mensili, c) escursioni termiche medie mensili.

In totale si avevano dunque a disposizione  $12 \times 25 = 300$  patterns, dei quali 150+200 sono stati utilizzati, in maniera *random*, per la fase di addestramento della rete ed i rimanenti per i tests di prestazione. La matrice obiettivo è di tipo *booleano* con componente accesa per il mese cui si riferisce il relativo pattern e spenta (o pari a -1 nel caso di funzione costo uguale all'entropia) per gli altri 11. Molte sono state le tipologie dei vettori delle informazioni provate; infatti la fase di pre-processamento dei dati si è rivelata senz'altro una delle più delicate e determinanti, come d'altronde è noto nella letteratura delle reti neurali [Hertz et al., 1991]. In definitiva, le serie di prove effettuate sono riassunte nella Tab. II, ove sono evidenziate le specifiche che hanno fornito i migliori risultati.

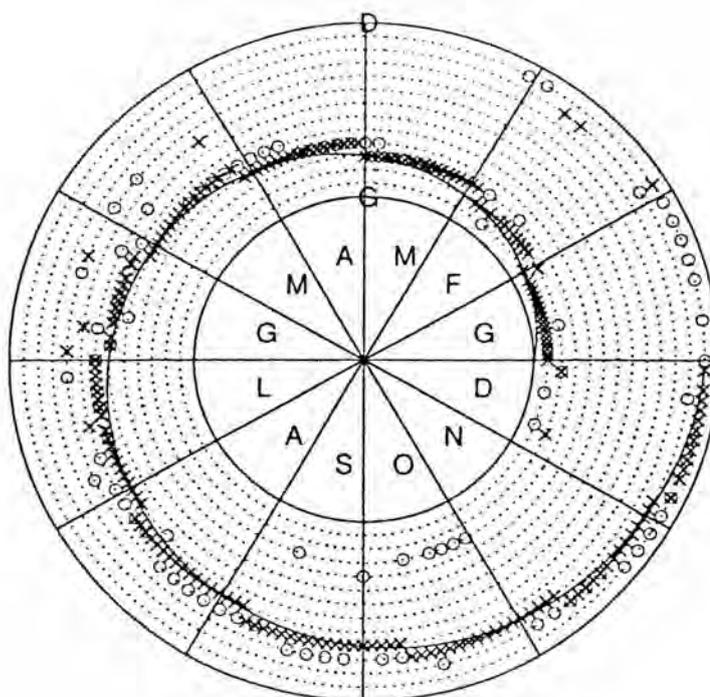
INGRESSI	STRATI HIDDEN	NEURONI	FUNZIONE COSTO	PATTERNS di TRAINING	ITERAZIONI
Serie storiche mensili di piogge giornaliere	1-2	20-30-40-50	SSE-ENTROPIA	150-200	1000+10000
" con sorting	1-2	20-30-40-50	SSE	200	1000+10000
Serie dei massimi giornalieri	1-2	20-30-40-50	SSE	200	1000+10000
" su giorni cumulati	1-2	20-30-40-50	SSE	200	1000+10000
9 statistiche ( $F_0, \mu, \sigma, w, k, \mu_c, \sigma_c, w_c, k_c$ )	1-2	5-10-15-20-25-30	SSE-ENTROPIA	200	5000+10000
5 statistiche non condizionate + $T_m$	1	5-10-15-20-25-30	SSE-ENTROPIA	200	5000+25000
4 statistiche condizionate + $T_m$	1	10-15-20-25-30	SSE-ENTROPIA	200	5000+25000
4 statistiche non condizionate + $T_m + \Delta T_m$	1	10-15-20-25-30	SSE-ENTROPIA	150-200	5000+50000
4 statistiche condizionate + $T_m + \Delta T_m$	1	10-15-20-25-30	SSE-ENTROPIA	150-200	5000+50000

Tab. II. Riepilogo delle prove eseguite.

Sono state implementate reti con 1 o 2 strati intermedi, ma le prove hanno mostrato una sostanziale inutilità del secondo strato per cui tutti i risultati cui si farà riferimento riguardano reti con 1 strato di ingressi, 1 intermedio e 1 di uscite. La individuazione del numero ottimale di unità intermedie di processamento è avvenuta per tentativi, quantunque siano ormai abbastanza consolidati in letteratura approcci di tipo adattivo con eliminazione o aggiunta automatica di neuroni [Sietsma e Dow, 1988; Hirose et al., 1991; Karnin, 1990].

Un esempio dei migliori risultati ottenuti per Firenze Ximeniano è mostrato nella Fig. 7a,b, (apprendimento su 200 e test su 100 patterns). I successi sono calcolati sulla base del valor massimo. Si può vedere che la percentuale di corretto riconoscimento è circa il 60%.

I risultati nel complesso raggiunti durante questa che si ritiene essere solo una prima parte della ricerca in merito, confermano molte convinzioni pregresse e forniscono alcune indicazioni stimolanti per il prosieguo del lavoro. La possibilità di individuare "stagionalità mensili" da sole serie pluviometriche giornaliere si è verificata molto limitata, con qualche successo praticamente per il solo periodo estivo. Il miglioramento dei risultati che si verifica con la introduzione delle temperature conferma sia la propria importanza sia la non esaustività nello spiegare il fenomeno.



x=training [200] - o=test [100]

Fig. 7. Risultati di classificazione mensile per Firenze Ximeniano sull'intero campione. Sono adottate le specifiche evidenziate in Tab. II.

Il limite di percentuali di successo del 60% appare ragionevole e intrinseco all'impostazione del problema. Sono individuabili due *clusters* principali di incertezza stagionale. Il primo intorno al mese di giugno, l'altro più o meno centrato su febbraio. Il fatto che gli "errori" siano abbastanza *clusterizzati* ci assicura sulla significatività delle informazioni pluviometriche anche relativamente a quelle termometriche, che comunque rimangono la guida principale del segnale. Analizzando gli errori, o meglio le modalità di errore, appare abbastanza evidente come la non stazionarietà aumenti sensibilmente entrando nell'estate e rimanga alta per tutto il periodo invernale. Molto più stabili sono grosso modo i periodi primaverili ed autunnali.

#### 4. UN ESEMPIO DI RICOSTRUZIONE DELL'ANDAMENTO SPAZIO-TEMPORALE DI UN EVENTO ESTREMO DI PRECIPITAZIONE

La identificazione della struttura spaziale del campo di pioggia assume particolare importanza soprattutto per fenomenologie convettive, costituite tipicamente da *clusters* di precipitazione con dimensione di scala inferiore a 10 Km e caratterizzati da forti intensità di breve durata ed alta disomogeneità. Per contro, la densità della rete pluviometrica di terra risponde raramente alla suddetta esigenza informativa, ponendo conseguentemente problemi di confidenza nelle stime dei momenti statistici, fondamentali anche in approcci basati sulla integrazione con i dati di pioggia derivati da misure di riflettività del *radar* meteorologico.

Il problema dell'interpolazione stocastica di dati di precipitazione provenienti da sensori diversi è infatti ampiamente dibattuto in letteratura [Tabios et al., 1985; Barancourt et al., 1992], in particolare circa la potenzialità delle tecniche regressive statistiche di *(co)kriging*.

lineare e non lineare [Kafritras e Bras, 1984; Krajieski, 1987; Seo et al., 1990]. Oltre ai limiti matematici intrinseci alla teoria dalla quale si sviluppa il metodo, concernenti soprattutto le disomogeneità dei momenti del I e II ordine, le distribuzioni di probabilità dei dati, la complessità computazionale ed i problemi di convergenza, nel caso di bacini con pochi pluviometri (<10) si aggiunge il problema sostanziale della stima del variogramma campionario delle piogge a terra (sia puntuale che a blocchi) e del cross-variogramma con le misure del radar, quindi della significatività dei risultati stessi, dato che il metodo si basa sull'assunzione della certezza statistica dei dati di pioggia al suolo.

Analisi comparative [Azimi-Zonooz et al., 1989] hanno inoltre evidenziato come i requisiti minimi per una buona performance della tecnica di kriging, in termini di numero e densità strumentale, siano direttamente proporzionali al livello di intensità di precipitazione ed alla dimensione di scala caratteristica dell'unità di perturbazione. Dunque le esigenze informative diventano più onerose proprio per caratteristiche idro-climatiche tipiche di fenomeni causali di eventi di piena improvvisa.

D'altra parte, anche la stima della quantità di precipitazione ( $R$ ) per mezzo dei soli dati di riflettività ( $Z$ ), oltre ai limiti di accuratezza dovuti agli errori di misura sistematici, presenta la difficoltà della taratura dei parametri di trasformazione  $Z-R$  in quanto dipendenti in maniera sostanziale e secondo modalità diverse sia dalla localizzazione geografica che dalla tipologia della perturbazione [Collier et al., 1983]. Perciò, per stime quantitative derivate da immagini radar e nelle condizioni specifiche in oggetto, si rende presumibilmente necessaria una taratura in tempo reale o tramite misure telepluviometriche [Collier, 1986], con gli usuali problemi di significatività delle stime di interpolazione, o tramite riconoscimento di tipi di distribuzioni spazio-temporali del segnale di riflettività, previa classificazione delle "impronte" tipologiche dei fenomeni perturbativi [Sheperd et al., 1988]. Una procedura, quest'ultima, che però richiede una serie storica di immagini significativa sia in termini di numero di eventi che di campioni per evento, che spesso non è disponibile.

Sulla base delle precedenti considerazioni ed essendo stato recentemente installato in Toscana un radar meteorologico a doppia polarizzazione in banda C [Scarchilli et al., 1991] (a carattere ancora sperimentale per quanto riguarda la messa a punto di alcune procedure di calibrazione), è stata particolarmente analizzata la possibilità di impiego di una metodologia di ricostruzione di campi di pioggia al suolo affidando ai soli dati pluviometrici le informazioni quantitative ed alle immagini radar la descrizione della distribuzione spaziale. Alle informazioni quantitative vengono inoltre affiancate altre di tipo qualitativo, quali le immagini Meteosat e i cartelli meteorologici, a chiarificazione del quadro perturbativo generale e a supporto di alcune ipotesi applicative.

Tale procedura viene qui di seguito brevemente descritta.

Da ciascuna originale immagine radar in formato PPI, vengono estratte mappe di riflettività in coordinate terrestri UTM, regolarizzate in griglie a maglie rettangolari di 500 m, di dimensioni sufficienti per la significatività statistica del campione. Nell'ipotesi di processo aleatorio omogeneo del secondo ordine, viene derivata la relativa matrice simmetrica di correlazione, di dimensione  $[2 \cdot M - 1, 2 \cdot N - 1]$ , il cui  $(M+i, N+j)$ -esimo elemento è:

$$\hat{\rho}(M+i, N+j, \bar{t}_k) = \frac{1}{\hat{\sigma}_x^2 \cdot (M \cdot N - 1 - (M-i) \cdot (N-j))} \cdot \sum_{ik=1}^{M-i} \sum_{jk=1}^{N-j} (x(ik, jk) - \hat{\mu}_x) \cdot (x(ik+i, jk+j) - \hat{\mu}_x) \quad (14)$$

ove  $i$  e  $j$  sono le distanze di correlazione nelle due direzioni ortogonali dello spazio Cartesiano, scaglieggiate secondo la dimensione del pixel,  $\bar{t}_k$  è l'istante di registrazione della  $k_{...}$ -esima mappa radar,  $\hat{\mu}_x$  e  $\hat{\sigma}_x^2$  sono i valori sperimentali di media e varianza,  $M$  e  $N$  le dimensioni della matrice dei campioni.

La adeguata significatività statistica della stima del valor medio  $((\mu_{\hat{p}}, -\hat{\mu}_{\hat{p}}) / \hat{\sigma}_{\hat{p}})$  del generico termine di correlazione  $\hat{p}(M+i, N+j, \bar{t}_k)$ , nelle ipotesi di distribuzione normale dello stimatore e di indipendenza statistica dei campioni di pioggia, è verificata secondo il test *t*-Student con confidenza 95%. Dall'analisi della forma dei correlogrammi si possono identificare caratteri indicativi del tipo di fenomeni precipitativi (frontale o convettivo) [James e Browning, 1979; Shepherd et al., 1988].

I campi distribuiti di pioggia vengono ricostruiti tramite funzioni di interpolazione spaziale delle serie storiche puntuali pluviometriche, derivabili dalla struttura correlativa delle immagini radar. L'informazione quantitativa derivata da queste ultime è, quindi, la distribuzione spaziale a piccola scala delle quantità di pioggia registrate dai pluviometri.

A tal fine la struttura di correlazione sperimentale è interpolata, per ogni mappa distintamente, con una funzione a 4 parametri di tipo esponenziale:

$$A_1(t) \cdot e^{-(C_x(t) \cdot x^2 + C_y(t) \cdot y + C_z(t) \cdot y^2)} \quad (15)$$

in cui  $A_1$  è il parametro di decurtazione del valore di autocorrelazione,  $C_x$  e  $C_y$  i parametri di distribuzione spaziale e  $C_z$  quello di orientamento degli assi principali.

Il legame tra le strutture di correlazione e le serie puntuali dei pluviometri avviene tramite la definizione di funzioni distributive della pioggia della forma:

$$W(x, y, t) = \frac{\hat{p}(x, y, t)^a}{1 - \hat{p}(x, y, t)} \quad (16)$$

Quindi, la quantità di pioggia al suolo nel punto di coordinate  $(x, y)$ , al tempo  $t$  è

$$\hat{p}(x, y, t) = \frac{\sum_{i=1}^{N_p} W(x - x_i, y - y_i, t) \cdot p_i(t)}{\sum_{i=1}^{N_p} W(x - x_i, y - y_i, t)} \quad (17)$$

ove  $(p_i(t), i=1, N_p)$  sono le serie storiche registrate presso i pluviometri utilizzati nella modellazione idrologica.

Un'esempio di applicazione di tale tecnica riguarda un evento di *flash-flood* avvenuto nel bacino semi-urbano del torrente Mugnone (Fig. 8), nei pressi di Firenze, il 30-31 ottobre 1992.

Esso ha fornito risultati, nella ricostruzione della dinamica dell'onda di piena, interessanti anche in confronto a consolidate metodologie sintetiche [Becchi et al., 1994]. In quel caso si avevano a disposizione: (a) una sequenza di sei mappe di riflettività registrate dalla stazione radar di Montagnana (FI) [Becchi and Giuli, 1986; Becchi et al., 1990], irregolarmente intervallate tra  $h$  22:08+23:30 del 30 ottobre; da esse sono state estratte omologhe mappe di dimensione 15 km per 31 km; (b) nove serie di misure puntuali ad alta risoluzione registrate da pluviometri, alcuni facenti parte della rete di monitoraggio in tempo reale del S.I.M.I.-Regione Toscana, altri pertinenti al Dipartimento di Ingegneria Civile di Firenze.

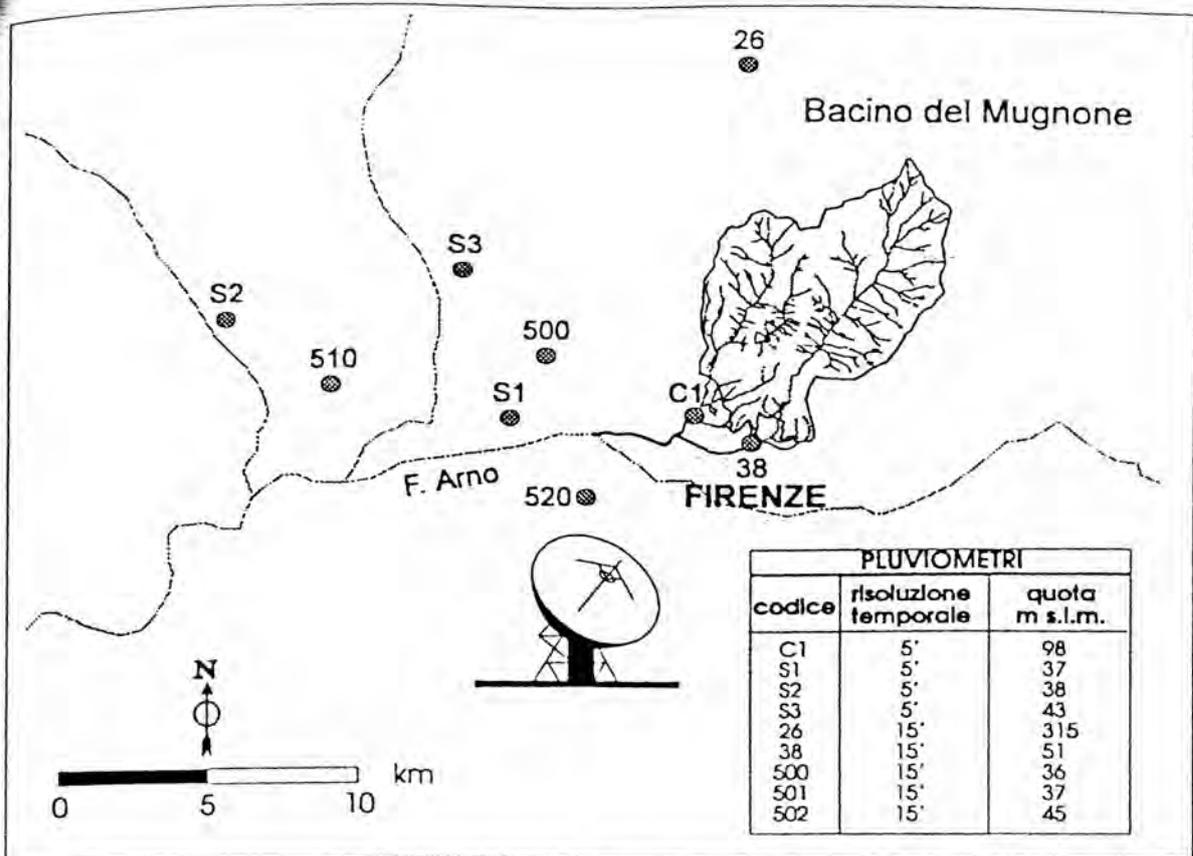


Fig. 8. Mappa geografica dell'area di studio con localizzazione dei punti di misura e del radar.

La marcata forma ellittica dei correlogrammi campionari evidenzia una tipologia frontale dell'evento di precipitazione. Tuttavia, l'alta variabilità dell'orientazione dell'ellisse che si riscontra da una mappa di riflettività all'altra (Fig. 9) sembra indicativa della sovrapposizione sia di un'intensa attività convettiva sia di effetti orografici.

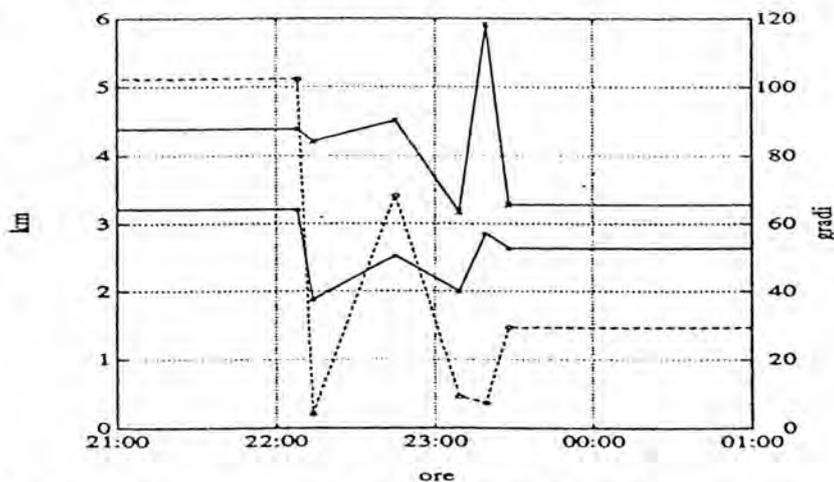


Fig. 9. Evoluzione temporale dei parametri di migliore approssimazione della funzione di correlazione spaziale  $p$ : assi maggiore (x continua) e minore (\* continua) della ellisse  $\rho=0.2$ , e orientamento dell'asse maggiore (o tratteggiata, N-E in senso orario). I parametri sono stati assunti costanti prima di 22:08 G.M.T. e dopo 23:28 G.M.T.

La presenza di attività convettiva è inoltre confermata dal ridotto raggio dell'isolinea 0.2 della distribuzione campionaria di correlazione (Fig. 10). Assunto uguale a 2 l'esponente  $n$  della (16), la funzione peso decade rapidamente a zero per distanze superiori alla dimensione di scala della cella convettiva ( $\leq 5$  km), stimata pari al semiasse maggiore dell'ellisse di migliore approssimazione alla suddetta isolina 0.2.

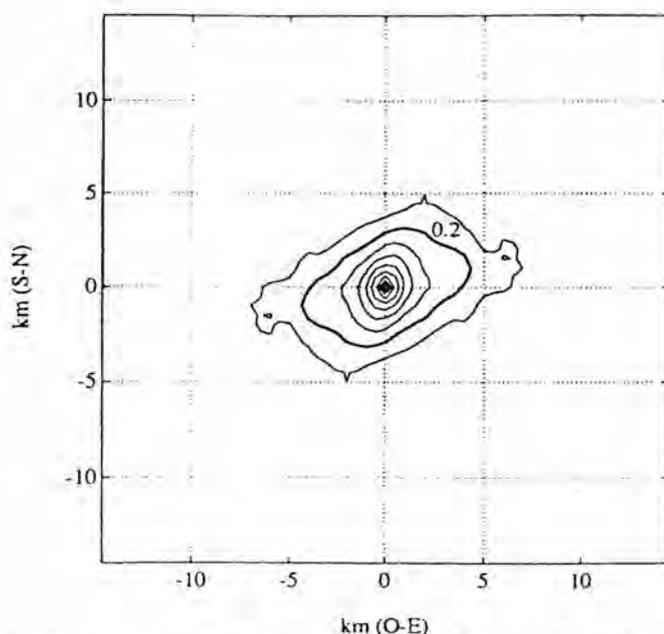


Fig. 10. Isoleone della funzione di correlazione spaziale  $r$  stimata dalla immagine radar di riflettività delle 22:45 G.M.T. Le isoleone sono intervallate di 0.1.

$t$	$A_i$	$C_x$ [km <sup>-2</sup> ]	$C_y$ [km <sup>-2</sup> ]	$C_z$ [km <sup>-2</sup> ]
$h$ 22:08	0.552	0.00343	+0.00118	0.00603
$h$ 22:14	0.559	0.01815	-0.00205	0.00368
$h$ 22:45	0.496	0.00363	-0.00423	0.00808
$h$ 23:09	0.489	0.01375	-0.00265	0.00578
$h$ 23:19	0.728	0.00978	-0.00190	0.00243
$h$ 23:28	0.555	0.00840	-0.00278	0.00670

Tab. III. Parametri della funzione di correlazione spaziale pluviometrica (eq. 15) stimati dalle sei mappo radar di riflettività disponibili ( $t$ =tempo di registrazione delle immagini radar).

La ricostruzione della dinamica dei correlogrammi di riflettività, dato il numero inadeguato delle immagini radar, era ancora più problematica. Si è perciò assunta l'interpolazione lineare nel tempo tra le funzioni peso ottenute per i 6 istanti di registrazione. Prima delle  $h$  22:08 (mappa 1) e dopo le  $h$  23:28 (mappa 6) sono stati assunti valori costanti; ciò è almeno

zialmente corroborato dall'analisi di autocorrelazione temporale condotta su serie temporali relative al periodo 16-31 ottobre 1992, durante il quale si sono verificati più eventi dello stesso tipo, registrate da 38 stazioni di misura pluviometriche situate in Toscana. In Tab. III sono riportati i parametri stimati della funzione di correlazione spaziale pluviometrica. A titolo di esempio sono riportate in Fig. 11a,b,c,d due serie di misure pluviometriche puntuali e le mappe di pioggia ricostruite per  $h$  22:30 e  $h$  22:35.

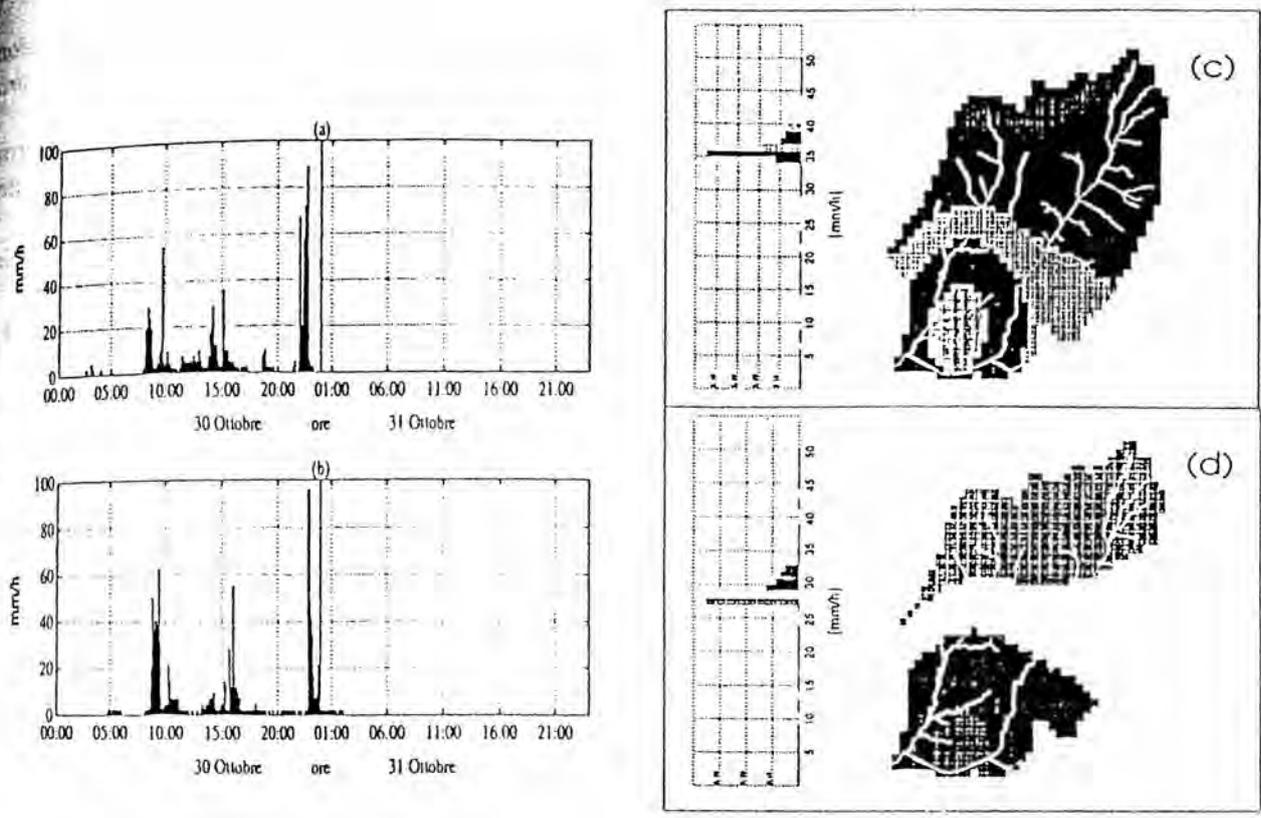


Fig. 11. Intensità di pioggia (media su 5') misurate ai pluviometri C1 (a) e S2 (b) dalle 00:00 G.M.T. del 30 ottobre alle 24:00 G.M.T. del 31 ottobre 1992; mappe stimate sull'intero bacino del Mugnone alle 22:30 (c) e 22:35 (d) G.M.T. del 30 ottobre.

## 5. CONCLUSIONI

I primi risultati delle indagini sopra riportate permettono di evidenziare alcune importanti particolarità della distribuzione statistica degli eventi di precipitazione di breve durata e di correlarli a quelli ottenibili dal campionamento giornaliero tramite l'ausilio di fattori climatici e parametri fisici locali.

In particolare è stato possibile evidenziare che l'andamento delle frequenze di non pioggia  $f_0$  viene sensibilmente influenzato dalla posizione oro-geografica e risente sensibilmente di parametri climatici fisici quali la temperatura a terra nonché della disposizione climatica complessiva individuata come stagionalità. L'andamento di detta stagionalità, come è risultato dall'indagine, non può essere considerato un mero fattore sinottico ma piuttosto può essere derivato come un indicatore delle fenomenologie meteorologiche in atto, che sembra possa essere positivamente identificato con l'impiego di tecniche di autoapprendimento.

Infine, l'esempio di ricostruzione riportato per un caso di pioggia intensa permette di valutare come la disposizione complessiva delle informazioni, ricavata anche da immagini radar, dia notevole importanza anche alla figura di correlazione spaziale delle precipitazioni il cui studio per ora si può condurre solo per pochi casi ottenuti dal telerilevamento.

## BIBLIOGRAFIA

- Azimi-Zonooz, A., W. F. Krajewski, D. S. Bowles, e D. J. Seo, Spatial rainfall estimation by linear and non linear co-kriging of radar-rainfall and raingage data, *Stoch. Hydrol. Hydraul.*, 3, 51-67, 1989.
- Bacchi, B., R. Ranzi e M. Borga, Recognition of spatial and temporal structures of a storm for the calibration of a stochastic model of rainfall fields. *Atmospheric Physics and Dynamics in the Analysis and Prognosis of Precipitation Fields*, Rome, 15/18 November 1994.
- Barancourt, C., J. D. Creutin, e J. Rivoirard, A method for delineating and estimating rainfall fields, *Water Resour. Res.*, 28(4), 1133-1144, 1992.
- Becchi, I., e F. Castelli, Lettura e archiviazione digitali di registrazioni pluviografiche ad alta risoluzione temporale, Rapporto Interno Univ. di Firenze, *DIC 1/89*, 1989.
- Becchi, I. e D. Giuli, The Arno Project: a real time approach to the Arno river flooding forecast, *Intern. Conference on the Arno Project*, Firenze, 1986.
- Becchi, I., M. Gherardelli, L. Facheris, e E. Palmisano, Radar site and field of experiments, *Workshop on The Role of Radar in the Arno Project: Related Problems and Research Opportunities*, Firenze, 1990.
- Becchi, I., E. Caporali, F. Castelli, L. Castellani, e E. Palmisano, Hydrological Control of Flooding: Tuscany, October 1992, *Surveys in Geophysics*, In stampa.
- Becchi, I., E. Caporali, L. Castellani and F. Castelli, Estimating the Zero Rainfall Probability, *Workshop on Climate Change and Hydrogeological Hazards in the Mediterranean Area*, Perugia, 1994.
- Burlando, P., e R. Rosso, Cambiamento climatico ed analogie climatiche recenti: l'analisi stocastica dell'interna struttura delle serie idrologiche non stazionarie, *Proc. XXIII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, 2, 245-262, Firenze, 1992.
- Buzzi, A., M. Fantini, P. Malguzzi e F. Nerozzi, Validation of a Limited Area Model in cases of Mediterranean cyclogenesis: surface fields and precipitation scores. *Summer school on Hydrometeorological Modelling*, Perugia, Settembre 1993.
- Castellani, L., Il monitoraggio per la stima della produzione di sedimento a scala di bacino, *Tesi del VII ciclo del Dottorato di Ricerca in Metodi e Tecnologie per il Monitoraggio Ambientale*, Firenze, 1994.
- Castelli, F., Statistics of parameter estimation in the Bartlett-Lewis rectangular pulses model for rainfall, *Proc. Ingegneria del Territorio: Dati, Modelli e Tecn. Inform.*, Firenze, 372-380, 1989.
- Castelli, F. e A. Freni, Modelli stocastici delle precipitazioni nel bacino dell'Arno. *Acqua e Aria*, 10/89, 1155-1165, 1989.
- Castelli, F., Analisi dei fenomeni di precipitazione frontizia in presenza di rilievo. 23° *Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Firenze, 31 Agosto-4 Settembre 1992.
- Castelli, F. e C. Corradini, A semigeostrophic model for the diagnosis of frontal precipitation over complex orography. *Atmospheric Physics and Dynamics in the Analysis and Prognosis of Precipitation Fields*, Rome, 15/18 November 1994.
- Collier, C. G., Accuracy of rainfall estimates by radar, Part I: Calibration by telemetering raingauges, *J. Clim. Appl. Meteorol.*, 83, 207-223, 1986.

- Collier, C. G., P. R. Larke e B. R. May, A weather radar correction procedure for real-time estimation of surface rainfall, *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, **109**, 589-608, 1983.
- Corradini, C., Analysis of the effects of orography on surface rainfall by a parameterized numerical model. *J. Hydrology*, **77**, 19-30, 1985.
- Corradini, C. e F. Melone, Spatial structure of rainfall in mid-latitude cold front systems. *J. Hydrology*, **105**, 297-316, 1989.
- Dayhoff, J. E., *Neural Network Architectures: An Introduction*, van Nostrand Reinhold, New York, 1990.
- Emanuel, K. A., A Scheme for Representing Cumulus Convection in Large Scale Models. *J. Atmos. Sci.*, **48**, 2313-2335, 1991.
- European Center for Medium-Range Weather Forecast, The description of the ECMWF/WCRP level III global atmospheric data archive, Technical Attachment, Reading, U.K., 49 pp, 1993.
- Fan, Y., e C. J. Duffy, Monthly Temperature and Precipitation Fields on a Storm-Facing Mountain Front: Statistical Structure and Empirical Parameterization, *Water Resour. Res.*, **29**(12), 4157-4166, 1993.
- Georgakakos, K. P. e R. L. Bras, A Hydrologically Useful Station Precipitation Model 1. Formulation. *Water Resour. Res.*, **20**, 1585-1596, 1984a.
- Georgakakos, K. P. e R. L. Bras, A Hydrologically Useful Station Precipitation Model 2. Case Studies. *Water Resour. Res.*, **20**, 1597-1610, 1984b.
- Georgakakos, K. P. e T. H. Lee, A Two-Dimensional Stochastic-Dynamical Quantitative Precipitation Forecasting Model. *J. Geophys. Res.*, **95D**, 2113-2126, 1990.
- Giorgi, F. e M. R. Marinucci, Validation of a regional atmospheric model over Europe: Sensitivity of wintertime and summertime simulations to selected physics parametrization and lower boundary conditions. *Quart. J. Roy. Meteorol. Soc.*, **117**, 1171-1206, 1991.
- Hertz, J., A. Krogh, e R. G. Palmer, *Introduction to the Theory of Neural Computation*, Addison-Wesley, Redwood City, 1991.
- Hirose, Y., K. Yamashita, e S. Hijiya, Back-propagation algorithm which varies the number of hidden units, *Neural Networks*, **4**(1), 61-66, 1991.
- Islam, S., R. L. Bras e I. Rodriguez-Iturbe, Multidimensional Modeling of Cumulative Rainfall: Parameter Estimation and Model Adequacy Through a Continuum of Scales. *Water Resour. Res.*, **24**, 985-992, 1988.
- Islam, S., D. Entekhabi, R. L. Bras, and I. Rodriguez Iturbe, Parameter Estimation and Sensitivity Analysis for the Modified Bartlett-Lewis Rectangular Pulses Model of Rainfall, *J. Geophys. Res.*, **95-D3**, 2093-2100, 1990.
- Islam, S., R. L. Bras e K. A. Emanuel, Predictability of Mesoscale Rainfall in the Tropics. *J. Appl. Meteorol.*, **32**, 297-310, 1993.
- Jacobs, C., Recent Developments in Precipitation Forecasting at ECMWF. *Atmospheric Physics and Dynamics in the Analysis and Prognosis of Precipitation Fields*, Rome, 15/18 November 1994.
- James, P. K., e K. A. Browning, Mesoscale structure of line convection at surface cold fronts, *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, **105**, 371-382, 1979.
- Kafritsas, J., e R. L. Bras, The practice of kriging, 2nd ed., *Rep. 263*, Ralph M. Parsons Lab., Mass. Inst. of Techol., Cambridge, 1984.
- Kamin, E. D., A simple procedure for pruning back propagation trained neural networks, *IEEE Trans. Neural Networks*, **1**(2), 239-242, 1990.
- Krajeski, W. F., Co-kriging radar-rainfall and rain gage data, *J. Geophys. Res.*, **92**(D8), 9571-9580, 1987.

- Odegaard, V., Experiences with ice phase parameterizations a Limited Area Model. *Atmospheric Physics and Dynamics in the Analysis and Prognosis of Precipitation Fields*, Rome, 15/18 November 1994.
- Parker, D. B., Learning-logic, *Tech. Rep. TR-47*, Center for Comput. Res. in Econ. and Manag. Sci., Mass. Inst. of Technology, 1985.
- Ramirez, J. A., R. L. Bras e K. A. Emanuel, Stabilization Functions of Unforced Cumulus Clouds: Thir Nature and Components. *J. Geophys. Res.*, **95D**, 2047-2059, 1990.
- Rodriguez Iturbe, I., D. R. Cox, e V. Isham, Some models for rainfall based on stochastic point processes, *Proc. R. Soc. Lond.*, **A 410**, 269-288, 1987.
- Rodriguez Iturbe, I., D. R. Cox, e V. Isham, A point process model for rainfall: further developments, *Proc. R. Soc. Lond.*, **A 417**, 283-298, 1988.
- Rodriguez-Iturbe, I., V. K. Gupta, e E. Waymire, Scale considerations in the modeling of temporal rainfall, *Water Resour. Res.*, **20**(2), 1611-1619, 1984.
- Rumelhart, D. E., J. L. McClelland, e the PDP Research Group, *Parallel Distributed Processing*, vol. 1, *Foundations*, MIT Press, Cambridge, Mass., 1986.
- Sarchilli, G., E. Gorgucci, D. Giuli, L. Facheris, A. Freni, e G. Vezzani, Arno Project: evolution of data processing techniques in dual polarization radar, *25th International Conference on Radar Meteorology*, Paris, 805-808, 1991.
- Seo, D. J., W. F. Krajieski, A. Azimi-Zonooz, e D. S. Bowles, Stochastic interpolation of rainfall data from rain gages and radar using cokriging, 2, Results, *Water Resour. Res.*, **26**(5), 915-924, 1990.
- Sheperd G. W., I. D. Cluckie, C. G. Collier, S. Yu, e P. K. James, The Identification of Rainfall Type from Weather Radar Data, *Meteorological Magazine*, **117**, 180-186, 1988.
- Sietsma, J. e R. J. F. Dow, Neural Net Pruning-Why and How, *IEEE Intern. Conf. on Neural Networks (San Diego, 1988)*, **1**, 325-333, New York, 1988.
- Simpson, P. K., *Artificial Neural Systems: Foundations, Paradigms, Applications, and Implementations*, Pergamon, New York, 1990.
- Smolarkiewicz, P. K. e T. L. Clark, Numerical simulation of the evolution of a three-dimensional field of cumulus clouds, I, Model description, comparison with observations and sensitivity studies. *J. Atmos. Sci.*, **42**, 502-522, 1985.
- Solla, S. A., E. Levin, e M. Fleisher, Accelerated learning in layered neural networks, *Complex Systems*, **2**, 625-639, 1988.
- Tabios, G. Q., III, e J.D. Salas, A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation, *Water Resour. Bull.*, **21**(3), 365-380, 1985.
- Waymire, E., V. K. Gupta e I. Rodriguez-Iturbe, A Spectral Theory of Rainfall Intensity at the Meso- $\beta$  Scale. *Water Resour. Res.*, **20**, 1453-1465, 1984.

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.34 - Università "La Sapienza" - Facoltà di Ingegneria, Roma  
III Università - Facoltà di Ingegneria - Roma

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**F - VALUTAZIONE DELLE PIENE NEI BACINI DELLE  
SEZIONI IDROGRAFICHE DI ROMA E PESCARA**

a cura di

G. Calenda, F. Campolo, C. Cosentino e R. Guercio



VALUTAZIONE DELLE PIENE NEI BACINI  
DELLE SEZIONI IDROGRAFICHE DI ROMA E PESCARA

INDICE

	Pag.
PREMESSA	
VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	1-1
1.1 Il modello probabilistico di regionlizzazione	1-1
1.2 L'analisi delle piogge giornaliere	1-2
1.3 Il modello regionale delle piogge intense	1-31
REGIONALIZZAZIONE DELLE PIENE DEI BACINI DELLE SEZIONI IDROGRAFICHE DI ROMA E PESCARA	2-1
2.1 L'identificazione delle zone omogenee	2-1
2.2 L'identificazione delle sottozone omogenee	2-12
2.3 Identificazione delle aree omogenee	2-20
REFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	3-1

Lo studio sulla regionalizzazione delle piogge intense, già avviato in diversi studi utilizzando la distribuzione di Gumbel (Saglietto, 1982; Terranova, 1987; Calenda e al., 1988) e che era giunto ad abbracciare una fascia trasversale della penisola che comprende quasi tutta l'Italia Centrale, tra il promontorio di Piombino e la foce del Garigliano sul litorale tirrenico e tra la foce del Marecchia e quella del Trigno sul litorale adriatico (Calenda e Petaccia, 1992), applicando successivamente la legge TCEV seguendo le metodologie suggerite dal VAPI (Cosentino, 1992), è stato esteso nel quadro di questo programma di ricerca all'intera area della sezione idrografica di Pescara.

Lo studio si articola in tre fasi: nella prima fase sono stati regionalizzati i massimi annuali delle piogge giornaliere; nella seconda la regionalizzazione è stata estesa alle relazioni intensità-durata-frequenza. Nella terza fase, infine, si è proceduto alla regionalizzazione delle portate di piena.

Per garantire l'omogeneità e la confrontabilità dei risultati a livello nazionale è stata adottata il modello regionale gerarchico TCEV (Versace et al., 1989), modificato al terzo livello attraverso l'introduzione di un modello a tre parametri per la valutazione delle piogge intense.

Molti sono i problemi aperti che necessitano di ulteriore approfondimento. I risultati ottenuti mostrano la necessità del raffinamento della procedura e dell'introduzione di ipotesi meno emplicative di quelle adottate in questo studio. In particolare:

per quanto riguarda le precipitazioni sembra opportuno estendere la dipendenza della pioggia indice ad altri fattori geomorfoclimatici oltre la quota del sito, al fine di ottenere delle relazioni più significative;

per quanto riguarda la regionalizzazione delle curve di crescita delle portate, sembra necessario un diverso procedimento di applicazione del modello TCEV in quanto è questo risultato non applicabile secondo le consuete procedure;

per quanto riguarda la stima della portata indice, è necessario completare l'indagine attraverso l'applicazione di ulteriori metodi oltre la semplice analisi regressiva valor medio di portata - area del bacino.

# 1. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME

## Il modello probabilistico di regionalizzazione

L'analisi regionale è stata suddivisa in due fasi, secondo le modalità previste dal metodo della variabile indice: valutazione della curva di crescita rappresentata da una distribuzione TCEV, stima della pioggia (o della portata) indice attraverso legami funzionali con i caratteri geomorfoclimatici del territorio.

Il modello TCEV (Rossi e Versace, 1982) consente un'analisi regionale mediante un approccio gerarchico in tre livelli in cui la stima dei parametri della distribuzione  $\Theta_*$ ,  $\Lambda_*$ ,  $\Theta_1$  e  $\Lambda_1$  passa attraverso l'identificazione di "regioni" caratterizzate dalla validità statistica di alcune assunzioni.

Questa procedura consente di:

- individuare zone omogenee rispetto al coefficiente di asimmetria, fissando in questo modo i parametri  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  (primo livello di regionalizzazione);
- individuare sottozone omogenee, all'interno delle zone omogenee rispetto al coefficiente di variazione, fissando in questo modo il parametro  $\Lambda_1$  (secondo livello di regionalizzazione);
- individuare aree omogenee, caratterizzate da una relazione tra l'ultimo parametro  $\Theta_1$ , e la quota delle stazioni di misura appartenenti (terzo livello di regionalizzazione).

Tale regionalizzazione individua una suddivisione del territorio in aree omogenee in cui viene fissata un'unica *curva di crescita* definita come probabilità cumulata del rapporto tra la prefissata variabile di precipitazione  $i$  e il valor medio di questa  $\mu$ , rappresentata da una legge TCEV.

$$P\left(\frac{i}{\mu}\right) = e^{-\Lambda_1} \cdot e^{\left(-\frac{i}{\Theta_1}\right) - \Lambda_2} \cdot e^{\left(-\frac{i}{\Theta_1 \Theta_*}\right)} = e^{-\Lambda_1} \cdot e^{\left(-\frac{i}{\beta \mu}\right) - \Lambda_2} \cdot e^{\left(-\frac{i}{\beta \mu \Theta_*}\right)} \quad (1.1)$$

dove  $\Theta_*$ ,  $\Lambda_1$ ,  $\Lambda_2$  sono i parametri regionali della distribuzione TCEV e il parametro locale è:

$$\Theta_1 = \beta \cdot \mu \quad (1.2)$$

con:

$\mu$  valor medio della variabile di pioggia

$$\frac{1}{\beta} = \ln(\Lambda_1 + 0,5772) - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \left(\Lambda_2 / \Lambda_1 \frac{1}{\Theta_*}\right)^j}{j!} \Gamma(j / \Theta_*) \quad (1.3)$$

In ciascuna area omogenea i valori delle variabili di pioggia adimensionalizzati mediante il loro valor medio, sono quindi distribuiti secondo un'unica legge probabilistica TCEV, in cui tre dei quattro parametri sono fissati, mentre l'ultimo parametro, ovvero la pioggia indice  $\mu$ , viene stabilita -

nei siti in cui esso non può essere stimato direttamente - mediante una relazione lineare di tipo regressivo in cui la variabile indipendente è costituita dalla quota  $y$  della località considerata:

$$\mu = c \cdot y + d \quad (1.4)$$

## 1.2 L'analisi delle piogge giornaliere

Lo studio è partito dall'analisi dei massimi annuali delle piogge giornaliere, per le quali è stata sviluppata tutta la procedura, ottenendo una suddivisione del territorio che è servita come base per le successive valutazioni delle piogge brevi e delle portate.

La stima dei parametri della distribuzione è stata effettuata:

- al primo livello con il procedimento iterativo di massima, applicando il metodo della massima verosimiglianza, proposto da Fiorentino e Gabriele (1985);
- al secondo livello con il metodo dei momenti, attraverso il legame tra il coefficiente di variazione  $CV$  e  $\Lambda_1$ .

L'individuazione delle zone, sottozone omogenee è stata condotta con tecniche di clustering, a cui è stato affiancato il criterio geografico per garantire, ove possibile, la continuità spaziale.

L'individuazione delle aree pluviometriche omogenee, invece, è stata realizzata attraverso un procedimento di ottimizzazione di precedenti regionalizzazioni relative a tutta l'Italia centrale (Calenda e Petaccia, 1991; Cosentino, 1992).

Per la stima dei parametri sono state considerate solo le stazioni aventi numerosità  $N$  almeno pari a 30 anni di osservazioni, in armonia con le linee guida indicate dal programma VAPI.

Nome stazione	N dati	Quota(m)	Media(mm)	Varianza	CV	G
ANNO	41	295	55.605	19,587	0.352	1.308
SPEDENA	29	880	74.479	30,049	0.403	1.345
ASITA	44	470	74.218	30,106	0.406	2.104
SERGI (FUNIVIA)	44	140	61.314	25,913	0.423	1.44
FILETA	36	735	50.939	13,24	0.26	0.441
LESSA	42	475	68.317	30,209	0.442	1.515
ERI	42	442	76.357	38,763	0.508	1.461
MAGNATURO	41	342	62.2	22,632	0.364	0.442
ARISCIANO (CANTONIERA ANAS)	35	810	35	10,077	0.288	1.237
ARREA	35	10	73.829	26,477	0.359	0.973
AZZANO	46	549	40.139	10,778	0.269	0.702
BEFFI	43	640	46.23	10,633	0.23	0.014
BELLANTE	36	354	56.903	26,274	0.462	1.886
BOMBA	42	424	72.486	24,702	0.341	0.919
BRITTOLI	43	781	61.067	21,324	0.349	1.536
CAMPANA	40	570	41.365	10,911	0.264	0.553
CAMPLI	42	396	61.512	23,562	0.383	1.355
CAMPO DI GIOVE	38	164	55.995	23,101	0.413	1.183
CAMPO IMPERATORE	30	2125	92.967	56,016	0.603	0.993
CAMPOTOSTO	48	1430	63.896	21,575	0.338	0.712
CANTONIERA ORTOLANO	34	110	73.153	29,825	0.408	0.673
CANTONIERA PORCINARO	31	1160	67.506	25,969	0.385	1.53
CAPESTRANO	52	497	41.715	15,498	0.372	1.223
CAPRACOTTA	49	14	76.455	28,459	0.372	1.384
CARAMANICO	31	600	96.5	44,214	0.458	1.087
CARAPELLE CALVISIO	42	910	39.345	10,819	0.275	1.404
CASALINCONTRADA	40	300	71.197	23,134	0.325	1.396
CASAMAINA	34	1398	69.909	22,736	0.325	0.837
CASOLI	40	378	58.213	20,675	0.355	1.267
CASTEL DEL MONTE	45	1300	61.722	30,88	0.5	1.884
CASTEL DI SANGRO	44	805	62.036	26,191	0.422	1.49
CASTELLI	51	600	90.798	45,274	0.499	1.821
CATIGNANO	41	365	48.827	20,081	0.411	1.482
CENTRALE ANVERSA	40	650	47.92	14,094	0.294	0.761
CENTRALE I SALTO PESCARA	43	235	76.588	27,464	0.359	0.928
CEPAGATTI	43	145	53.344	23,316	0.437	1.581
CHIETI	51	320	69.678	29,799	0.428	1.472
CITTA' S. ANGELO	44	320	66.164	28,915	0.437	0.982
CIVITELLA ALFEDENA	39	184	111.97	41,533	0.371	0.432
CIVITELLA DEL TRONTO	41	589	76.873	31,133	0.405	0.849

TAB. 1.Ia Elenco delle stazioni pluviometriche del compart. di Pescara -Medie massimi annuali di pioggia giornaliera

Area	Nome stazione	N	Quota(m)	b	io (mm/h)	h1(mm)	h3 (mm)	h6 (mm)	h12 (mm)	h24 (mm)
PS1a	ATELETA	36	735	0.11742	99.692	21.891	28.45	35.85	44.641	56.544
PS1a	BARISCIANO	12	810	0.17859	80.46	18.925	23.708	27.166	31.216	37.35
PS1a	BARISCIANO (CANT. A.N.A.S.)	17	810	0.19190	85.142	19.435	24.588	28.011	32.094	39.411
PS1a	CAMPOTOSTO	39	1430	7.55E-02	107.78	21.456	29.682	37.176	52.72	69.728
PS1a	COCULLO	40	870	9.03E-02	99.673	20.2	29.07	36.155	46.69	60.345
PS1a	L'AQUILA	45	735	0.10360	86.187	17.964	24.924	31.333	39.546	51.288
PS1a	MONTEREALE	31	948	0.09220	79.084	16.696	22.316	28.764	36.870	48.225
PS1a	PASSO CAPANNELLE	17	1300	0.11000	89.328	18.482	26.047	31.682	41.588	52.329
PS1a	PESCOCOSTANZO	29	1395	8.86E-02	106.81	20.917	30.358	39.482	51.455	65.434
PS1a	ROCCA DI MEZZO	28	1329	5.21E-02	93.295	16.871	23.95	32.392	45.678	60.503
PS1a	S. PELINO	13	751	0.10216	78.397	17.523	20.6	27.715	37.384	47.384
PS1a	TERMINE	38	1050	9.82E-02	102.09	21.776	28.397	34.963	48.015	64.044
PS1b	BOMBA	40	424	5.02E-02	133.00	22.815	34.67	47.225	65.65	84.305
PS1b	MANOPPELLO	12	270	0.11221	124.36	25.85	37.533	45.916	56.966	68.625
PS1b	TORNIMPARTE	52	886	6.95E-02	109.92	21.273	29.901	39.326	54.034	69.623
PS1c	BAGNATURO	44	342	3.51E-02	125.56	18.05	31.85	44.386	60.165	74.240
PS1c	BRITTOLI	38	781	0.13986	132.50	29.521	40.455	47.147	55.836	68.094
PS1c	CAPESTRANO	41	497	8.82E-02	86.808	17.126	25.346	31.546	41.526	52.804
PS1c	FORCA DI PENNE	21	917	0.11754	94.291	20.028	27.933	34.704	42.36	51.952
PS1c	MONTAZZOLI	37	800	0.12991	124.36	25.85	37.533	45.916	56.966	68.625
PS1c	PALENA	39	767	0.10356	113.44	23.553	36.066	38.837	51.47	68.256
PS1c	SULMONA	40	420	9.19E-02	78.963	15.595	23.19	29.122	37.352	47.225
PS1d	ALANNO	24	295	0.11677	101.819	21.191	30.254	38.425	45.775	55.779
PS1d	CASTEL DEL MONTE	36	219	5.34E-02	107.813	19.344	28.125	37.105	52.016	72.35
PS1d	FARA S. MARTINO	36	325	0.10959	117.397	25.416	32.827	41.327	54.316	69.766
PS1d	PESCOSANSONESCO	35	540	0.10140	118.550	24.554	34.52	42.571	56.017	69.597
PS1d	VILLA VALLUCCI	12	500	0.12691	139.533	30.95	40.033	49.733	64.616	75.091
PS1e	ALFEDENA	34	880	5.09E-02	132.148	22.394	34.311	48.494	65.894	82.576
PS1e	CASTEL DI SANGRO	40	805	0.11935	123.697	25.805	35.945	45.607	55.615	69.632
PS1e	PESCASSEROLI	35	1150	4.17E-03	395.529	26.171	43.222	66.474	94.074	125.228
PS1e	ROCCARASO	21	1245	5.20E-02	117.238	19.685	30.685	43.771	58.6	73.542
PS1e	SCANNO	48	1030	5.19E-02	114.333	20.025	29.712	40.291	56.075	73.735
PS2a	GIULIANOVA	18	2	7.19E-02	137.550	27.727	39.938	49.238	63.527	85.738
PS2a	GIULIANOVA SPIAGGIA	31	2	0.10539	124.041	26	35.638	46.335	57.883	70.741
PS2a	NERETO	10	163	0.1681	136.128	31.78	38.34	46.54	55.9	66.12
PS2a	ORTONA	10	68	0.1062	145.750	29.08	41.04	53.78	68.34	90.9
PS2a	PESCARA	48	2	0.10584	139.308	28.579	40.168	49.895	64.670	83.4
PS2a	ROSETO DEGLI ABRUZZI	12	2	0.15911	172.577	39.183	51.4	61	71.066	83.15
PS2a	VASTO	38	144	8.79E-02	138.187	26.444	38.478	51.984	67.284	86.302

TAB.1.IIIa Elenco delle stazioni pluviografiche del compart. di Pescara - Medie massimi annuali delle piogge intense

Al primo livello di regionalizzazione, la prima ipotesi prese in considerazione è stata quella di assumere gli interi compartimenti quali zone omogenee, ottenendo i seguenti valori:

Compartimento di Roma 114 stazioni con  $N \geq 30$

$$\Theta_* = 2.79007 \quad \Lambda_* = 0.22612$$

Compartimento di Pescara 110 stazioni con  $N \geq 30$

$$\Theta_* = 2.24462 \quad \Lambda_* = 1.46708$$

Al secondo livello di regionalizzazione, l'individuazione delle sottozone omogenee all'interno delle zone omogenee è stata effettuata attraverso le tecniche di cluster analysis utilizzando come unico attributo CV. La suddivisione delle stazioni è stata trovata minimizzando la devianza residua ovvero la somma delle devianze interne a ciascun gruppo:

$$D_r = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (CV_{ij} - \overline{CV}_i)^2$$

con:

k numero di raggruppamenti

$n_i$  numero di stazioni nel raggruppamento i

$\overline{CV}_i$  valore medio dei CV nel raggruppamento i

$CV_{ij}$  osservazione della stazione j del raggruppamento i

Per il compartimento di Roma sono stati individuati raggruppamenti che non presentano alcuna continuità geografica. Si è assunta quindi l'ipotesi di omogeneità dell'intero compartimento anche rispetto a CV. Utilizzando i dati delle 114 stazioni con  $N \geq 30$  si è ottenuto:

$$\Lambda_1 = 40.4438$$

Per il compartimento di Pescara, l'applicazione della procedura di cluster analysis con  $k = 2$  evidenzia la possibilità di individuare due raggruppamenti aventi continuità geografica, con pochi aggiustamenti rispetto alla situazione di ottimo. Le sottozone così individuate sono caratterizzate dai seguenti valori di  $\Lambda_1$ :

sottozona PS1	$n_i = 59$	$\Lambda_1 = 63.6358$
sottozona PS2	$n_i = 53$	$\Lambda_1 = 23.6865$

La verifica delle ipotesi di omogeneità è stata testata attraverso il controllo della possibilità di spiegare la variabilità osservata dei parametri G e CV tra le stazioni appartenenti alla stessa zona o sottozona, in base alla sola variabilità campionaria.

Per ogni sottozona, sono stati generati 200000 campioni di numerosità variabile (le numerosità sono rappresentate in proporzione della loro frequenza nel campione storico regionale) distribuiti con

i parametri regionali e con  $\Theta_1 = 10$ . Per ogni campione è stato calcolato G e CV. La media  $\mu$  e lo scarto quadratico medio  $\sigma$  di G e CV sono stati confrontati nelle tabelle seguenti con i valori osservati:

Compartimento di Roma (figg. 1.3 e 1.4)

Zona unica

Parametro G	Valori osservati	Valori teorici
Media	1.56926	1.5758
Scarto	0.8247	0.8412

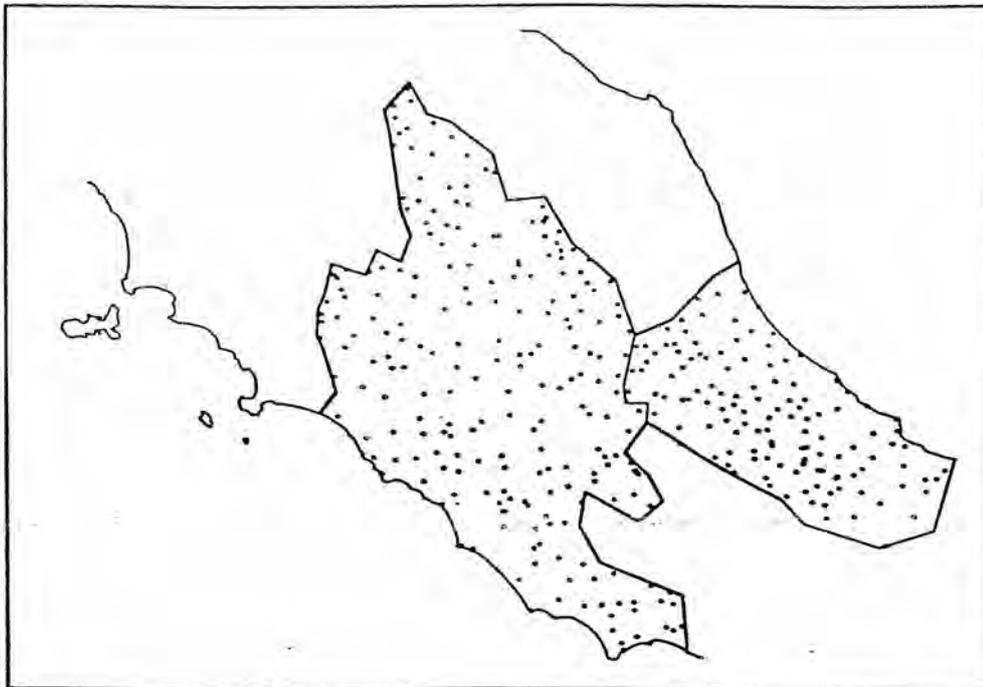


Fig. 1.1 Carta delle stazioni pluviometriche del Compartimento di Roma e di Pescara

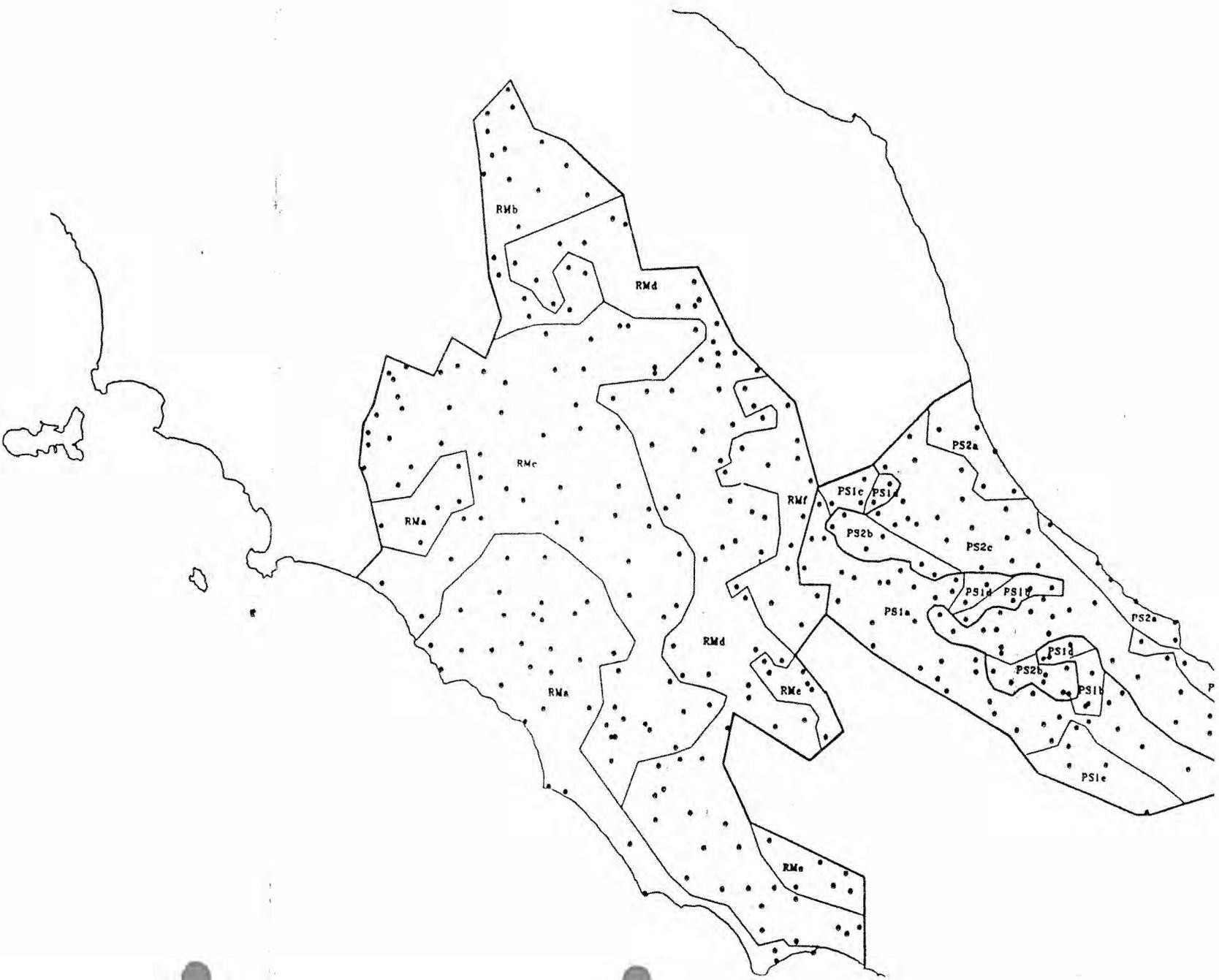


Figura 1.2 Carta della refontalizzazione dei Compartimenti di Roma e di Pescara

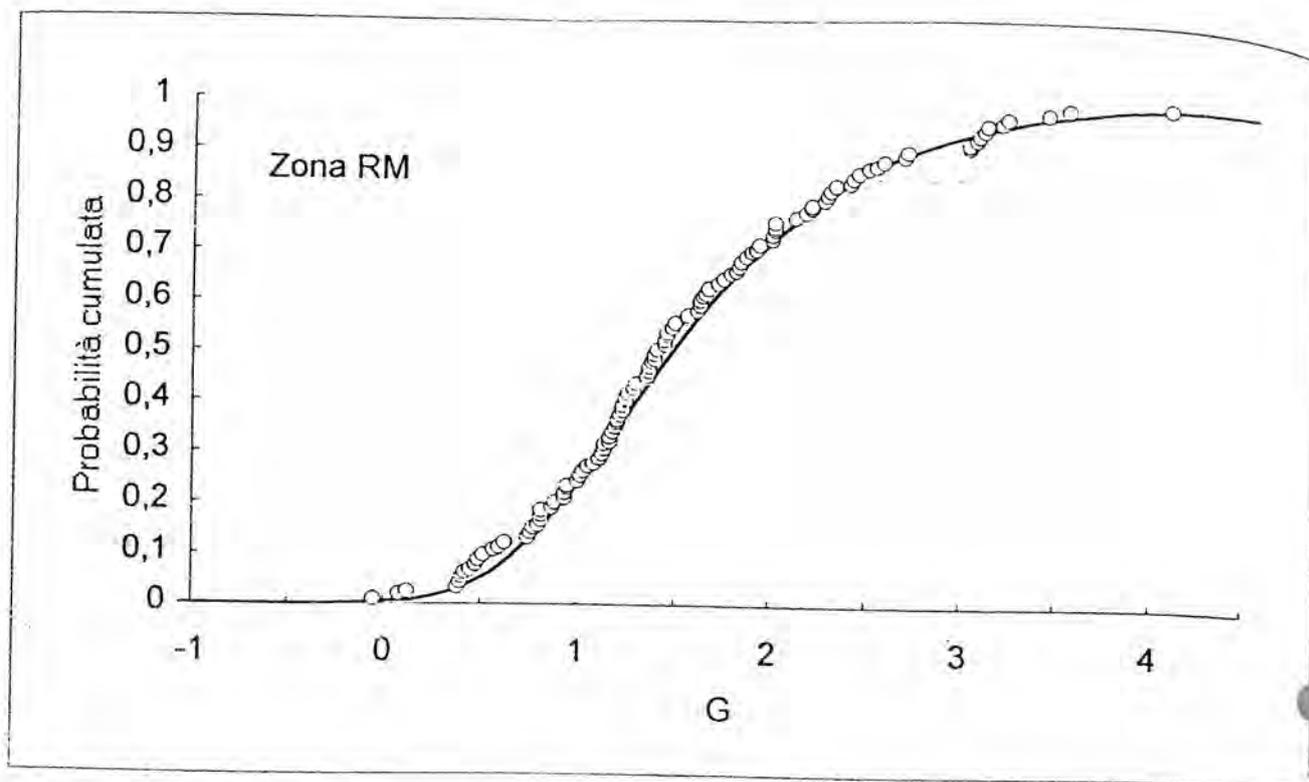


Figura 1.3 Confronto distribuzione di probabilità teorica di G con i valori osservati - Zona RM

Sottozona unica

Parametro CV	Valori osservati	Valori teorici
Media	0.3869	0.3876
Scarto	0.10892	0.09066

Dal confronto risulta che la variabilità osservata di G può essere spiegata dalla variabilità campionaria. Nel caso di CV la variabilità osservata risulta leggermente superiore a quella campionaria.

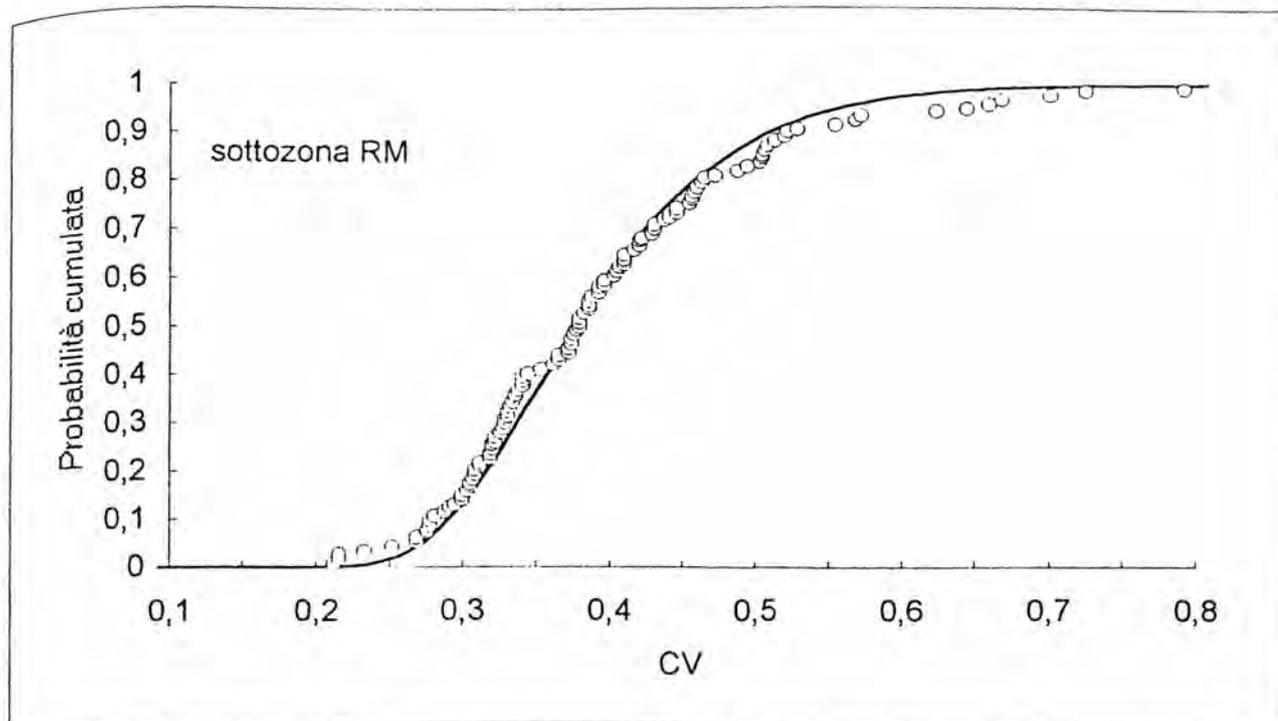


Figura 1.4 Confronto distribuzione di probabilità teorica di CV con i valori osservati - Sottozona RM

Compartimento di Pescara (figg. 1.5, 1.6 e 1.7)

Zona unica

Parametro G	Valori osservati	Valori teorici
Media	1.2175	1.2124
Scarto	0.5544	0.5723

Sottozona PS1

Parametro CV	Valori osservati	Valori teorici
Media	0.3293	0.3586
Scarto	0.06066	0.05414

Sottozona PS2

Parametro CV	Valori osservati	Valori teorici
Media	0.4587	0.4194
Scarto	0.06174	0.05662

Dal confronto risulta che la variabilità osservata di G può essere spiegata dalla variabilità campionaria. Nel caso di CV la variabilità osservata risulta leggermente superiore a quella campionaria.

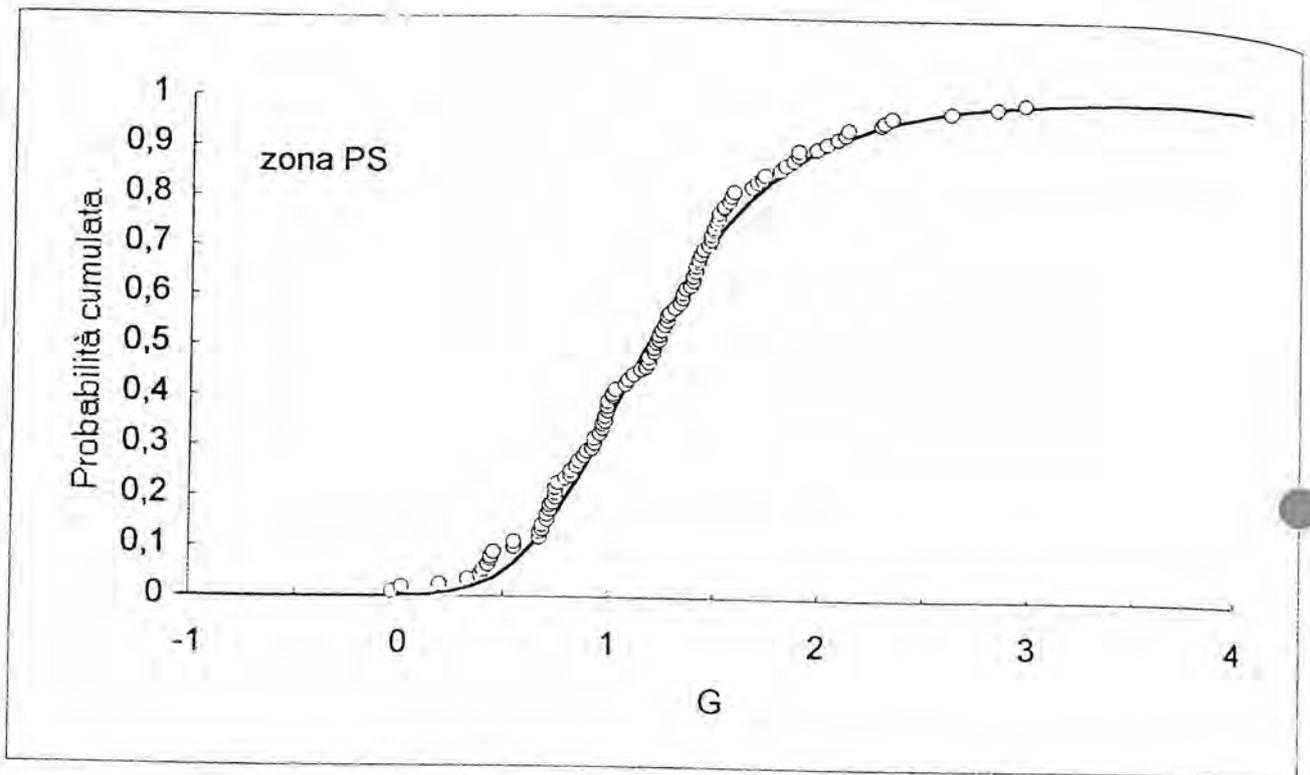


Figura 1.5 Confronto distribuzione di probabilità teorica di G con i valori osservati - Zona PS

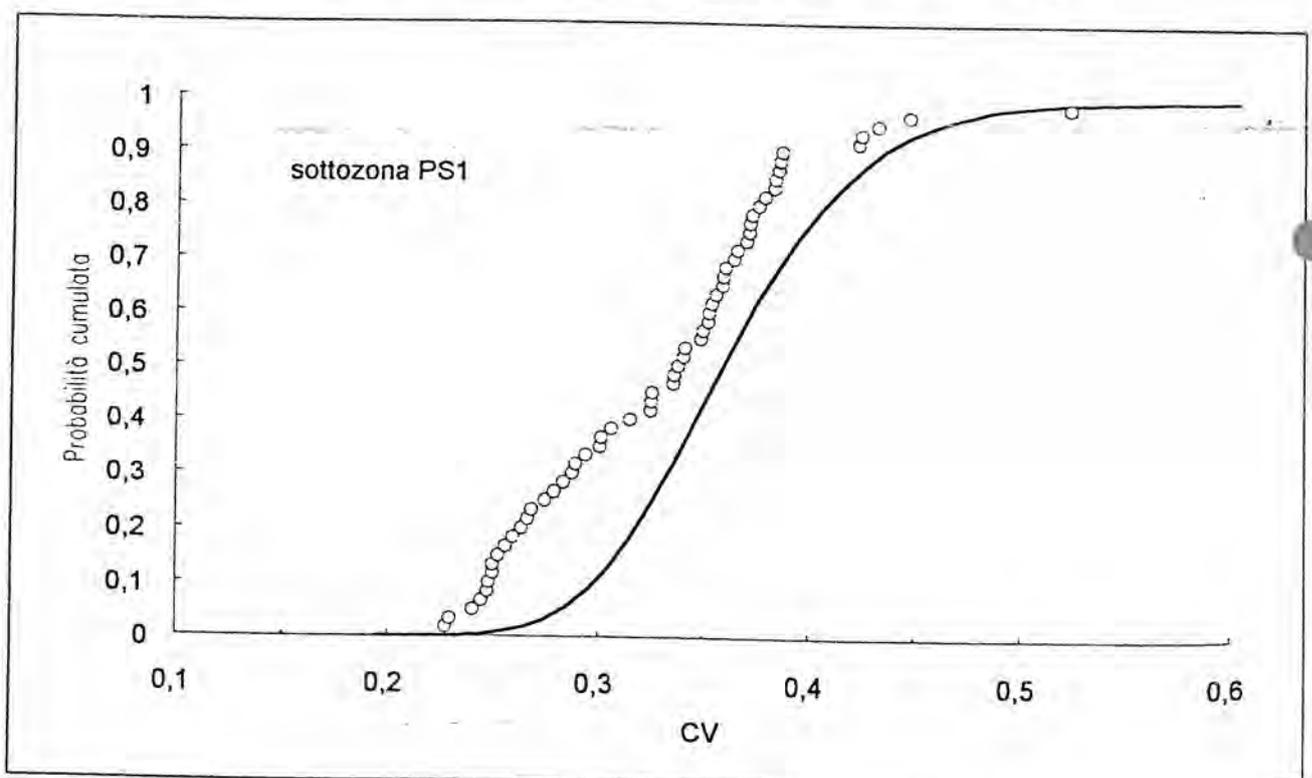


Figura 1.6 Confronto distribuzione di probabilità teorica di CV con i valori osservati - Sottozona PS1

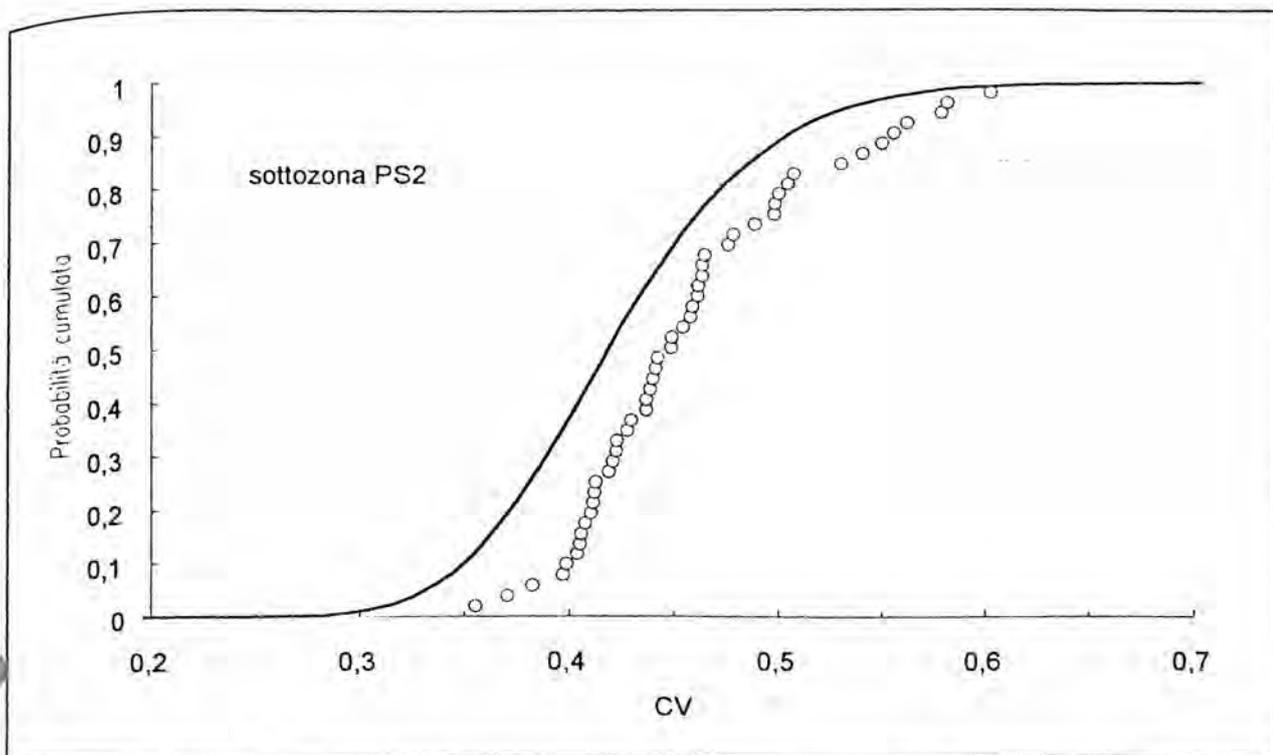


Figura 1.7 Confronto distribuzione di probabilità teorica di CV con i valori osservati - Sottozona PS2

L'adattamento del campione dei CV osservati alla distribuzione teorica migliora al crescere della probabilità cumulata, per entrambe le sottozone. Il fatto che i valori osservati si pongano sistematicamente al di sopra od al di sotto della curva teorica è dovuto all'impiego delle tecniche di clustering che hanno condotto all'individuazione di due sottozone caratterizzate, rispettivamente, dai valori più bassi e più alti dei CV. D'altronde la scelta di una suddivisione in più di due sottozone non è parsa percorribile volendone mantenere la continuità geografica, mentre l'ipotesi di sottozona unica è risultata totalmente inaccettabile dato che la varianza teorica, in un tale caso, non raggiunge la metà della varianza osservata.

Complessivamente la regionalizzazione ottenuta ai primi due livelli può considerarsi accettabile e le curve di crescita ottenute sono state:

sottozona unica RM  $F_N(x'') = \exp[-40.4438\exp(-x'') - 0.2261\exp(-0.3584x'')] ]$

sottozona PS1  $F_N(x'') = \exp[-63.6358\exp(-x'') - 1.4671\exp(-0.4455x'')] ]$

sottozona PS2  $F_N(x'') = \exp[-23.6865\exp(-x'') - 1.4671\exp(-0.4455x'')] ]$

Al terzo livello di regionalizzazione si è considerata la dipendenza lineare della media dell'intensità giornaliera  $\mu_g$  dalla sola quota  $h$  della stazione attraverso la relazione (1.4).

Si è dapprima controllato se fosse possibile ammettere la validità della (1.4) in ciascuna delle sottozone omogenee rispetto a CV. Tale ipotesi è risultata da respingere.

Si è quindi tentato di definire delle sottozone omogenee più ristrette, partendo dalle sottozone definite per la legge EV1 da Calenda e Petaccia (1992). Con un processo di aggregazione sono state individuate 15 sottozone, in cui i parametri della regressione e il coefficiente di correlazione assumono i valori indicati nella tabella 1.V.

area	c	d	$\rho$	area	c	d	$\rho$
<i>RMf</i>				<i>PS1</i>			
<i>RMa</i>	0,04040	65,819	0,693	<i>PS1a</i>	0,02037	32,284	0,660
<i>RMb</i>	0,01759	47,267	0,557	<i>PS1b</i>	0,00857	59,033	0,290
<i>RMc</i>	0,01717	61,680	0,414	<i>PS1c</i>	0,03285	35,576	0,540
<i>RMd</i>	0,00857	59,033	0,290	<i>PS1d</i>	0,03493	46,741	0,758
<i>RMe</i>	0,02500	64,416	0,511	<i>PS1e</i>	0,03198	41,519	0,562
<i>RMf</i>	0,06911	62,965	0,583	<i>PS2</i>			
<i>RMg</i>	0,00907	38,755	0,331	<i>PS2a</i>	0,01333	64,608	0,219
				<i>PS2b</i>	0,00749	55,374	0,444
				<i>PS2c</i>	0,03532	56,187	0,730

Tabella 1.V -Terzo livello di regionalizzazione. Parametri della regressione della media sulla quota  
Compartimento di Roma e Compartimento di Pescara

A titolo di esempio, alcune rette di regressione sono indicate nelle figure 1.8. Sia il controllo visivo, sia i valori dei coefficienti di correlazione - mediamente piuttosto bassi - indicano che la dipendenza lineare dalla sola quota, se può essere assunta come ipotesi di prima approssimazione, non è tuttavia completamente soddisfacente.

Un controllo a posteriori della validità dell'ipotesi espressa dalla (1.4) è stata condotta mediante il confronto dei valori medi osservati in ogni stazione con il relativo intervallo di confidenza del 90%, calcolato empiricamente con i metodi Montecarlo. Per ogni stazione è stata simulata la distribuzione di probabilità dei valori medi campionari delle altezze di pioggia, relativi a campioni generati in base ai parametri regionali pertinenti alla sottozona omogenea di appartenenza della stazione ed alla sua quota.

I risultati ottenuti mostrano che, dal punto di vista statistico, l'ipotesi è accettabile solo per le aree omogenee *RMb* e *PS2f*, mentre per le altre aree la percentuale di stazioni rientranti nei limiti di confidenza varia tra il 40% ed il 70%. Ciò indica che la quota *h* non può essere considerata l'unico parametro per la regionalizzazione al terzo livello ed è quindi certamente necessario estendere lo studio anche a altri parametri geografici, come l'orientamento dei versanti e la distanza dal mare.

Retta di regressione tra media e quota

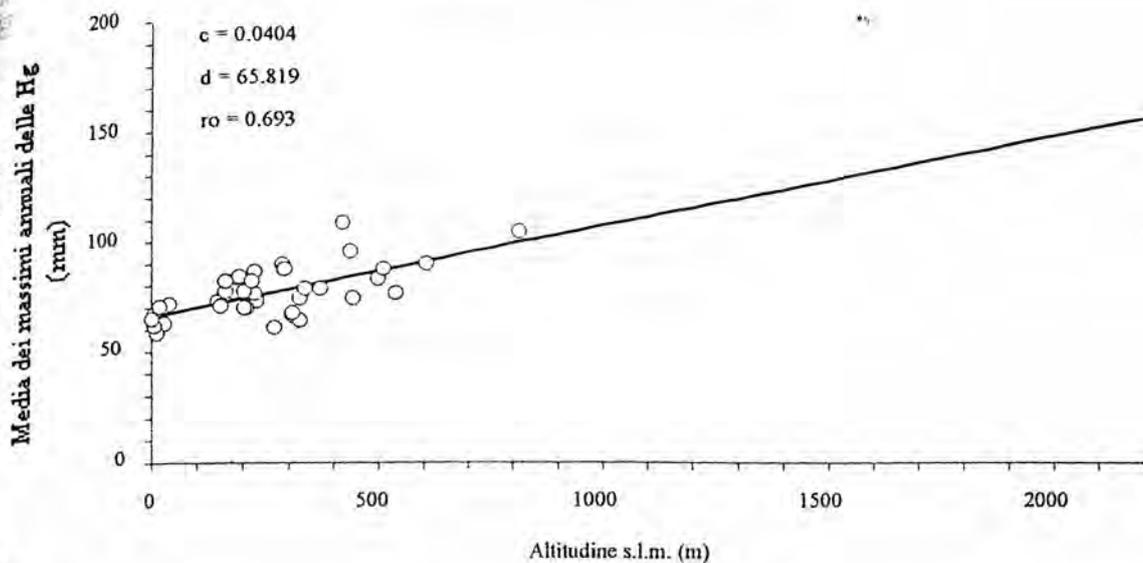


Figura 1.8a - Terzo livello di regionalizzazione. Rette di regressione tra media e quota: area *RMA*.

Retta di regressione tra media e quota

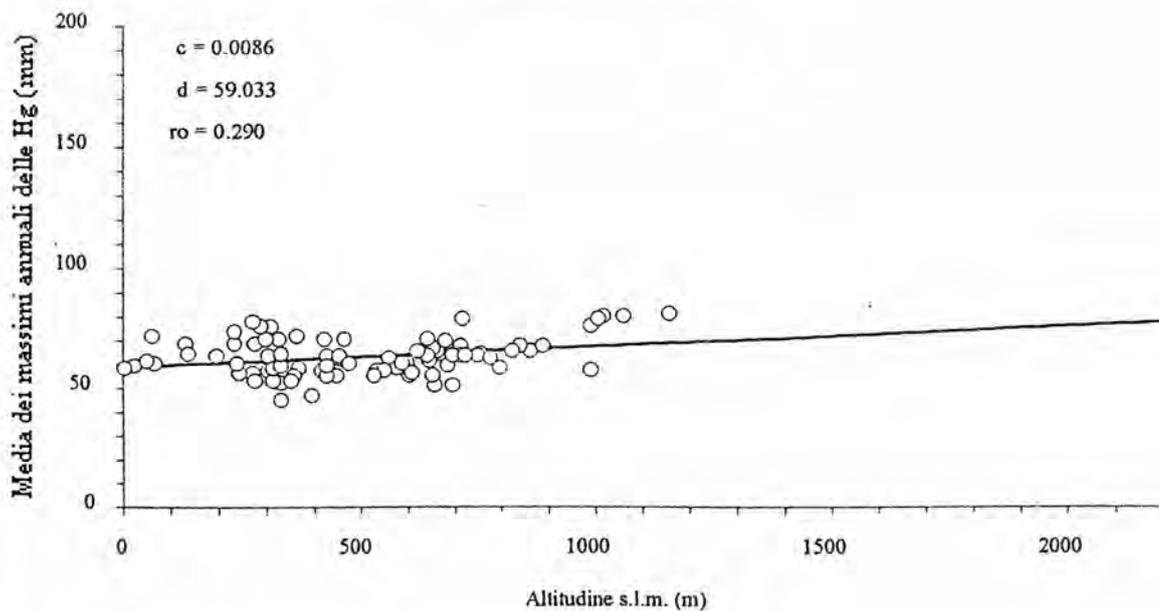


Figura 1.8b - Terzo livello di regionalizzazione. Rette di regressione tra media e quota: area *PS1b*.

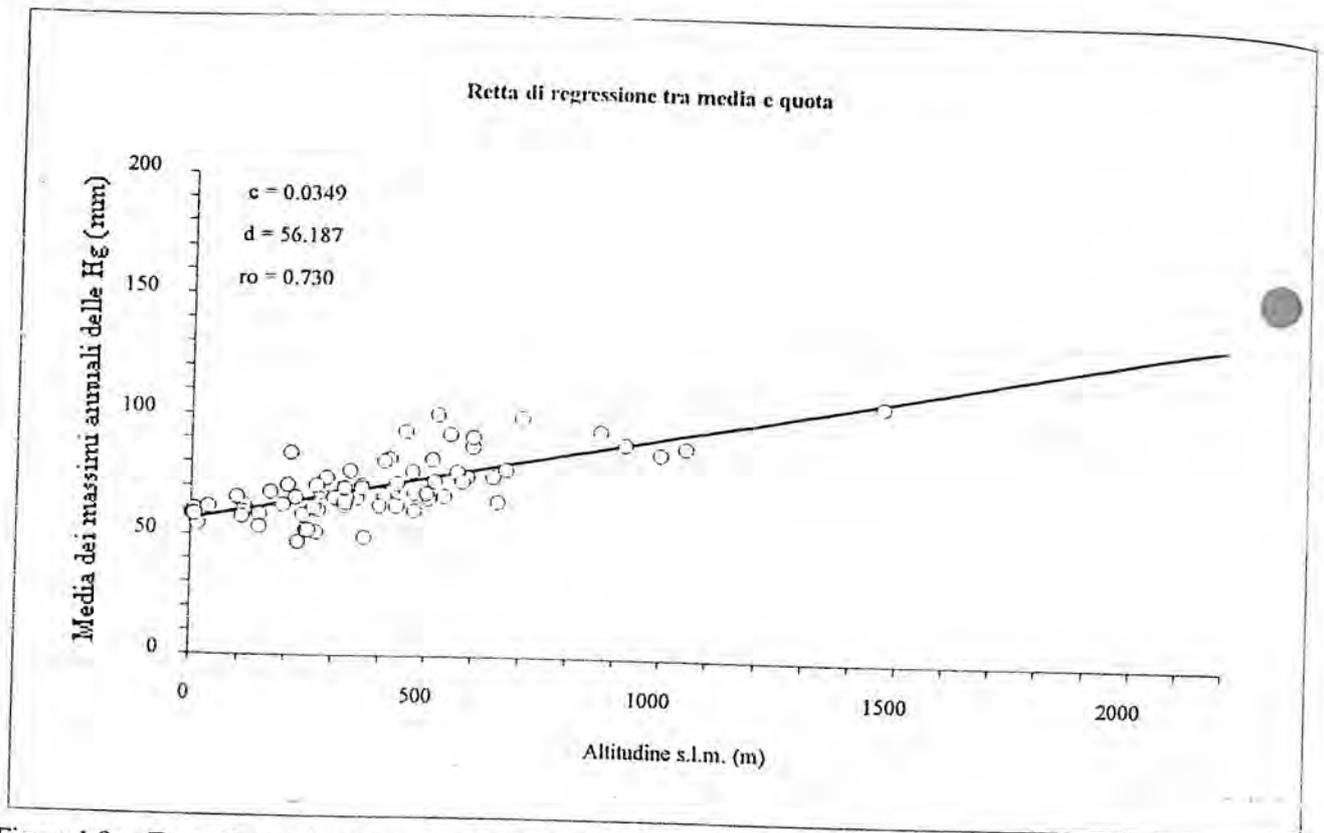


Figura 1.8c - Terzo livello di regionalizzazione. Rette di regressione tra media e quota: area *PS2c*.

Nome stazione	N	II	$\Theta_1$	$\Lambda_1$	CV	G
NERETO	46	163	12,97	18,894	0,53	1,976
CIVITELLA DEL TRONTO	41	589	14,482	20,431	0,405	0,849
GIULIANOVA	38	2	11,493	25,675	0,55	2,606
GINEPRI	35	820	10,842	31,333	0,419	1,372
TERAMO	59	300	12,961	18,621	0,421	1,324
CAMPLI	42	396	9,9786	46,309	0,383	1,355
BELLANTE	36	354	9,1857	41,848	0,462	1,886
ROSETO DEGLI ABRUZZI	39	3	11,52	22,819	0,498	1,801
CANTONIERA PORCINARO	31	1160	9,8883	82,032	0,385	1,53
CANTONIERA ORTOLANO	34	110	13,989	18,743	0,408	0,673
CAMPOTOSTO	48	1430	10,159	54,892	0,338	0,712
NERITO	44	800	11,127	35,196	0,348	0,792
FANO ADRIANO	53	750	14,59	25,957	0,376	0,722
PIETRACAMELA	47	10	19,059	12,341	0,479	1,273
VILLA VALI.UCCI	45	500	9,895	71,604	0,306	0,89
FANO A CORNO	46	700	18,651	23,176	0,455	1,209
ISOLA DEL GRAN SASSO	49	419	14,298	30,934	0,397	1,235
CASTELLI	51	600	20,92	8,7653	0,499	1,821
TOSSICIA	38	407	13,54	35,43	0,378	1,342
GUARDIA VOMANO	43	220	10,833	40,053	0,439	1,14
SILVI ALTA	39	240	11,289	10,162	0,579	1,692
ATRI	42	442	14,949	14,888	0,508	1,461
FARINDOLA	39	567	12,007	49,833	0,464	2,022
PENNE	48	438	10,143	41,081	0,383	0,973
MOSCUFO	40	246	8,9691	32,593	0,459	1,509
ARSITA	44	470	11,559	59,689	0,406	2,104
MONTEFINO	46	360	9,976	74,724	0,355	1,212
CITTA' S. ANGELO	44	320	12,264	20,678	0,437	0,982
MONTEREALE	43	948	6,816	83,604	0,279	0,687
TERMINE	50	150	9,4393	62,391	0,248	-0,03
TORNIMPARTE	47	886	8,1986	328,86	0,25	0,745
SCOPPITO	43	800	8,9058	68,396	0,315	0,88
CASAMAINA	34	1398	11,571	46,676	0,325	0,837
L'AQUILA	44	735	4,8104	472,17	0,245	0,955
CAMPO IMPERATORE	30	2125	19,818	8,4457	0,603	0,993
ASSERGI (FUVINIA)	44	140	10,343	35,756	0,423	1,44
BAZZANO	46	549	5,7271	130,05	0,269	0,702
POGGIO PICENZE	43	830	4,7485	371,28	0,25	0,819

Tabella 1. VIa -Primo livello di regionalizzazione. Parametri  $\Theta_1$  e  $\Lambda_1$ . Compartimento di Pescara.

### 1.3 Il modello regionale delle piogge intense

Data la relativa limitatezza dei dati pluviografici posseduti rispetto alla quantità di dati pluviometrici, è stato elaborato un modello probabilistico, relativo alle piogge brevi, che impiegasse l'informazione regionale stabilita per i massimi annuali di pioggia giornaliera.

L'elaborazione effettuata è stata rivolta a stabilire una relazione durata-intensità-frequenza, espressa attraverso una legge di forma:

$$i_t(T) = i_0(T) \left( \frac{b}{b+t} \right)^m \quad (1.5)$$

dove:

T è il tempo di ritorno

b è un parametro che caratterizza la trasformazione temporale, indipendente da T

$i_0(T)$  è l'intensità istantanea relativa al tempo di ritorno T

m è un parametro indipendente da T

Per impiegare l'informazione regionale, si sono assunte le seguenti ipotesi:

la curva di crescita, stabilita per i massimi delle piogge giornaliere, è valida anche a rappresentare la distribuzione di probabilità dei valori adimensionalizzati dei massimi annuali delle piogge di durata inferiore:

$$P\left(\frac{i_t}{\mu_t}\right) = e^{-\lambda_1} e^{\left(\frac{-i_t}{\mu_t}\right)} \lambda_2 e^{\left(\frac{-i_t}{\mu_t}\right)} \quad (1.6)$$

l'intensità istantanea media  $\mu_0$  dipende in modo trascurabile da fattori morfologici e si può quindi ritenere costante nella sottozona, pari al valor medio dei  $m_0$  di ogni stazione appartenente alla sottozona.

Considerando la (1.5) risulta che tale relazione è valida, in particolare, per i valori medi e per la durata  $t = 24$ :

$$\mu_{24} = \mu_0 \left( \frac{b}{b+24} \right)^m \quad (1.7)$$

D'altro canto è possibile ipotizzare un legame di proporzionalità tra  $\mu_g$  e  $\mu_{24}$  esprimibile attraverso un coefficiente  $\delta$ , considerato costante nell'area:

$$\mu_g = \delta \mu_{24} \quad (1.8)$$

tenendo conto della (1.4) risulta che:

$$\mu_{24} = \frac{\mu_g}{\delta} = \frac{c \cdot y + d}{\delta} \quad (1.9)$$

e quindi uguagliando la (1.7) alla (1.9) si ricava:

$$m = \frac{\ln\left(\frac{c \cdot y + d}{\delta \cdot \mu_0}\right)}{\ln\left(\frac{b}{b+24}\right)} \quad (1.10)$$

Il parametro  $m$  risulta quindi una funzione della quota del sito considerato. In base alla (1.5) e alla (1.10), si ottiene la legge di variazione dell'intensità media di pioggia in funzione della durata  $t$  e della quota  $y$ :

$$\mu_t = \mu_0 \left( \frac{b}{b+t} \right)^{\frac{\log \left( \frac{cy+d}{\delta_{10}} \right)}{\log \left( \frac{b}{b+24} \right)}} \quad (1.11)$$

Calcolato  $\mu_t$ , rimane stabilito il parametro  $\Theta_{1t}$  della distribuzione TCEV valida per tutta la sottozona, in quanto esiste fra essi il legame di proporzionalità dato dalla (1.2) e dalla (1.3) e si ottiene quindi la legge della distribuzione di probabilità cumulata dell'intensità di pioggia di durata  $t$ , espressa in termini di distribuzione TCEV:

$$P(i_t) = e^{-\lambda_1 e^{\left( \frac{-i_t}{\Theta_{1t}} \right)}} - \lambda_2 e^{\left( \frac{-i_t}{\Theta_{1t}} \right)} = e^{-\lambda_1 e^{\left( \frac{-i_t}{\Theta_{1t}} \right)}} - \lambda_2 e^{\left( \frac{-i_t}{\Theta_{1t}} \right)} \quad (1.12)$$

Dalla (1.12) per la durata  $t = 0$  e per ogni fissato tempo di ritorno  $T$  si può ottenere il valore  $i_0(T)$  e quindi la relazione IDF relativa al tempo di ritorno prefissato:

$$i_t = i_0(T) \left( \frac{b}{b+t} \right)^{\frac{\log \left( \frac{cy+d}{\delta_{10}} \right)}{\log \left( \frac{b}{b+24} \right)}} \quad (1.13)$$

L'applicazione regionale di questo modello per le piogge brevi è stato ottenuto calcolando, per ogni area omogenea individuata attraverso la regionalizzazione delle piogge giornaliere, i valori regionali di  $b$  e di  $i_0$ , pari alla media pesata dei corrispondenti valori relativi alle stazioni pluviografiche<sup>1</sup> ricadenti in ogni area. In definitiva si dispone quindi di una relazione IDF regionalizzata tipo la (1.13) per ogni area omogenea. I valori di  $i_0$  e  $b$ , puntuali e regionali, sono riportati rispettivamente nelle tabelle 1.III, 1.IV e 1.VIII.

Le figure 1.9 riportano l'adattamento della distribuzione di probabilità regionalizzata delle piogge intense di 1 e 24 ore ai valori osservati, per alcune stazioni.

Area omogenea	b regionale	i <sub>0</sub> regionale	Area omogenea	b regionale	i <sub>0</sub> regionale
<i>RM</i>			<i>PS1</i>		
<i>RMa</i>	0.135	147.02	<i>PS1a</i>	0.0145	134.97
<i>RMb</i>	0.141	147.83	<i>PS1b</i>	0.152	120.32
<i>RMc</i>	0.119	122.34	<i>PS1c</i>	0.094	107.98
<i>RMd</i>	0.127	143.91	<i>PS1d</i>	0.123	118.76
<i>RMe</i>	0.088	162.44	<i>PS1e</i>	0.081	148.36
<i>RMf</i>	0.102	147.63	<i>PS2</i>		
			<i>PS2a</i>	0.118	136.70
			<i>PS2b</i>	0.069	122.31
			<i>PS2c</i>	0.096	133.06

Tab. 1.VIII - Valori regionali di  $i_0$  e  $b$ , per ogni area omogenea.

<sup>1</sup> I parametri  $b$  e  $i_0$ , per ogni stazione, sono stati calcolati con un procedimento ai minimi quadrati che impone al rapporto  $i_1/i_5$  il valore 3,36 misurato alla stazione pluviografica di Roma Macao (cfr. Calenda et al., 1992).

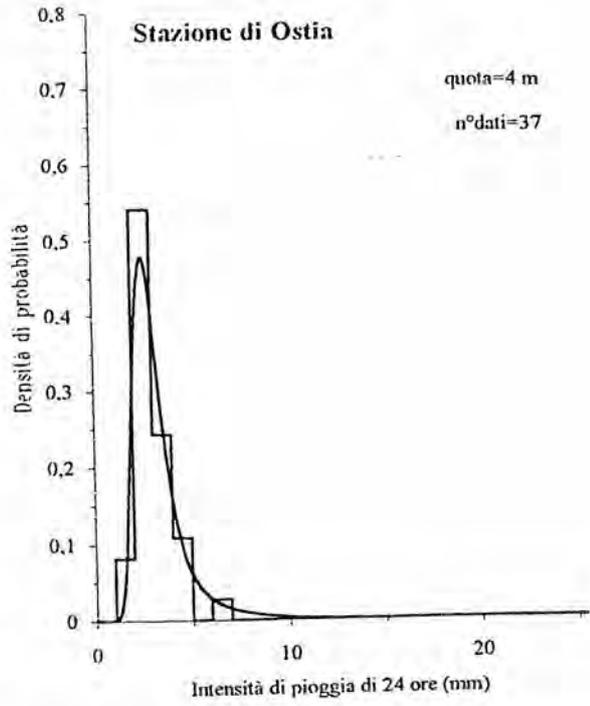
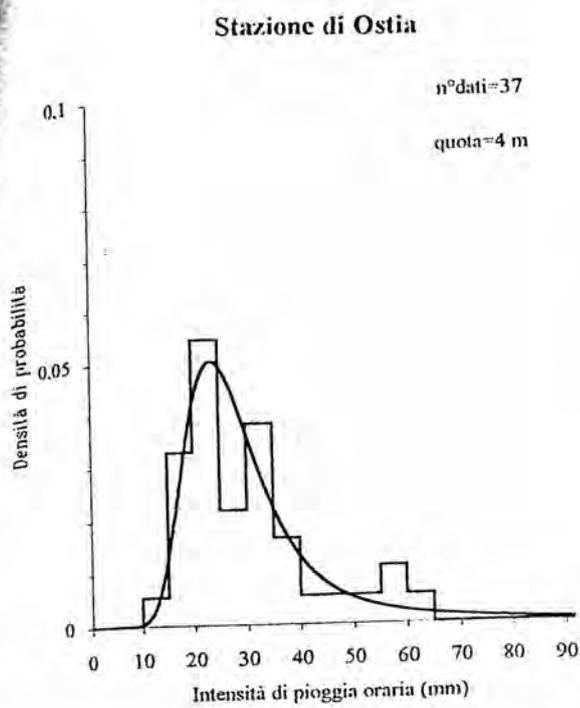


Figura 1.9 a-b - Adattamento della distribuzione di probabilità regionalizzata delle piogge intense di 1 e 24 ore ai valori osservati, per una stazione della sottozona RM.

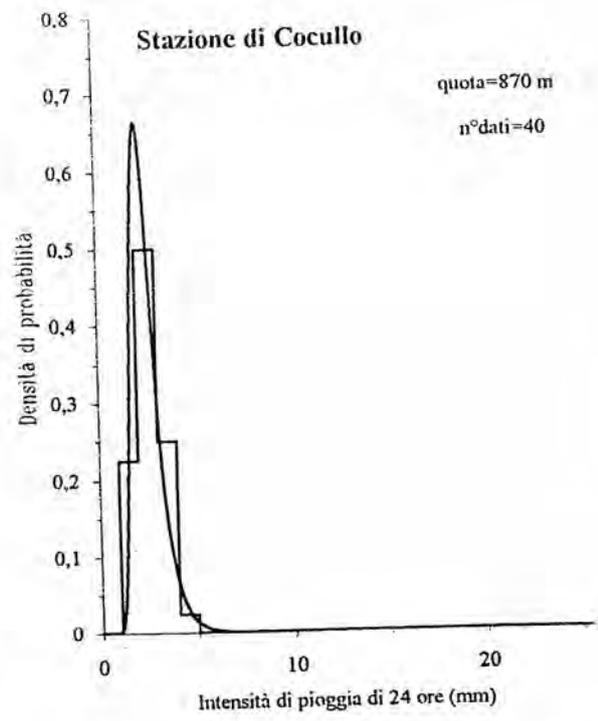
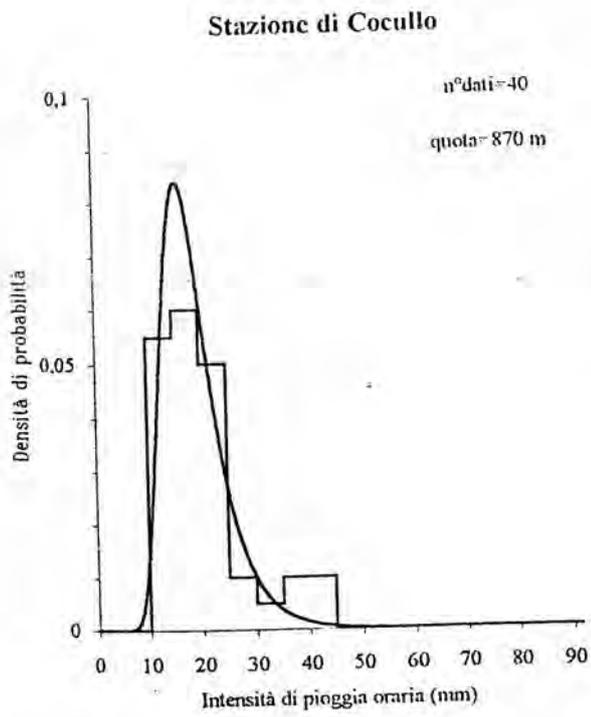


Figura 1.9 c-d - Adattamento della distribuzione di probabilità regionalizzata delle piogge intense di 1 e 24 ore ai valori osservati, per una stazione della sottozona PS1.

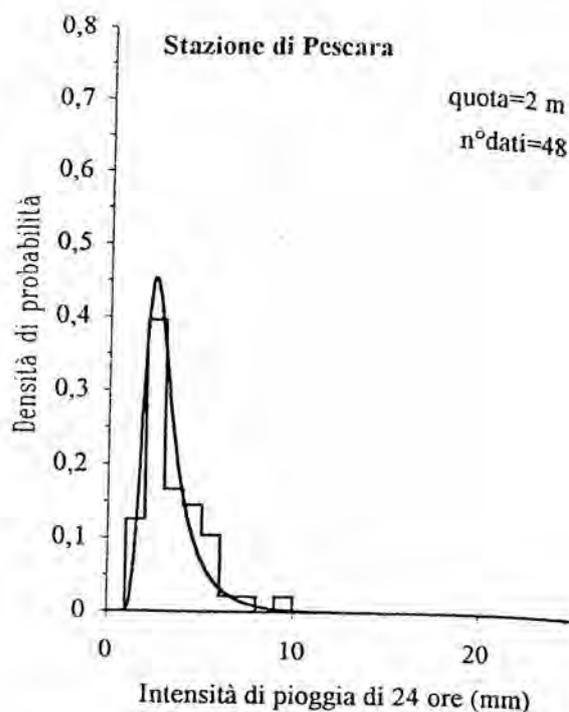
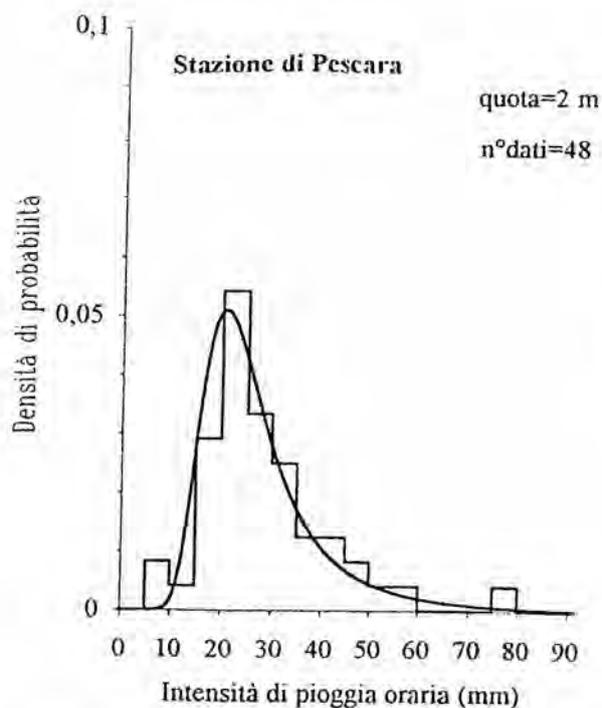


Figura 1.9 e-f - Adattamento della distribuzione di probabilità regionalizzata delle piogge intense di 1 e 24 ore ai valori osservati, per una stazione della sottozona PS2.

#### Ragguaglio all'area delle relazioni IDF

Al momento non è stata condotta un'indagine specifica sul ragguaglio all'area delle stime regionali.

Il modello delle piogge brevi proposto può, però, essere facilmente integrato esprimendo l'intensità ragguagliata  $i_t'$  con la relazione:

$$i_t'(T) = i_0' \left( \frac{b}{b+t} \right)^{m'}$$

con:

$$i_0' = \varphi_1 \cdot i_0$$

$$m' = \varphi_2 + m$$

La stima dei parametri di ragguaglio  $\varphi_1$  e  $\varphi_2$  potrà quindi essere effettuata con la seguente procedura:

- stabilire, per ogni durata  $t$ , un rapporto di ragguaglio  $i_t'/i_t$  in base ai dati osservati;
- applicare il metodo dei minimi quadrati all'espressione:

$$\frac{i_t'}{i_t} = \varphi_1 \cdot \left( \frac{b}{b+t} \right)^{\varphi_2}$$

linearizzata passando ai logaritmi:

$$\text{Log} \left( \frac{i_t'}{i_t} \right) = \text{Log} \varphi_1 + \varphi_2 \cdot \text{Log} \left( \frac{b}{b+t} \right)$$

## 2 -REGIONALIZZAZIONE DELLE PIENE DEI BACINI DELLE SEZIONI IDROGRAFICHE DI ROMA E DI PESCARA

Per l'elaborazione dei deflussi sono state considerate le serie storiche delle portate al colmo delle stazioni idrometriche fornite dalla Pubbl. n° 17 del Servizio Idrografico Italiano i cui dati riguardano il periodo 1922-1970. Dal 1970 in poi i dati sono stati calcolati mediante la scala di deflusso dall'esame degli idrogrammi di piena. Nelle figure 2.1 e 2.2 in allegato sono indicate le due regioni in esame e la posizione delle stazioni idrometriche.

In allegato (Tab. 2.I e 2.II) sono riportati di ogni singola stazione il nome, il codice, la numerosità, il coefficiente di variazione campionario ed il coefficiente di asimmetria campionario.

### 2.1 L'identificazione delle zone omogenee

Il procedimento regionale ha previsto, per ogni compartimento in esame:

- la formulazione di un'ipotesi di suddivisione, zone al primo livello, sottozona al secondo livello;
- la stima dei parametri regionali della legge TCEV;
- la verifica della validità dell'ipotesi;
- il passaggio al livello successivo, nel caso di verifica positiva;
- la modifica della regionalizzazione nel caso di verifica negativa. Questa è consistita nella suddivisione in aree più piccole delle aree precedentemente considerate omogenee.

#### *Compartimento di ROMA - 1<sup>a</sup> Ipotesi - Unica zona*

Inizialmente si è formulata l'ipotesi che tutta l'area di studio fosse una zona omogenea in relazione al coefficiente di asimmetria. Si è così trovato per la zona in esame e per le 23 stazioni (con  $N > 8$ ) in essa contenute, i seguenti valori regionali:

$$\Theta_* = 5.52$$

$$\Lambda_* = 0.03$$

In figura 2.3 sono rappresentate le fasce di confidenza per la verifica del coefficiente di asimmetria. Si vede come la percentuale delle stazioni non comprese tra le fasce di confidenza è pari al:

- 4,3 % per la fascia dell'1 %;
- 13,0 % per la fascia del 5 %;
- 13,0 % per la fascia del 10 %;
- 26,1 % per la fascia del 20 %.

Tale ipotesi non sembra quindi confermata dai dati.

STAZIONE	N	MEDIA (m <sup>3</sup> /s)	SCARTO	CV	G
TORDINO A TERAMO	31	102,25806	68,52284	0,6701	1,46382
VOMANO A FANO ADRIANO	20	93,56001	60,09286	0,64229	1,39262
PONTE RIO ARNO VOMANO	40	36,62251	28,14558	0,76853	2,15784
MAVONE A ISOLA DEL G. GRASSO	15	39,76667	21,46105	0,53967	0,83742
RUZZO A PRETARA	15	16,68666	10,53109	0,63111	0,72889
TAVO A S. PELLEGRINO	30	88,75333	89,63234	1,0099	3,14497
ATERNO A TRE PONTI	30	23,83667	9,03694	0,37912	1,58131
ATERNO A L'AQUILA	18	154,68332	43,4528	0,28091	-0,27398
ATERNO A MOLINA	42	46,69048	18,53447	0,39696	3,26492
ATERNO ALLOGGIAMENTO IDRAULICO	23	61,46087	16,31883	0,26552	1,02564
PESCARA A MARAONE	42	75,25238	18,43253	0,24494	0,37028
SANGRO A BARREA	16	74,45625	49,27988	0,66186	2,41059
ORTE A BOLOGNANO	14	79,53571	52,22207	0,65659	1,34898
SAGITTARIO A VILLALAGO	32	2,95937	1,27986	0,43248	1,43125
SAGITTARIO A CAPOCANALE	39	24,75384	10,94066	0,44198	1,64088
SANGRO A ATELETA	38	160,90788	80,02672	0,49734	1,60582
SANGRO A OPI	21	54,64762	38,26025	0,70013	1,12396
TASSO A MADONNA DEL LAGO	18	5,71667	2,49405	0,43628	0,99875
VERDE A VISCARDI	30	7,64	4,32786	0,56647	1,42257
ZITTOLA	32	17,8625	10,05167	0,56272	0,92896
TRIGNO A CHIAUCI	23	82,85651	51,06052	0,61625	1,5102

Tabella 2.1 Elenco delle stazioni idrometriche del Compartimento di Pescara

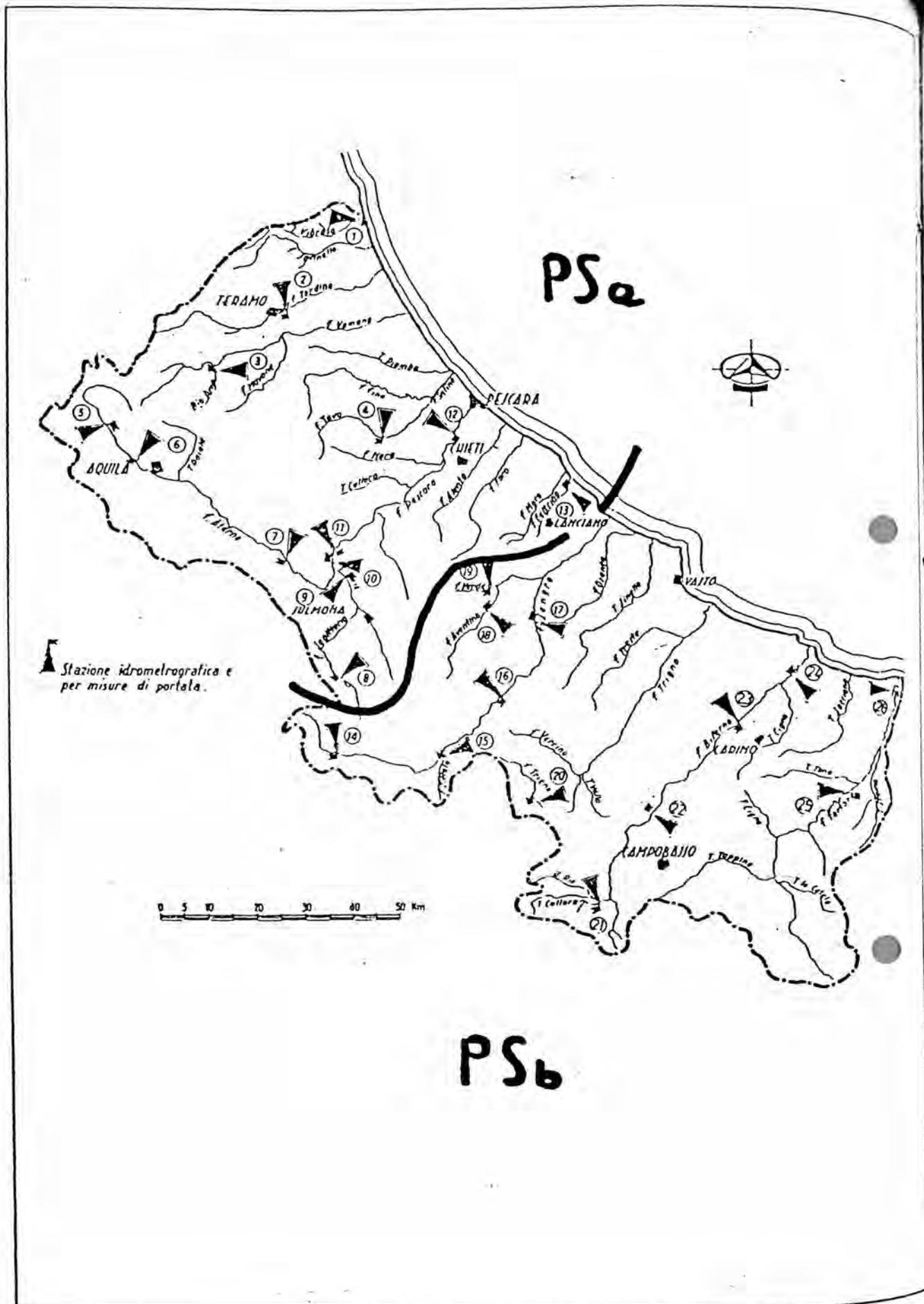


Figura 2.1 Carta delle stazioni idrometriche del Compartimento di Pescara

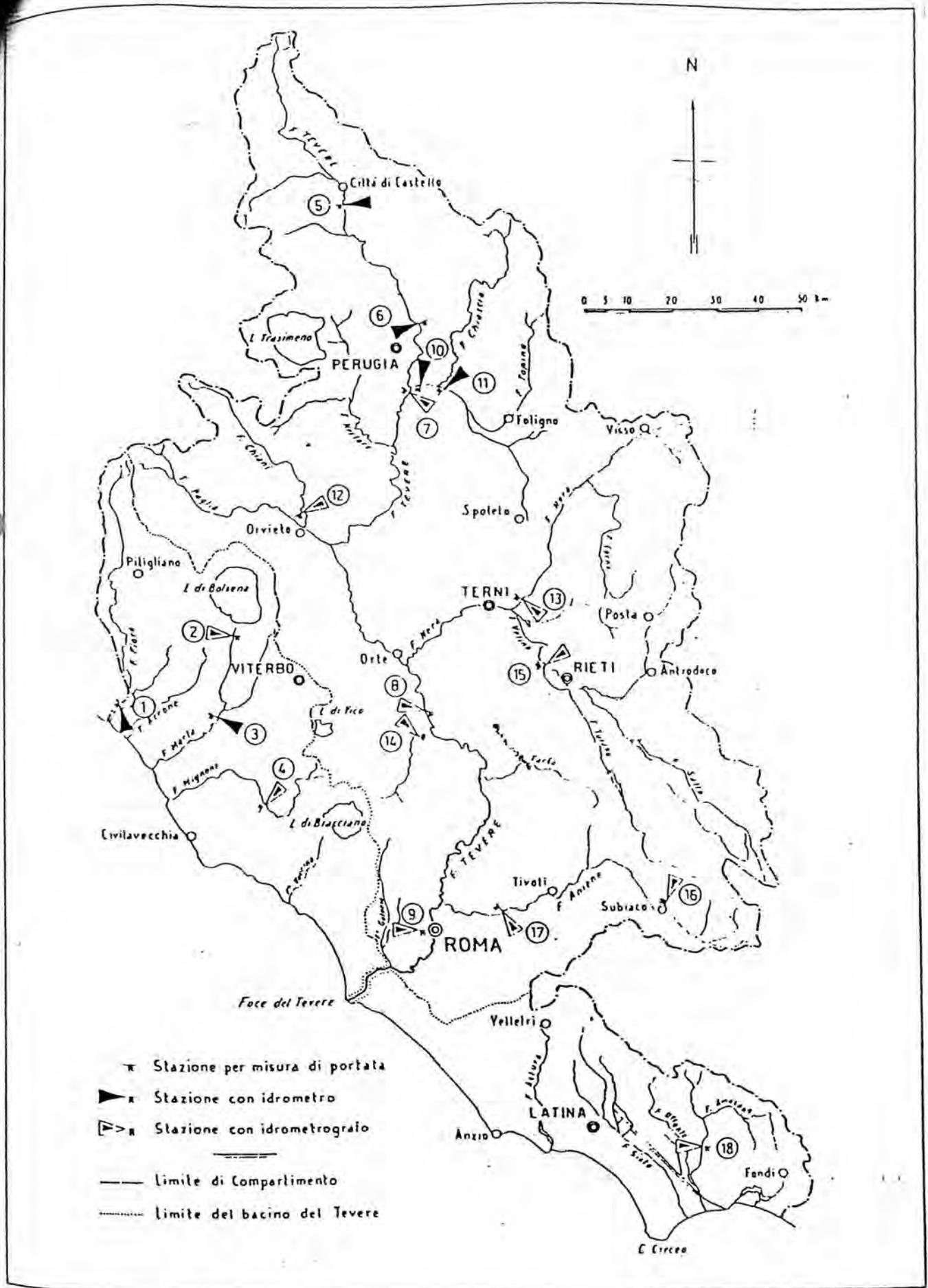


Figura 2.2 Carta delle stazioni idrometriche del Compartimento di Roma

Figura 2.3 Fasce di confidenza del parametro G - Compartimento di Roma - Zona unica

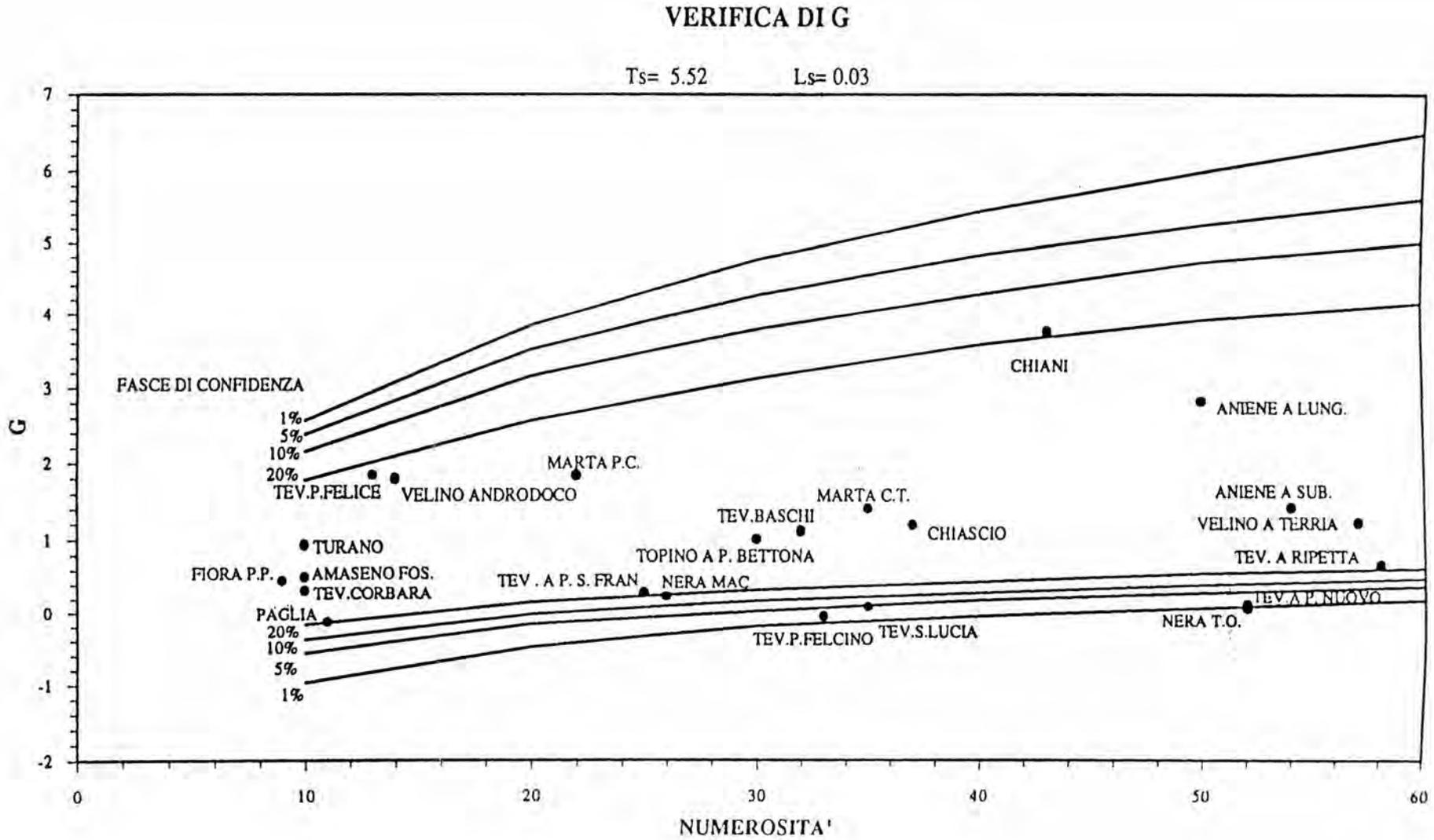


Figura 2.4 Fasce di confidenza del parametro G - Compartimento di Roma - Zona RMa

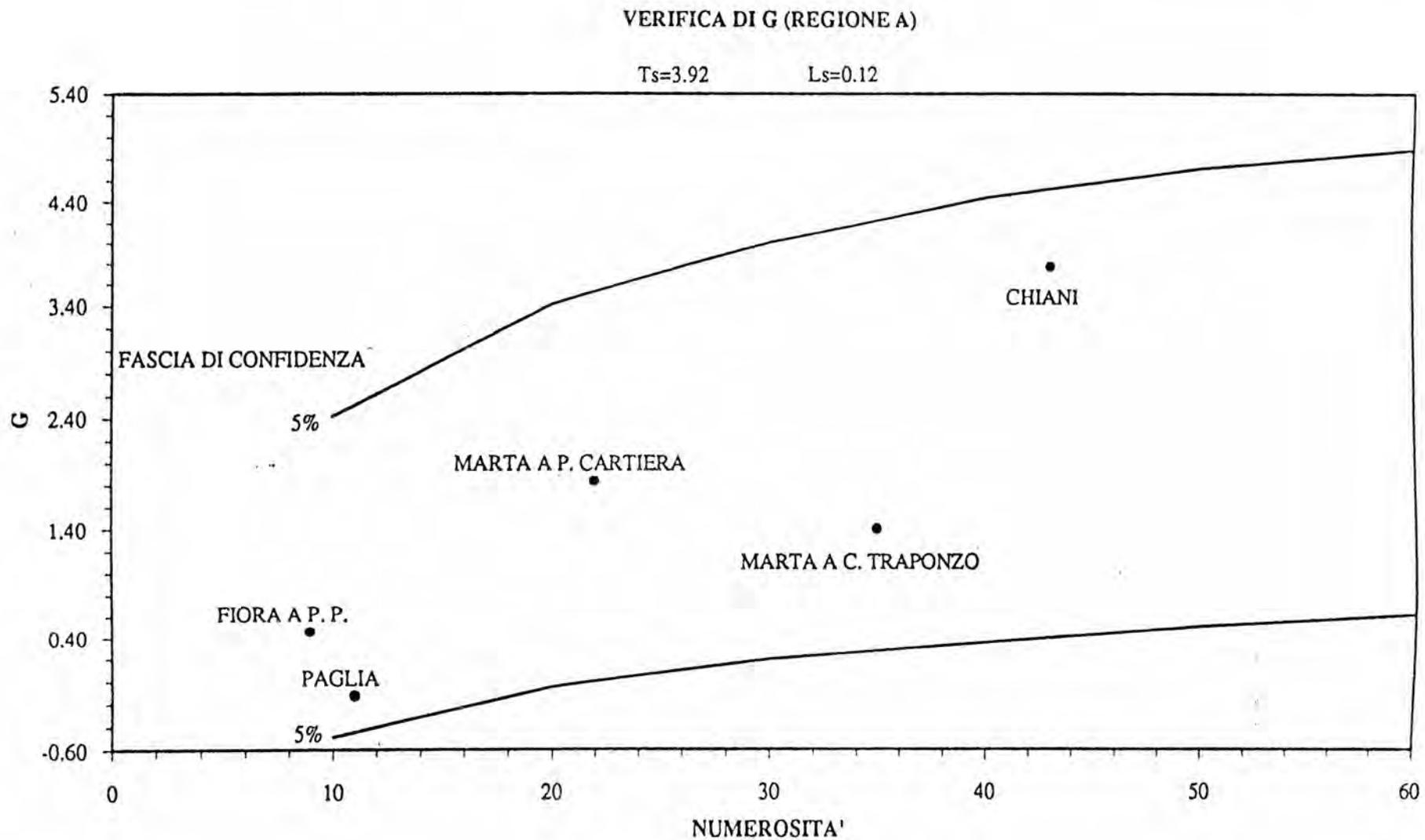
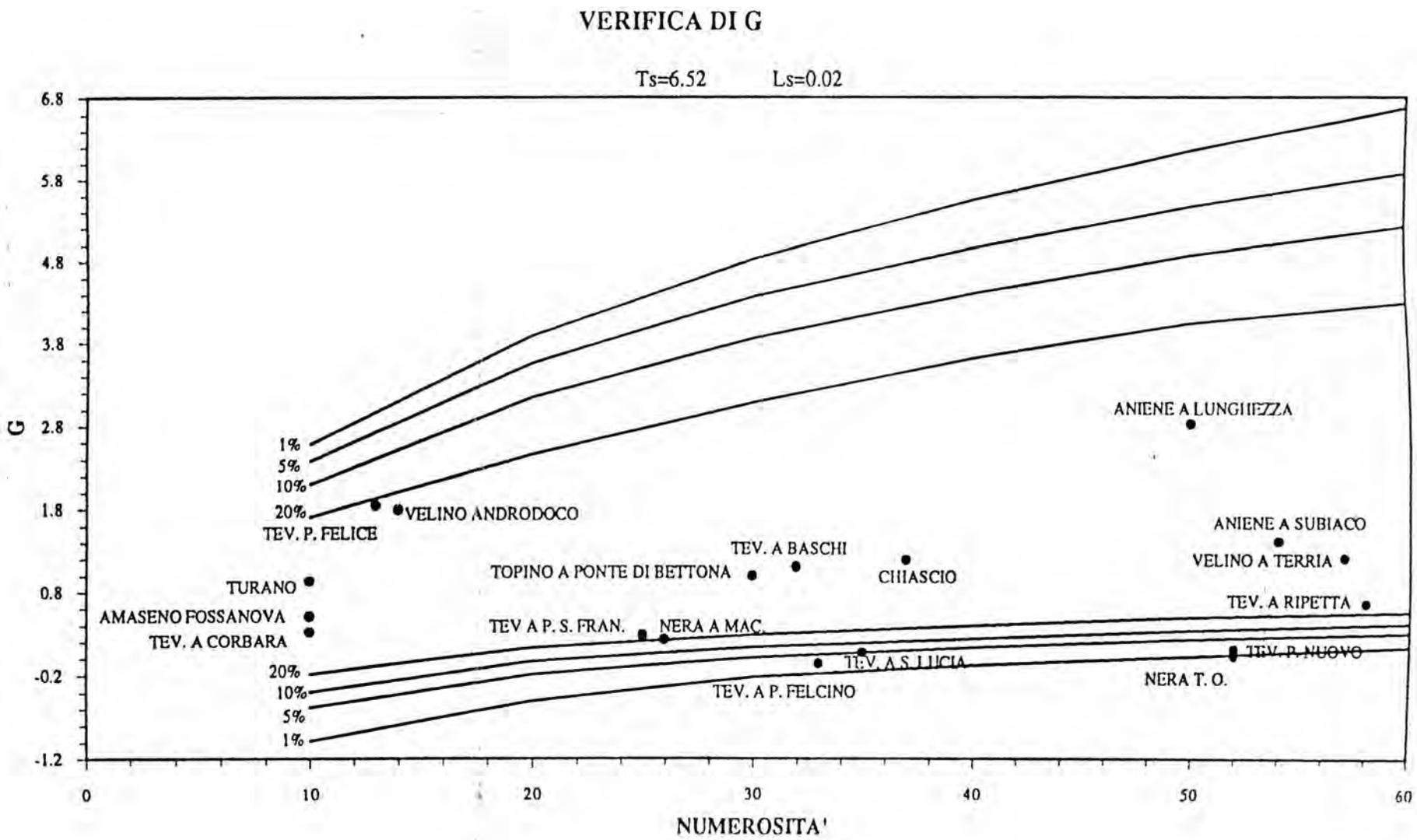


Figura 2.5 Fasce di confidenza del parametro G - Compartimento di Roma - Zona Rmb



Una seconda ipotesi di suddivisione considerata è quella che ha previsto due zone coincidenti rispettivamente con le regioni A e B, individuate nell'analisi di regionalizzazione delle massime piogge giornaliere dell'Italia centrale (Cosentino, 1992).

La prima zona RMa, comprendente la stazioni di:

Chiani a P. Morrano,

Paglia a Orvieto,

Marta a Centrale Traponzo,

Marta a Ponte della Cartiera,

Fiora a Ponte di Pitigliano,

si sono trovati i seguenti valori regionali:

$$\Theta^* = 3.92$$

$$\Lambda^* = 0.12$$

In figura 2.4 è rappresentata la fascia di confidenza del 5 % per la verifica del coefficiente di asimmetria. Poiché il coefficiente di asimmetria di ciascuna stazione è contenuto all'interno della fascia l'ipotesi non è da respingere.

Per la seconda zona RMb, comprendente le rimanenti 18 stazioni, si sono trovati i seguenti valori regionali:

$$\Theta^* = 6.52$$

$$\Lambda^* = 0,02$$

In figura 2.5 sono rappresentate le fasce di confidenza per la verifica del coefficiente di asimmetria. Si vede come la percentuale delle stazioni non comprese tra le fasce di confidenza è pari al:

5,5 % per la fascia dell'1 %;

16,6 % per la fascia del 5 %;

22,2 % per la fascia del 10 %;

22,2 % per la fascia del 20 %.

Anche in questo caso, quindi, l'ipotesi non sembra confermata dai dati. Ciò può essere dovuto al fatto che alcune stazioni, soprattutto il Tevere a P. Felcino, il Tevere a S. Lucia, il Tevere a P. Nuovo e il Nera a Torre Orsina - ma anche il Nera a Macchiagrossa e il Tevere a Ripetta, - presentano un'asimmetria molto modesta, per cui il modello TCEV non sembra applicabile. Ciò può essere anche attribuito alla non attendibilità dei valori di portata, per le ben note, incertezze che sussistono sulla estrapolazione delle scale di deflusso. Resta comunque il fatto che i dati non consentono un superamento di questo problema.

Sono state fatte altre ipotesi di suddivisioni in regioni omogenee, ma i risultati sono stati invariabilmente non soddisfacenti. Ciò può essere attribuito allo scarso numero delle stazioni considerate. Volendo mantenere le ipotesi base per la regionalizzazione si ritiene preferibile, in

armonia con le indicazioni generali del progetto VAPI, considerare come regione (I° livello) quella coincidente con il compartimento idrografico di Roma.

#### *Compartimento di Pescara - 1ª Ipotesi - Unica zona*

Inizialmente si è formulata l'ipotesi che tutta il compartimento in studio fosse una zona omogenea in relazione al coefficiente di asimmetria. Si è così trovato per la zona in esame e per le 30 stazioni (con  $N > 9$ ) in essa contenute, i seguenti valori regionali:

$$\Theta_* = 2.83$$

$$\Lambda_* = 0.48$$

In figura 2.6 sono rappresentate le fasce di confidenza per la verifica del coefficiente di asimmetria. Si vede come la percentuale delle stazioni non compresa tra le fascia di confidenza è pari al:

- 10 % per la fascia del 5 %;

Ciò può essere dovuto al fatto che le stazioni, Pescara a Maraone, Fortore a Ponte Littorio Casale, Aterno L'Aquila, presentano un'asimmetria molto modesta, per cui il modello TCEV non sembra applicabile. Ciò può essere anche attribuito alla non attendibilità dei valori di portata, per le ben note incertezze, che sussistono sulla estrapolazione delle scale di deflusso. Resta comunque il fatto che i dati non consentono un superamento di questo problema. Sono state fatte altre ipotesi di suddivisioni in regioni omogenee, ma i risultati sono stati invariabilmente non soddisfacenti. Ciò può essere attribuito allo scarso numero delle stazioni considerate. Volendo mantenere le ipotesi base per la regionalizzazione si ritiene preferibile, in armonia con le indicazioni generali del progetto VAPI, considerare come regione (I° livello) quella coincidente con il compartimento idrografico di Pescara.

# VERIFICA DI G

Ts=2.83

Ls=0.48

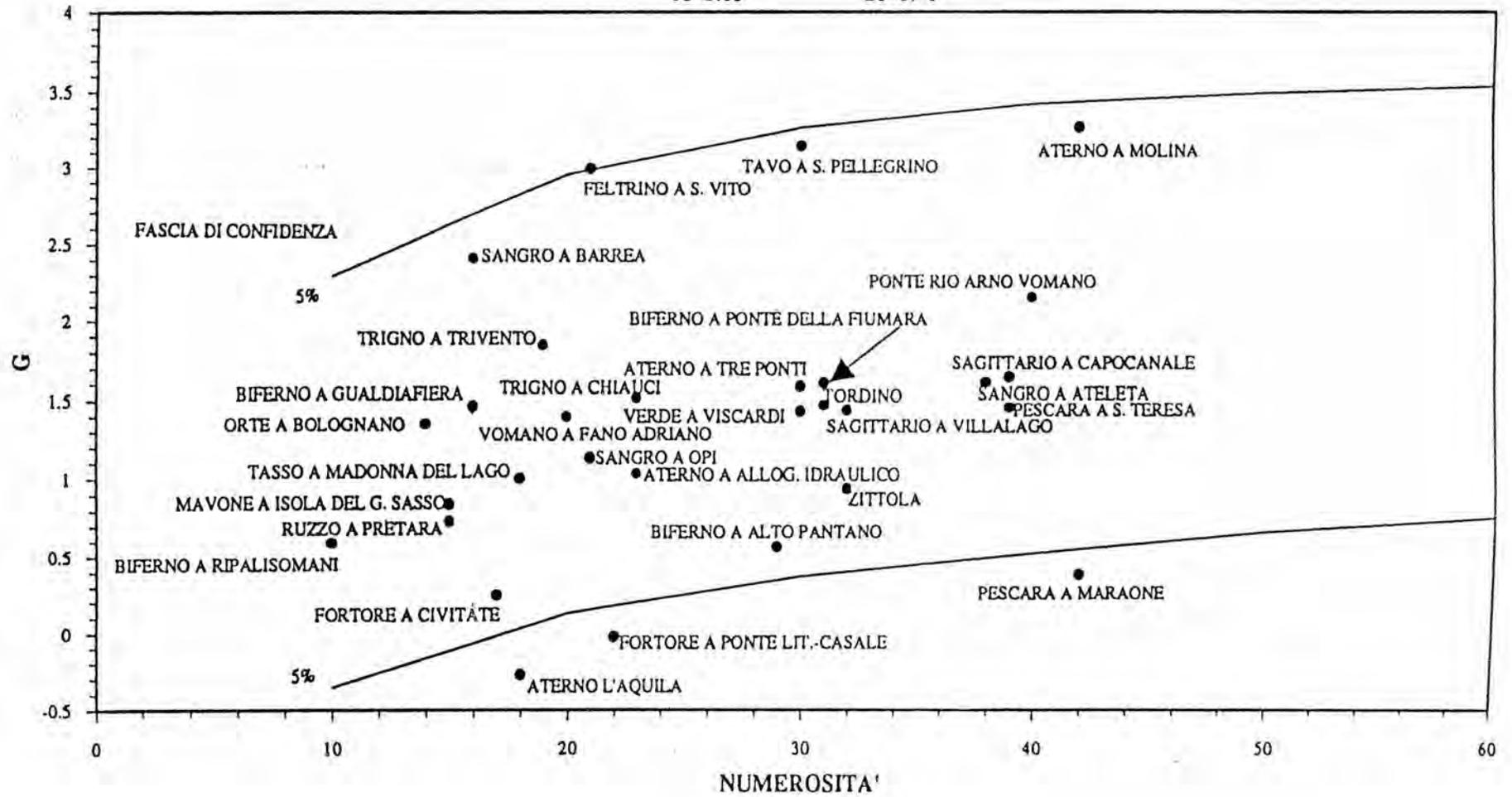


Figura 2.6 Fascia di confidenza del parametro G - Compartimento di Pescara - Zona unica.

## 2.2 L'identificazione delle sottozone omogenee

### *Compartimento di Roma - 1<sup>a</sup> Ipotesi*

Al secondo livello di regionalizzazione si è assunta come prima ipotesi quella di considerare l'intero compartimento come sottozona omogenea rispetto al coefficiente di variazione ovvero caratterizzata da un valore costante di  $\Lambda_1$ .

La stima del valore regionale di  $\Lambda_1$  viene semplicemente effettuata mediando i valori dei  $\Lambda_1$  relativi alle singole serie, ottenuti con  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  posti pari ai valori regionali (Rossi, Versace, Ferrari, Gabriele, 1987). In accordo con le procedure proposte (Rossi et al., 1987), si è fatto riferimento allo stimatore CV1 che è meno distorto e variabile di  $\Lambda_1$ . Ricavati i valori di CV1 per ogni singola serie appartenente alla sottozona, mediante la nota relazione CV1 e  $\Lambda_1$ , se ne calcola il valor medio; da questo, attraverso la medesima relazione, si ottiene infine il valore regionale di  $\Lambda_1$  caratteristico della sottozona.

Applicando questo procedimento alla sottozona sopraddetta si ottiene il valore regionale seguente:

$$\Lambda_1 = 12.32$$

La verifica di omogeneità, come risulta dalla figura 2.7, non è a stretto rigore soddisfacente perché 3 dati su 23 risultano esterni alla fascia di confidenza del 5%.

Altre ipotesi di suddivisioni sono risultate ugualmente non confermate, oppure non trovano una convincente giustificazione in termini geografici. Valgono anche in questo caso le osservazioni fatte per il 1° livello di regionalizzazione. Si ritiene quindi di considerare come sottozona omogenea (2° livello) quella coincidente con il compartimento idrografico di Roma.

# VERIFICA DI CV

Ts=5.52 Ls=0.03 Ll=12.32

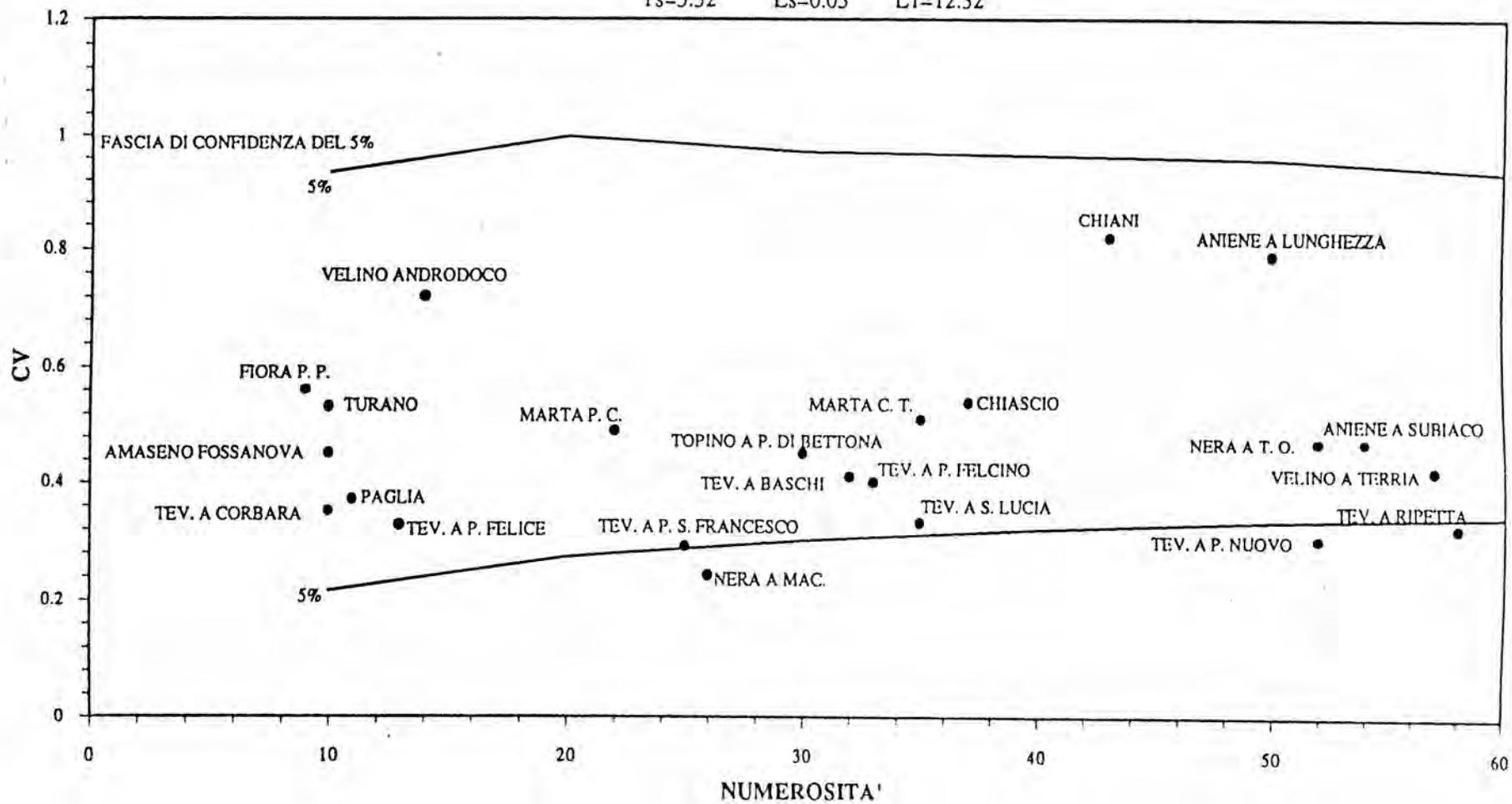


Figura 2.7 Fasce di confidenza del parametro CV - Compartimento di Roma - Sottozona unica

### *Compartimento di Pescara - 1<sup>a</sup> Ipotesi - Unica sottozona*

Al secondo livello di regionalizzazione si è assunta come prima ipotesi quella di considerare il compartimento come sottozona omogenee rispetto al coefficiente di variazione. Applicando il procedimento sopra descritto, si ottiene il valore regionale seguente:

$$\Lambda_1 = 9.1$$

La verifica di omogeneità, come risulta dalla figura 2.8, non è soddisfacente perché 9 dati su 30 risultano esterni alla fascia di confidenza del 5%.

### *Compartimento di Pescara - 2<sup>a</sup> Ipotesi*

Una seconda ipotesi considerata è quella che ha previsto due sottozone PSa e PSb, come in figura 2.1.

La sottozona PSa comprende 17 stazioni, a nord del compartimento, e più precisamente:

- Tordino a Teramo;
- Vomano a Fano Adriano;
- Ponte Rio Arno Vomano;
- Mavon a Isola del G. Sasso;
- Ruzzo a Pretara;
- Tavo a S. Pellegrino;
- Aterno a Tre Ponti;
- Aterno a L'Aquila;
- Aterno a Molina;
- Aterno Alloggiamento-Idraulico;
- Pescara a Maraone;
- Orte a Bolognano;
- Sagittario a Villalago;
- Sagittario a Capocanale;
- Tasso a Madonna del Lago;
- Pescara a S. Teresa;
- Feltrino a S. Vito.

La sottozona PSb comprende le rimanenti 13 stazioni.

Per la sottozona PSa si è trovato il seguente valore regionale:

$$\Lambda_1 = 12.15$$

In figura 2.9 è rappresentata la fascia di confidenza del 5 % per la verifica del coefficiente di variazione. Il 29.4 % delle stazioni non rientrano nella fascia di confidenza per cui si può ritenere l'ipotesi non accettabile.

Per la sottozona PSb si è trovato il seguente valore regionale:

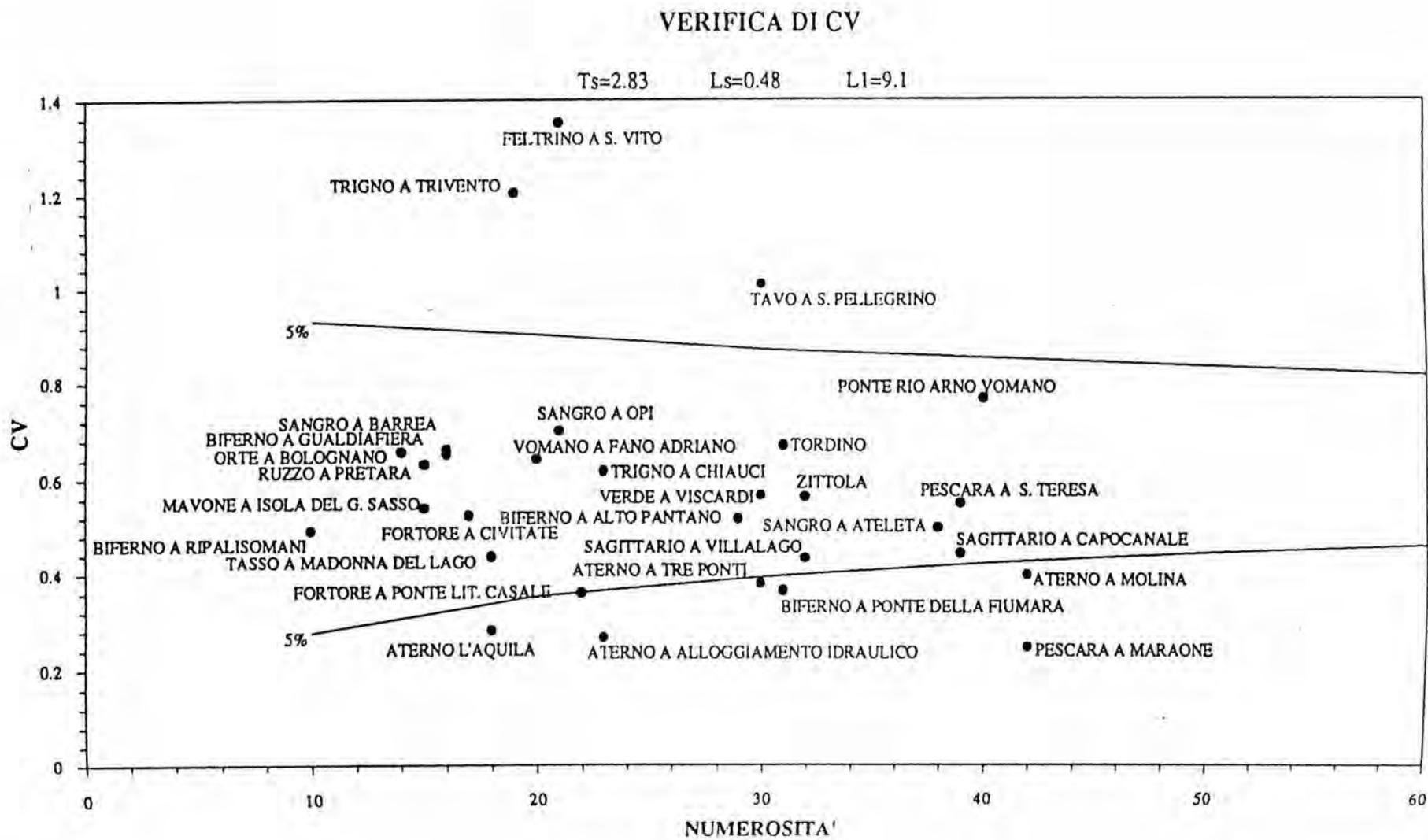
$$\Lambda_1 = 6.87$$

In figura 2.10 sono rappresentate le fasce di confidenza per la verifica del coefficiente di variazione. Si vede come la percentuale delle stazioni non comprese tra le fasce di confidenza è pari al:

- 23,7 % per la fascia del 5%.

L'ipotesi non sembra confermata dai dati. Ciò può essere dovuto al fatto che alcune stazioni, soprattutto l'Aterno a L'Aquila, l'Aterno a Alloggiamento Idraulico, il Pescara a Maraone - ma anche l'Aterno a Molina, l'Aterno a Tre Ponti - per la sottozona PSa, il Fortore a Ponte Littorio-Casale, il Biferno a Ponte della Fiumara, per la sottozona PSb, presentano un'asimmetria molto modesta, per cui il modello TCEV non sembra applicabile. Altre ipotesi di suddivisioni sono risultate ugualmente non confermate, oppure non trovano una convincente giustificazione in termini geografici. Valgono anche in questo caso le osservazioni fatte per il 1° livello di regionalizzazione. Si ritiene quindi di considerare come sottozona omogenea (2° livello) quella coincidente con il compartimento idrografico di Pescara.

Figura 2.8 Fasce di confidenza del parametro CV - Compartimento di Pescara - Zona unica



# VERIFICA DI CV

Ts=2.83    Ls=0.48    LI=12.15

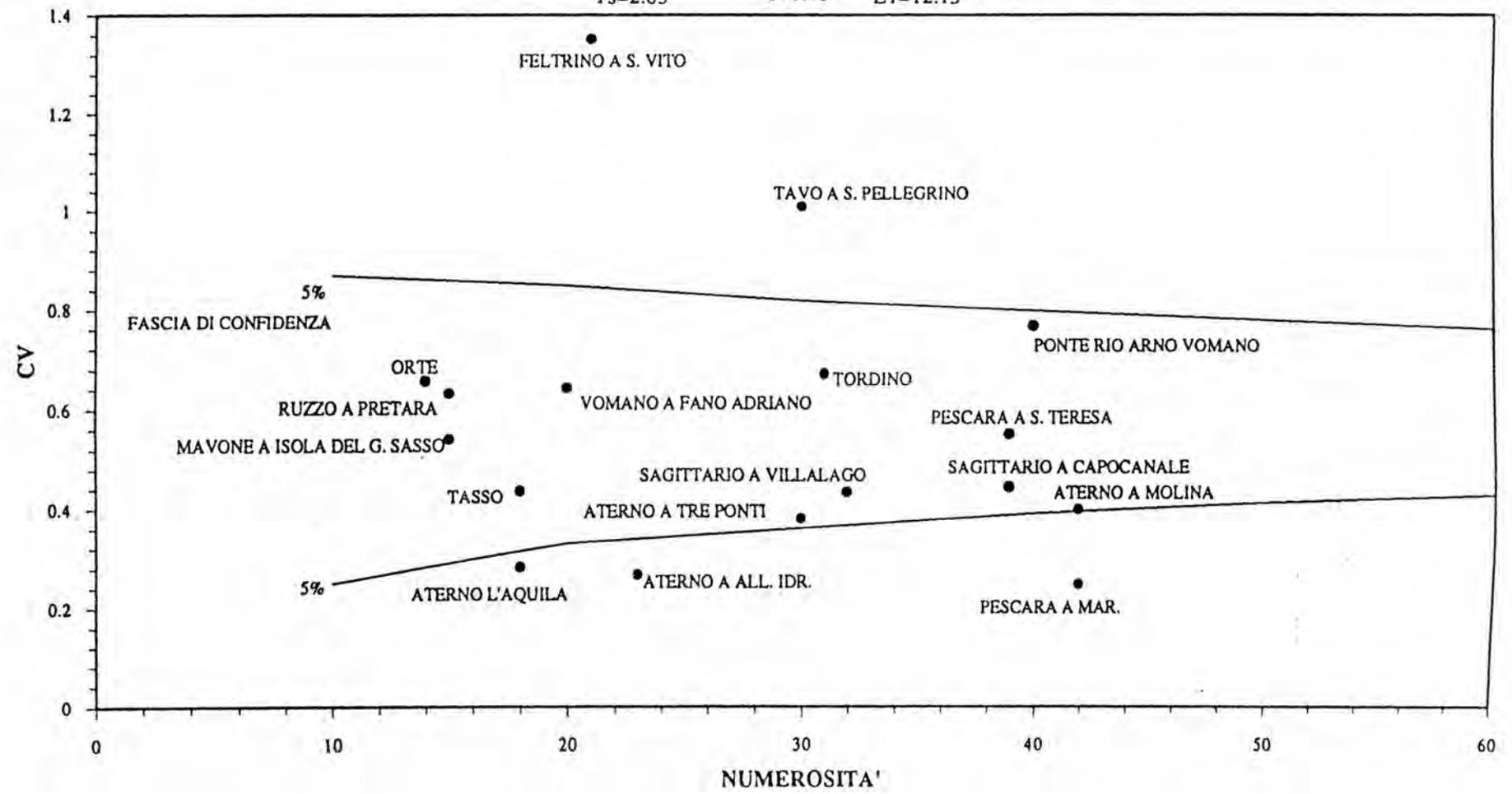
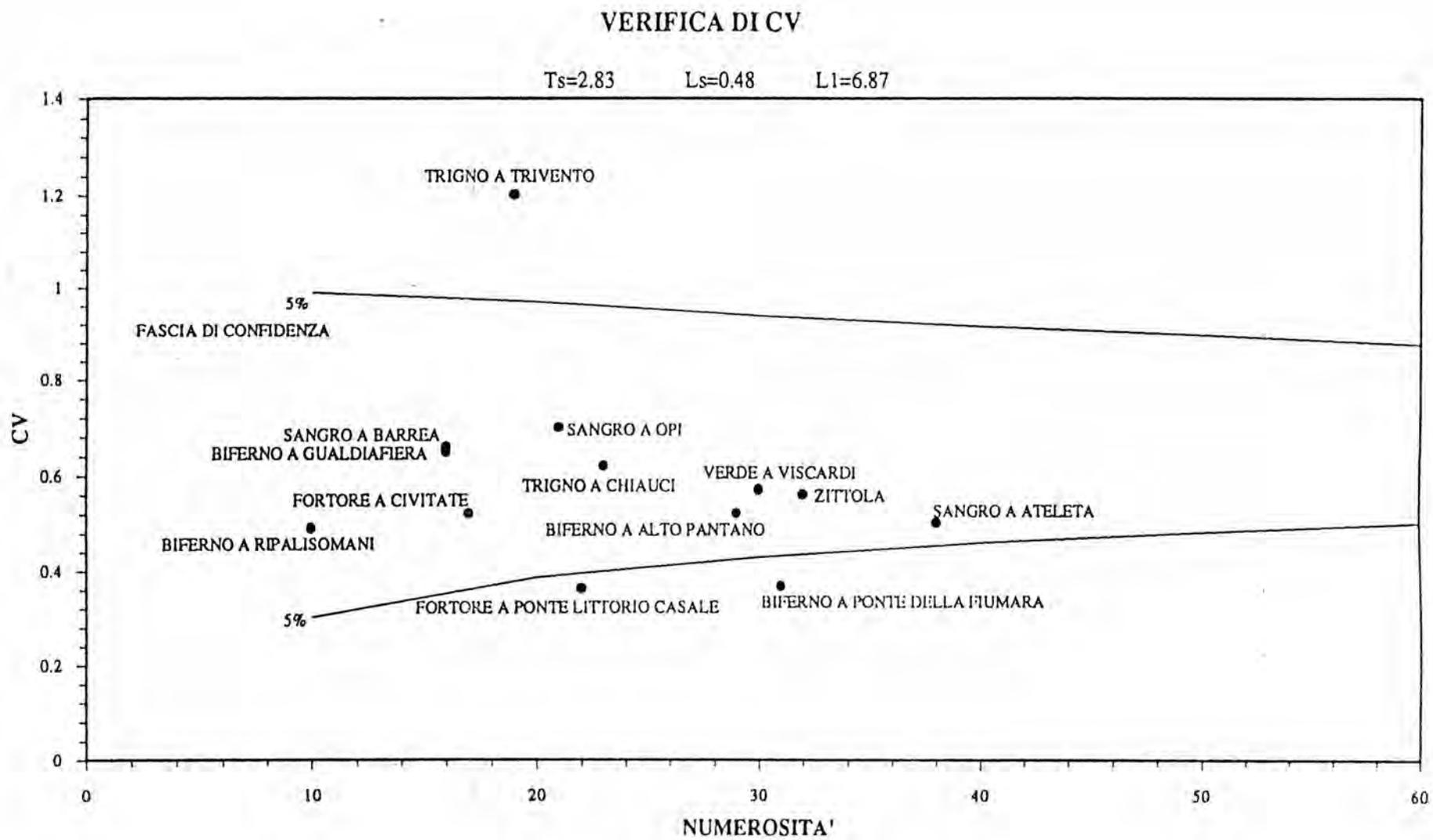


Figura 2.9 Fasce di confidenza del parametro CV - Compartimento di Pescara - Zona PSA

VALUTAZIONE DEL L.F. PIENE NEI BACINI DEL L.F. SEZIONI IDROGRAFICHE DI ROMA E PESCARA

Figura 2.10 Fasce di confidenza del parametro CV - Compartimento di Pescara - Zona PSb



NOME STAZIONE	N	$\Theta_1$	$\Lambda_1$
TORDINO A TERAMO	31	31.47	5.89
PONTE RIO ARNO VOMANO	40	11.18	5.58
TAVO A S. PELLEGRINO	30	28.4	4.4
ATERNO A TRE PONTI	30	4.8	39.82
ATERNO A MOLINA	42	8.56	67,89
PESCARA A MARAONE	42	22.79	10.89
SAGITTARIO A VILLALAGO	32	0.63	29.62
SAGITTARIO A CAPOCANALE	39	4.35	60.3
SANGRO A ATELETA	38	36.54	19.39
VERDE A VISCARDI	30	1.49	26.23
ZITTOLA	32	4.37	11.47
BIFERNO A PONTE DELLA FIUMARA	31	3	209.5
PESCARA A S. TERESA	39	0.7	13.43

Tabella 2.III Valori di  $\Theta_1$  e  $\Lambda_1$  calcolati al primo livello di regionalizzazione - Compartimento di Pescara

NOME STAZIONE	N	$\Theta_1$	$\Lambda_1$
ANIENE A LUNGHEZZA	50	0,44	25,57
ANIENE A SUBIACO	54	13,70	14,65
VELINO A TERRIA	57	40,79	7,74
NERA A TORRE ORSINA	52	31,64	5,61
TOPINO A PONTE DI BETTONA	30	55,62	10,02
CHIASCIO	37	148,21	6,86
CHIANI	43	57,62	6,87
TEVERE A RIPETTA	58	3,66	22,61
TEVERE A PONTE NUOVO	52	2,13	20,77
TEVERE A BASCHI	32	3,28	14,60
TEVERE A S. LUCIA	35	0.80	18,07
MARTA A CENTRALE TRAPONZO	35	0,54	9,60
TEVERE A PONTE FELCINO	33	1,98	7,88

Tabella 2.IV Valori di  $\Theta_1$  e  $\Lambda_1$  calcolati al primo livello di regionalizzazione - Compartimento di Roma

### 2.3 Identificazione delle aree omogenee

Al 3° livello di regionalizzazione è stata condotta una prima indagine, in similitudine con quanto fatto per le altre regioni italiane, volta a verificare la possibilità di stabilire una relazione significativa tra i valori medi dei massimi annuali delle portate al colmo  $Q_m$  e la superficie dei bacini sottesi alle sezioni di misura  $A$ . In questo modo si viene a stabilire un legame tra l'ultimo parametro della distribuzione  $\Theta_1$  ed un parametro fisico, l'estensione del bacino, che permette di impiegare la distribuzione geografica anche in sezioni prive di osservazioni dirette.

Le regressioni, portata indice - area del bacino, sono state valutate considerando le stazioni con almeno 30 anni di dati ottenendo due relazioni lineari valide nei due compartimenti:

Compartimento di Roma (fig.2.11)	$Q_m = 0.0863A + 125.477$
Compartimento di Pescara (fig.2.12)	$Q_m = 0.0147A + 49.575$

Mentre nel caso del Compartimento di Roma sembra sussistere una relazione lineare (coefficiente di regressione  $r = 0.92$ ), questo non sembra verificarsi nel Compartimento di Pescara (coefficiente di regressione  $r = 0.20$ ), per il quale è quindi necessario impiegare metodi più complessi per la stima della portata indice.

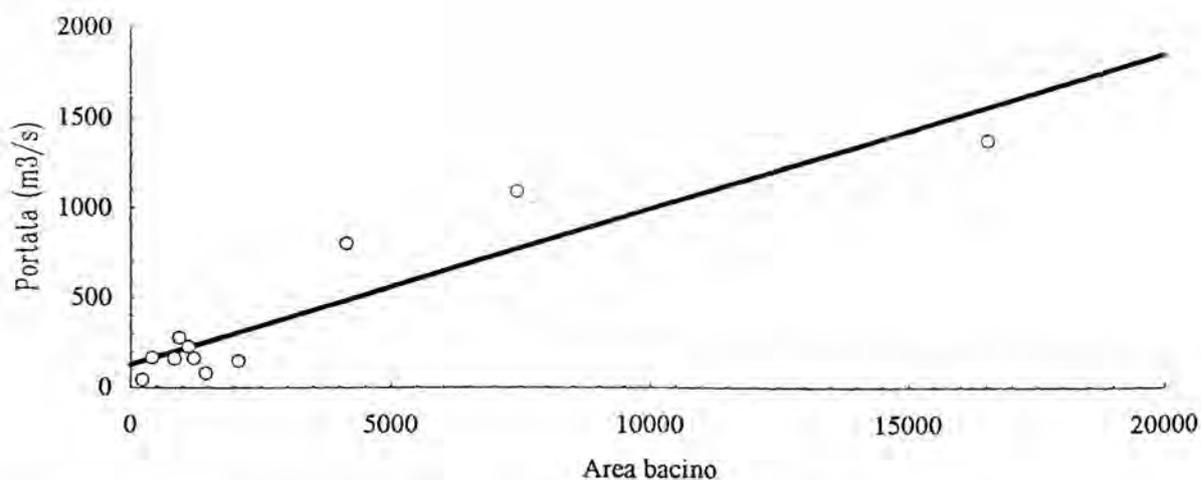


Figura 2.11 Regressione area del bacino - media massimi annuali di portata al colmo - Compartimento di Roma

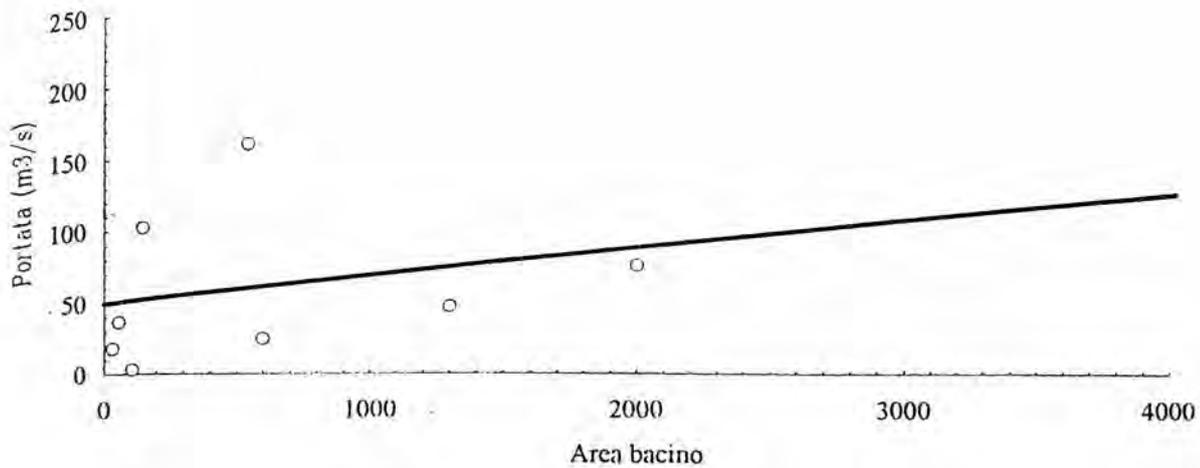


Figura 2.12 Regressione area del bacino - media massimi annuali di portata al colmo - Compartimento di Pescara

Se l'analisi di regressione si restringe alle stazioni della sottozona PSa e PSb<sup>2</sup> separatamente, si ottengono ancora dei risultati positivi:

Sottozona PSa (fig.2.13)  $Q_m = 0.0375A + 16.450$  (coefficiente di regressione  $r = 0.90$ )

Sottozona PSb (fig.2.14)  $Q_m = 0.2955A - 7.704$  (coefficiente di regressione  $r = 0.96$ )

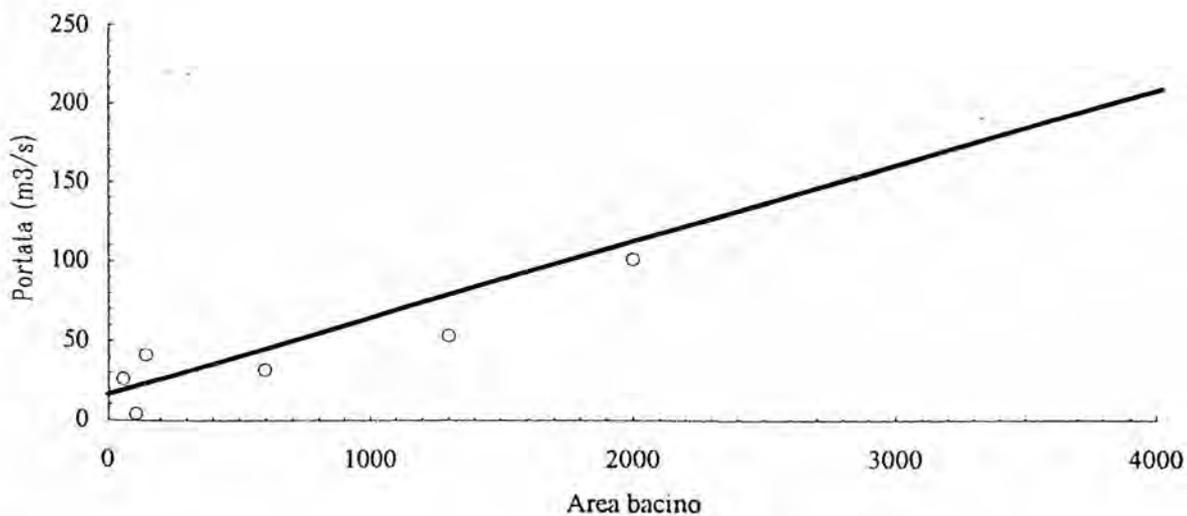


Figura 2.13 Regressione area del bacino - media massimi annuali di portata al colmo - Sottozona PSa

<sup>2</sup> Data l'esiguo numero delle stazioni appartenenti a PSb con almeno 30 anni di osservazioni, sono state incluse tutte le stazioni con numerosità non inferiore a 19 dati.

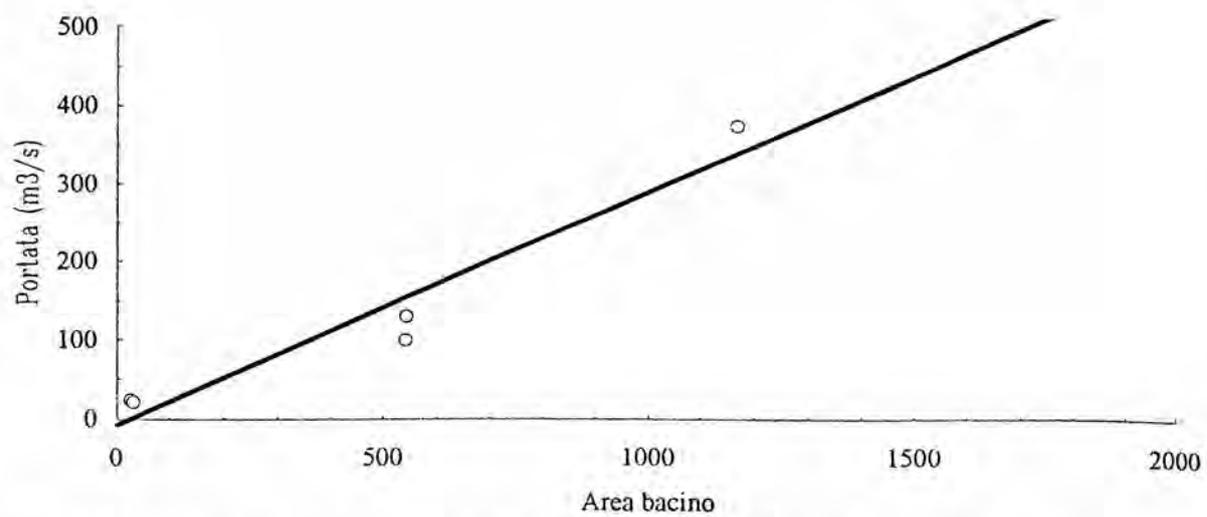


Figura 2.14 Regressione area del bacino - media massimi annuali di portata al colmo - Sottozona PSb

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Arnell N. W., Gabriele S. (1985). Proprietà statistiche e robustezza dei modelli regionali TCEV e GEV. Risultati preliminari. CNR-IRPI, Rapp. int. n. 162, Cosenza.
- Arnell N. W., Gabriele S. (1986). Regional flood frequency analysis using the two-component extreme value distribution: an assessment using computer simulation experiments. *Atti del seminario su Combined Efficiency of Direct and Indirect Estimates for Point Regional Flood Prediction*. Centro Internazionale di Studi, Colombella, Perugia.
- Arnell N. W., Gabriele S. (1988a). The performance of the two-component extreme value distribution in regional flood frequency analysis. *Water Resour. Res.*, **24** (20), 879-887.
- Arnell N. W., Gabriele S. (1988b). Statistical properties of the hierarchical regional TCEV model with heterogeneous regions. *Atti di XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, L'Aquila.
- Arnell N. W., Gabriele S. (1989). A hierarchical approach to regional flood frequency analysis. XX
- Beran M., Hosking J. R. M., Arnell N. (1986). Comment on two-component extreme value distribution for flood frequency analysis by F. Rossi, M. Fiorentino and P. Versace. *Water Resour. Res.*, **22** (2), 263-266.
- Calenda G., Cioffi F., Guercio R., Petaccia A. (1988). Rainfall assessment with inadequate data. *Urban Storm Drainage. Proceedings, U.S.-Italy Bilateral Seminar*, 23-44.
- Calenda G., Petaccia A. (1992). Ipotesi di regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere dell'Italia centrale. III Seminario Nazionale su: Sistemi di Drenaggio Urbano, Ancona.
- Cosentino C. (1992). *Analisi regionale delle massime piogge giornaliere sui bacini dell'Italia centrale*. Tesi di Laurea, Università di Roma "La Sapienza", 204 p.
- Ferrari E., Gabriele S., Versace P. (1988). L'analisi dei massimi idrologici in Calabria. *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87*, GNDICI, CNR, Roma.
- Ferrari E., Villani P., Versace P. (1989). Terzo livello di analisi regionale delle piene in Calabria. *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88*, GNDICI, CNR, Roma.
- Fiorentino M., Gabriele S. (1985). Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche. *Geodata 25*, Cosenza.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F., Versace P. (1987). Regional flood frequency analysis using the two-component extreme value distribution. A key reference abstract. *Excerpta*, **2**, 39-50.
- Fiorentino M., Gabriele S., Versace P. (1984). Stima della pioggia di progetto per il proporzionamento delle fognature pluviali. Un modello regionale. *Atti del seminario sui Deflussi Urbani*, Cosenza.
- Fiorentino M., Versace P., Rossi F. (1985). Regional flood frequency estimation using the two-component extreme value distribution. *Hydrological Science Journal*, **30**, 51-64.
- Rossi F., Versace P. (1982). Criteri e metodi per l'analisi statistica delle piene. *Valutazione delle Piene*, CNR-Progetto Finalizzato Conservazione del Suolo, n. 165, 63-130.
- Rossi F., Fiorentino M., Versace P. (1984). Two component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resour. Res.*, **20** (7), 847-856

- Saglietto M. (1982). *Analisi regionale dei massimi giornalieri delle precipitazioni sui bacini della Sezione di Roma del Servizio Idrografico*. Tesi di Laurea, Università di Roma "La Sapienza".
- Terranova I. (1987). *Regionalizzazione delle massime precipitazioni giornaliere sui bacini dell'Italia Centrale*. Tesi di Laurea, Università di Roma "La Sapienza".
- Versace P., Fiorentino M., Rossi F. (1982). Analysis of flood series by stochastic models. *Time Series Methods in Hydroscience*, El-Shaarawi e Esterby ed., 315-324.
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S., Rossi F. (1989). *Valutazione delle piene della Calabria*. CNR-IRPI, Cosenza.



ni d  
na  
ell'U  
s. T  
CNR

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.9 - Università degli Studi di Salerno - Dipartimento Ing. Civile - Fisciano (SA)

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**G - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN CAMPANIA**

a cura di  
F. Rossi e P. Villani



# VALUTAZIONE DELLE PIENE IN CAMPANIA

## INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERISTICHE DELLE AREE INDAGATE	2-1
2.1 Lineamenti geografici	2-1
2.2 Caratteristiche climatiche	2-1
2.3 Lineamenti idrogeologici ed uso del suolo	2-2
2.4 Caratteristiche geomorfologiche	2-6
2.5 La rete di misura del SIMI ed i dati idropluviometrici utilizzati	2-8
2.6 Le aree storicamente alluvionate	2-10
3. LEGGI REGIONALI DI CRESCITA CON IL PERIODO DI RITORNO	3-1
3.1 La valutazione probabilistica delle piene	3-1
3.2 Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere	3-3
3.2.1 <i>Stima regionale dei parametri di forma</i>	3-3
3.2.2 <i>Stima regionale del parametro di scala</i>	3-6
3.2.3 <i>Variabilità spaziale dei parametri pluviometrici di forma e di scala</i>	3-10
3.3 Massimi annuali delle piogge di breve durata	3-12
3.4 Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo di piena	3-13
3.4.1 <i>Primo livello di regionalizzazione</i>	3-13
3.4.2 <i>Secondo livello di regionalizzazione</i>	3-18
3.4.3 <i>Variabilità spaziale del parametro di scala idrometrico</i>	3-20
3.5 Analisi regionale dei massimi annuali delle portate medie di diversa durata	3-22
4. I VALORI MEDI DEI MASSIMI ANNUALI DELLE PIOGGE E DELLE PORTATE	4-1
4.1 Introduzione	4-1
4.2 Medie dei massimi annuali delle piogge giornaliere	4-2
4.3 Medie dei massimi annuali delle piogge brevi	4-5
4.4 Leggi di probabilità pluviometriche areali sul bacino	4-6
4.5 La piena media annua	4-7
4.5.1 <i>I dati utilizzati</i>	4-7
4.5.2 <i>Modelli empirici di regressione</i>	4-8
4.5.3 <i>Il modello razionale</i>	4-12
4.5.4 <i>Un modello geomorfoclimatico</i>	4-13
4.6 Confronto e verifica dell'affidabilità dei risultati	4-16
CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE	5-1
BIBLIOGRAFIA	6-1

## 1. INTRODUZIONE

Il Rapporto sulla Valutazione delle Piene in Campania [Rossi e Villani, 1994 c] è stato presentato nella versione di bozza definitiva, nella riunione del decennale della costituzione del GNDCI, tenutasi a Roma nel Dicembre 1994.

Tale rapporto è stato preceduto da una lunga serie di studi parziali svolti sempre nell'ambito del progetto VAPI, negli anni precedenti, riguardanti soprattutto:

- aspetti teorici nella procedura generale di regionalizzazione [Gabriele e Villani, 1992; Ferrari et al., 1992; Brath et al., 1992; Dell'Aera et al., 1992; Rossi e Villani, 1994 a];
- la procedura di valutazione regionale delle piene in Italia, e in Campania in particolare [Marone e Rossi, 1987; Villani, 1988; Ferrari et al., 1990b; 1992; Rossi e Villani, 1990; 1993; 1994 b; Marone et al., 1991; Villani et al., 1993; Sirangelo, 1994];
- l'analisi regionale della portata media annua [Rossi e Villani, 1988; Ferrari et al., 1990 a; Villani, 1990; Celico et al., 1991; Celico e De Innocentiis, 1994].

La genesi polimorfa del Rapporto ne ha in parte condizionato anche la forma ed il contenuto. Per quanto riguarda la forma, esso si articola in 6 capitoli e 2 appendici metodologiche: ognuno di essi è concepito come una monografia, con Autori differenti, che già negli anni passati si erano occupati dei singoli argomenti trattati, ma tutti sono in collegamento organico fra loro.

In estrema sintesi, il Rapporto VAPI Campania è così articolato:

- a scopo introduttivo, a cura di F. Rossi, P. Versace e P. Villani, si è offerta una panoramica sul problema della valutazione regionale delle piene, soprattutto in presenza di scarsità di dati e con esigenze di previsione di eventi a periodo di ritorno molto elevato. Si ripercorre anche il cammino svolto in Italia dalla comunità scientifica e tecnica a partire dai lavori della Commissione De' Marchi, sul finire degli anni '60.
- un ampio capitolo, a cura di G. Braca, P. B. Celico, M. De Innocentiis, R. Napoli, A. De Blasio e P. Villani, è stato dedicato all'inquadramento morfologico, orografico, geologico e climatico dell'area in esame, che comprende i bacini del versante tirrenico che vanno dal Volturmo al Bussento compresi, per cui non coincide pienamente con i limiti amministrativi della regione Campania. In particolare sono state analizzate le principali caratteristiche geomorfologiche dei bacini idrografici, facendo riferimento ad un archivio informatico dei dati relativi alle quote del terreno, alle aste del reticolo fluviale, all'idrogeologia dei bacini ed all'uso del suolo. Tale data base è completata da un archivio dei dati idrometrici e pluviometrici disponibili per l'area in esame, che prende in considerazione i dati forniti dalle pubblicazioni del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (SIMI) per il Compartimento di Napoli, nonché dati forniti dal SIMI ma non pubblicati e dati ottenuti da altre fonti.
- ampia attenzione è data all'analisi del rischio di alluvione in ogni prefissata area del territorio campano, di tipo storico o potenziale, al fine di predisporre interventi di mitigazione del rischio o di diminuzione del danno, che trovano il loro logico inquadramento all'interno della pianificazione di bacino, che ha ricevuto nuovo impulso a partire dalla legge 183/90 e con l'istituzione delle Autorità di Bacino. Per quanto riguarda il rischio storico, a cura di G. Benevento, sono stati analizzati i principali eventi storici alluvionali in Campania, con le relative aree alluvionate. Inoltre, a cura di G. D'Occhio, F. D'Angelo e V. Corbelli, sono state analizzate le problematiche relative alla pianificazione di bacino, con particolare riguardo ai bacini di interesse nazionale, il F. Liri-Garigliano ed il F. Volturmo, poichè la Campania è l'unica regione dell'Italia Meridionale in cui ricadono bacini di interesse nazionale. Viene

fornita anche una sintesi degli studi idrologici svolti in precedenza sul F. Volturno, da parte di M. Fiorentino, e sul F. Sele, di interesse inter-regionale, da parte di V. Napoli, per i quali sono state già svolte le analisi della fase conoscitiva della redazione dei piani di bacino.

- vengono infine affrontati i diversi livelli di analisi regionale in Campania dei massimi annuali delle piogge, giornaliere e di diversa durata, e delle portate al colmo di piena e di diversa durata, a cura di F. Rossi e P. Villani. La procedura segue generalmente lo standard del Progetto VAPI, così come illustrato nel Rapporto VAPI Calabria [Versace et al., 1989], per cui si articola l'analisi stessa in tre livelli, ad ognuno dei quali corrisponde la regionalizzazione di parametri statistici di ordine via via inferiore, su porzioni di territorio via via meno estese. In tale analisi i richiami teorici e metodologici sono stati ridotti al minimo, al fine di renderne agevole la comprensione e l'applicazione, rimandando a due capitoli in appendice, a cura di P. Villani, per tutto quanto non di diretta applicazione ma utile ai fini dell'approfondimento del modello di regionalizzazione adottato, con la sua componente probabilistica, la procedura di regionalizzazione e le tecniche di stima dei parametri utilizzate. Una particolare attenzione è stata dedicata alla procedura di regionalizzazione delle piene media annua, nella quale la comprensione della componente di trasformazione operata dal bacino è essenziale ai fini delle previsioni che vengono effettuate.
- si conclude con una sintesi pratica dei risultati ottenuti nel Rapporto e si mostra, con un esempio applicativo, come utilizzare tutte le indagini mostrate in precedenza, quali livelli di affidabilità si possono raggiungere e quali sono i limiti di previsione che tutt'ora permangono, in larga parte legati alla mancanza di dati idrometrici in quantità e qualità adeguati e alla necessità di interpretare più attentamente i fenomeni coinvolti nella trasformazione delle piogge intense a scala di bacino, durante i fenomeni di piena.

Si rimanda alle pubblicazioni specializzate prima citate, nonché al Rapporto VAPI Campania [Rossi e Villani, 1994] per gli approfondimenti teorici e metodologici, mentre nel seguito del capitolo si forniscono gli elementi essenziali per la comprensione e la pratica utilizzazione dei risultati contenuti nel Rapporto stesso.

Il seguito del capitolo è articolato in tre parti. Nella prima, allo scopo di fornire gli elementi per l'inquadramento dell'area in studio, si prendono in considerazione le principali caratteristiche idrogeologiche, morfologiche ed idrologiche della Campania e viene mostrata la rete di misura dei dati pluviometrici e idrometrici del SIMI relativamente all'area analizzata. Vengono, inoltre, fornite alcune informazioni riguardo i principali eventi alluvionali verificatisi nel passato in Campania.

Nella seconda parte si espongono i risultati ottenuti nella valutazione regionale dei massimi annuali delle precipitazioni e delle portate ai primi due livelli di regionalizzazione, che corrispondono all'identificazione dell'andamento del coefficiente probabilistico di crescita.

Nella terza parte si illustrano i risultati conseguiti nell'analisi al terzo livello, in cui maggiore attenzione viene data all'influenza dei fattori locali, climatici e idrogeomorfologici, sui valori medi dei massimi annuali delle precipitazioni e delle portate di piena.

Si conclude con una sintesi operativa dell'intera procedura che indica i risultati raggiunti, soprattutto in sede di interpretazione dell'occorrenza di eventi estremi straordinari e della loro variabilità da punto a punto nello spazio. Si indicano anche i limiti delle procedure adottate e le linee di ulteriori approfondimenti.

## 2. CARATTERISTICHE DELLE AREE INDAGATE

### 2.1 Lineamenti geografici

La configurazione orografica della Campania è il risultato di una articolata evoluzione geologica. A grandi linee è possibile individuare, procedendo dall'interno verso la costa tirrenica, tre grosse fasce, all'incirca parallele, che corrono lungo la direzione NW-SE parallelamente alla costa, ognuna delle quali presenta caratteristiche morfologiche che la differenziano dalle altre due (vedi fig. 2.1):

- la fascia interna, che è delimitata a Nord dai monti della Daunia e dai monti della Puglia, è caratterizzata da una morfologia piuttosto dolce, tipica dei terreni argillosi, anche nei rilievi più elevati dei monti del Sannio e dei monti dell'Irpinia;
- la fascia centrale è caratterizzata da una serie di gruppi montuosi carbonatici dalla morfologia tormentata, separati gli uni dagli altri da zone depresse. Ognuno di tali gruppi è costituito in genere da un grosso blocco che si innalza a pareti molto ripide fino ad un'altitudine media molto elevata con alcune vette più sporgenti. I gruppi montuosi della fascia centrale delimitano verso il mare due ampie insenature: una che parte dai monti Aurunci e dallo sperone del Massico, prosegue per i gruppi del Matese (dominato dalla cima del monte Miletto, che con 2050 m di altitudine è la più elevata della Campania), del monte Maggiore e dei monti di Avella, del Taburno-Camposauro e giunge con i monti Lattari alla penisola sorrentina; l'altra che parte dai Lattari e per i gruppi dei monti Picentini, del monte Marzano, dei monti della Maddalena, dei monti Alburni-Cervati, giunge ai monti del Cilento;
- la prima di queste insenature forma la grande pianura campana, mentre al bordo settentrionale tra i monti Aurunci e il monte Massico resta delimitata la pianura del Garigliano. Per la presenza degli apparati vulcanici dei Campi Flegrei e del Vesuvio la pianura campana si suddivide a sua volta in due parti: la pianura del Savone, del Volturno e dei Regi Lagni, da una parte, e quella del Sarno, dall'altra. La seconda di queste insenature forma la piana del Sele e del Tusciano, mentre nel bordo estremo a Sud, nel Cilento, di dimensioni nettamente inferiori è la piana dell'Alento.

Altre pianure, almeno a pendenza media inferiore al 6%, di dimensioni nettamente inferiori alle pianure costiere, restano delimitate all'interno: tra un gruppo montuoso e l'altro della zona centrale, le piane alifana e telesina lungo la valle del Volturno-Calore, la valle Caudina lungo l'Isclero, la valle dell'Irno, l'alta valle del Sabato, la piana del Dragone, l'alta valle del Calore, i piani di Palomonte e S. Gregorio Magno e il vallo di Diano lungo il Tanagro.

Il territorio campano si presenta, in definitiva, molto accidentato: su una superficie complessiva di 13643 km<sup>2</sup>, le zone di pianura si estendono solo sul 25% di esso, mentre le zone di collina, litoranee ed interne, e le zone di montagna si estendono rispettivamente sul 31% e sul 44% di esso.

### 2.2 Caratteristiche climatiche

Il clima della Campania è quello caratteristico delle zone *mediterranee*: ad inverno temperato (cioè piovoso) e ad estate desertica (cioè con piogge scarse o nulle).

Lungo la fascia costiera pianeggiante, principalmente per l'effetto temperante esercitato dal mare, il clima si presenta con inverni miti (grazie anche all'azione di difesa dalle invasioni di aria fredda di Nord-Est esercitata dalle barriere montuose interne) e moderatamente piovosi ed estati relativamente fresche ed asciutte. Le temperature medie annue si aggirano intorno ai 16°C.

Procedendo verso l'interno aumentano progressivamente le escursioni termiche fino a valori che sono tipici dei climi continentali delle basse latitudini, con temperature medie annue che vanno da 8°C a Montevergine (1270 m s.l.m.) a 13°C ad Avellino (350 m s.l.m.) e 14°C a Benevento (135 m s.l.m.).

Le precipitazioni variano sensibilmente in rapporto alla distanza dal mare e dall'orientamento dei rilievi: sono in genere modeste nelle pianure costiere e nelle conche intermontane (800-1000 mm annui), assai più cospicue sui rilievi specialmente sui gruppi montuosi del Matese, del Cervati e dei monti Picentini (anche oltre 2000 mm annui).

Le zone di maggiore piovosità si riscontrano sul massiccio del Matese e del Partenio, nel bacino del Volturno; sui monti Polveracchio e Serino, nel bacino del Sele. Le punte massime si sono registrate a Montevergine (2191 mm) e Matese (2094 mm).

La minima piovosità media annua si è registrata invece nel bacino dei R.R. Lagni e nel beneventano (694 mm a Benevento e 692 mm a MonteCalvo Irpino).

Per quanto concerne la distribuzione, si nota che i maggiori afflussi si concentrano per il Volturno nei mesi di novembre e dicembre, e per il bacino del Sele in novembre, dicembre ed anche in gennaio.

I valori minimi si registrano in luglio.

Si riscontrano, poi, alcune zone della conca del Beneventano e del Vallo di Diano che, pur essendo a quota elevata ricevono annualmente un limitato afflusso meteorico, quasi pari a quello delle zone litoranee. Ciò è probabilmente dovuto alla presenza della barriera dell'antiappennino.

Il manto nevoso comincia a formarsi verso la fine di novembre sulle parti più elevate (oltre i 1200 m s.l.m.) dei massicci del Matese, del Beneventano e del Cilento e persiste per tutto l'inverno fino ai primi mesi della primavera. Il regime delle nevi, tuttavia, per la sua modesta estensione, ha una limitata influenza sul regime delle sorgenti e dei deflussi superficiali.

La Campania, in definitiva, con il massimo di piovosità in autunno e in inverno, rappresenta, dal punto di vista della piovosità, una zona di transizione tra i paesi a regime essenzialmente sublitoraneo, con i massimi in primavera ed in autunno, caratteristico dell'Italia centrale, e i paesi a regime essenzialmente marittimo caratteristico della Calabria e della Sicilia.

### 2.3 Lineamenti idrogeologici ed uso del suolo

Il territorio campano presenta caratteristiche litologiche alquanto eterogenee. E' costituito innanzitutto da una dorsale carbonatica di particolare interesse idrogeologico (calcari, calcari dolomitici e dolomie), la quale risulta generalmente fasciata da depositi terrigeni in facies di flysch (argille, arenarie e marne). Sono pure presenti importanti edifici vulcanici (costituiti da piroclastiti e

Fig



Figura 2.1 - Carta fisica della Campania

lave) e zone pianeggianti, costiere e interne, le quali risultano colmate da depositi recenti di origine detritico-alluvionale, piroclastica e marina.

Gli eventi che hanno determinato l'attuale configurazione geologica, strutturale e morfologica sono avvenuti tra il Miocene inferiore ed il Pliocene medio, durante più fasi tettoniche caratterizzate da movimenti a prevalente componente orizzontale. Si è così originata una struttura a scaglie che, a grande scala, viene definita a falde di ricoprimento

Dalla fine del Pliocene sono seguiti i movimenti orogenetici *sensu strictu*, col conseguente sollevamento della catena appenninica.

Successivamente, nel Quaternario, si sono succeduti periodi glaciali ed interglaciali con più fasi tettoniche distensive, alle quali è legata anche l'evoluzione dei vari cicli carsici. Questi ultimi, in particolare, sono risultati di notevole importanza per l'alta permeabilità indotta nelle rocce calcaree.

Pure al quaternario sono da ascrivere le fasi erosive che, unitamente ad altri fattori concomitanti, hanno dato origine alle principali piane costiere, nonché le fasi eruttive che hanno originato le strutture vulcaniche.

Tenendo conto delle caratteristiche del suolo, il territorio campano è stato suddiviso in complessi idrogeologici costituiti da litotipi anche diversi ma aventi, nell'insieme, identico comportamento nei riguardi dell'**infiltrazione**, della percolazione e della circolazione dell'acqua nel sottosuolo.

Le informazioni utilizzate per effettuare tale suddivisione provengono essenzialmente dalla cartografia geologica ufficiale in scala 1:100.000 e dalla ampia letteratura scientifica esistente per questa zona, soprattutto a carattere idrogeologico [ad es., Civita M. et al., 1973; Celico P., 1986].

Questi complessi sono stati opportunamente accorpati in **cinque classi** di capacità di infiltrazione in base alle caratteristiche medie di permeabilità relativa e/o assoluta:

- nella classe ad **alta capacità di infiltrazione** (A in tab. 2.1) sono stati inclusi quasi esclusivamente i **calcari**, rappresentati generalmente da una potente successione il cui spessore supera i 2500 m. Nella parte più antica sono frequenti intercalazioni dolomitiche, mentre nella parte superiore si rinvengono sottili livelli marnosi e conglomeratici. Questo complesso è di norma ben stratificato ed intensamente fratturato e carsificato. La rete idrografica è quasi sempre molto rada ed impostata su grandi fratture recenti. Dal punto di vista idrogeologico, i calcari rappresentano l'acquifero più importante a livello regionale; infatti sono caratterizzati da un alto grado di permeabilità per fessurazione e carsismo che, associato alla estensione ed alla potenza del complesso, si traduce in una elevatissima capacità di infiltrazione. Il più delle volte, gli impermeabili eventualmente intercalati nella serie sono completamente inefficienti a causa delle discontinuità prodotte dai rigetti della fitta rete di faglie che caratterizza gli affioramenti;
- il complesso con **capacità di infiltrazione medio-alta** (MA in tab. 2.1) è costituito quasi esclusivamente dalle **dolomie**, che rappresentano la base affiorante di quasi tutti i massicci carbonatici campani. Si tratta di dolomie generalmente ben stratificate, molto fessurate e, in corrispondenza delle principali direttrici strutturali, molto tettonizzate (tanto da essere spesso ridotte in farina di dolomia). Il complesso presenta una scarsa fenomenologia carsica, ed anche per questo motivo è caratterizzato da un grado di permeabilità inferiore a quello dei calcari.

- la classe con **capacità di infiltrazione media** (M in tab. 2.1) include i detriti di falda e di conoide, i depositi alluvionali e il complesso delle lave. I **detriti** si rinvengono lungo i fianchi acclivi dei maggiori rilievi, spesso giacciono sovrapposti a breccie antiche ed, in corrispondenza delle incisioni maggiori, evolvono a conoidi. Il complesso dei **depositi alluvionali** riunisce tutti i sedimenti fluviali, sia antichi che recenti. Risente, ovviamente, della litologia della roccia originaria e, nel bacino del Volturno, sono spesso interdigerati con depositi piroclastici presenti in percentuale variabile. Il complesso è composto in prevalenza da ciottoli, ghiaie, sabbie, argille sabbiose e limi. Il **complesso delle lave** è costituito da formazioni laviche e scoriaceo-laviche derivanti dal vulcanismo campano (Roccamonfina, Campi Flegrei e Somma-Vesuvio). Si tratta di depositi di diversa età e con diverse caratteristiche chimico-mineralogiche; la giacitura di questi materiali è piuttosto varia. Le colate laviche sono permeabili per fessurazione dovuta a raffreddamento e, soprattutto per porosità, nei termini più scoriacei.
- la classe con capacità di **infiltrazione medio-bassa** (MB in tab. 2.1) include il complesso sabbioso-conglomeratico pliocenico, il complesso arenaceo-breccioso miocenico, il complesso piroclastico, il complesso calcareo-siliceo ed il complesso fluvio-lacustre e lacustre.
- la classe a **bassa capacità di infiltrazione** (B in tab. 2.1) comprende tutti i **depositi prevalentemente argillosi**. Sono quindi incluse le "Argille varicolori", le argille azzurre plioceniche, le formazioni argillose mioceniche, la serie del "Flysch del Cilento" (tranne i livelli più francamente conglomeratici) e le formazioni delle "Unità Lagonegresi" (tranne i "Calcari con liste e noduli di Selce"). A scala regionale, questi terreni sono per lo più da considerare impermeabili.

Un'attenzione particolare è stata posta alla distribuzione dei litotipi in affioramento in relazione all'andamento del reticolo idrografico. Per esempio, un affioramento argilloso situato a monte di un litotipo carbonatico può contribuire in modo diverso ai deflussi superficiali rispetto a quando è ubicato a valle; è, questo, il caso dell'asta fluviale di un affioramento argilloso che alimenta un inghiottitoio carsico.

In mancanza di un sufficiente numero di dati idrometrici, in prima approssimazione si può utilizzare una suddivisione del territorio in due complessi idrogeologici: uno carbonatico (complessi a permeabilità alta e medio-alta) ed uno *impermeabile* (complesso a permeabilità media, medio-bassa e bassa), ai quali si fa riferimento nella tab. 2.2.

Anche la vegetazione sui versanti influenza il meccanismo di produzione dei deflussi superficiali; in particolare, la **copertura boschiva**, incide favorevolmente sull'infiltrazione dell'acqua nel suolo e nel sottosuolo. La fenomenologia, nel suo complesso, è evidente se si considera il caso della copertura piroclastica (poco permeabile) presente sui rilievi carbonatici (molto permeabili) dei bacini della Campania centro-settentrionale; infatti questi massicci presentano una fitta copertura boschiva che concorre a rendere poco efficace o nullo l'effetto negativo delle piroclastiti e della forte acclività dei versanti sul processo di infiltrazione, così come è dimostrato dall'elevata potenzialità idrica degli stessi acquiferi.

Dal punto di vista morfologico, si hanno fondamentalmente tre assetti territoriali con caratteristiche diverse:

- il primo ha una morfologia sub pianeggiante, tipica delle piane alluvionali che si raccordano con le fasce costiere e delle piane intramontane che interessano generalmente aree poco estese di territorio;

- il secondo, coincidente con le zone prevalentemente collinari dell'Avellinese e del Beneventano, è caratterizzato da una morfologia piuttosto dolce che dipende essenzialmente dalla presenza di litotipi argilloso-marnoso-arenacei più erodibili e modellabili delle rocce carbonatiche che costituiscono gli adiacenti massicci;
- proprio a questi ultimi è dovuto il terzo aspetto, nettamente contrastante con i primi, perchè caratterizzato da una morfologia aspra, con versanti sempre molto acclivi.

La copertura boschiva riflette i contrasti litologici e morfologici sopra detti, essendo generalmente impostata sui massicci carbonatici. Infatti, se si propone una correlazione tra la % di bosco (% bosco) presente nei bacini e la % di area impermeabile (% imp) affiorante (vedi tabella 2.2) si ottiene la relazione:

$$\% \text{ bosco} = 0.76 - 0.79 \% \text{ imp} \quad (2.1)$$

con coefficiente di correlazione pari a 0.89.

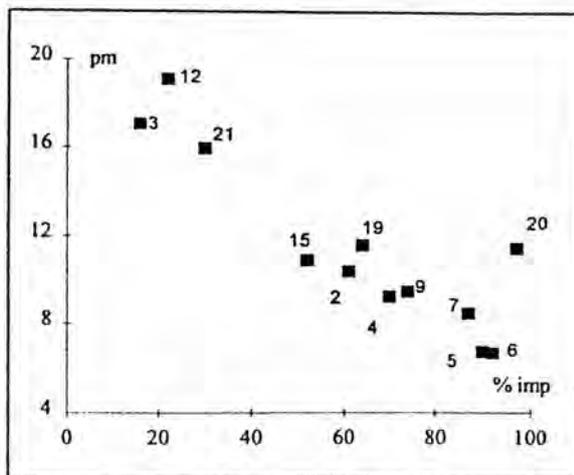


Figura 2.2 Relazione osservata fra la percentuale della superficie impermeabile del bacino, % imp, e la acclività media dei versanti del bacino,  $p_m$ .

Bacino	Aree (km <sup>2</sup> )	argille marnose	arenarie breccie	calcarea siliceo	sabbie conglò	piro clasti	fluvio lacustre	alluvioni	detriti	dolomiti	calcarea	lave
Volturno a Amorosi	2015	30.3	-	-	-	2.5	1.6	12	5.3	39.1	3.5	5.7
Calore Irpino a Montella	123	13	-	-	-	-	-	1.4	1.4	84.2	-	-
Calore Irpino a Apice	533	60.5	0.7	-	14	2.5	-	-	0.3	26	-	-
Tammaro a Pago Veiano	555	81	9.4	-	-	-	-	-	-	9.6	-	-
Tammaro a Paduli	672	81.5	9	-	1.3	-	-	0.2	-	-	8	-
Calore Irpino a Solopaca	2966	61	3.5	-	11	1.5	3.4	3.5	2.7	13.4	-	-
Volturno a C. Ilo Arnone	5558	45	2.1	-	6	2.6	3.6	7.4	5.4	24.5	1.4	2
Sarno a S. Valentino	29	-	-	-	-	35	-	-	12	-	53	-
Tuscano a Olevano	95	10	-	-	-	-	9	-	11	25	45	-
Platano a Romagnano	594	33	-	3	27	-	-	3	4.5	0.5	30	-
Sele a Contursi	329	45	-	-	-	-	-	4	5	2	44	-
Tanagro a Polla	580	18.2	-	2.2	-	-	16	-	16	9.2	38.4	-
Tanagro a Contursi	1780	28.6	-	3.5	12	-	5.2	4	11	4.6	31.1	-
Calore L. Persano	650	45	-	-	-	-	-	8	5	-	42	-
Sele a Albanelle	3120	34	-	2.1	6.8	-	3	8.3	9.5	3.3	33	-
Alento a Casalvelino	281	86	-	-	2	-	-	8	0.5	-	3.5	-
Bussento a Caselle	112	25	-	-	-	-	-	5	-	-	70	-
Suddivisione in	5	B	MB	MB	MB	MB	MB	M	M	MA	A	M
Classi di permeabilità	2	B	B	B	B	B	B	B	B	A	A	B

Tab. 2.1 Percentuali di presenza delle diverse formazioni litologiche nei bacini idrografici della Campania, con suddivisione in classi di permeabilità per i diversi complessi idrogeologici omogenei.

Tale fenomenologia si ha perchè ai castagneti ed alle faggete dei massicci carbonatici, si sostituisce, nelle zone collinari, una vegetazione rada, sostanzialmente erbacea ed arbustiva, con rari boschetti cedui o macchia mediterranea che marcano quasi esclusivamente le zone in cui affiorano rocce lapidee.

n.	Stazione idrometrica	Area km <sup>2</sup>	% imp	% di Bosco		Dd l/km			P <sub>m</sub> %	
				parte carb.	parte imp.	totale		totale	parte carb.	parte imp.
2	Volturno ad Amorosi	2031	57	18	8	26	1.59	10.68	16.13	6.89
3	Calore Irpino a Montella	90	16	68	4	72	2.10	17.1	19.05	8.07
4	Calore Irpino ad Apice	579	78	16	3	19	2.18	9.43	17.35	6.89
5	Tammaro a Pago Veiano	554	90	3	2	05	2.69	6.74	11.13	6.03
6	Tammaro a Paduli	670	92	2.5	1.5	04	2.60	6.69	11.13	6.33
7	Calore Irpino a Solopaca	2939	87	7.5	2.5	10	2.40	8.43	17.07	7.12
10	Volturno a C. Arnone	5510	74	12	4	16	2.04	9.48	16.07	6.93
11	Sarno a S. Valentino Torio	28	50	39	7	46	---	14.98	27.02	2.96
12	Tuscano a Olevano	94	22	54	9	63	3.20	19.71	20.43	11.59
14	Sele a Contursi	331	54	28	4	32	2.74	15	20.53	9.88
15	Tanagro a Polla	578	52	14	3	17	1.68	10.5	15.08	6.18
19	Sele ad Albanella	3206	64	12.5	9.5	22	2.19	11.25	16.32	8.32
20	Alento a Casalvelino	281	97	2.5	12.5	15	3.60	11.39	23.06	10.89
21	Bussento a Caselli in Pittari	113	30	38	17	55	1.25	15.76	17.64	12

Tabella 2.2. Sintesi dei dati idrologici e fisiografici

La coincidenza tra bosco e massicci carbonatici è meno marcata nella Campania meridionale in quanto, a differenza dei bacini della Campania centro-settentrionale, viene spesso a mancare la copertura piroclastica che favorisce l'attecchimento della vegetazione.

Per il Sele a Contursi, in particolare, al contrario della maggior parte dei bacini, la copertura boschiva è impostata prevalentemente sul complesso che, sia pure a scala regionale, è stato considerato impermeabile.

A completamento delle analisi effettuate, in tab. 2.2 sono riportate anche i valori delle pendenze medie  $p_m$  dei versanti del bacino, diversificati in funzione della natura idrogeologica dell'area: la stretta relazione esistente fra queste grandezze è resa più evidente in figura 2.2.

#### 2.4 Caratteristiche geomorfologiche

Le caratteristiche geomorfologiche di un bacino concorrono, insieme a quelle climatiche, a determinare la risposta del bacino stesso ad un evento di piena, in primo luogo per la stima regionale della media dei massimi annuali delle piene. Tali caratteristiche possono essere suddivise sostanzialmente in due categorie:

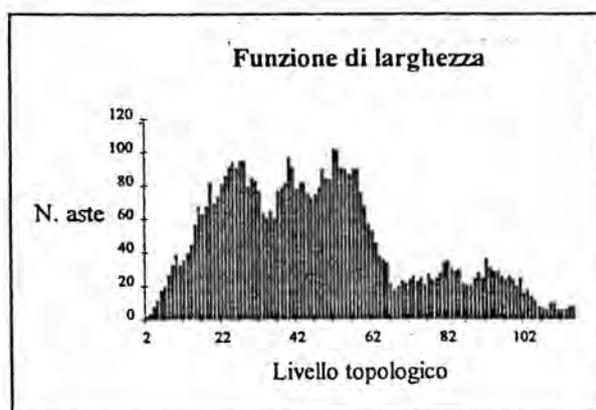
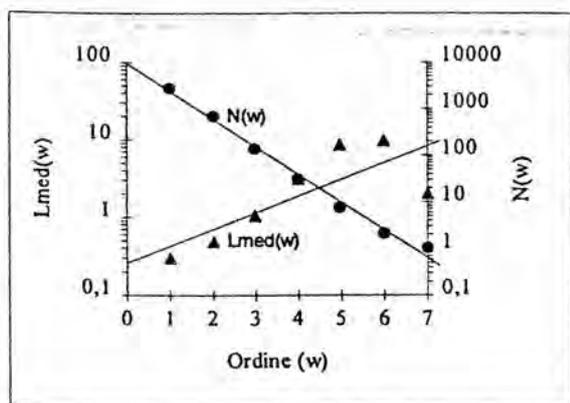
- **caratteristiche morfometriche ed altimetriche dei bacini**, che si riferiscono in genere alla geometria ed alle dimensioni del bacino, tra cui la *superficie*, A; la *distanza della sezione di chiusura del bacino dalla foce*; la *lunghezza dell'asta principale*, L, laddove per asta principale

si intenda il corso d'acqua più lungo del bacino in questione; la *densità di drenaggio*,  $D_d$ , definita come rapporto tra la lunghezza totale dei corsi d'acqua afferenti alla sezione di chiusura del bacino e la superficie dello stesso, e che indica quanti chilometri di corso d'acqua ci sono per unità di superficie; la *quota minima*,  $Y_0$  coincidente con lo zero della stazione idrometrografica situata in corrispondenza della sezione di chiusura del bacino; l'*altitudine media*,  $Y_m$ , definita come il valore medio della curva ipsografica, che mette in relazione l'altitudine  $H$  con la superficie della parte di bacino costituita dai punti a quota maggiore o uguale ad  $H$ ; l'*altitudine massima*,  $Y_{max}$ , generalmente riferita al livello medio del mare; la *pendenza media* del bacino,  $P_m$ ;

### Scheda delle Caratteristiche geomorfologiche per: IL BACINO DELL'ALENTO

Bacino	Ordine w	Rami N(w)	$L_{tot}(w)$ km	$L_{med}(w)$ km	$R_l(w)$ (-)	$R_b(w)$ (-)
Alento alla foce	1	2881	849,83	0,295		
	2	664	325,33	0,490	1,661	4,339
	3	145	157,91	1,089	2,222	4,579
	4	32	98,11	3,066	2,815	4,531
	5	8	68,10	8,512	2,776	4,000
	6	2	20,07	10,035	1,179	4,000
	7	1	2,02	2,020	0,201	2,000
					$R_L=1,641$	$R_B=3,942$

Caratteristiche morfometriche del reticolo



Analisi geomorfica quantitativa

Magnitudine	2881
Livello topologico medio	152,6
Diametro topologico	115

Funzione di larghezza

Area (km <sup>2</sup> )	415
Densità di drenaggio (km/km <sup>2</sup> )	3,666
Numero di frequenza	8,995

Zero idrometrico (m s.l.m.m.)	
Altitudine massima (m s.l.m.m.)	1705
Altitudine media (m s.l.m.m.)	388
Distanza dalla foce (km)	

## Caratteristiche altimetriche del bacino

- **caratteristiche morfometriche e topologiche dei reticoli**, che si riferiscono in genere alla geometria ed alla forma del reticolo idrografico: in particolare, si fa riferimento ai noti schemi ordinativi di rete di Horton-Strahler [Horton, 1945; Strahler, 1952] e di Shreve [1966; 1967].

E' stata approntata una base dati relativa alle principali grandezze sopra elencate, per i principali bacini della Campania. Nel Rapporto, tali caratteristiche sono presentate attraverso schede sintetiche per ogni bacino principale; ciascuna scheda comprende diversi tipi di tabelle e diagrammi di cui viene fornito un esempio, relativamente al bacino del F. Alento.

## 2.5 La rete di misura del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano ed i dati idropluviometrici utilizzati

La **rete pluviometrica** del SIMI al 1980 per il Compartimento di Napoli risultava composta da 319 stazioni di misura delle piogge con almeno 10 anni di osservazione, di cui 227 ricadono all'interno dell'area di studio; in particolare, 56 di esse posseggono anche 10 o più anni di osservazioni pluviografiche relative ai massimi annuali delle altezze di pioggia di durata inferiore al giorno.

Per il reperimento dei dati pluviometrici, si è fatto particolare riferimento a:

- Pubblicazione n. 27 - Elenco delle stazioni termopluviometriche del SIMI (Compartimento di Napoli);
- Annali Idrologici - Parte I, Compartimento di Napoli, anni 1921-1988;
- Pubblicazione n. 25 - Precipitazioni massime con durata da 1 a 5 giorni consecutivi.

A questi dati, che il SIMI certifica come massimi annuali, sono stati aggiunti quelli relativi alle serie storiche delle **precipitazioni di notevole intensità e breve durata, inferiore ad 1 ora**, che vengono pubblicati dal SIMI sugli Annali (parte I, tab. V), anche se non sistematicamente.

La Pubblicazione n. 25, edita per ciascun compartimento, contiene per ogni stazione che ha funzionato per più di 15 anni, le precipitazioni massime che si sono verificate nel trentennio 1921-50 con durata da 1 a 5 giorni consecutivi: i valori sono raccolti per casi critici, in numero pari agli anni di funzionamento dello strumento di misura. Ai fini del presente lavoro, il pregio fondamentale di questa pubblicazione consiste nel fatto che i dati presentati in essa non sono stati ricavati dagli Annali ma analizzando le letture dei pluviometri e le strisce originali dei pluviografi: dunque, si possono reperire in essa dati che non si trovano sugli Annali e, in ogni caso, si può effettuare un utile confronto per il dato giornaliero.

Per ottenere informazioni pluviometriche relative alle aree di confine della regione indagata, si è considerato anche un gruppo di 89 stazioni pluviometriche ricadenti in aree geografiche limitrofe a quelle dell'area di studio, ricavate dall'esame delle pubblicazioni di Filice [1987], Versace et al. [1989], Copertino e Fiorentino [1992]; di queste stazioni sono state ritenute le sole informazioni riguardanti l'ubicazione e la media campionaria dei massimi annuali delle piogge giornaliere.

Come si è detto, oltre ai dati che il SIMI certifica come massimi annuali, sono stati prese in considerazione anche le serie storiche delle precipitazioni di notevole intensità e breve durata, inferiore ad 1 ora. Questi dati non vengono certificati come massimi annuali: essi vengono utilizzati nell'analisi regionale delle piogge brevi al terzo livello dopo aver effettuato alcuni controlli di congruenza con le serie storiche dei massimi annui delle altezze di pioggia ad 1 ora.

La consistenza della rete di **misura idrometrica** è molto variata nel corso degli anni; nel 1970 risultavano complessivamente, per il Compartimento di Napoli, 29 stazioni idrometriche, di cui 18 ricadenti all'interno dell'area in esame. Considerando anche stazioni dismesse nel tempo si arriva, per le portate giornaliere, a 33 stazioni idrometriche con almeno 5 anni di registrazioni, di cui 22 ricadenti nell'area in oggetto.

Le fonti del SIMI a cui si è fatto riferimento sono:

- Pubblicazione n. 17 - Dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani;
- Annali idrologici - Parte II, Compartimento di Napoli, 1921-1980.

Da tali fonti sono state ricavate informazioni riguardanti:

- **massimi annuali delle portate giornaliere ed a più giorni consecutivi:** fonte ufficiale sono gli Annali Idrologici, parte II, pubblicati fino al 1970 per il compartimento di Napoli. Il data-base complessivo riguarda 33 stazioni idrometriche con numerosità fra 5 e 37 anni, di cui 21 ricadenti fra il Volturno ed il Bussento.
- **massimi annuali delle portate istantanee:** fonte ufficiale è la Pubblicazione n. 17 *Dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani*, aggiornata fino al 1970. Si tratta complessivamente di 36 stazioni idrometrografiche con numerosità compresa fra 5 e 46 anni, di cui 22 ricadenti fra il Volturno ed il Bussento.
- **massimi annuali delle portate in più ore consecutive:** in tal caso si tratta di dati che nella quasi totalità non sono mai stati pubblicati. Complessivamente sono stati analizzati 1214 idrogrammi di piena e sono state ottenute 25 serie idrometrografiche con numerosità fra i 4 ed i 36 anni per durate fra 0.5 e 48 ore, di cui 19 ricadenti fra il Volturno ed il Bussento.

In generale è possibile formarsi un quadro della consistenza delle reti di misura pluviometrica ed idrometrica attraverso le corografia schematiche nelle fig. 2.3, ove sono indicate le ubicazioni delle stazioni di misura e sono delimitati i bacini idrografici da esse sottesi.

## 2.6 Le aree storicamente alluvionate

La conoscenza delle aree vulnerate da fenomeni idrogeologici risulta di grande utilità soprattutto se finalizzata all'individuazione delle aree vulnerabili, questo a causa della ripetitività del fenomeno; nulla toglie però che vadano tenuti in debito conto i fenomeni che interessano zone mai

colpite prima, sia per la particolare rarità dell'evento, sia per le modificate condizioni ambientali ed antropiche.

Dall'analisi dei principali eventi alluvionali, siano essi: **esondazioni** dai corsi d'acqua maggiori, **nubifragi** o **colate detritiche**, che ricordiamo essere le tre tipologie di eventi cui si fa di solito riferimento, si desume che il territorio campano è, in larga parte, da considerarsi ad alto rischio di calamità idrogeologiche.

Per l'individuazione delle aree storicamente alluvionate all'interno del territorio della regione Campania si è fatto riferimento ai dati forniti dal Rapporto di Evento pubblicato nella seconda parte degli annali idrologici del S.I.M.I. e alla documentazione raccolta nell'ambito del Progetto delle Aree Vulnerate in Italia (A.V.I.) a cura del G.N.D.C.I. - C.N.R..

Il territorio campano negli anni che vanno dal 1915 al 1982 è stato interessato da una serie di eventi che lo studio AVI definisce catastrofici, il cui elenco è riportato nella tabella 2.3.

Tutti questi eventi hanno causato danni di notevole rilievo, tra questi se ne possono individuare alcuni che per estensione della zona interessata nonché per gli ingenti danni provocati meritano un esame più approfondito:

- per quanto riguarda le *esondazioni dei corsi d'acqua maggiori*, una zona fortemente interessata da tale fenomeno è la Piana Campana in cui scorrono i fiumi Volturno e Calore in particolare, sempre per il contributo versato in termini di vite umane, la città di Benevento. La piena del F. Calore del 1949, ad esempio, ha inondato la città di Benevento, provocando decine di morti, ingenti danni alle infrastrutture e l'isolamento temporaneo di decine di paesi. Recenti studi hanno dimostrato che nonostante i numerosi interventi strutturali eseguiti, la zona è tuttora ad alto rischio;
- il F. Volturno ha allagato, nel corso degli ultimi 80 anni, la Piana Campana varie volte, le inondazioni sono state spesso molto estese e distruttive, in particolare nei dintorni di Castelvoltorno, dove rimane inalterato, nonostante gli interventi strutturali eseguiti nel dopoguerra, il pericolo potenziale per gli insediamenti umani;
- infine, altri eventi alluvionali localizzati nella valle del Tanagro e del Sele, per quest'ultimo anche nel recente passato (1993), hanno provocato varie vittime e danni ingenti alle cose, seppur in maniera più localizzata.

Tipologia dell'evento	Località	Data
Esondazione	Piana Alifana	02/01/1915
Nubifragio-Esondazione	Capua	05/11/1922
Colate detritiche	Costiera Amalfitana	25/03/1924
Nubifragio	Capua	21/01/1927
Esondazione	Tanagro-Sele	24/09/1929
Esondazione	Castel Volturno	02/03/1935
Esondazione	Benevento	01/10/1949
Esondazione	Persano	08/03/1951
Esondazione	Benevento	26/09/1951
Nubifragio-Esondazione	Sannio e Irpinia	15/12/1952
Nubifragio-Colate detritiche	Costiera Amalfitana	25/10/1954
Esondazione-Nubifragio	Basso Volturno	21/10/1957

Esondazione-Nubifragio	Piana Volturno	08/12/1960
Esondazione	Benevento	18/10/1961
Nubifragio-Esondazione	Penisola Sorrentina	16/02/1963
Nubifragio	Salernitano	25/09/1963
Esondazione	Benevento,Avellino,Salerno	24/10/1964
Nubifragio-Esondazione	Salerno, Benevento	25/10/1966
Esondazione	Medio e Basso Volturno	17/12/1968
Esondazione	Piana Sarno	03/01/1973
Nubifragio	Aversa	21/09/1974
Esondazione	Torre del Greco	19/12/1982

Tab. 2.3 Elenco degli eventi di tipo catastrofico considerati

Nella regione Campania gli eventi catastrofici che hanno fatto contare un maggior numero di vittime e provocato danni maggiori sono senza dubbio le **colate detritiche**. Questo fenomeno è caratteristico delle zone in cui si presentano coltri piroclastiche di copertura dei massicci carbonatici.

Le conseguenze, spesso disastrose, di tali fenomeni sono da attribuire alla densità e all'importanza degli insediamenti e delle infrastrutture localizzati a ridosso delle aree da considerarsi a rischio. Tra le zone maggiormente colpite vanno annoverate quelle della Penisola Amalfitana (1924, 1954), soprattutto per il gran numero di vittime registrato, dovuto sia alle caratteristiche distruttive dei fenomeni sia alla notevole densità abitativa a ridosso dei corsi d'acqua interessati. Ancora oggi, nel salernitano e sulla costiera Amalfitana, nei racconti delle persone anziane è vivo il ricordo dei violenti nubifragi degli anni 1924 e 1954 e delle conseguenze disastrose che essi portarono; si contarono infatti decine di vittime, abitazioni distrutte e interruzioni di strade e servizi.

### 3. LEGGI REGIONALI DI CRESCITA CON IL PERIODO DI RITORNO

#### 3.1 La valutazione probabilistica delle piene

La valutazione della massima portata di piena in una data sezione della rete idrografica, va effettuata in un contesto probabilistico, riferendosi ad un assegnato rischio di superamento in  $N$  anni, o al periodo di ritorno di  $T$  anni.

Si indichino con:

- il massimo annuale della portata istantanea;
- $Q_D$ , il massimo annuale della portata media in un intervallo di durata  $D$ ;
- $\mu(Q)$  e  $\mu(Q_D)$ , le medie delle distribuzioni di  $Q$  e  $Q_D$ ;
- $Q_T$  e  $Q_{D,T}$ , i valori di  $Q$  e  $Q_D$  cui compete il periodo di ritorno  $T$ .

L'obiettivo della valutazione delle piene si precisa, quindi, nella stima di  $Q_T$  e  $Q_{D,T}$ . La scelta del metodo, va effettuata in base al criterio di minimizzare un indice dell'errore di stima, ad es., l'errore quadratico medio.

Si definisce **fattore probabilistico di crescita** il rapporto:

$$K_T = Q_T / \mu(Q) \quad (3.1a)$$

$$K_{T,D} = Q_{D,T} / \mu(Q_D) \quad (3.1b)$$

Nel seguito si farà l'ipotesi che il fattore probabilistico di crescita sia indipendente dalla durata  $D$ , per cui vale:

$$K_{T,D} = K_T \quad (3.1c)$$

E' stato mostrato, infatti (vedi, ad esempio: NERC [1975]), che  $K_T$  risulta praticamente indipendente dalla durata  $D$ , almeno per  $D$  non troppo grande. Una verifica della non rigettabilità di tale ipotesi sarà comunque effettuata con riguardo al caso in esame ed ai dati disponibili.

Il fattore di crescita esprime quindi il rapporto che esiste tra  $Q_T$  e la piena annuale media (piena indice)  $\mu(Q)$  e, per  $D$  qualsiasi, tra  $Q_{D,T}$  e per  $\mu(Q_D)$ . La legge di variazione di  $K_T$  con  $T$  si indica come **legge di crescita con il periodo di ritorno**.

Il rapporto:

$$r(D) = \mu(Q_D) / \mu(Q) = Q_{D,T} / Q_T \quad (3.2)$$

si definisce **rapporto di riduzione dei colmi di piena con la durata** e risulta di conseguenza praticamente indipendente da T.

La legge di variazione di  $r(D)$  con D si definisce **legge di riduzione dei colmi di piena con la durata**.

In definitiva la valutazione probabilistica delle piene in una determinata sezione di un corso d'acqua richiede la stima:

- della legge di crescita  $K_T(T)$ ;
- della piena annuale media (istantanea)  $\mu(Q)$ ;
- della legge di riduzione dei colmi di piena con la durata  $r(D)$ .

L'analisi statistica delle massime piene annuali Q in Campania è stata effettuata attraverso una metodologia di analisi regionale messa a punto nel progetto di ricerca del Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche sulla Valutazione delle Piene (VAPI). Tale metodologia è basata su una versione modificata del **metodo della piena indice**, secondo un approccio di **tipo gerarchico**, che utilizza tre differenti livelli di scala spaziale per la stima dei diversi parametri della distribuzione della Q:

- primo livello, a scala regionale o interregionale, per la stima dei parametri di forma;
- secondo livello, a scala regionale o subregionale, per la stima del parametro di scala;
- terzo livello, a scala di bacino, per la stima della piena indice  $\mu(Q)$ , media delle piene annuali.

Il modello di regionalizzazione utilizzato è basato sulla **distribuzione dei valori estremi a doppia componente (TCEV)**, capace di spiegare alcune piene straordinariamente elevate osservate nel passato e sparse sul territorio nazionale.

L'approccio gerarchico si basa sulla considerazione che esistono **zone geografiche** via via più ampie che possono considerarsi **omogenee** nei confronti dei parametri statistici della distribuzione, man mano che il loro ordine aumenta. Tale omogeneità va considerata in senso statistico intendendo, cioè, che la varianza spaziale del parametro considerato è trascurabile nei confronti della varianza campionaria, causata dal numero limitato di dati a disposizione per la stima e dalle proprietà statistiche dello stimatore adottato.

L'analisi al primo livello di regionalizzazione è stata sviluppata da Fiorentino et al. [1987]. E' stato mostrato che rispetto ai parametri di forma della distribuzione, e al coefficiente di asimmetria, l'Italia appenninica, inclusa la Sicilia ed esclusa parte della Liguria, considerata un'unica zona omogenea. L'effetto della superficie del bacino sembra risentirsi solo per valori superiori ai 3000 Km<sup>2</sup>.

Al secondo livello di regionalizzazione il territorio nazionale è suddiviso in regioni idrologicamente omogenee, caratterizzate da un'unica distribuzione di probabilità delle piene annuali rapportate al valore medio (**legge regionale di crescita con il periodo di ritorno  $K_T(T)$** ).

## 3.2 Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere

### 3.2.1 Stima regionale dei parametri di forma

In questa fase sono state prese in considerazione le 112 stazioni pluviografiche indicate in tab. 3.1, in fondo al paragrafo, con un asterisco, aventi dimensione campionaria  $n \geq 40$  anni, per un totale di 5886 anni-stazione ed una numerosità media di 53 anni. Tale scelta è stata effettuata dopo aver esaminato il comportamento dello stimatore regionale a questo livello per diverse ipotesi di dimensione minima campionaria delle serie osservate.

In definitiva, utilizzando la tecnica di stima di **massima verosimiglianza regionale con soglia** esposta nel capitolo introduttivo del presente Rapporto Nazionale, si è ottenuta una stima regionale dei parametri di forma della distribuzione pari a:

$$\begin{aligned}\theta_* &= 2.136 \\ \Lambda_* &= 0.360\end{aligned}\tag{3.3}$$

a cui corrispondono, secondo le formule date da Beran et al., [1986], un coefficiente di asimmetria teorico  $\gamma_1$  e di kurtosi teorica  $\beta$  pari a:

$$\begin{aligned}\gamma_1 &= 1.92 \\ \beta &= 11.2\end{aligned}\tag{3.4}$$

ed una probabilità  $p_2$  che il massimo annuale possa provenire dalla componente straordinaria, pari a:

$$p_2 = 0.264\tag{3.5}$$

Nell'ipotesi che la Campania sia una sola zona omogenea al primo livello, la variabile standardizzata  $Y = X/\theta_1 - \ln \Lambda_1$  ha un'unica DPC sull'intera regione, del tipo:

$$F_Y(y) = \exp(-e^{-y} - 0.360 e^{-y/2.136})\tag{3.6}$$

La (3.6) non è direttamente invertibile, per ottenere la relazione fra periodo di ritorno  $T$  e valore  $Y_T$  della variabile standardizzata ad esso corrispondente; in alternativa si può fare riferimento ad una formula asintotica, che può essere messa nella forma:

$$Y_T = a + b \text{Ln } T \quad (3.7)$$

in cui:

$$\begin{aligned} a &= \theta_* \text{Ln } \Lambda_* \\ b &= \theta_* \end{aligned} \quad (3.8)$$

sicchè la (3.7) si può scrivere:

$$Y_T = - 2.182 + 0.360 \text{Ln } T \quad (3.9)$$

con un errore di stima che per  $T = 50$  anni è sempre inferiore al 10%, per  $T > 100$  anni è sempre inferiore al 3 %.

La verifica dell'ipotesi di omogeneità al primo livello è stata effettuata confrontando la distribuzione osservata dei **coefficienti di asimmetria** campionari, sia ordinari (MO), sia ottenuti attraverso i momenti pesati in probabilità (MPP), con le analoghe distribuzioni teoriche ottenute attraverso la generazione di 5000 serie sintetiche da una popolazione TCEV con valori dei parametri di forma dati dalla (3.3) e dimensione campionaria variabile in accordo con quella osservata.

I parametri caratteristici delle distribuzioni osservate e teoriche dell'asimmetria MO, Ca ed MPP, L-Ca sono la media e la varianza nello spazio e sono esposti di seguito nella Tab. 3.2, mentre nelle fig. 3.1 vengono riportate per confronto, su carta logaritmica, la distribuzione osservata e quella campionaria teorica di Ca ed L-Ca.

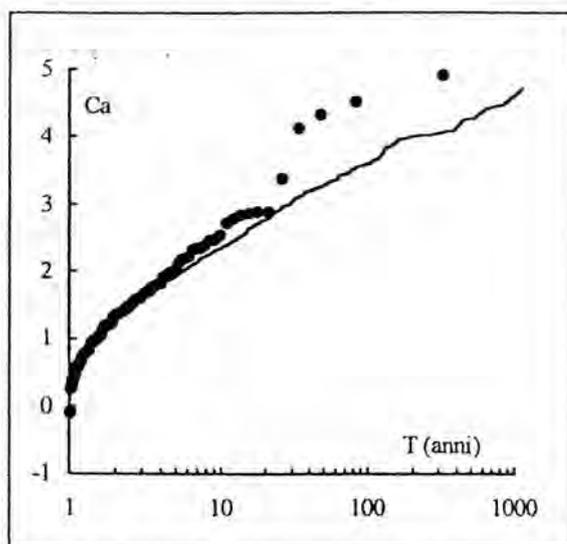


Figura 3.1 a. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica del coefficiente di asimmetria Ca del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

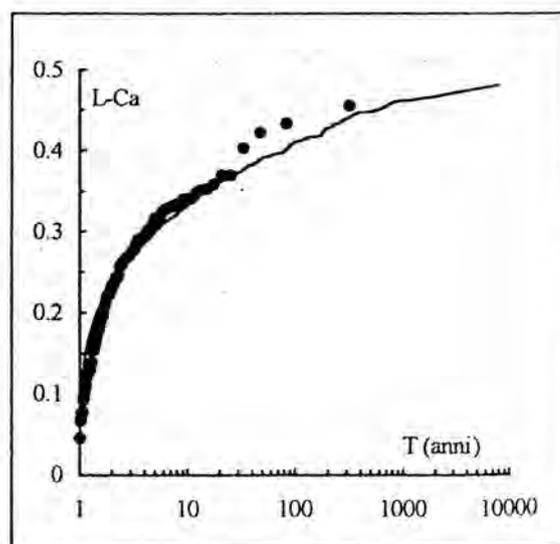


Figura 3.1 b. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica dell'L-coefficiente di asimmetria L-Ca del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

si definisce **rapporto di riduzione dei colmi di piena con la durata** e risulta di conseguenza praticamente indipendente da T.

La legge di variazione di  $r(D)$  con D si definisce **legge di riduzione dei colmi di piena con la durata**.

In definitiva la valutazione probabilistica delle piene in una determinata sezione di un corso d'acqua richiede la stima:

- della legge di crescita  $K_T(T)$ ;
- della piena annuale media (istantanea)  $\mu(Q)$ ;
- della legge di riduzione dei colmi di piena con la durata  $r(D)$ .

L'analisi statistica delle massime piene annuali Q in Campania è stata effettuata attraverso una metodologia di analisi regionale messa a punto nel progetto di ricerca del Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche sulla Valutazione delle Piene (VAPI). Tale metodologia è basata su una versione modificata del **metodo della piena indice**, secondo un approccio di **tipo gerarchico**, che utilizza tre differenti livelli di scala spaziale per la stima dei diversi parametri della distribuzione della Q:

- primo livello, a scala regionale o interregionale, per la stima dei parametri di forma;
- secondo livello, a scala regionale o subregionale, per la stima del parametro di scala,
- terzo livello, a scala di bacino, per la stima della piena indice  $\mu(Q)$ , media delle piene annuali.

Il modello di regionalizzazione utilizzato è basato sulla **distribuzione dei valori estremi a doppia componente (TCEV)**, capace di spiegare alcune piene straordinariamente elevate osservate nel passato e sparse sul territorio nazionale.

L'approccio gerarchico si basa sulla considerazione che esistono **zone geografiche** via via più ampie che possono considerarsi **omogenee** nei confronti dei parametri statistici della distribuzione, man mano che il loro ordine aumenta. Tale omogeneità va considerata in senso statistico intendendo, cioè, che la varianza spaziale del parametro considerato è trascurabile nei confronti della varianza campionaria, causata dal numero limitato di dati a disposizione per la stima e dalle proprietà statistiche dello stimatore adottato.

L'analisi al primo livello di regionalizzazione è stata sviluppata da Fiorentino et al. [1987]. E' stato mostrato che rispetto ai parametri di forma della distribuzione, e al coefficiente di asimmetria, l'Italia appenninica, inclusa la Sicilia ed esclusa parte della Liguria, considerata un'unica zona omogenea. L'effetto della superficie del bacino sembra risentirsi solo per valori superiori ai 3000 Km<sup>2</sup>.

Al secondo livello di regionalizzazione il territorio nazionale è suddiviso in regioni idrologicamente omogenee, caratterizzate da un'unica distribuzione di probabilità delle piene annuali rapportate al valore medio (**legge regionale di crescita con il periodo di ritorno  $K_T(T)$** ).

### 3.2 Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere

#### 3.2.1 Stima regionale dei parametri di forma

In questa fase sono state prese in considerazione le 112 stazioni pluviografiche indicate in tab. 3.1, in fondo al paragrafo, con un asterisco, aventi dimensione campionaria  $n \geq 40$  anni, per un totale di 5886 anni-stazione ed una numerosità media di 53 anni. Tale scelta è stata effettuata dopo aver esaminato il comportamento dello stimatore regionale a questo livello per diverse ipotesi di dimensione minima campionaria delle serie osservate.

In definitiva, utilizzando la tecnica di stima di **massima verosimiglianza regionale con soglia** esposta nel capitolo introduttivo del presente Rapporto Nazionale, si è ottenuta una stima regionale dei parametri di forma della distribuzione pari a:

$$\begin{aligned}\theta_* &= 2.136 \\ \Lambda_* &= 0.360\end{aligned}\tag{3.3}$$

a cui corrispondono, secondo le formule date da Beran et al., [1986], un coefficiente di asimmetria teorico  $\gamma_1$  e di kurtosi teorica  $\beta$  pari a:

$$\begin{aligned}\gamma_1 &= 1.92 \\ \beta &= 11.2\end{aligned}\tag{3.4}$$

ed una probabilità  $p_2$  che il massimo annuale possa provenire dalla componente straordinaria, pari a:

$$p_2 = 0.264\tag{3.5}$$

Nell'ipotesi che la Campania sia una sola zona omogenea al primo livello, la variabile standardizzata  $Y = X/\theta_1 - \ln \Lambda_1$  ha un'unica DPC sull'intera regione, del tipo:

$$F_Y(y) = \exp(-e^{-y} - 0.360 e^{-y/2.136})\tag{3.6}$$

La (3.6) non è direttamente invertibile, per ottenere la relazione fra periodo di ritorno  $T$  e valore  $Y_T$  della variabile standardizzata ad esso corrispondente; in alternativa si può fare riferimento ad una formula asintotica, che può essere messa nella forma:

$$Y_T = a + b \text{Ln } T \quad (3.7)$$

in cui:

$$\begin{aligned} a &= \theta_* \text{Ln } \Lambda_* \\ b &= \theta_* \end{aligned} \quad (3.8)$$

sicchè la (3.7) si può scrivere:

$$Y_T = - 2.182 + 0.360 \text{Ln } T \quad (3.9)$$

con un errore di stima che per  $T = 50$  anni è sempre inferiore al 10%, per  $T > 100$  anni è sempre inferiore al 3 %.

La verifica dell'ipotesi di omogeneità al primo livello è stata effettuata confrontando la distribuzione osservata dei **coefficienti di asimmetria** campionari, sia ordinari (MO), sia ottenuti attraverso i momenti pesati in probabilità (MPP), con le analoghe distribuzioni teoriche ottenute attraverso la generazione di 5000 serie sintetiche da una popolazione TCEV con valori dei parametri di forma dati dalla (3.3) e dimensione campionaria variabile in accordo con quella osservata.

I parametri caratteristici delle distribuzioni osservate e teoriche dell'asimmetria MO, Ca ed MPP, L-Ca sono la media e la varianza nello spazio e sono esposti di seguito nella Tab. 3.2, mentre nelle fig. 3.1 vengono riportate per confronto, su carta logaritmica, la distribuzione osservata e quella campionaria teorica di Ca ed L-Ca.

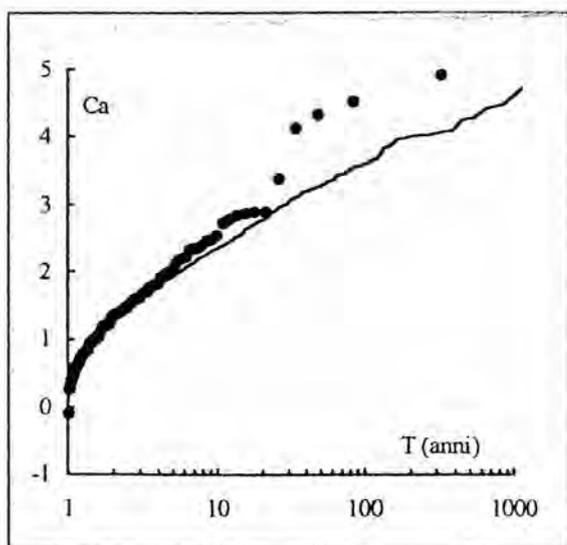


Figura 3.1 a. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica del coefficiente di asimmetria Ca del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

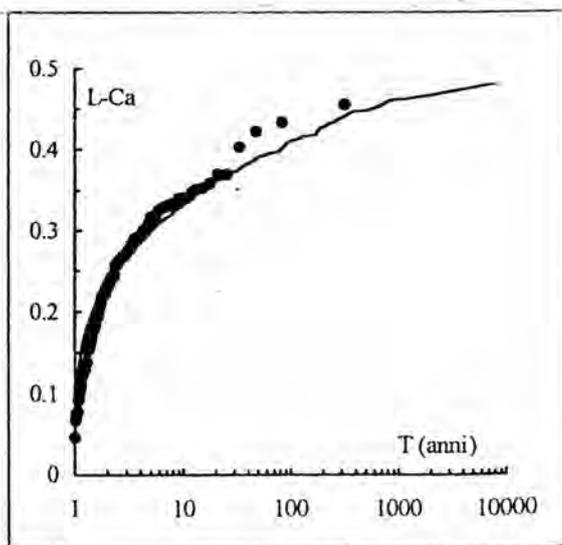


Figura 3.1 b. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica dell'L-coefficiente di asimmetria L-Ca del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

Tab. 3.2: confronto fra i parametri di forma della distribuzione osservata e teorica campionaria per i massimi annuali delle alteze di pioggia giornaliera in Campania.

Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	1.48	1.42	Media	0.23	0.23
Varianza	0.81	0.51	Varianza	0.0085	0.0055

Sono evidenti una certa distorsione nella stima del valor medio regionale di Ca, mentre la stima di L-Ca è praticamente indistorta. Per ambedue i parametri di forma, la varianza campionaria teorica spiega oltre il 60% dell'intera varianza osservata: l'ipotesi di omogeneità spaziale a questo livello deve essere ulteriormente indagata.

Allo scopo, è stato effettuato un test del  $\chi^2$  per la verifica della bontà dell'adattamento delle distribuzioni teoriche alle serie osservata, da cui è risultato che l'ipotesi che la Campania costituisca un'unica zona omogenea al primo livello di regionalizzazione, con parametri di forma dati dalle (3.3) e distribuzione della variabile standardizzata data dalla (3.6) non può essere rigettata ad un livello di probabilità che va da oltre il 30 % se si considera la statistica Ca, ad appena il 1.30 % nel caso della statistica L-Ca che quindi risulta più discriminante, in questo caso.

In alternativa si può considerare l'ipotesi che l'intera regione Campania sia suddivisa in più zone omogenee rispetto al parametro di forma della distribuzione. L'individuazione delle zone omogenee è stata effettuata utilizzando una tecnica di *cluster analysis* di tipo misto, considerando un metodo gerarchico aggregativo insieme ad un metodo non gerarchico. Si è infatti ipotizzato che il collettivo statistico a questo livello sia costituito da 6 individui, ognuno rappresentante le aree omogenee identificate al terzo livello, come si vedrà nel prossimo paragrafo 4. Ogni individuo è caratterizzato dalla mediana oppure dalla media aritmetica dei valori della statistica assunta a rappresentare la serie osservata, stimati per i singoli pluviometri all'interno di ogni area. In tal modo, si è implicitamente presa in prestito dalle tecniche di *cluster analysis* di tipo aggregativo la caratteristica per cui ogni livello gerarchicamente superiore di aggregazione deve inglobare quelli precedenti. Nel caso in esame se, come si vedrà, al terzo livello di regionalizzazione, utilizzando un criterio aggregante sono state riunite in un gruppo alcune stazioni, tale gruppo rimane unito anche al primo livello.

Da questo punto in poi si è usata una tecnica di tipo non gerarchico: per ogni fissato numero di gruppi, la migliore partizione dell'insieme è stata ritenuta quella che massimizza la devianza spiegata [Saddocchi, 1981].

Un criterio per la scelta del numero ottimale di gruppi è stato proposto da Ferrari et al., [1988] che propongono una procedura basata sulla minimizzazione dell'errore quadratico medio (EQM) regionale del parametro, che tiene conto sia dell'errore di disturbo spaziale che di quello campionario. Questa tecnica necessita, perciò, che ad ogni passo si valuti la varianza teorica campionaria del parametro nelle sottozone, attraverso la generazione di serie sintetiche con tecniche di tipo MonteCarlo.

In realtà, la funzione EQM(m) regionale è sempre decrescente all'aumentare del numero m di gruppi in cui vengono messi insieme gli elementi del collettivo, per cui quello che occorre è verificare che tale diminuzione sia statisticamente significativa. Allo scopo è stato adottato un test di Beale [1969], che a rigore è stato proposto solo per rapporti fra le varianze, ma che può essere adottato anche nel caso presente nell'ipotesi che le varianze campionarie teoriche non siano troppo differenti fra loro. Il risultato di tale test, applicato alla regione in esame è che non si può rigettare l'ipotesi che l'intera regione vada considerata come zona omogenea al primo livello, ad un livello di significatività superiore al 60 %.

### 3.2.2 Stima regionale del parametro di scala

Al secondo livello di regionalizzazione sono state prese in considerazione le 129 stazioni pluviografiche aventi dimensione campionaria n 30 anni, per un totale di 6498 anni-stazione (vedi tab. 3.1 riportata alla fine del capitolo), con numerosità media pari a 50 anni di osservazione.

Analogamente a quanto appena visto nell'analisi al primo livello, l'individuazione di eventuali sottozone omogenee è stata effettuata utilizzando una tecnica di cluster analysis di tipo misto, prendendo in considerazione solo i 6 individui identificati al terzo livello come aree pluviometriche omogenee. I risultati del test di Beale in questo caso sono stati riferiti al **coefficiente di variazione**, stimato con i metodi MO, Cv ed MPP, L-Cv: è risultato che non si può rigettare l'ipotesi che l'intera regione vada considerata come sottozona omogenea al secondo livello, ad un livello di significatività del 95 %.

Si assume quindi, come ipotesi di lavoro, che l'intera regione Campania sia un'unica sottozona omogenea; per tale sottozona il valore mediano di Cv è:

$$Cv = 0.360 \quad (3.10)$$

In tab. 3.1 sono riportati, per tutte le 129 stazioni ricadenti nella sottozona omogenea, i valori del parametro di scala della distribuzione TCEV,  $\Lambda_1$ , vincolati ai valori regionali dei parametri di forma, dati dalle (3.3). Per la stima del valore regionale di  $\Lambda_1$  si è fatto riferimento al parametro  $Cv_1$  definito come:

$$Cv_1 = \frac{\pi / \sqrt{6}}{C + \text{Ln}\Lambda_1} \approx \frac{0.557}{\text{Log}\Lambda_1 + 0.251} \quad (3.11)$$

in cui  $C =$  costante di Eulero  $= 0.5772\dots$

Si stima, per ogni sito pluviometrico, un valore di massima verosimiglianza di  $\Lambda_1$  vincolato ai valori regionali di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  e, quindi, un valore di  $Cv_1$ ; si stima poi la media  $\overline{Cv_1}$  di tutti i valori di  $Cv_1$  all'interno della sottozona, ed invertendo la (3.11) si ottiene il valore regionale  $\overline{\Lambda_1}$  del parametro di scala:

$$\overline{\Lambda_1} = 10^{(0.557 / \overline{Cv_1} - 0.251)} \quad (3.12)$$

Nel caso in questione, valgono

$$\begin{aligned} \overline{Cv_1} &= 0.306 \\ \underline{L_1} &= 37 \end{aligned} \quad (3.13)$$

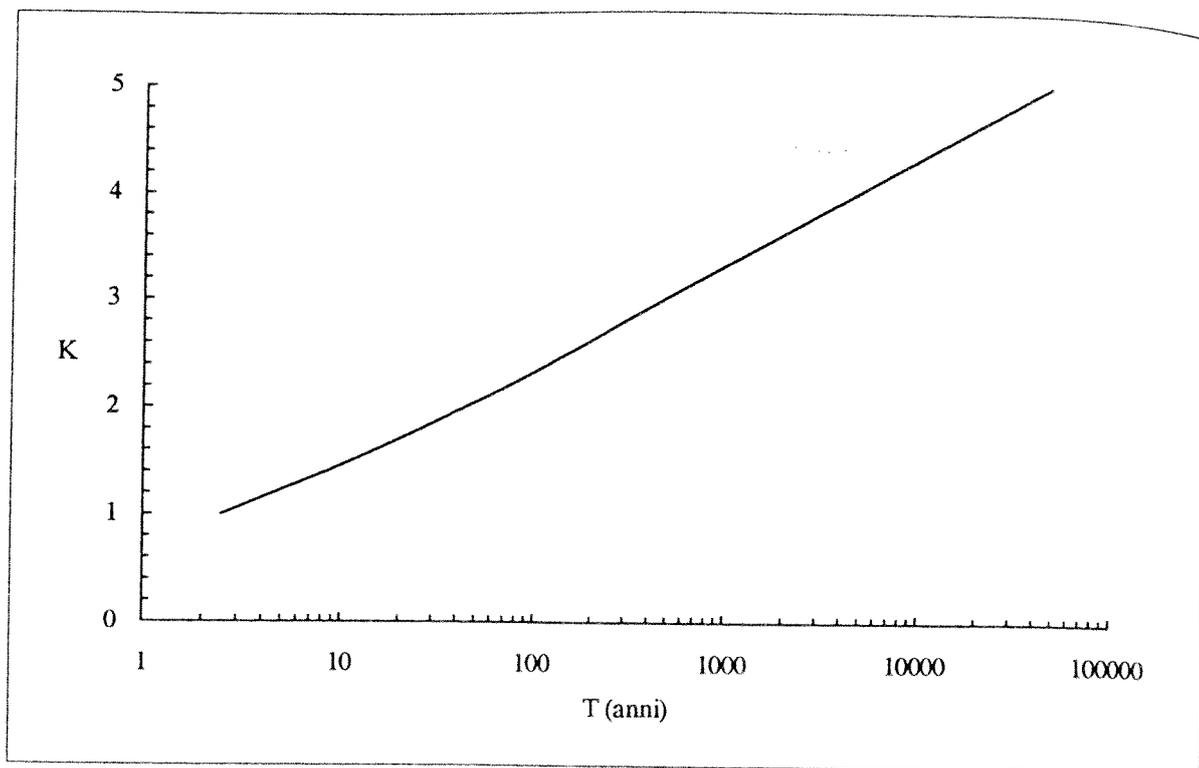


Figura 3.2 Distribuzione di probabilità cumulata del fattore probabilistico di crescita  $K$  dei massimi annuali delle precipitazioni giornaliere per la regione Campania.

Nell'ipotesi che la Campania sia un'unica sottozona pluviometrica omogenea, il fattore probabilistico di crescita dei massimi annuali delle precipitazioni giornaliere  $K_T$  è identicamente distribuito in tutta la sottozona e la sua DPC è:

$$F_K(k) = \exp \left[ -41.20 e^{-4.909 k} - 2.053 e^{-2.298 k} \right] \quad (3.14)$$

La (3.14) è riportata graficamente in fig. 3.2, in carta logaritmica.

Anche in questo caso la (3.14) non è direttamente invertibile; una sua approssimazione asintotica è del tipo:

$$K_T = a + b \ln T \quad (3.15)$$

con:

$$\begin{aligned} a &= (\theta_* \ln \Lambda_* + \ln \Lambda_1) / \eta \\ b &= \theta_* / \eta \end{aligned} \quad (3.16)$$

in cui:

$$\eta = \ln \Lambda_1 + C - T_0 \quad (3.17)$$

$$T_0 = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^i \Lambda_*^i}{i!} \Gamma\left(\frac{i}{\theta_*}\right) \quad (3.18)$$

Nel caso in questione vale:

$$\begin{aligned} T_0 &= -0.6136 \\ \eta &= 4.9092 \end{aligned} \quad (3.19)$$

e quindi la (3.15) si può scrivere:

$$K_T = -0.3129 + 0.6025 \ln T \quad (3.20)$$

Utilizzando la (3.20) in luogo della (3.14), in questo caso, si commettono errori di sottostima fino a  $T = 30$  anni al massimo di poco superiori al 15 % e per  $T > 50$  anni sempre inferiori al 4 %.

La verifica dell'ipotesi di omogeneità al secondo livello di regionalizzazione per l'intera Campania è stata effettuata attraverso la simulazione di 20.000 serie sintetiche a partire da una distribuzione TCEV con parametri di forma dati dalla (3.3) e parametro di scala dato dalla (3.13), con dimensione campionaria mediamente pari a  $n = 50$ , ma variabile per tenere conto della variabilità nelle dimensioni delle serie storiche osservate.

I risultati della simulazione ed il confronto fra i parametri della distribuzione teorica ed osservata dei valori di Cv e di L-Cv sono riportati nella seguente Tabella 3.3.

Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	0.365	0.365	Media	0.1905	0.1925
Varianza	0.064	0.036	Varianza	0.00090	0.00052

Tabella 3.3: confronto fra il parametro di scala della distribuzione osservata e teorica campionaria per i massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera in Campania.

Confrontando i risultati nelle Tab. 3.2 e 3.3, è evidente come nel caso dei parametri di scala la distorsione nella stima del valor medio regionale di Cv e di L-Cv sia praticamente nulla, come ci si aspetta essendo diminuito l'ordine statistico del parametro da stimare. Per ambedue i parametri di forma, la varianza campionaria teorica spiega un po' meno del 60% dell'intera varianza osservata: anche al secondo livello di regionalizzazione l'ipotesi di omogeneità spaziale deve essere ulteriormente indagata.

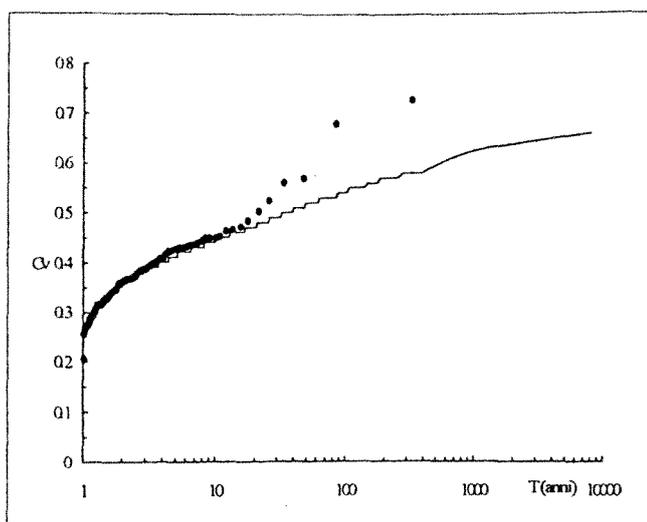


Figura 3.3 a. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica del coefficiente di variazione del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

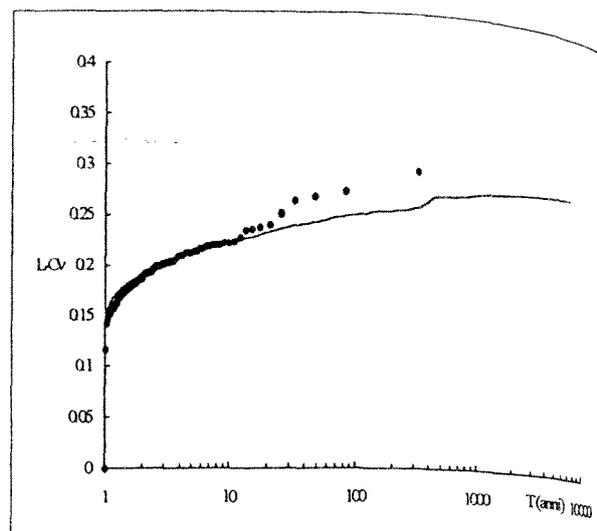


Figura 3.3 b. Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica del L-coefficiente di variazione del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera.

Nelle fig. 3.3 vengono riportate per confronto, su carta logaritmica, le distribuzioni osservata e campionarie teoriche di Cv ed L-Cv. È stato inoltre effettuato un test del  $\chi^2$  per la verifica della bontà dell'adattamento delle serie teoriche a quelle osservate: l'ipotesi che la Campania costituisca un'unica zona omogenea anche al secondo livello di regionalizzazione, con parametro di scala dato dalla (3.13) e distribuzione del fattore probabilistico di crescita data dalla (3.14) non può essere rigettata ad un livello di significatività che va dal 2% al 10%. Ancora una volta si ribadisce il significato di tali test, che non sono probanti se presi ognuno singolarmente, ma diventano significativi quando inquadrati all'interno dell'intera procedura.

### 3.2.3 Variabilità spaziale dei parametri pluviometrici di forma e di scala

Un modello spaziale più generale per la valutazione del valore teorico assunto da un parametro statistico  $\alpha_j$  della distribuzione delle massime altezze di pioggia giornaliera in un sito  $j$  deve tenere conto della possibilità di errori di disturbo spaziale con valori teorici correlati da sito a sito.

Questo modello è alla base delle tecniche geostatistiche, che forniscono un insieme di procedure statistiche per l'analisi della struttura spaziale di variabili casuali, tra le quali la più comunemente utilizzata nelle applicazioni al caso dei campi di pioggia nello spazio [Slimani e Obled, 1987; Stewart, 1989] è una tecnica nota come *kriging*.

Secondo tale tecnica, la stima di un parametro in ogni punto dipende anche dalla media pesata dei valori osservati negli altri siti della regione, in cui ad ogni stazione si

attribuisce un peso che dipende dalla struttura di correlazione osservata dei dati e dalla distanza fra i siti stessi.

Lo strumento principale di tale tecnica è l'analisi del semivariogramma spaziale del parametro, dato dalla:

$$\gamma(i, j+h) = \frac{1}{2} \text{VAR}[\alpha(i) - \alpha(j+h)] \quad (2.21)$$

in cui, cioè, si valuta in qualche maniera l'influenza sulla varianza del parametro  $\alpha$  nel sito  $j$  della varianza di  $\alpha$  in siti posti a distanza  $h$  da  $j$ .

Per i massimi annuali delle piogge giornaliere in Campania si è verificata l'ipotesi che esista un errore di disturbo spaziale a scala intermedia tale da rendere fra loro strutturalmente correlate le varianze spaziali teoriche dei parametri caratteristici dei diversi livelli dell'analisi statistica. La verifica è stata effettuata sulla base dell'adattamento dei semivariogrammi osservati:

- parametri di forma: in fig. 3.4 a, vengono mostrati il semivariogramma osservato per Ca insieme a quello di miglior adattamento, che risulta essere costante. Questo andamento, insieme con il risultato degli esperimenti di simulazione effettuati al punto precedente, forniscono un'ulteriore base per la conferma dell'ipotesi che la variabilità campionaria a questo livello di regionalizzazione rappresenti di gran lunga la principale fonte di variabilità del parametro di forma della distribuzione.
- parametro di scala: in fig. 3.4 b, l'andamento del semivariogramma empirico del parametro Cv presenta, invece, una marcata struttura di correlazione spaziale. Esso può essere interpretato attraverso un modello teorico sferico, con una marcata discontinuità all'origine, detta *nugget effect*, generalmente attribuita a fattori a piccola scala e, in questo caso, attribuiti principalmente agli errori campionari. La varianza spaziale aumenta con la distanza fino ad un valore, detto *range*, a cui la varianza spaziale si assesta ad un valore costante e approssimativamente pari alla varianza totale osservata nella regione, la *sill*. In particolare, è da notare che un risultato analogo è stato ottenuto per lo stesso parametro in Calabria [Dell'Aera, 1991] e in alcune regioni dell'Inghilterra [Stewart, 1989] e che in tutti i casi, il range è praticamente lo stesso, intorno ai 30 - 40 km, ed il nugget è un po' meno della metà del sill.

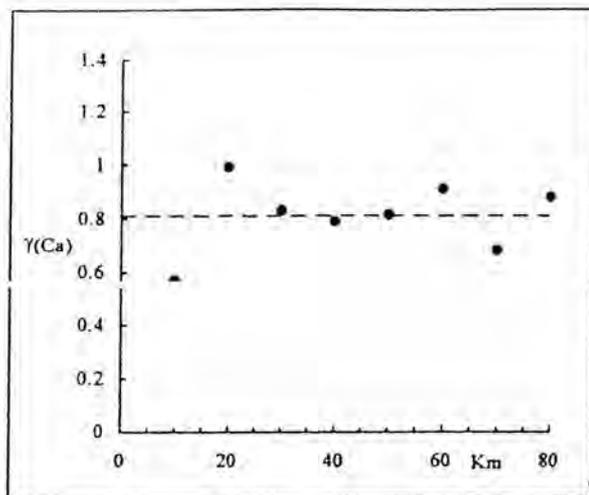


Figura 3.4 a Semivariogramma osservato (punti) e semivariogramma di miglior adattamento (linea) per il coefficiente di asimmetria.

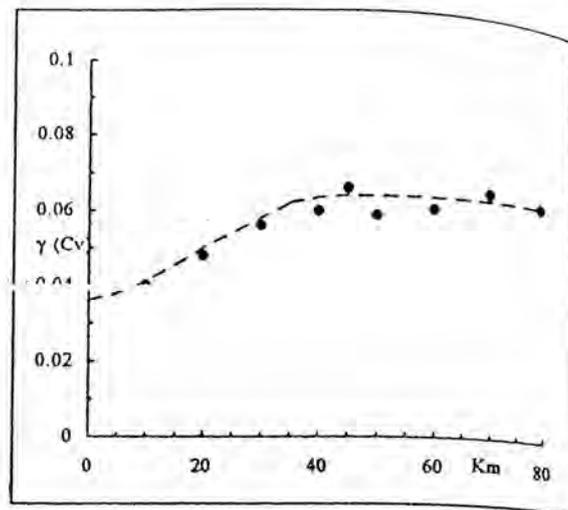


Figura 3.4 b Semivariogramma osservato (punti) e semivariogramma di miglior adattamento (linea) per il coefficiente di variazione.

A questo livello di regionalizzazione, quindi, la presenza della correlazione spaziale fra i valori teorici assunti dal parametro di scala dei massimi annuali delle piogge giornaliere, può non essere trascurabile. Nel paragrafo seguente verranno valutati per ogni bacino SIMI con dati idrometrici i valori medi areali di  $\Lambda_1$ , utilizzando tale tecnica geostatistica, e se ne valuteranno gli effetti sulla valutazione del parametro di scala della distribuzione delle massime piene annue.

### 3.3 Massimi annuali delle piogge di breve durata

Solitamente si assume che il fattore probabilistico di crescita sia costante al variare della durata soprattutto a causa del numero ridotto di serie storiche disponibili per tale analisi e della loro generalmente più piccola dimensione campionaria [ad es., Versace et al., 1989], che non ne permettono un'analisi sistematica come nel caso delle piogge giornaliere.

In Campania, il S.I.M.I. gestisce 44 stazioni pluviografiche con serie n 10 anni dei massimi annuali delle altezze di pioggia  $h_d$  per  $d= 1, 3, 6, 12$  e  $24$  ore consecutive, per un totale di 1452 anni-stazione ed una numerosità media di 33 anni, ma un'ampia variabilità campionaria. La consistenza di tale rete è, quindi, di gran lunga inferiore a quella pluviometrica; inoltre, le piccole dimensioni campionarie renderebbero inaffidabili le stime dei parametri statistici necessarie per l'analisi al primo e secondo livello di regionalizzazione.

Un test per la verifica dell'ipotesi che i parametri di forma (3.3) e di scala (3.13) siano validi anche per le  $h_d$  non possa essere rigettata, è stato effettuato confrontando la distribuzione osservata dei coefficienti di asimmetria  $Ca$  e di variazione  $Cv$  per le altezze di pioggia di diversa durata, con quella campionaria teorica ottenuta con simulazioni

MonteCarlo per 5000 serie sintetiche aventi assortimento di dimensioni simile a quello delle serie osservate (vedi tab. 3.4).

Ca	Valori teorici campionari	Valori osservati				
		1 ora	3 ore	6 ore	12 ore	24 ore
Media	1.284	1.128	1.195	1.229	1.289	1.191
Varianza	0.539	0.622	0.683	0.743	0.757	0.699

Cv	Valori teorici campionari	Valori osservati				
		1 ora	3 ore	6 ore	12 ore	24 ore
Media	0.363	0.417	0.434	0.423	0.411	0.388
Varianza	0.006	0.015	0.023	0.023	0.020	0.014

Tabella 3.4 Valori osservati e teorici dei parametri statistici campionari Ca e Cv per i massimi annuali delle altezze di pioggia di diversa durata.

### 3.4 Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo di piena

#### 3.4.1. Primo livello di regionalizzazione

Al primo livello di regionalizzazione, Fiorentino et al. [1987] hanno mostrato che l'Italia Appenninica, inclusa la Sicilia ed esclusa parte della Liguria, può essere considerata una zona omogenea. Utilizzando la procedura di stima di massima verosimiglianza, sono state utilizzate 28 serie di piena annuale aventi  $n \geq 35$  anni, per un totale di 1091 anni-stazione, ottenendo le seguenti stime dei parametri di forma della distribuzione delle piene:

$$\begin{aligned} \theta^* &= 2.654 \\ \Lambda^* &= 0.350 \end{aligned} \quad (3.22)$$

a cui corrispondono i seguenti valori dei parametri:

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= 2.32 \\ \beta &= 16.0 \\ p_2 &= 0.261 \end{aligned} \quad (3.23)$$

La distribuzione della variabile ridotta Y è, quindi:

$$F_Y(y) = \exp[-e^{-y} - 0.350 e^{-y/2.654}] \quad (3.24)$$

rappresentata in fig. 3.5, mentre la sua approssimazione asintotica è:

$$Y_T = - 2.786 + 2.654 \text{ Ln } T$$

(3.25)

con errori di sottostima al massimo appena superiori al 10% per T 10 anni ed inferiori al 2% per T 20 anni.

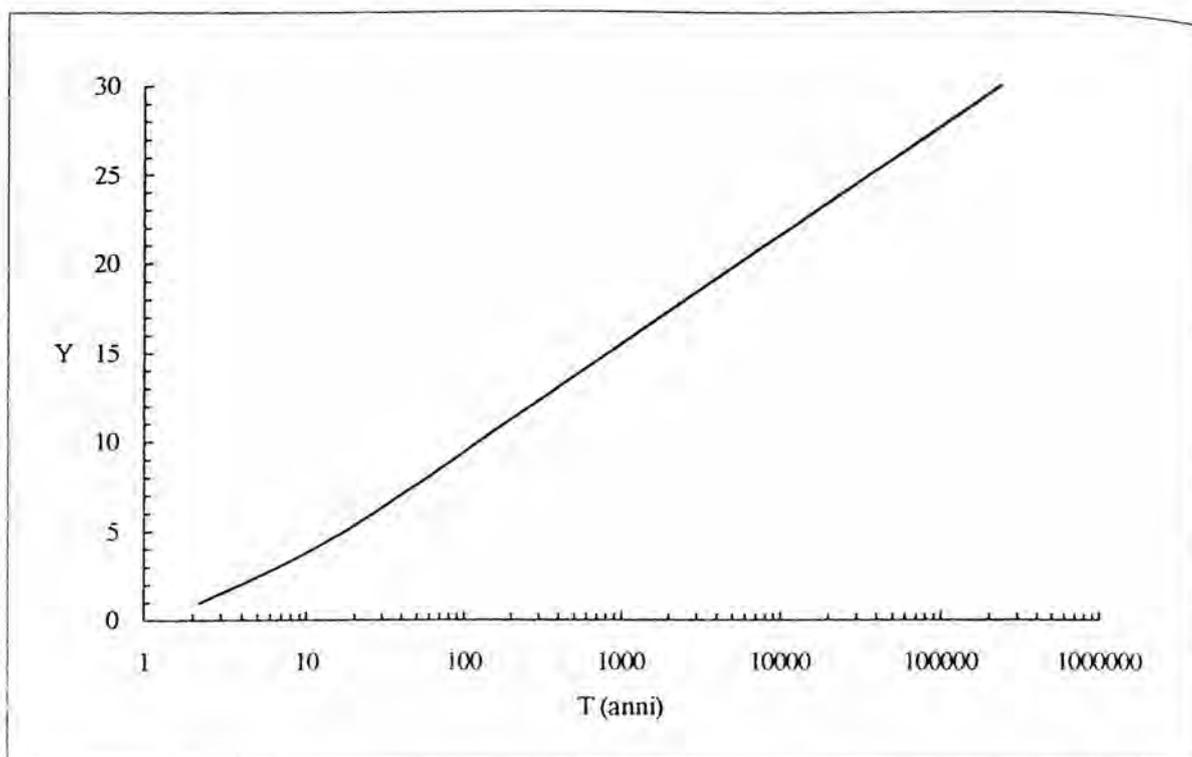


Figura 3.5 Distribuzione di probabilità cumulata della variabile standardizzata Y dei massimi annuali delle portate al colmo di piena.

Si ricorda che in tale analisi sono state considerate solo stazioni aventi a monte un bacino di superficie inferiore a 3000 km<sup>2</sup>, in cui gli effetti di invaso, naturale o artificiale siano trascurabili e, in ogni caso, dopo aver effettuato una verifica che in ogni serie storica i valori siano tra di loro statisticamente indipendenti e che le serie storiche siano omogenee.

Gli stessi Autori hanno verificato l'ipotesi di omogeneità spaziale al primo livello, effettuando un confronto fra le distribuzioni del coefficiente di asimmetria campionario osservato e teorico, ottenuto per simulazione.

Villani et al. [1993], facendo riferimento alla variabile ridotta Y, hanno riconosciuto come zone idrometriche omogenee al primo livello, e distinte dall'Italia Appenninica, le regioni Liguria e Sardegna.

Per il resto del territorio nazionale non è ancora stata completata la fase di regionalizzazione al primo livello delle portate. Poiché la ridotta varianza spaziale dei parametri di forma della distribuzione delle piene, in confronto alla varianza campionaria,

può essere interpretata in termini di forte dipendenza da caratteristiche climatiche (non esplicitate) a larga scala spaziale e di trascurabile dipendenza dalla risposta del bacino, gli stessi Autori hanno utilizzato ai fini dell'identificazione delle zone omogenee, una parallela analisi delle piogge estreme. Il risultato è che, in via preliminare, l'Italia può essere suddivisa in tre zone idrometriche omogenee al primo livello: i bacini Alpini, i bacini Appenninici (Sicilia inclusa) ed i bacini della Liguria e della Sardegna.

n.	Stazione	anni	$\bar{Q}$ (m <sup>3</sup> /s)	$s_Q$ (m <sup>3</sup> /s)	Cv	Ca	Cv <sub>1</sub>	$\Delta_1$	$Q_1$ (m <sup>3</sup> /s)
1	Giovenco a Pescina	15	19.4	6.90	0.355	1.531	0.224	172.44	2.94
2	Liri a Castronuovo	10	107.8	33.1	0.307	0.600	0.250	95.25	18.56
3	Liri a Sora	41	241.9	128.7	0.532	1.310	0.391	14.86	57.57
4	Fibreno a Brocco	16	36.8	3.4	0.636	1.920	0.422	11.72	9.39
5	Liri a Isola Liri	25	252.1	150.3	0.596	0.783	0.472	8.48	68.57
6	Sacco a Ceccano	17	433.9	90.8	0.209	0.812	0.187	523.83	58.87
7	Cosa a Ceccano	10	24.5	5.3	0.216	-0.128	0.203	307.32	3.51
8	Melfa a Picinisco	14	7.5	3.5	0.473	0.674	0.457	9.26	2.24
9	Melfa ad Atina	5	67.4	51	0.756	1.052	0.557	5.60	20.91
10	Rio Mollo a Settignano	14	86.0	21.4	0.249	0.018	0.268	67.68	16.44
11	Liri a S. Apollinare	4	988.7	410.2	0.415	-0.256	0.405	13.32	270.51
12	Rapido a S. Elia Fiumerapido	10	16.3	8.8	0.540	0.794	0.474	8.40	4.8
13	Garigliano a ponte S. Ambrogio	11	1163.2	159.4	0.137	-0.426	0.162	1525.99	141.1
14	Garigliano a Suio	10	1281.1	510.2	0.398	1.234	0.300	40.07	25.31
15	Volturno a Capriati	7	701.4	227.4	0.324	0.006	0.308	36.23	149.0
16	Volturno ad Amorosi	37	641.7	277.5	0.432	1.110	0.359	20.03	150.0
17	Calore Irpino a Montella	41	51.8	25.5	0.492	2.743	0.378	16.63	13.0
18	Calore Irpino ad Apice	38	335.2	189.4	0.565	0.847	0.500	7.29	101.0
19	Tammara a Pago Veiano	11	211.1	100.4	0.476	1.104	0.378	16.67	51.2
20	Tammara a Paduli	15	258.7	103.4	0.400	1.544	0.309	35.57	53.7
21	Calore Irpino a Solopaca	12	974.1	549.1	0.564	1.633	0.362	19.37	216.6
22	Calore Irpino a Melizzano	7	1090.0	203	0.186	1.450	0.116	-	92.1
23	Volturno a Ponte Annibale	16	1290.5	412.3	0.319	0.554	0.288	47.95	257.0
24	Volturno a Cancellò Arnone	38	1109.9	307.6	0.277	0.558	0.245	106.23	189.2
25	Sarno a S. Valentino Torio	10	18.7	2.9	0.156	0.221	0.130	-	1.7
26	Tuscano a Olevano sul Tusciano	10	40.4	13.3	0.328	3.147	0.341	24.02	9.5
27	Platano a Romagnano	6	245.3	142.4	0.581	0.690	0.534	6.19	77.9
28	Sele a Contursi	30	225.8	183.7	0.814	1.600	0.577	5.18	68.5
29	Tanagro a Polla (Mol. Malt.)	46	220.9	98.2	0.444	0.790	0.413	12.53	59.3
30	Tanagro a Contursi	9	569.3	141.0	0.248	0.586	0.203	314.53	81.8
31	Sele a Scafa di Persano	11	917.1	265.7	0.290	1.300	0.170	1073.62	170.6
32	Calore Lucano a P.d.R.T di Pers.	23	519.4	186.7	0.359	-0.207	0.404	13.38	143.0
33	Sele ad Albanella (P. Barrizzo)	38	1238.5	629.2	0.508	0.654	0.495	7.48	386.7
34	Alento a Casalvelino	11	290.4	79.3	0.273	0.093	0.294	44.21	60.7
35	Bussento a Caselle in Pittari	17	55.7	20.7	0.372	0.491	0.293	44.44	10.7
36	Bussento a Sicili	6	50.3	10.3	0.205	0.944	0.143	4366.90	5.7

Tabella 3.5: Primo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle portate di piena istantanea

Per quanto riguarda l'analisi statistica delle piene in Campania, si sono considerate tutte le 36 stazioni di misura idrometrografiche ricadenti nell'ambito di competenza della Sezione di Napoli del S.I.M.I., considerando i dati relativi ai massimi annuali sia delle portate al colmo istantaneo  $Q$ , sia delle portate medie giornaliere  $Q_g$  come si dirà nel seguito. Si sono utilizzati i dati riportati nella Pubbl. Speciale n. 17 fino al 1970, aggiornandoli, ove possibile, fino al 1980 utilizzando i dati riportati sugli Annali e ricorrendo anche ad informazioni dirette, gentilmente messe a disposizione dai Responsabili del S.I.M.I. di Napoli. In particolare, 20 stazioni

idrometriche ricadono nei bacini compresi fra il Volturno ed il Bussento ed hanno un numero di anni di osservazione compreso fra 6 e 46; i principali parametri statistici di tutte le stazioni idrometrografiche, sono mostrati nella Tabella 3.5.

Se si considerano solo le stazioni con  $n \geq 15$  anni, si hanno 10 stazioni, da cui non vanno considerate la stazione sul Volturno a Canello Arnone, poiché il relativo bacino sottende un'area con superficie superiore a  $3000 \text{ km}^2$ , e la stazione del Fiume Sele a Contursi, che presenta non omogeneità nella serie storica, nel passare dalle osservazioni fatte prima e dopo la II Guerra Mondiale. L'utilizzazione di un ridotto campione di 8 stazioni consente soltanto di effettuare una verifica dell'ipotesi che la Campania ricada entro la zona omogenea Appenninica già identificata. Allo scopo sono state generate 5000 serie sintetiche a partire da una distribuzione TCEV con parametri di forma come in (3.22) e dimensione campionaria media  $n = 37$  anni, ma con assortimento di dimensioni simile a quello delle serie osservate.

Il risultato è mostrato in fig. 3.6, in carta logaritmica, in termini di confronto fra le DPC teorica ed osservata del coefficiente di asimmetria campionario  $Ca$  oppure, in termini di media e varianza di tale distribuzione, nella seguente Tab. 3.6.

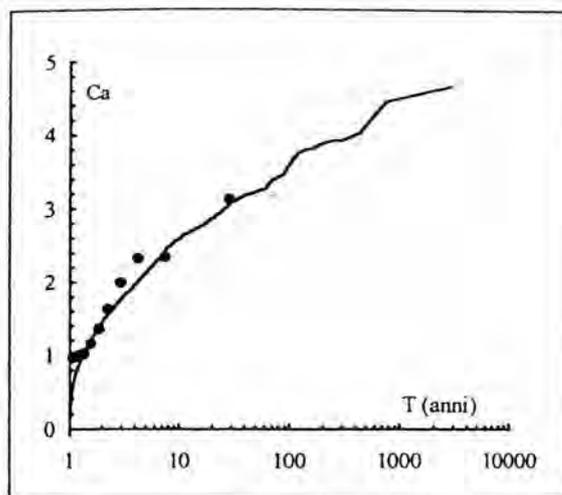


Figura 3.6 Confronto tra la distribuzione di probabilità cumulata teorica e quella osservata del coefficiente di asimmetria  $Ca$  del massimo annuale della portata al colmo di piena con un campione ridotto di 8 stazioni, aventi n°15 anni di osservazione.

Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	1.230	1.232	Media	0.2782	0.2784
Varianza	0.689	0.558	Varianza	0.0094	0.0086

Tabella 3.6: confronto fra i parametri di forma della distribuzione osservata e teorica campionaria per i massimi annuali delle portate al colmo istantaneo in Campania.

Si nota come sia le stime di Ca, sia le stime di L-Ca siano praticamente indistorte, e la varianza campionaria teorica sia in grado di spiegare dall'80% al 90% della varianza osservata totale. Tale verifica è particolarmente significativa in quanto solo 3 delle stazioni considerate sono state utilizzate nell'analisi di Fiorentino et al. [1987]. Data la ridotta popolazione a disposizione, non si è effettuato anche un test formale di adattamento, come fatto nella sezione precedente dedicata all'analisi delle precipitazioni.

In definitiva, l'ipotesi che la Campania sia un'unica zona idrometrica omogenea, con parametri di forma dati dalla (3.22) non può essere rigettata.

### 3.4.2. Secondo livello di regionalizzazione

Per l'identificazione e la delimitazione delle sottozone omogenee nei riguardi del parametro di scala della distribuzione di probabilità delle piene, Q, avendo a disposizione un numero molto ridotto di SPA affidabili, cioè con numerosità n 15 anni, distribuite, inoltre, in maniera molto disuniforme sul territorio, ci si è riferiti direttamente all'analogo risultato mostrato per il secondo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge giornaliere, secondo il quale l'intera regione va considerata omogenea a tale livello.

Poichè, il parametro di scala della TCEV,  $\Lambda_1$  ha un'interpretazione fenomenologica in quanto numero medio di eventi di piena annui provenienti dalla componente di base della distribuzione, sembra logico attendersi che la principale caratteristica fisica da cui dipende  $\Lambda_1(Q)$ , il parametro di scala della distribuzione delle piene, sia  $\Lambda_1(P)$  l'analogo parametro di scala pluviometrico, ottenuto dall'analisi dei massimi annui delle altezze di pioggia giornaliere: alla fine del paragrafo si tenterà di tener conto di tale interpretazione instaurando una relazione di tipo regressivo fra i due parametri.

Nella Tab. 3.5 sono riportati i valori di  $\Lambda_1$  e  $Cv_1$  relativi a tutte le serie di massimo annuo di portata istantanea, ottenuti vincolando la soluzione ai valori di  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  dati dalle (3.22). Prendendo in considerazione le sole 8 SPA con n 15 anni vale:

$$\begin{aligned} \underline{Cv}_1 &= 0.407 \\ \underline{L}_1 &= 13.11 \end{aligned} \tag{3.26}$$

Nell'ipotesi che la Campania sia un'unica sottozona idrometrica omogenea, il fattore probabilistico di piena  $K_T$  è identicamente distribuito in tutta la sottozona e la sua distribuzione è:

$$F_K(k) = \exp [ - 13.11 e^{-3.901 k} - 0.9229 e^{-3.901 k / 2.654} ] \tag{3.27}$$

riportata graficamente in fig. 3.7, in carta logaritmica.

Essenzo in questo caso:

$$\begin{aligned} T_0 &= -0.7508 \\ \eta &= 3.901 \end{aligned} \quad (3.28)$$

un'approssimazione asintotica della (3.27) si può scrivere:

$$K_T = -0.05456 + 0.6803 \ln T \quad (3.29)$$

Utilizzando la (3.29) in luogo della (3.27), in questo caso, si commettono errori di sottostima che già per  $T$  3 anni sono inferiori al 3 %.

La verifica dell'ipotesi di omogeneità al secondo livello di regionalizzazione per l'intera Campania è stata effettuata attraverso la simulazione di 5.000 serie sintetiche a partire da una distribuzione TCEV con parametri di forma dati dalle (3.22) e parametro di scala dato dalla (3.26), con dimensione campionaria mediamente pari a  $n = 36$ , ma variabile per tenere conto della variabilità nelle dimensioni delle serie storiche osservate.

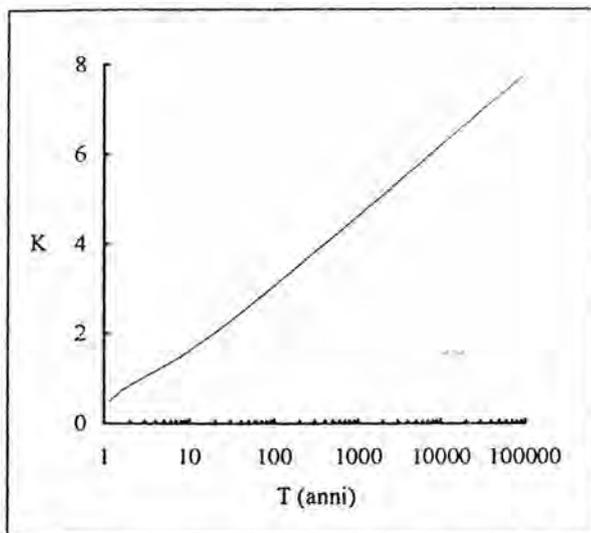


Figura 3.7 Distribuzione di probabilità cumulata del fattore probabilistico di piena  $K$  per la Campania.

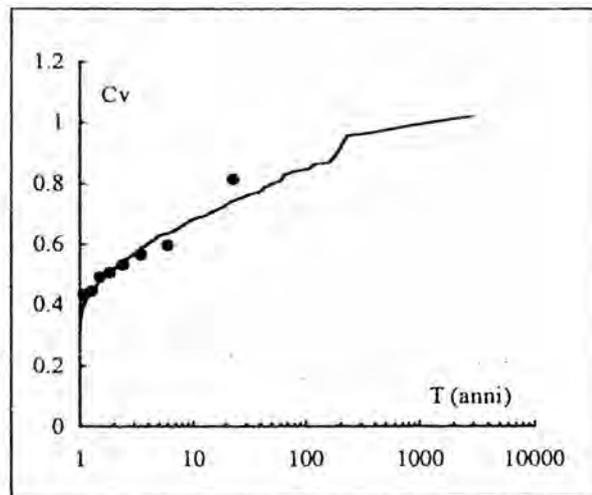


Figura 3.8 Confronto tra distribuzione osservata e distribuzione campionaria teorica del coefficiente di variazione  $C_v$  del massimo annuale delle portate al colmo di piena.

I risultati della simulazione ed il confronto fra i parametri della distribuzione teorica ed osservata dei valori di  $C_v$  sono riportati nella seguente Tab. 3.7, mentre, in fig. 3.8, vengono riportate, su carta logaritmica, la distribuzione osservata e campionaria teorica di  $C_v$ .

Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	0.548	0.534	Media	0.2744	0.2738
Varianza	0.015	0.012	Varianza	0.0019	0.0016

Tabella 3.7: confronto fra il parametro di scala della distribuzione osservata e teorica campionaria per i massimi annuali delle portate di piena al colmo in Campania.

Anche in questo caso esiste una certa distorsione nella stima del valor medio regionale, che è più accentuata per la statistica Cv; inoltre, la varianza campionaria teorica spiega per entrambe le statistiche oltre l'80% dell'intera varianza osservata, per cui l'ipotesi di omogeneità non può essere rigettata.

### 3.4.3. Variabilità spaziale del parametro di scala idrometrico

Come preannunciato all'inizio del paragrafo, in fig. 3.9 sono riportati i valori di  $\Lambda_1(Q)$  e  $\Lambda_1(P)$  medi regionali per diverse sottozone omogenee all'interno della zona Appenninica; pur in presenza di una dispersione campionaria non trascurabile, sembra evidente una dipendenza di tipo proporzionale fra i logaritmi:

$$\text{Log } \Lambda_1(Q) = 0.988 \text{ Log } \Lambda_1(P) - 0.638 \quad (3.30 a)$$

che è molto simile ad una relazione di tipo proporzionale fra i valori naturali di  $\Lambda_1(Q)$  e  $\Lambda_1(P)$ :

$$\Lambda_1(Q) = 0.230 \Lambda_1(P) \quad (3.30 b)$$

e fa pensare all'esistenza di un meccanismo di soglia nel passaggio dal processo delle precipitazioni intense a quello delle piene, in cui la soglia assume un significato ancora di tipo climatico. Le (3.30) rappresentano per il momento solo un'indicazione di massima, utilizzabili parallelamente all'analisi dei dati idrometrici in regioni con scarsa base dati; ulteriori affinamenti possono scaturire dall'analisi teorica della trasformazione delle precipitazioni intense in piene e dall'estensione delle indagini empiriche ad altre aree climatiche.

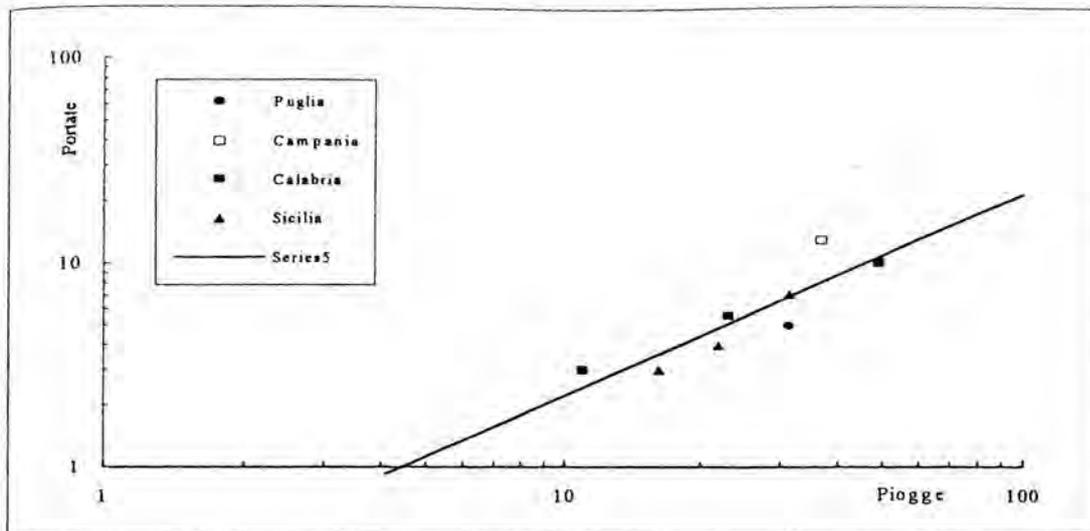


Figura 3.9 Valori medi regionali del parametro di scala  $\Lambda_1$  del massimo annuale delle portate al colmo di piena e dell'analogo parametro di scala  $\Lambda_1$  dei massimi annuali della altezza di pioggia giornaliera per diverse sottozone omogenee all'interno della zona Appenninica e relazione di tipo regressivo tra i due parametri.

Le (3.30) si riferiscono al legame fra il valor medio del parametro di scala in una sottozona omogenea, pluviometrica ed idrometrica. In fig. 3.10 si mettono in relazione, per ognuno dei 8 bacini campani con più di 15 anni di osservazione, la stima puntuale di  $\Lambda_1(Q)$  fornita in tab. 3. 6 e, per lo stesso bacino, il valore di  $\Lambda_1(P)$  ottenuto come media areale delle piogge sul bacino (ad es. usando un metodo geostatistico per l'interpolazione). In tal caso

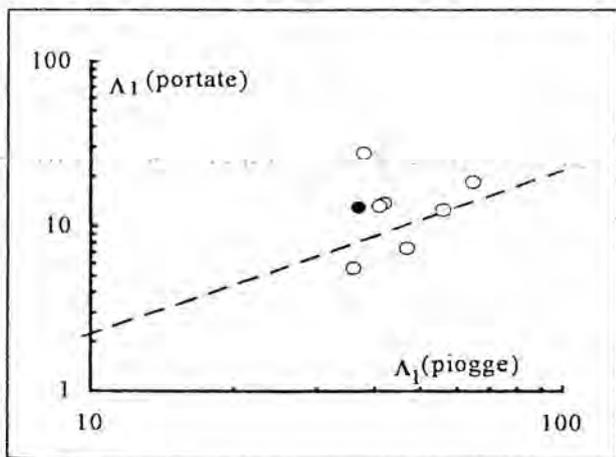


Figura 3.10 Stima puntuale del parametro  $\Lambda_1$  della DPC del massimo annuale di portata al colmo di piena e valore del parametro  $\Lambda_1$  della DPC del massimo annuale della altezza di pioggia giornaliera ottenuto come media areale attraverso stime di Kriging per gli 8 sottobacini con più di 15 anni di osservazioni.

viene evidenziata una variabilità di  $\Lambda_1(P)$  da 35 a 65, ove i valori più elevati sono caratteristici di aree montane, mentre il valor medio sull'intera sottozona è 37.09, chiaramente distorto negativamente a causa della più alta densità della rete pluviometrica alle quote più basse. Tuttavia, l'influenza di tale variabilità su  $\Lambda_1(Q)$  non è molto elevata e, data anche l'alta variabilità campionaria delle stime puntuali di  $\Lambda_1(Q)$ , può essere

apprezzata solo estendendo le indagini anche a regioni climatiche differenti.

Gli errori residui nella relazione  $\Lambda_1(P)$ - $\Lambda_1(Q)$  possono essere attribuiti per lo più

alla variabilità campionaria delle stime puntuali di  $\Lambda_1(Q)$ , se le stime di  $\Lambda_1(P)$  sono ottenute attraverso kriging, oppure possono essere attribuite ad errori sistematici, come nel caso della

Campania. Tuttavia non si può escludere un'influenza non trascurabile di altri fattori climatici e morfologici.

### 3.5 Analisi regionale dei massimi annuali delle portate medie di diversa durata

Nei casi in cui un problema di difesa e controllo delle piene viene risolto attraverso interventi di tipo attivo, si rende necessaria la stima, per ogni fissato periodo di ritorno  $T$ , dei massimi volumi di piena defluenti in un intervallo  $D$  o delle massime portate medie  $Q_{D,T}$  in tale intervallo. Pianese e Rossi [1986] hanno mostrato come la conoscenza della legge con cui varia  $Q_{D,T}$  con  $D$  per ogni fissato valore di  $T$  sia sufficiente a definire la curva di possibilità di regolazione delle piene di un invaso di laminazione. La stessa legge viene utilizzata da Rossi e Villani [1988] per la stima dei parametri caratteristici della risposta idrologica del bacino.

L'ipotesi che viene solitamente fatta è che il fattore probabilistico di crescita delle portate per assegnata durata  $D$ ,  $K_{T,D}$  abbia sostanzialmente lo stesso andamento del fattore di crescita delle portate istantanee massime annue  $K_T$ , con il periodo di ritorno. Questo significa che i risultati delle analisi al primo ed al secondo livello di regionalizzazione delle due variabili devono coincidere.

Allo scopo di valutare statisticamente l'affidabilità di tale ipotesi, nel seguito ne vengono effettuate due verifiche considerando due differenti variabili:

- i massimi annuali delle portate medie giornaliere ed a più giorni consecutivi: sono state considerate 36 stazioni idrometriche ricadenti nell'ambito del Compartimento di Napoli, di cui 21 ricadenti nei bacini fra il Volturno ed il Bussento, con una numerosità campionaria fra i 6 anni del Bussento a Sicili e del Calore irpino a Solopaca, ed i 47 anni del Tanagro a Polla. Si sono prese in considerazione le sole 6 stazioni con numerosità superiore a 15 anni e di è verificato che media e varianza teorica dei coefficienti di asimmetria e di variazione generate attraverso una distribuzione TCEV con parametri di forma dati dalle (3.3) e parametro di scala dato dalla (3.22), siano in sufficiente accordo con quelli osservati: in Tabella 3.8 si riportano i risultati di tale verifica. Nel caso del coefficiente di asimmetria ordinario  $C_a$  esiste una notevole distorsione, in parte attribuibile al valore molto elevato assunto per il Calore Irpino a Montella. Tale distorsione scompare del tutto nel caso del coefficiente di asimmetria basato sugli L-moment,  $L-C_a$ . Per entrambe le statistiche, la varianza spiegata dal solo termine teorico campionario è superiore all'80%. L'ottimo accordo fra i risultati presentati in Tab. 3.9 e quelli presentati nell'analoga Tab. 3.8 per i massimi annuali delle portate istantanee è confermato anche dal calcolo diretto del parametro di scala regionale, poichè il valor mediano di  $Cv_1$  è di 0.406, a cui corrisponde un valore di  $\Lambda_1$  pari a 13.21, del tutto simili ai valori riportati in (3.22). Per quanto riguarda le durate superiori ad 1 giorno, in Tab. 3.10 vengono forniti i valori di media e varianza osservate per le diverse durate: si nota come vi sia una sostanziale stabilità dei parametri statistici, per lo meno per durate fino a 3÷5 giorni, pur nelle grandi incertezze dovute alla carenza dei dati di partenza. Quindi, anche per durate fino a 3÷5 giorni, il coefficiente di crescita regionale dovrebbe essere simile a quello ottenuto per le massime portate istantanee annue.

Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Ca	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	1.680	1.232	Media	0.2804	0.2784
Varianza	0.654	0.558	Varianza	0.0092	0.0086
Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari	L-Cv	Valori osservati	Valori teorici campionari
Media	0.515	0.534	Media	0.2717	0.2738
Varianza	0.013	0.012	Varianza	0.0018	0.0016

Tabella 3.8: confronto fra i coefficienti di asimmetria e di variazione della distribuzione osservata e teorica campionaria per i massimi annuali delle portate medie giornaliere in Campania.

	1 giorno	2 giorni	3 giorni	5 giorni	10 giorni
Media Ca	1.1273	1.0822	1.1849	1.2241	1.0240
Varianza Ca	0.8620	0.9090	1.0153	0.5839	0.3075
Media Cv	0.4483	0.4200	0.4400	0.4417	0.3983
Varianza Cv	0.0098	0.0061	0.0071	0.0054	0.0030

Tabella 3.9: media e varianza dei coefficienti di variazione e di asimmetria delle serie storiche dei massimi annuali delle portate medie in più giorni consecutivi in Campania

- i massimi annuali delle portate medie in più ore consecutive, ottenuti attraverso l'elaborazione diretta degli idrogrammi di piena ricavati dalle strisce idrometrografiche originali del Compartimento di Napoli. Da esse è stato ricavato un archivio relativo a 1214 eventi di piena, da cui sono state estratte le serie dei massimi annuali delle portate istantanee ed orarie, fino a 48 ore consecutive. In particolare, si tratta di 24 serie storiche di numerosità fra i 4 ed i 21 anni di osservazione, di cui 14 ricadenti nei bacini fra il Volturno ed il Bussento. A causa del numero di dati veramente esiguo di cui si dispone per le elaborazioni statistiche, si è fatto riferimento ai soli coefficienti di variazione campionari ordinari. Prendendo in considerazione le sole 4 serie storiche con  $n \geq 10$  anni di osservazione si ricavano le statistiche riportate nella tab. 3.10. Si nota come anche in questo caso vi sia una forte stabilità dei parametri statistici osservati. Questa osservazione, unita alle altre fatte nel corso del capitolo, conferma che per lo meno per durate fino a 3-5 giorni, pur nelle grandi incertezze dovute alla carenza dei dati di partenza, il **fattore probabilistico di crescita delle portate può ritenersi costante con la durata.**

Cv	Q <sub>0</sub>	0.5 ore	1 ore	2 ore	3 ore	4 ore	5 ore	6 ore	9 ore	12 ore	18 ore	24 ore	48 ore
media	0.3733	0.3750	0.3750	0.3750	0.3775	0.3770	0.3775	0.3783	0.3817	0.3850	0.3933	0.3933	0.3917
varianza	0.0055	0.0054	0.0054	0.0054	0.0055	0.0056	0.0053	0.0053	0.0053	0.0062	0.0070	0.0073	0.0073

Tabella 3.10: media e varianza dei coefficienti di variazione delle serie storiche dei massimi annuali delle portate medie in più ore consecutive in Campania

## 4. I VALORI MEDI DEI MASSIMI ANNUALI DELLE PIOGGE E DELLE PIENE

### 4.1 Introduzione

L'analisi statistica delle piene al terzo livello di regionalizzazione ha come scopo la stima del parametro centrale della distribuzione di probabilità delle piene in un punto qualsiasi della regione di interesse, che nel seguito viene assunto pari al valor medio o Piena Media Annuia (PMA)  $\mu(Q)$  la cui caratteristica principale è la forte variabilità da un bacino all'altro, soprattutto con l'area A del bacino sotteso; anche se si fa riferimento alla **media del contributo di piena unitario**  $\mu(Q)/A$ , la sua variabilità spaziale è decisamente superiore a quella campionaria dello stimatore puntuale.

Usualmente la variabilità dei valori assunti da una grandezza osservabile viene spiegata assumendo un modello di causa-effetto con altre grandezze sicché, al variare dei valori assunti da tali grandezze, dette *indipendenti*, varia il valore della variabile in oggetto, perciò detta *dipendente*. L'identificazione della struttura del modello può avvenire con un approccio puramente empirico oppure attraverso la schematizzazione concettuale del fenomeno: nel primo caso si ottengono modelli di semplice uso operativo ma la cui validità è limitata all'ambiente ed al campo di valori nei quali sono stati considerati i dati. Nel secondo caso è possibile utilizzare informazioni a priori, ottenute non dall'analisi dei soli dati idropluviometrici, ma occorre fare attenzione alla fase di stima dei parametri.

Seppure in misura minore, l'elevata variabilità spaziale caratterizza anche il parametro centrale dei massimi annuali delle intensità di pioggia, per i quali viene effettuata, in via preliminare, l'analisi regionale al terzo livello.

### 4.2 Medie dei massimi annuali delle piogge giornaliere

Per le successive analisi, sono state utilizzate **231 stazioni pluviometriche**, aventi generalmente **n 10 anni** di osservazione, con l'eccezione di 4 stazioni, in cui n 10 anni, che sono state prese in considerazione nonostante la loro ridotta base campionaria in quanto a ridosso dal confine fra aree pluviometricamente omogenee, per cui forniscono un'utile informazione alla limitazione delle aree stesse. Di esse, 186 stazioni ricadono nell'area direttamente in studio, mentre 45 stazioni ricadono in bacini limitrofi a quelli campani: queste stazioni sono state utilizzate soprattutto allo scopo di avere maggiori informazioni sulle delimitazioni delle aree di confine.

Esistono numerosi studi idrologici, condotti in differenti situazioni climatiche ed orografiche, che tentano di correlare, in maniera più o meno empirica,  $\mu(h_g)$  ad una serie di grandezze fisiografiche della stazione di misura pluviografica. Ad es., Benichou e Le Breton [1987], in uno studio effettuato nella regione del Massiccio Centrale, nella Francia, hanno preso in considerazione 133 variabili indipendenti assunte a caratterizzare la quota media, la

distanza dal mare, l'esposizione ai venti dominanti, ed hanno effettuato un'analisi delle precipitazioni con metodi empirici di regressione, affiancando ad essi un'analisi dei residui attraverso tecniche geostatistiche.

L'ipotesi di lavoro per l'area in esame è che esistano **aree pluviometriche omogenee** all'interno delle quali  $\mu(h_g)$  è costante oppure varia con la quota Z secondo una relazione del tipo:

$$\text{Log } \mu(h_g) = A + B Z \quad (4.1)$$

in cui la stima dei parametri A e B avviene attraverso un'analisi di regressione lineare.

L'identificazione delle aree omogenee è stata effettuata con una procedura essenzialmente euristica in cui si sono tenute presenti soprattutto le caratteristiche di contiguità spaziale ed omogeneità fisiografica e scegliendo fra le diverse ipotesi quelle con i valori più elevati del coefficiente di correlazione lineare  $\rho^2$  tra  $\mu(h_g)$  e Z.

In tal modo sono state identificate **6 aree pluviometriche omogenee**: esse sono indicate nella corografia in figura 4.1. I principali risultati statistici ottenuti nell'analisi di regressione, compresi i valori dei parametri delle (4.1) relativi ad ognuna delle aree individuate sono riportati nella tabella 4.1.

Dall'esame dei risultati conseguiti in tale analisi appare evidente come, pur essendo indubbio un legame del tipo (4.1) in ogni area, fra  $\mu[h_g]$  e la quota Z, esso non sia sufficiente da solo a spiegare la variabilità osservata della variabile dipendente. Una dose notevole di incertezza è da attribuire alla scarsità dei dati osservati, che non sempre coprono l'intero spazio campionario, per cui, ad es., nell'area A4 non vi sono stazioni di misura al di sopra dei 750 m s.l.m.m., mentre al contrario nell'area A5 non vi sono stazioni di misura con quota compresa fra il livello del mare ed i 500 m.

Un utile confronto può essere effettuato con i risultati di analoghe indagini idrologiche svolte nelle regioni limitrofe ed in questo senso i risultati sono più confortanti: ad es., i parametri della (4.1) stimati per l'area A4 indicati in tabella 5.3 sono praticamente coincidenti con quelli trovati per l'area pluviometrica omogenea T4 definita nel Rapporto Calabria [Versace et al., 1989]; lo stesso succede per l'area A3, che grosso modo si trova a confine con l'area omogenea n. 3 definita nel Rapporto Puglia [Copertino e Fiorentino, 1992].

Area omogenea	n. staz.	A	B10 <sup>4</sup>	$\mu[(h_g(0))]$ (mm)	$\mu[(h_g(1000))]$ (mm)	$\rho^2$
1	70	1.769	1.552	58.8	84.0	0.59
2	30	1.935	1.292	86.1	116.0	0.47
3	55	1.674	1.614	47.2	68.4	0.68
4	28	1.800	2.700	63.1	118.0	0.64
5	22	1.499	2.331	31.6	54.0	0.70
6	28	1.870	1.332	74.1	101.0	0.57

Tabella 4.1: Principali parametri statistici relativi alle leggi di regressione del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera con la quota per le 6 aree pluviometriche omogenee identificate.

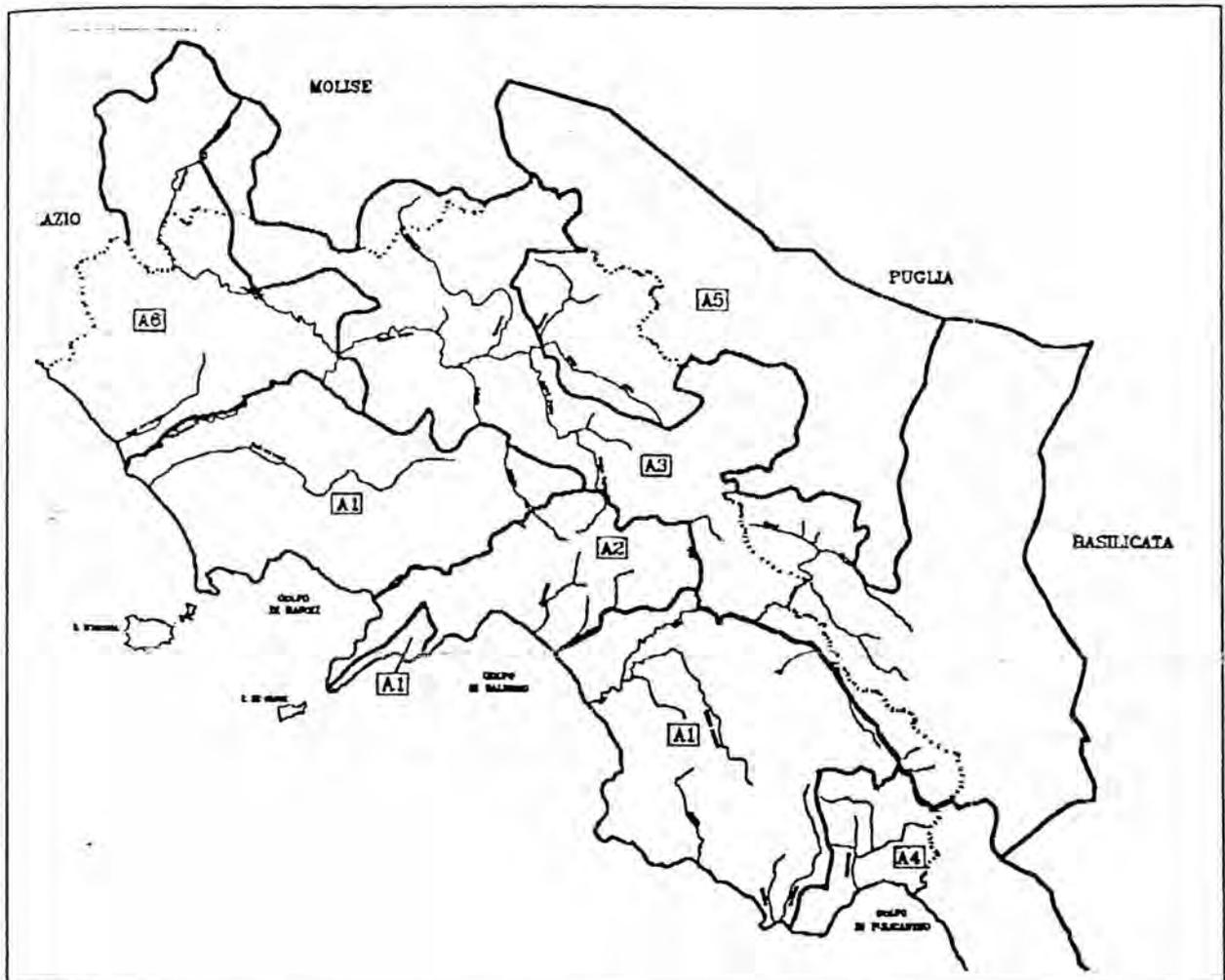


Figura 4.1 Corografia schematica della regione Campania con indicazione della suddivisione del territorio in 6 aree pluviometriche omogenee per quanto riguarda la regionalizzazione delle medie dei massimi annuali delle altezze di pioggia giornaliera.

D'altro canto, se si esamina la figura 4.2, nella quale sono riportate le relazioni del tipo (4.1) per tutte le aree pluviometriche omogenee, si nota come vi sia una certa regolarità

nel passare dalle aree più piovose, aventi quote maggiori e prospicienti il mare, alle aree meno piovose, interne.

L'osservazione delle fig. 4.1 e 4.2 suggerisce l'ipotesi alternativa che si passi da un'area omogenea all'altra con continuità, tenendo conto di ulteriori parametri quali ad es. la distanza dal mare o l'esposizione ai venti umidi. Tali analisi si basano su modelli multiregressivi accoppiati con tecniche di tipo geostatistico [Slimani e Obled, 1986]: un esempio di tale approccio è offerto da Dell'Aera et al. [1992] per le  $h_g$  della Calabria.

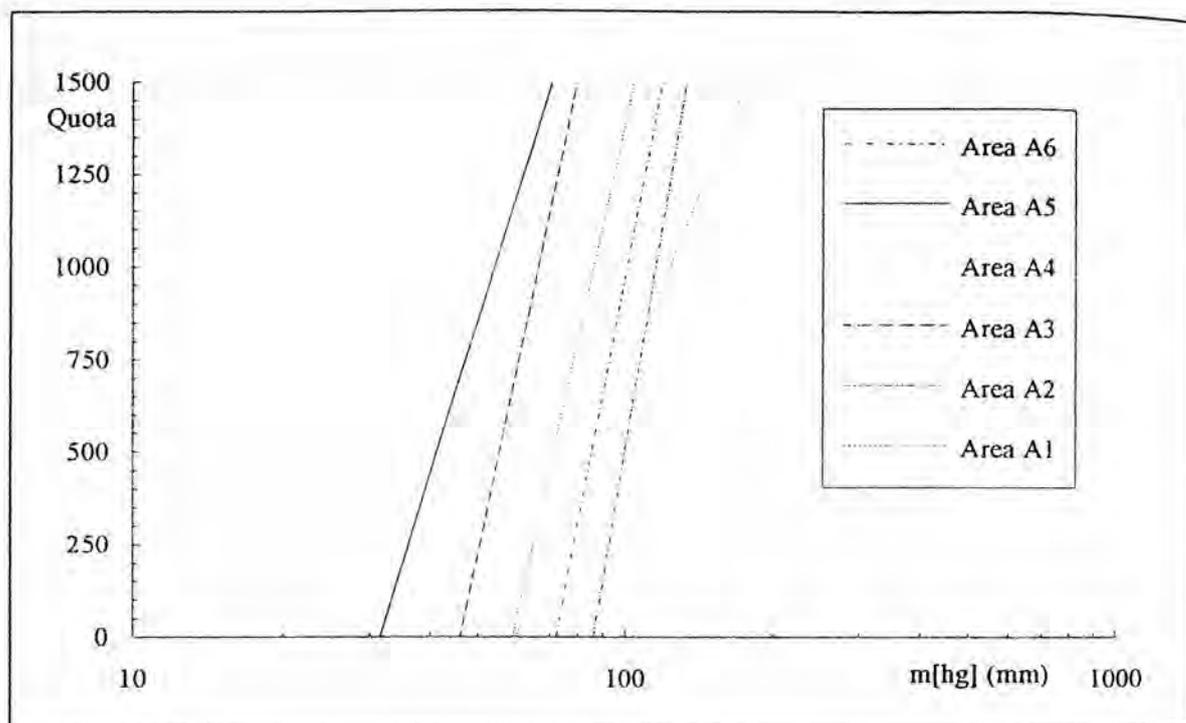


Figura 5.3 Leggende di regressione ritrovate empiricamente all'interno di ogni area pluviometrica omogenea identificate in Campania, fra la media del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera,  $m[h_g]$ , e la quota sul livello medio del mare.

#### 4.2 Medie dei massimi annuali delle piogge brevi

A questo livello ci si riferisce a **44 stazioni pluviografiche** aventi  $n \geq 10$  anni di osservazione; le osservazioni sono essenzialmente di due tipi:

- serie storiche dei massimi annuali delle altezze di pioggia in intervalli di 1, 3, 6, 12 e 24 ore;
- serie storiche delle altezze di pioggia durante eventi intensi di breve durata, inferiore ad 1 ora, (Annali Idrologici, parte I, tabella V) che il SIMI non certifica come massimi annuali. Questi dati sono stati utilizzati solo dopo che si è accertato che in ogni stazione considerata fossero verificate le seguenti condizioni:
  - i) in ogni anno, il valore dell'altezza di pioggia relativo ad una durata superiore deve sempre essere non inferiore a quello relativo alla durata immediatamente inferiore;

ii) le medie calcolate da serie di questo tipo devono assumere un andamento regolare con la durata ed in particolare senza salti in corrispondenza della durata  $d = 1$  ora, a partire dalla quale, cioè, i dati sono certificati essere massimi annuali.

Nella pratica si è verificato che entrambe le condizioni sono soddisfatte per tutte le serie disponibili con dimensione  $n = 10$  anni;

La formulazione adottata per la regolarizzazione dei dati osservati è la seguente

$$\mu(h_d) = \mu(h_0) d / (1 + d/d_c)^{(C + D Z)} \quad (4.3)$$

in cui  $\mu(h_0)$  rappresenta il limite dell'intensità di pioggia per  $d$  che tende a zero.

Numerosi ricercatori [cfr. Demarée, 1985] hanno mostrato che, avvalendosi anche dei massimi di pioggia annua per durate  $d < 1$  ora, la (5.5) interpola meglio le misurazioni empiriche. Tuttavia, quando mancano dati per durate molto brevi, la stima dei tre parametri risulta affetta da notevoli incertezze. Un miglioramento si può ottenere con analisi di regressione a scala regionale.

I quattro parametri della (4.3) possono essere stimati a scala regionale. Poiché le serie orarie sono meno numerose e più brevi rispetto a quelle giornaliere, si è utilizzata anche l'informazione contenuta in queste ultime, per cui nei siti in cui è presente solo uno strumento di misura giornaliero (**pluviometro**), si considera un valore pari a  $r \mu(h_g)$ , avendo osservato che in Campania il rapporto  $r = \mu(h_{24}) / \mu(h_g)$ , calcolato in ogni stazione pluviografica, ha un valor medio pari a:

$$r = 1.09 \quad (4.4)$$

con scarti mai superiori all' 8% e che, tale rapporto rimane costante in tutte le aree omogenee.

I risultati dell'analisi su esposta sono nella tabella 4.2.

Area omogenea	n. staz.	$\mu(h_0)$ (mm/ora)	$d_c$ (ore)	C	$D10^5$
1	14	77.1	0.3661	0.7995	3.6077
2	12	83.8	0.3312	0.7031	7.7381
3	5	117.0	0.0976	0.7360	8.7300
4	3	78.6	0.3846	0.8100	24.874
5	6	232.0	0.0508	0.8351	10.800
6	4	87.9	0.2205	0.7265	8.8476

Tabella 4.2: parametri statistici delle leggi di probabilità pluviometriche regionali per ogni area pluviometrica omogenea.

#### 4.4 Le curve di probabilità pluviometriche areali sul bacino

Nelle applicazioni idrologiche è necessario conoscere, per ogni fissato periodo di ritorno  $T$ , qual è il valore massimo delle precipitazioni per una fissata durata  $d$  ed un dato valore  $A$  dell'area del bacino.

La metodologia comunemente impiegata consiste nell'ottenere la pioggia areale  $h_A(d,T)$  dalla pioggia puntuale media nella stessa area  $h_p(d,T)$ , a pari durata e periodo di ritorno, attraverso un coefficiente di ragguaglio noto come **fattore di riduzione areale**  $K_A(d,T)$  (FRA) da ottenersi empiricamente, per cui si ritiene che valga:

$$h_A(d,T) = K_A(d,T) h_p(d,T) \quad (4.5)$$

Estese indagini condotte negli Stati Uniti [U.S. Weather Bureau, 1957-60] ed in Gran Bretagna [NERC, 1975] mostrano che, almeno per periodi di ritorno non elevati, il FRA si possa ritenere costante con il periodo di ritorno stesso.

Nel Rapporto Campania sono svolte alcune considerazioni riguardo l'influenza del FRA sulla stima della piena media annua. In sintesi, si considera una formulazione generale per l'adattamento empirico del FRA:

$$K_A(d) = 1 - f_1(A) f_2(d) \quad (4.6)$$

Eagleson [1972], per l'adattamento dei dati dell'U.S. Weather Bureau ha proposto che nella (4.6) si utilizzino:

$$f_1(A) = 1 - e^{-c_1 A} \quad (4.7 a)$$

$$f_2(d) = \exp[-c_2 d^{c_3}] \quad (4.7 b)$$

In indagini svolte da Penta [1974] in Basilicata, e confermate da Catalano et al., [1989] in Calabria, sui massimi annuali delle piogge giornaliere, è stata utilizzata la (4.7 a); se si estrapolano questi risultati anche a durate inferiori al giorno, considerando costante il valore di  $c_3$  ottenuto da Eagleson, si hanno le seguenti stime dei parametri;

$$c_1 = 0.0021$$

$$c_2 = 0.53$$

$$c_3 = 0.25 \quad (4.7 c)$$

esprimendo le aree in kmq e le durate in ore; le (4.7 c) valgono per  $d \geq 24$  ore ed  $A \geq 2000$  kmq.

Nei casi in cui si può accettare una semplice forma monomia per le leggi di probabilità pluviometriche, Villani [1990] ha mostrato che l'uso delle (4.7) per il FRA conduce a leggi di probabilità pluviometriche areali ancora di tipo monomio:

$$h_A(d) = a' d^{n'} \quad (4.8)$$

in cui:

$$\frac{a'}{a} = 1 - c_1 e^{-c_2 A} + c_2 / 2 e^{-c_2 A^2} \quad (4.9)$$

$$n' - n = K_1 A \quad (4.10 a)$$

e in cui si può ricavare:

$$K_1 = 1.44 \cdot 10^{-4} \quad (4.10 b)$$

## 4.5 La piena media annua

### 4.5.1 Le serie storiche utilizzate

All'interno dell'area in studio ricadono 22 stazioni di misura idrometriche del SIMI con  $n \geq 5$  anni di osservazione. La loro posizione geografica ed i bacini da esse sottesi sono indicati nella corografia schematica in fig. 4.1. In tale figura ad ogni stazione viene associato un numero d'ordine, a cui corrisponde una riga nella Tab. 4.1, in cui sono riportati i principali dati statistici e le caratteristiche geomorfologiche del bacino sotteso.

A causa della difficoltà di reperire tutte le grandezze geomorfologiche relative all'insieme completo delle stazioni considerato, unitamente alla affidabilità non elevata dei dati forniti da tutte le stazioni, in special modo quelle con numero di anni di osservazione molto piccolo, nel prosieguo dell'analisi sono state considerate le sole stazioni con  $n \geq 10$  anni, escludendo da esse le seguenti stazioni:

- Volturno a Canello Arnone, a causa della presenza di pianure inondabili poco a monte della stazione di misura;
- Sarno a S. Valentino Torio, a causa della copiosa presenza di deflussi di tipo sorgentizio, che influenzano anche i valori delle portate di piena;

- Calore Lucano a Persano, la cui scala di deflusso presenta diversi problemi di ricostruzione;
- Sele a Contursi, a causa della non omogeneità della serie storica;
- Sele a Persano, per la quale non sono disponibili osservazioni idrometriche per la stima dei massimi annuali dei volumi di piena.

Si ottiene, in definitiva, un insieme di **12 stazioni con  $n \geq 10$  anni**, di cui verranno analizzate nel seguito le caratteristiche idrometriche e fisiche dei bacini sottesi, ai fini di ottenere informazioni sulla stima regionale della piena media annua.

#### 4.5.2 Modelli di regressione puramente empirici

Ai fini della regionalizzazione della PMA, per l'insieme delle 12 stazioni idrometriche campane sono state prese in considerazione, oltre l'area, anche una serie di grandezze che ne descrivono le principali caratteristiche fisiche (vedi Tab. 4.?). In particolare, sono state considerate anche:

- l'area delle formazioni impermeabili,  $A_{imp}$ , ottenuta come:

$$A_{imp} = A \%imp / 100$$

- l'area del bacino depurata dalla frazione permeabile su cui insiste anche bosco, definita come **area ridotta** del bacino,  $A_{rid}$ .

A partire dalle caratteristiche mostrate nella tabella 4.?, sono state valutate le matrici di correlazione lineare e logaritmiche delle grandezze considerate per le 12 stazioni scelte a base dell'analisi, così come mostrato in tabella 4.?, ove la diagonale principale separa il campo lineare, in basso, da quello logaritmico, in alto.

	Area	$A_{imp}$	$A_{rid}$	$Y_m$	$N_1$	S	Dd	%imp	bosco	acclività	$\mu[I_A(g)]$	$\mu[Q]$
Area	1.0000	0.9695	0.9874	-0.4944	0.8915	0.9787	-0.2181	0.6554	-0.4879	-0.6197	-0.8279	0.9686
$A_{imp}$	0.9885	1.0000	0.9937	-0.6470	0.8967	0.9726	-0.0984	0.8204	-0.6517	-0.7543	-0.9298	0.9766
$A_{rid}$	0.9990	0.9933	1.0000	-0.5786	0.8949	0.9753	-0.1729	0.7594	-0.5859	-0.6981	-0.8932	0.9758
$Y_m$	-0.4093	-0.4591	-0.4254	1.0000	-0.6658	-0.5876	-0.3862	-0.8411	0.5873	0.5817	0.6814	-0.6514
$N_1$	0.9714	0.9711	0.9756	-0.5013	1.0000	0.9527	0.1869	0.6842	-0.4732	-0.5174	-0.7628	0.9106
S	0.9905	0.9934	0.9948	-0.4381	0.9861	1.0000	-0.0132	0.7146	-0.5546	-0.6523	-0.8543	0.9705
Dd	-0.2466	-0.1884	-0.2277	-0.3127	-0.0508	-0.1620	1.0000	0.2055	-0.2607	-0.0827	-0.0289	-0.1041
%imp	0.2681	0.3406	0.2943	-0.9121	0.3532	0.3211	0.3421	1.0000	-0.8707	-0.8793	-0.9345	0.7503
bosco	-0.3600	-0.4113	-0.3827	0.8094	-0.3930	-0.3911	-0.0980	-0.9385	1.0000	0.9576	0.8616	-0.5144
acclività	-0.3713	-0.4259	-0.3919	0.7396	-0.3572	-0.3930	0.0356	-0.8939	0.9537	1.0000	0.9128	-0.6314
$\mu[I_A(g)]$	-0.5060	-0.5435	-0.5238	0.8017	-0.5182	-0.5248	0.0286	-0.8884	0.9731	0.9435	1.0000	-0.8610
$\mu[Q]$	0.9542	0.9454	0.9562	-0.4923	0.9631	0.9618	-0.1836	0.3645	-0.4345	-0.4139	-0.5922	1.0000

Tabella 4.?: matrice di correlazione fra i principali parametri del bacino, in campo lineare (al di sotto della diagonale principale) ed in campo logaritmico (al di sopra della diagonale principale).

Appare subito evidente come molte delle grandezze considerate siano fra loro fortemente correlate, soprattutto per quanto riguarda grandezze appartenenti allo stesso raggruppamento, che quindi tendono a spiegare la stessa parte della variabilità della PMA, ma anche in casi non banali riguardanti grandezze appartenenti a raggruppamenti differenti: in tal caso, tale correlazione va intesa come una peculiarità della regione analizzata, a testimonianza della scarsità dei dati a disposizione e della possibilità di incorrere in errori di previsione inaccettabili, come verrà maggiormente evidenziato nella fase di verifica dei risultati. Ad es., come già messo in evidenza nel paragrafo 4.4.3, risulta una forte correlazione negativa fra quota media del bacino e percentuale di aree impermeabili, che indica una dipendenza sistematica fra le due grandezze, indotta dalla natura geologica della regione Campania, per cui le rocce carbonatiche più permeabili affiorano sempre a quote più elevate di quelle meno permeabili.

Per lo stesso motivo, inoltre, risultano fortemente correlate anche le percentuali di area impermeabile con le aree a copertura boschiva e con l'acclività media dei versanti (vedi anche figure 4.7 a) e b))

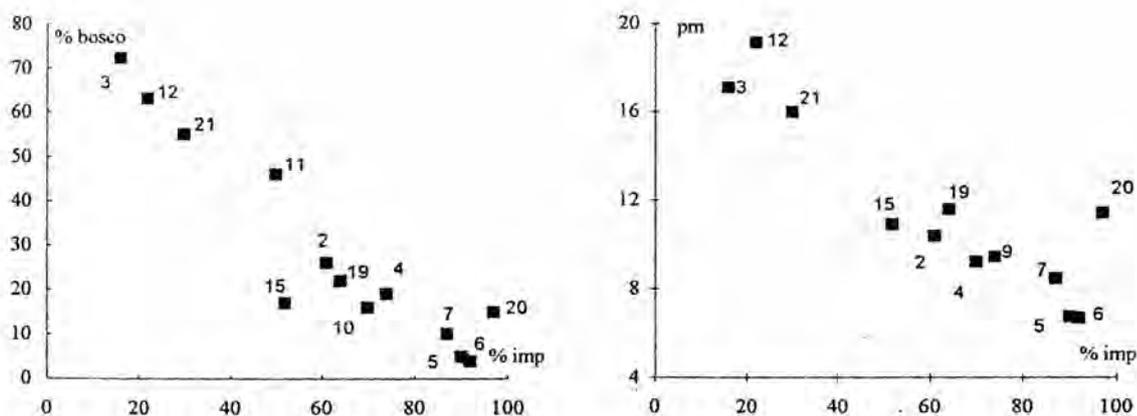


Figura 4.7 a Relazione osservata fra la percentuale della superficie impermeabile del bacino, % imp, e della superficie del bacino ricoperta da bosco, % bosco. Figura 4.7 b Relazione osservata fra la percentuale della superficie impermeabile del bacino, % imp, e della superficie del bacino ricoperta dalla acclività media dei versanti del bacino, pm.

Invece la forte correlazione fra quota media del bacino  $Y_m$  e  $\mu[I_A(g)]$ , è dovuta essenzialmente alla maniera stessa con la quale  $\mu[I_A(g)]$  è stata valutata a partire dalle (4.?). Esiste una correlazione non trascurabile fra PMA e  $\mu[I_A(g)]$  ma, piuttosto sorprendentemente, essa è di segno negativo: apparentemente, sui bacini dove piove di più si ha un valore minore della PMA! In realtà accade che esista una correlazione ancora maggiore fra  $\mu[I_A(g)]$ , %imp e  $Y_m$  per cui piove di più sui bacini a quota maggiore che

sono anche quelli più permeabili, con maggiori perdite per infiltrazione e con minori valori delle PMA. Appare evidente, quindi, come un'analisi di correlazione, anche se su base puramente empirica, non potrà mai essere effettuata in maniera completamente automatica, ma esistono numerose fasi in cui sono richieste valutazioni più o meno soggettive.

La forte correlazione fra  $A$ ,  $A_{imp}$  e  $A_{rid}$ , è invece dovuta alla maniera stessa con cui tali grandezze sono state definite.

Analogamente a quanto fatto in altre indagini regionali nell'ambito del Progetto VAPI, si è valutata in prima istanza la dipendenza lineare in campo logaritmico della PMA dall'area del bacino, trasformando la (5.24 a) in una forma monomia del tipo:

$$\mu(Q) = a A^b \quad (?? a)$$

con:

$$a = 1.1922$$

$$b = 0.8384$$

$$\rho^2_{corr} = 0.9029$$

in maniera che il parametro  $a$  assuma il significato di piena media annua per area unitaria.

Per valutare l'affidabilità di un modello di regressione lineare, si è fornita anche la stima del **coefficiente di correlazione lineare corretto**  $\rho^2_{corr}$ , ottenuto a partire dall'usuale coefficiente di correlazione  $\rho^2$  attraverso una relazione [Piccolo e Vitale, 1981] che consente di tenere conto della possibilità di un numero diverso di parametri da stimare. Nel caso in questione, il coefficiente di regressione lineare corretto è molto elevato, ma il valore di  $a$ , cioè il valore della piena media annua per area unitaria, risulta piuttosto basso ( $1.2 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1} \text{ km}^{-2}$ ) poichè risente fortemente dell'influenza

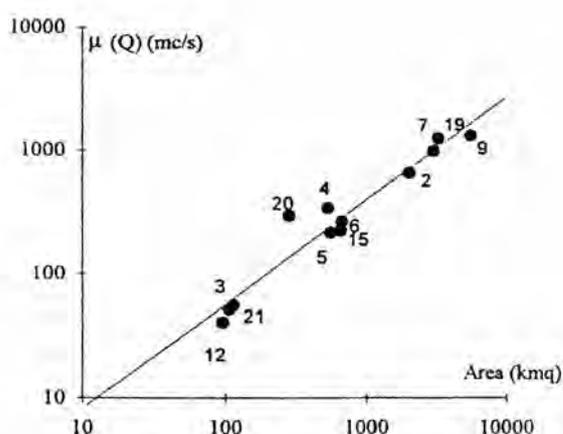


Fig. 4.7 a. Relazione fra la PMA  $\mu(Q)$  e l'area  $A$  del bacino; valori osservati (punti) e retta di

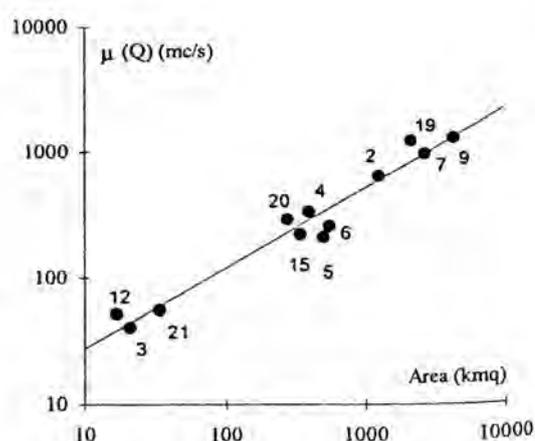


Fig. 4.7 b. Relazione fra la PMA  $\mu(Q)$  e l'area ridotta  $A_{rid}$  del bacino; valori osservati (punti) e

dei valori osservati per i 3 bacini ad area minore, che presentano anche il valore più basso di media della piena specifica annua, come è mostrato chiaramente in fig. 4.7 a. L'affidabilità della relazione (4.7 a) in fase di previsione sembra pertanto questionabile.

Più affidabile risulta, invece, una regressione semplice in campo logartimico, della PMA con l'area ridotta del bacino:

$$\mu(Q) = a A_{rid}^b \quad (4.77 b)$$

con:

$$\begin{aligned} a &= 3.2160 \\ b &= 0.7154 \\ \rho^2 &= 0.9702 \end{aligned}$$

In questo caso si ha un valore molto più elevato del coefficiente  $\rho^2$ ; inoltre entrambi i parametri della (4.77 b) assumono valori plausibili alla luce della letteratura tecnica [ad es., NERC, 1975]. Il buon adattamento della (4.77 b) ai dati è fornito anche dall'esame della fig. 4.7 b.

Anche se la variabilità della sola area del bacino (combinata con informazioni sulla natura idrogeologica e di uso del suolo) spiega una parte notevole della variabilità della PMA osservata fra le stazioni di misura, la matrice di correlazione in Tab. 4.7 evidenzia una non trascurabile relazione empirica fra la PMA ed il parametro climatico  $\mu[I_A(g)]$ , che è stato quindi inglobato in un'analisi di regressione multipla:

$$\mu(Q) = a A_{rid}^b \mu[I_A(g)]^c \quad (4.78)$$

in cui:

$$\begin{aligned} a &= 2.2746 \\ b &= 0.7482 \\ c &= 0.1554 \\ \rho^2 &= 0.9362 \end{aligned}$$

In ogni caso, il fatto di avere relazioni con elevati valori di  $\rho^2_{corr}$ , da solo, non è particolarmente significativo, soprattutto quando, come nel caso in esame, i dati a disposizione sono scarsi. L'incertezza di base legata alla scarsità di dati a disposizione non può essere superata con artifici matematici ma solo con una maggiore comprensione del fenomeno di base. Questo è quanto si farà nei prossimi paragrafi: sulla base di una schematizzazione concettuale del fenomeno della formazione della piena via via più sofisticata, si costruiranno delle strutture di modelli, che verranno poi confrontati con quelli

ottenuti in questo paragrafo su base puramente empirica, attraverso un procedimento di verifica oggettiva delle capacità predittive del modello stesso.

#### 4.5.3 Un modello geomorfoclimatico

Il bilancio idrologico di un bacino durante i fenomeni di piena può essere schematizzato considerando due componenti:

- i) sui versanti un'aliquota delle precipitazioni totali viene persa a causa del fenomeno dell'infiltrazione; il rapporto fra i volumi di piena e le precipitazioni totali sul bacino, in un prefissato intervallo di tempo, si definisce **coefficiente di afflusso di piena**,  $C_f$ . Nell'ipotesi che i deflussi di base siano trascurabili durante la piena,  $C_f$  può essere assunto a caratterizzare la risposta del bacino nei riguardi delle perdite per infiltrazione [per una disamina più approfondita si veda Celico et al., 1991].
- ii) nella rete idrografica, l'aliquota di piogge efficaci viene invasata e trasportata alla sezione di sbocco a costituire l'idrogramma di piena, che si manifesta con un certo ritardo nei confronti del pluviogramma che lo ha causato. Il comportamento della rete idrografica, considerata come un'operatore lineare, è noto quando se ne conosca la risposta ad un ingresso impulsivo unitario, detta anche idrogramma unitario istantaneo o IUH (Instantaneous Unit Hydrograph). Per pluviogramma di forma rettangolare, con durata ed intensità in accordo con le leggi di probabilità pluviometriche sul bacino, l'idrogramma di piena corrispondente ha ordinata al colmo proporzionale all'intensità di pioggia per mezzo di un **coefficiente di attenuazione di piena**  $S(d)$  o **funzione di picco** [Wood e Hebson, 1986]. Come è meglio mostrato nel Rapporto, la forma assunta dalla funzione  $S(d)$  dipende soprattutto dal **tempo di ritardo del reticolo idrografico**,  $t_r$ .

La portata al colmo di piena per unità di area risulta quindi proporzionale al prodotto  $\mu[I_A(d)] \cdot S(d)$ , in cui all'aumentare di  $d$  il primo termine diminuisce sempre mentre il secondo aumenta: esiste, dunque, un valore della durata che rende massimo tale prodotto e che assume il significato di **durata critica**  $t_c$  delle precipitazioni sul bacino. Rossi e Villani [1988] individuano tale durata critica attraverso un criterio estremante, per cui è:

$$\mu(Q) = C_f A \max_d \{ S(d) \mu[I_A(d)] \} = C_f A S(t_c) \mu[I_A(t_c)] \quad (4.??)$$

L'espressione finale della (4.??) può essere riscritta come segue:

$$\mu(Q) = C_f q \mu[I_A(t_r)] A / 3.6 \quad (4.??)$$

avendo posto:

$$q = S(t_c) \frac{m[I_A(t_r)]}{m[I_A(t_c)]} \quad (4.??)$$

Il fattore 3.6 tiene conto del fatto che  $\mu[I_A(t_r)]$  è in mm/ora, A in km<sup>2</sup> e  $\mu(Q)$  in m<sup>3</sup>/s.

Si definisce  $q$  **coefficiente corretto di attenuazione del colmo di piena**: esso dipende in maniera complessa dalla forma delle LPP e dalla risposta della rete idrografica. In caso di durate critiche superiori ad 1 ora, sicchè si possano assumere in prima approssimazione LPP areali del tipo monomio, come nell'espressione (4.??), i valori teorici di  $q$  sono stati tabellati in Ferrari et al. [1990].

In prima approssimazione, si può anche porre:

$$q = q_0 \quad (4.??)$$

con:

$0.25 \leq n \leq 0.45$	$q_0 = 0.6098$	$q_{\min} = 0.5967$	$q_{\max} = 0.6299$
$0.45 \leq n \leq 0.65$	$q_0 = 0.6658$	$q_{\min} = 0.6299$	$q_{\max} = 0.7058$

Nell'equazione (4.??) sono valutabili a priori l'area del bacino e la legge intensità-durata  $\mu[I_A(d)]$ . Di conseguenza, per applicare la (4.??) occorre ottenere la stima di due parametri: il tempo di ritardo  $t_r$  ed il coefficiente di afflusso di piena  $C_f$ , una volta nota l'espressione di  $q$ . Data la complessità analitica di quest'ultima operazione, può essere utile analizzare gli effetti in caso essa venga trascurata, trasformando l'espressione (4.??) in una formulazione di tipo razionale, come si vedrà nel prossimo capitolo.

#### STIMA DEI PARAMETRI DEL MODELLO NELLE STAZIONI DI MISURA

Per la stima dei parametri del modello nelle stazioni di misura idrometrografiche, si fa riferimento alla seguente procedura:

- i) il modello geomorfoclimatico permette di riprodurre anche la media del massimo annuale della portata in D ore consecutive  $\mu(Q_D)$ . In particolare, si può mostrare [Rossi e Villani, 1988] che il **rapporto di riduzione dei colmi di piena**  $r(D)$ , dipende, nel modello, dal solo tempo di ritardo del bacino. Nelle sezioni con dati idrometrografici, quindi, è possibile ottenere una stima di  $t_r$  considerando quale valore permetta al modello di riprodurre in maniera ottimale i valori osservati dei rapporti di riduzione,  $r_D$ . In tabella 4.?? sono riportate le stime delle medie dei massimi annuali delle portate medie per intervalli di durata da 0.5 ore a 48 ore per 24 stazioni del Compartimento di Napoli del SIMI, di cui 17 ricadono nei bacini dal Volturno al Bussento. Utilizzando i rapporti di riduzione dei colmi di piena che si possono ricavare da tali dati è stata effettuata la stima del tempo di ritardo  $t_r$  del bacino, che è stata riportata nella tabella 4.???. Una procedura speditiva per il calcolo di  $t_r$  può essere considerata a partire dal fatto che è possibile mostrare che, utilizzando LPP areali di tipo monomio, la (5.34) è bene interpolata da una formula del tipo:

$$r(D) = (1 + \alpha D/t_r)^{n'} \quad (4.??)$$

in cui  $n'$  è lo stesso parametro di potenza che compare nelle LPP ed  $\alpha$  è un coefficiente la cui espressione può essere sufficientemente approssimata da una relazione del tipo:

$$\alpha = 1/2 (1 - 1/2 n') \quad (4.??)$$

per cui, noti  $k$  valori di  $r_D$  e il parametro  $n'$  per le LPP medie areali sul bacino, una stima di  $t_r$  è:

$$t_r = a \frac{\sum_{i=1}^k D_i}{\sum_{i=1}^k r_D^{n'}} - k \quad (4.??)$$

ii) noti  $t_r$  ed una stima  $Q$  di  $\mu(Q)$ , invertendo la (4.??) è immediatamente nota una stima di  $C_f$  nelle stazioni di misura, riportata in tab. 4.??.

#### REGIONALIZZAZIONE DEI PARAMETRI DEL MODELLO

Nelle sezioni in cui manchino dati idrometrici diretti, la stima dei parametri  $C_f$  e  $t_r$ , deve essere effettuata in maniera indiretta, ricorrendo a tecniche di regionalizzazione che utilizzano modelli di regressione o modelli concettuali, attraverso i quali mettere in relazione i valori dei parametri stimati nelle stazioni di misura idrometrografiche con le principali caratteristiche geomorfologiche del bacino.

In particolare, per  $C_f$  viene proposta la seguente relazione:

$$C_f = C_{f1} \frac{A_1}{A} + C_{f2} \frac{A_2}{A} \quad (4.??)$$

in cui:

$A_1$  = area di bacino carbonatica ma senza bosco;

$A_2$  = area non carbonatica del bacino;

$C_{f1}$  = coefficiente di afflusso dell'area carbonatica senza bosco = 0.42;

$C_{f2}$  = coefficiente di afflusso dell'area non carbonatica = 0.56.

e, quindi, si attribuisce implicitamente valore trascurabile al deflusso sulle aree carbonatiche coperte da bosco.

Per il tempo di ritardo, estendendo le teorie geomorfologiche dell'IUH [Rodriguez-Iturbe e Valdéz, 1979; Troutman e Karlinger, 1985] al caso di bacini geologicamente eterogenei, viene proposta la seguente relazione:

$$t_r = \frac{Cf_1 A_1}{Cf A} \frac{1.25}{3.6 c_1} \sqrt{A_1} + \frac{Cf_2 A_2}{Cf A} \frac{1.25}{3.6 c_2} \sqrt{A_2} \quad (4.??)$$

con:

$$c_1 = 0.23 \text{ m/s}$$

$$c_2 = 1.87 \text{ m/s} \quad (4.??)$$

#### 4.5.4 Il modello razionale

La classica formula razionale, esprime il concetto intuitivo che la portata di piena sia una frazione della massima intensità di afflusso meteorico caduta in una durata pari ad un tempo caratteristico del bacino. Essa può essere interpretata anche in senso probabilistico [Schaake et al. 1967; Rossi 1974]:

$$\mu(Q) = C^* \mu[I_A(t_c)] A / 3.6 \quad (4.??)$$

in cui si è indicato con  $C^*$  il **coefficiente di piena** del bacino.

Alla luce di quanto esposto al paragrafo precedente, dal confronto fra la (4.??) e la (4.??), risulta che, nel caso si assuma  $t_c = t_r$ , vale anche  $C^* = C_f q$ , per cui è chiaro che  $C^*$  non tiene conto solo dell'infiltrazione sul bacino ma anche dell'attenuazione del colmo di piena effettuata dal reticolo idrografico. La (4.??), quindi, è da ritenersi una prima approssimazione della (4.??) e nel seguito verrà presa in considerazione soprattutto perchè di più pratica applicazione.

Il coefficiente di piena  $C^*$  è il risultato del prodotto di due fattori: il coefficiente di afflusso di piena  $C_f$  ed il coefficiente corretto di attenuazione del colmo di piena  $q$ . Fra essi, il parametro di gran lunga più variabile da una stazione all'altra risulta  $C_f$ , per cui è da aspettarsi che una espressione regionale per  $C^*$  simile a quella proposta per  $C_f$  possa interpretare in maniera soddisfacente la variabilità osservata dei valori di  $C^*$ . In particolare, vale:

$$C^* = C^*_1 \frac{A_1}{A} + C^*_2 \frac{A_2}{A} \quad (4.??)$$

con valori stimati per i parametri, pari a:

$$C^*_1 = 0.29$$

$$C^*_2 = 0.36$$

(4.??)

Nel caso si faccia riferimento al modello razionale, tutto quanto detto fin'ora sul tempo di ritardo del bacino è da ritenersi valido; in particolare, stante il significato assunto dal coefficiente  $C^*$ , si può assumere valida la (4.??): nella pratica, i valori delle stime di celerità fornite nelle (4.??) sono validi anche in questo caso, mentre nelle (4.??) andranno sostituiti ai valori di  $C_{fi}$  i valori di  $C^*_i$ .

#### 4.6 Confronto e verifica dell'affidabilità dei risultati

La proprietà essenziale dei modelli concettuali, quali la formula razionale o i modelli geomorfoclimatici, consiste nella loro capacità interpretativa del fenomeno, che consente di affrontare con maggiore fiducia la fase di previsione, cioè la fase dell'estrapolazione delle valutazioni a siti senza misure, rispetto ai modelli di regressione a base puramente empirica.

Il confronto fra modelli di regressione ottenuti su base puramente empirica e modelli di tipo concettuale non può essere fatto su base puramente statistica, poichè il modello concettuale consente di effettuare verifiche differenti, confrontando i valori stimati dei parametri con i valori attesi sulla base della loro definizione fisica. In ogni caso, un confronto su base statistica delle capacità di previsione di diversi modelli è di qualche utilità: Il confronto fra differenti modelli di regressione è stato già effettuato facendo riferimento al coefficiente di correlazione lineare corretto per tenere conto del fatto che si consideravano modelli con numero di parametri differente. In tale analisi emergeva che il modello che meglio si adattava ai dati osservati era quello di regressione semplice in campo logaritmico della PMA con l'area ridotta del bacino, pari all'area totale del bacino depurata della frazione carbonatica a copertura boschiva. Nel seguito si vuole confrontare tale modello di regressione con il modello geomorfoclimatico proposto e con la formulazione razionale che ne discende come prima approssimazione, nel caso di suddivisione dell'area del bacino in tre complessi omogenei. Data la struttura più complessa di tali modelli concettuali, si farà ricorso ad una tecnica di ricampionamento nota come **jackknife** [Efron, 1982], che è già stata utilizzata anche per alcuni bacini della Calabria da Ferrari et al. [1990].

In sintesi, tale tecnica consiste nello stimare i parametri delle diverse relazioni a partire da un insieme di stazioni dai quali ne viene esclusa una; successivamente si effettua la stima della piena media annua proprio per tale stazione utilizzando la relazione trovata escludendola. In tal modo possono essere effettuate tante stime quante sono le stazioni di misura e si può quindi fare una stima delle proprietà predittive delle diverse relazioni, valutando le proprietà statistiche dell'errore di stime che si commette.

In particolare, sono state valutate le fasce di confidenza dei parametri delle diverse relazioni considerando, per il modello di regressione, l'errore standard degli stimatori dei parametri derivante dall'usuale teoria della regressione [vedi ad es. Piccolo e Vitale, 1981, p. 370], per i modelli concettuali la stima l'errore standard degli stimatori che viene fuori applicando la tecnica di jackknife precedentemente descritta [Efron, 1982]. I valori dei parametri stimati e delle fasce di confidenza al 95% sono mostrati per tutti i parametri in tab. 4.??; per il coefficiente moltiplicativo  $a$  della (4.?? b) sono stati indicati i valori limite che ricadono in tale fascia di confidenza, che è invece calcolata sul suo logaritmo.

Utilizzando la precedente tecnica di ricampionamento, è stata valutata anche la capacità predittiva dei singoli modelli, attraverso un'analisi di cross-validation che consiste nel valutare:

- **l'errore in eccesso atteso**, cioè il valore medio dell'eccesso di errore che si compie nel fare previsioni in un sito utilizzando una relazione i cui parametri regionali sono stati valutati non tenendo in conto del dato osservato al sito stesso, rispetto alla previsione nello stesso sito fatta con la stessa relazione i cui parametri regionali sono stati valutati tenendo in conto anche il dato stesso;
- per il calcolo dell'errore in eccesso si valuta dapprima l'errore medio su tutti i siti della regione considerando i valori dei parametri stimati a partire dall'intero insieme di osservazioni, che in fase di valutazione delle prestazioni di previsione assume il significato di **errore apparente atteso**;
- si calcola, quindi, l'errore medio su tutti i siti della regione, per ognuno dei quali la previsione è fatta con i parametri ottenuti escludendo dall'insieme proprio l'osservazione riferita al sito per il quale si vuole la previsione: tale errore, in questa fase di previsione, assume il significato di **errore totale atteso**. Infine, si valuta l'errore in eccesso medio dalla differenza fra i due precedenti.

L'errore apparente misura, quindi, la bontà dell'adattamento della relazione regionale all'intero insieme di dati, mentre l'errore in eccesso misura la sua affidabilità in termini di robustezza. Questa procedura ha lo scopo di definire la robustezza di un modello, al di là del valore assunto contingentemente dai suoi parametri.

I risultati relativi ad una sua applicazione all'insieme di 12 stazioni idrometriche della Campania sono riportati in tab. 4.??, in termini di radice quadrata dei vari termini di errore, così da avere a che fare con termini dimensionalmente pari a portate. Il valore minimo sia dell'errore apparente, sia dell'errore in eccesso, competono al modello di regressione semplice, anche se l'esame della fascia di confidenza del coefficiente moltiplicativo  $a$  nella relazione (4.?? b) lascia ampio spazio ai dubbi sulla vera affidabilità di tale modello. È da notare come il modello geomorfologico, che pure richiede la taratura di 4 parametri, su una base campionaria di soli 12 dati, presenta un errore apparente che è del 20 % superiore a quello minimo, mentre l'errore in eccesso è superiore a quello minimo solo del 4 %. Inoltre, i risultati di tale analisi possono essere influenzati anche dalla scelta del criterio di stima dell'errore, che nel caso in questione è di tipo quadratico e quindi è favorevole al modello di

regressione. Il modello razionale ha prestazioni statistiche leggermente peggiori di quelle del modello geomorfologico completo.

Quindi, da quanto si è potuto appurare sulla ristretta base campionaria a disposizione, i modelli a base concettuale non presentano evidenti vantaggi in termini statistici: solo aumentando la base dei dati sarà possibile capire se ciò è dovuto a problemi sulla natura del dato o nella capacità interpretativa del modello stesso.

A conclusione della presente analisi di valutazione di confronto delle prestazioni dei diversi modelli di regionalizzazione della PMA, è doveroso sottolineare che, essendo la precedente analisi basata su un numero estremamente limitato di dati, non è possibile trarre conclusioni definitive, ed è necessario compiere ulteriori ricerche, sia per estendere la base dati, sia di natura teorica.

Modello	Stima dei Parametri	Fascia di confidenza 95%	Errore totale (m <sup>3</sup> /s)	Errore apparente (m <sup>3</sup> /s)	Errore in eccesso (m <sup>3</sup> /s)
regressione semplice (4.?? b)	a = 3.22 m <sup>3</sup> /s b = 0.715	1.68÷6.13 m <sup>3</sup> /s ± 0.10	44	38	22
geomorfo-climatico (4.??)	C <sub>f1</sub> = 0.42 C <sub>f2</sub> = 0.56 c <sub>1</sub> = 0.23 m/s c <sub>2</sub> = 1.87 "	± 0.14 ± 0.04 ± 0.08 ± 0.28	51	45	23
razionale (4.??)	C* <sub>1</sub> = 0.29 C* <sub>2</sub> = 0.36	± 0.08 ± 0.02	52	46	25

Tabella 4.??: analisi dell'errore di previsione. Confronto tra i diversi modelli di regionalizzazione della piena media annua analizzati.

## 5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE E PROBLEMI ANCORA APERTI

Il progetto VAPI sulla Valutazione delle Piene in Italia, portato avanti dalla Linea 1 del Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche, ha come obiettivo predisporre una procedura uniforme sull'intero territorio nazionale per la valutazione delle portate di piena naturali. Il presente lavoro costituisce il Rapporto VAPI sulla **Valutazione delle Piene in Campania**.

Scopo di tale Rapporto è quello di fornire uno strumento ed una guida ai ricercatori ed ai tecnici operanti sul territorio, per comprendere i fenomeni coinvolti nella produzione delle portate di piena naturali e per effettuare previsioni sui valori futuri delle piene in una sezione di un bacino naturale con il minimo possibile di incertezza. A tal fine, occorre tener presente che le principali fonti di incertezze derivano essenzialmente da due fattori

- i) ci sono **eventi estremamente intensi**, con caratteristiche di rarità in ogni sito e di aleatorietà per quel che riguarda il sito stesso ove esse potranno verificarsi nel futuro, sicchè il fatto che in un punto eventi straordinari di tale tipo non si siano verificati storicamente, non è garanzia di sicurezza che non se ne verificheranno nel futuro; in realtà occorre stimare qual è il rischio idrologico che si verifichi una piena estrema in ogni punto del territorio ;
- ii) i dati idrometrici diretti a disposizione sono pochi e sparsi, con bassa densità sul territorio; essi mostrano una grande variabilità dei **valori delle piene indice** (solitamente il valor medio) osservati da sito a sito. Sicchè, in un punto qualsiasi del territorio, la stima dei valori delle piene future si presenta incerta non solo per la valutazione del rischio di un evento estremo, ma anche per la valutazione del valore indice.

La metodologia adottata nel progetto VAPI fa riferimento ad un **approccio di tipo probabilistico** per la valutazione dei massimi annuali delle portate di piena, sicchè non esiste un valore massimo assoluto, ma ad ogni valore della portata di piena viene associato una probabilità che si verifichino eventi di piena con valori superiori. Per ridurre le incertezze legate alla presenza di eventi estremi molto rari in ogni singolo punto ed alla variabilità da sito a sito del valore indice della piena, si adotta una metodologia di **analisi regionale** che si avvale anche di modelli concettuali di formazione dei deflussi di piena a partire dalle precipitazioni intense sul bacino. Tale approccio consente di utilizzare non solo tutta l'informazione idrometrica ma anche tutta quella pluviometrica, posseduta su un dato territorio.

In particolare, viene adottato un **modello probabilistico a doppia componente** (TCEV) che interpreta gli eventi massimi annuali come il risultato di una miscela di due popolazioni distinte: la prima produce gli eventi massimi ordinari, più frequenti ma meno intensi; la seconda produce gli eventi massimi straordinari, meno frequenti ma spesso catastrofici.

Si è fatto riferimento ad una **procedura di regionalizzazione gerarchica**, in cui i diversi parametri del modello probabilistico vengono valutati a scale regionali differenti, in funzione dell'ordine statistico del parametro stesso. In particolare, per i parametri di ordine più elevato (forma e scala), si analizzano ampie regioni che si suppongono omogenee nei suoi confronti. Le analisi svolte nel presente Rapporto mostrano che, qualunque sia la durata delle precipitazioni, da 5 min a 5 giorni, tali parametri sono unici e non si può rigettare l'ipotesi che l'intera regione Campania sia omogenea a tale livello, cioè che tali parametri assumano valore unico non solo con le durate ma

anche da sito a sito nella regione. Le stesse conclusioni valgono sia per i massimi annuali delle portate al colmo, sia per i massimi annuali delle portate medie per durate comprese fra 0.5 ore e 5 giorni. Tali conclusioni portano a dire che il rapporto fra il valore con generico rischio di una variabile ed il valore indice (o media), detto **coefficiente probabilistico di crescita**, assume una legge di variazione con il rischio unica per l'intera regione.

L'ampia variabilità da sito a sito del valore indice necessariamente richiede la considerazione dell'ipotesi che tale variabilità sia il risultato di fattori causali, differenti nei siti. Per quanto riguarda le precipitazioni, questo ha condotto all'identificazione di 6 **aree pluviometriche omogenee**, in ognuna delle quali è stata identificata un'unica legge di variazione del massimo annuale dell'intensità di pioggia con la durata e con la quota (**legge di probabilità pluviometrica**). Per la stima della piena media annua sono stati inizialmente presi in considerazione i principali fattori climatici, geomorfologici, idrogeologici e di uso del suolo del bacino, effettuando un'**analisi di correlazione** di tipo empirico. Successivamente, sono stati presi in considerazione due modelli concettuali: il primo è basato sulla classica **formulazione razionale**, il secondo fa riferimento ad un **modello geomorfoclimatico** che identifica la risposta del bacino attraverso due parametri concettuali, il **coefficiente di afflusso** di piena, che separa le precipitazioni totali negli afflussi efficaci alla piena, ed il **tempo di ritardo** del bacino. E' stata proposta anche una stima regionale dei due parametri, evidenziando come, ai fini dei massimi annuali delle portate di piena, l'intero territorio campano possa essere suddiviso in tre **complessi omogenei**: le **aree permeabili con copertura boschiva**, praticamente non contribuenti alla piena, le **aree permeabili senza copertura boschiva**, con basso contributo unitario e con deflusso lento, e le **aree impermeabili**, con più elevato contributo unitario e deflusso più rapido.

Sull'affidabilità di tali stime si sono effettuati diversi controlli: su base puramente statistica sono stati valutati gli errori standard per ogni metodologia e per ogni parametro, ed è stato mostrato che un modello di regressione semplice della piena media annua con l'area del bacino ridotta delle componenti permeabili con bosco ha elevate prestazioni statistiche, anche se alcuni suoi parametri presentano un errore standard piuttosto elevato. I valori dei parametri dei modelli concettuali sembrano, invece, più affidabili.

Il risultato complessivo sembra indicare che l'uso del presente Rapporto permette di ottenere stime delle portate di piena di assegnata frequenza sufficientemente attendibili per scopi di progettazione e pianificazione del territorio.

Alcuni punti rimangono ancora aperti nella ricerca scientifica, suscettibili di miglioramento, soprattutto per quel che riguarda la comprensione dei meccanismi che regolano i diversi fenomeni che portano dalla massa d'aria umida all'evento di piena. In particolare, si vogliono indicare tre campi di ricerca che sembrano di una certa importanza per quanto riguarda un ulteriore apporto alla valutazione delle piene in Campania:

- i) la presenza di **eventi idrologici estremi straordinari** influenza in maniera determinante le stime dei parametri della distribuzione di probabilità delle piene, in particolare la coda superiore di tale distribuzione, alla quale si fa riferimento nella progettazione di opere di particolare importanza. Tali eventi si presentano con una struttura di correlazione spaziale e campionaria differente da

ii)

iii)

prat  
scal  
ven  
l'ana  
dist  
Rap  
idro

quella dei eventi idrologici estremi ordinari. Il tener conto o meno della presenza di una tale struttura può essere a volte determinante ai fini della regionalizzazione delle piene.

- ii) la procedura di regionalizzazione consiste essenzialmente nella identificazione e delimitazione delle diverse **regioni omogenee**, ai diversi livelli di regionalizzazione. Tale procedura, che pure si è visto avere un fondamento climatico, produce un risultato fisicamente inconsistente nelle zone di confine fra una regione e l'altra. In alternativa si potrebbe far riferimento a procedure geostatistiche, in cui si tiene esplicitamente in conto anche della struttura di correlazione spaziale teorica fra i siti di misura. Le procedure di questo tipo fin'ora sviluppate non tengono conto anche della presenza di errori di campionatura correlati fra loro, cosa che succede nel caso dei massimi annuali delle precipitazioni o delle piene in corrispondenza di eventi estremi: è necessario, perciò, sviluppare nuove tecniche analitiche o ricorrere a procedimenti di simulazione numerica con analisi di cross validation dei risultati.
- iii) il modello concettuale per la valutazione della piena media annua fa riferimento ad uno **schema a parametri globali**, cioè medi per l'intero bacino. Vi sono diversi casi in cui tale schema può essere inadeguato: la presenza stessa di una eterogeneità idrogeologica, del tipo osservato per i bacini della Campania, richiede la valutazione dei parametri della risposta idrologica per bacini parziali, cioè il ricorso ad un **approccio semidistribuito**. Lo sviluppo tecnologico mette già oggi a disposizione, e nel futuro ciò avverrà in maniera ancora più semplice e diffusa, strumenti per la gestione informatizzata di elementi tematici cartografici ai quali si possono abbinare modelli idraulici ed idrologici sempre più affinati, di **tipo distribuito**, che consentano di utilizzare al meglio la sempre maggiore mole di informazioni che si rendono disponibili sul territorio, soprattutto in vista della valutazione degli effetti che l'antropizzazione produce sui valori delle massime piene annue.

In conclusione, sembra doveroso ricordare, soprattutto ai fini di chi si propone di utilizzare praticamente i risultati del presente Rapporto, che l'analisi qui presentata è stata effettuata ad una scala regionale e, per ciò stessa, essa tende a trascurare la presenza di eventuali anomalie locali, che vengono trattate come disturbi spaziali locali. Viceversa, in analisi e studi locali, a scala di bacino, l'analisi di tali anomalie può rivestire carattere essenziale ai fini della corretta valutazione della distribuzione di probabilità dei massimi annuali delle portate di piena: in tutti questi casi, il presente Rapporto Campania si offre come utile strumento integrativo, ma non sostitutivo, di indagini idrologiche *ad hoc*.

## 6. BIBLIOGRAFIA

- Beale, E. M. L., 1969. "Cluster Analysis", Scientific Control Systems Ltd., London.
- Beran, M. A., N. W. Arnell e J. R. M. Hosking, 1986. "Comment on 'TCEV distribution for flood frequency analysis'". Water Resour. Res., 22 (2), 263-266.
- Benichou, P. e O. Le Breton, 1987. "Prise en compte de la topographie pour la cartographie de champs pluviométriques statistiques: le méthode Aurelhy". in Agrométéorologie des Régions de Moyenne Montagne, Les Colloques de l'INRA, N° 39, Paris.
- Brath, A., M. Fiorentino e P. Villani, 1992. "Modelli matematici per la valutazione dei volumi di piena a frequenza assegnata". Valutazione delle Piene in Puglia, a cura di V. Copertino e M. Fiorentino, DIFA-Università della Basilicata, GNDCI-CNR, Potenza.
- Catalano, E., F. Pascuzzi, e P. Versace, 1990. "I massimi annuali delle piogge areali sul bacino del fiume Crati". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Demarée, S., 1985. "Intensity-Duration-Frequency Relationships of Point Precipitation at Uccle (Belgium)". Inst. Royal Metereol., Bruxelles.
- Eagleson, P. S., 1972. "Dynamics of flood frequency". Water Resour. Res., 8 (4), 878-898.
- Celico P., 1986. "Prospezioni Idrogeologiche". Vol. I e II. Liguori Editore, Napoli.
- Celico, P. B., M. De Innocentiis, 1994. "Caratteristiche fisiche dei bacini della Campania ed il coefficiente di afflusso di piena". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '92/'93, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Celico, P. B., M. De Innocentiis, F. Rossi e P. Villani, 1991. "Influenza dei parametri fisiografici del bacino sul coefficiente di afflusso di piena". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '89, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Civita M., G.B. de Medici, R. de Riso, P. Nicotera e E. Nota d'Elogio, 1973. "Carta Idrogeologica della Campania Nord- Occidentale". Atti II Conv. Intern. Acque Sott., I.A.H., Palermo.
- Copertino, V. A. e M. Fiorentino, (a cura di), 1992. "Valutazione delle piene in Puglia". DIFA-Università della Basilicata, GNDCI-CNR, Potenza.
- Dell'Aera, M., 1991. "Analisi della variabilità spaziale degli L-moments. Un'applicazione alla Calabria". Rapp. Int. n. 335, IRPI-CNR, Cosenza.
- Dell'Aera, M, S. Gabriele e P. Villani, 1992. "A conceptual geostatistical approach to the mean of the maximum annual daily rainfall estimation". Proc. 6th Int. Symp. on Stochastic Hydraulics, 799-806, Taipei (ROC).
- Efron, B., 1982. "The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans". SIAM, pp. 92, Philadelphia (USA).
- Ferrari, E., S. Gabriele e P. Versace, 1988. "L'analisi dei massimi idrologici in Calabria". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Ferrari, E., S. Gabriele e P. Villani, 1993. "Combined regional frequency analysis of extreme rainfall and floods". Extreme Hydrological Events: Precipitation Floods and Droughts, ed. by Z. W. Kundzewitz, D. Rosbjerg, S. P. Simonovic e K. Takeuchi, IAHS Publ. No. 213, 333-348.
- Ferrari, E., P. Versace e P. Villani, 1990 a. "Terzo livello di analisi regionale delle piene in Calabria". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Ferrari, E., S. Gabriele, F. Rossi, P. Versace e P. Villani, 1990 b. "La valutazione delle piene in Calabria. Aspetti metodologici di un'analisi a scala regionale". Atti XXII Convegno Idraulica e Costr. Idr., Vol. 3, 511-534, Cosenza.
- Ferrari, E., S. Gabriele, F. Rossi, P. Versace e P. Villani, 1990 b. "Aspetti climatici, geologici e morfologici nella regionalizzazione delle piene". Atti XXIII Convegno Idraulica e Costr. Idr., Vol. 5, 261-278, Firenze.

- Filice, E., 1987. "Analisi idrologica dei massimi annuali delle piogge giornaliere. Un'applicazione del modello TCEV al caso della Basilicata". Tesi di Laurea, non pubbl., Dip. Difesa del Suolo, Università della Calabria, Cosenza.
- Fiorentino, M., S. Gabriele, F. Rossi e P. Versace, 1987. "Hierarchical approach for regional flood frequency analysis". Regional Flood Frequency Analysis, ed. by V. P. Singh, 35-49, D. Reidel, Dordrecht, Holland.
- Gabriele, S. e P. Villani, 1992. "An investigation of the feasibility space of parameter estimation using POME and ML, with reference to the TCEV distribution". Entropy and Energy Dissipation in Water Resources, ed. by V. P. Singh e M. Fiorentino, 193-203.
- Horton R.E., 1945. "Erosional development of streams and their drainage basins: Hydrophysical approach to quantitative morphology". Geological Society of America Bulletin, Volume 56, pp. 275-370.
- Marone, V. e F. Rossi, 1987. "Valutazione dei volumi di piena di assegnata durata". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '86, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Marone, V., F. Rossi e P. Villani, 1991. "Valutazione degli estremi idrologici in Campania". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '89, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Natural Environment Research Council, 1975. "Flood Studies Report". 5 Vol., London.
- Penta, A., 1974. "Distribuzione di probabilità del massimo annuale  $a_g$  dell'altezza media di pioggia giornaliera su un bacino". Atti XIV Convegno Idraulica e Costr. Idr., Napoli.
- Piccolo, D. e C. Vitale, 1981. "Metodi Statistici per l'Analisi Economica". il Mulino, Bologna.
- Rodriguez-Iturbe, I. e J. B. Valdéz, 1979. "The geomorphologic structure of the hydrologic response". Water Resour. Res., 15 (6), 1409-1420.
- Rossi, F., 1974. "Criteri di similitudine idrologica per la stima della portata al colmo di piena corrispondente ad un assegnato periodo di ritorno". Atti XIV Convegno Idraulica e Costr. Idr., Napoli.
- Rossi, F. e P. Villani, 1988 a. "La valutazione della piena media annua istantanea e di assegnata durata attraverso le caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Rossi, F. e P. Villani, 1988 b. "La regionalizzazione della piena annuale media attraverso un modello analitico di tipo geomorfoclimatico". Atti XXI Convegno Idraulica e Costr. Idr., Vol. I, 225-242, L'Aquila.
- Rossi, F. e P. Villani, 1990. "Analisi delle massime precipitazioni in Campania". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Rossi, F. e P. Villani, 1993. "Valutazione degli estremi idrologici". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '90/'91, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Rossi, F. e P. Villani, 1994 a. "Regional flood estimation methods". Coping with Flood, ed. by G. Rossi, N. Harmancioglu e V. Yevjevich, 135-170, Kluwer Academic, Dordrecht (NE).
- Rossi, F. e P. Villani, 1994 b. "A project for regional analysis of floods in Italy". Coping with Flood, ed. by G. Rossi, N. Harmancioglu e V. Yevjevich, 193-218, Kluwer Academic, Dordrecht (NE).
- Rossi, F. e P. Villani (a cura di), 1994 c. "Valutazione delle Piene in Campania". Dipartimento di Ingegneria Civile, Università di Salerno, GNDCI-CNR, Salerno.
- Sadocchi, S., 1981. "Manuale di analisi statistica multivariata per le scienze sociali". Franco Angeli, Milano.
- Shaacke, J. C., J. C. Geyer e J. W. Knapp, 1967. "Experimental examination of the rational method". J. Hydraul. Div., ASCE, 93 (6), 353-370.
- Shreve S.L., 1966. "Statistical law of stream number", J. Geol., 74, 17-37.

- Shreve S.L., 1967. "Infinite topologically random channel networks". J. Geol., 75, 178-186.
- Sirangelo, B., 1994. "Valutazione degli eventi idrologici estremi e loro controllo". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '92/'93, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Slimani, M. e C. Obled, 1986. "Regionalization of extreme rainfall parameters through kriging and correlation with topography descriptors". Int. Symposium on Flood Frequency and Risk, Baton Rouge (LA).
- Stewart, E. J., 1989. "Regional Rainfall Frequency (South-West England)". Inst. of Hydrology, Int. Rep., Wallingford, U.K.
- Strahler A.N., 1952. "Hypsometric (area-altitude) analysis of erosional topography". Bull. Geological Soc. of America, 63, 1117-1142.
- Troutman, B. M. e M. R. Karlinger, 1985. "Unit hydrograph approximations assuming linear flow through topologically random channel network". Water Resour. Res., 21 (5), 743-754.
- U.S. Weather Bureau, 1957-60. "Rainfall intensity-frequency regime". 1-5 Technical Paper, 29, Washington D.C.
- Versace, P., E. Ferrari, S. Gabriele e F. Rossi, 1989. "Valutazione delle piene in Calabria". Geodata, GNDCI-CNR, BIOS, Cosenza.
- Villani, P., 1988. "Leggi empiriche di riduzione dei colmi di piena con la durata". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Villani, P., 1990. "Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Villani, P., S. Gabriele, F. Rossi e P. Versace, 1993. "Alcune ipotesi sulla regionalizzazione delle piene in Italia". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '90/'91, a cura di F. Rossi, GNDCI-CNR, Roma.
- Wood, E. F. e C. S. Hebson, 1986. "On hydrologic similarity: I. Derivation of dimensionless flood frequency curve". Water Resour. Res., 22 (11), 1549-1554.

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.21 - Università degli Studi della Basilicata - DIFA - Potenza

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**H - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN PUGLIA**

a cura di  
P. Claps , V. A. Copertino e M. Fiorentino



# VALUTAZIONE DELLE PIENE IN PUGLIA

## INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA FISIOGRAFICO	2-1
2.1 Lineamenti geografici geologici e geomorfologici della Puglia	2-1
2.2 I bacini idrografici	2-2
2.3 Caratteri geolitologici della Puglia Settentrionale	2-3
2.3.1 <i>Unità idrogeologiche informali nell'ambito del territorio studiato</i>	2-4
2.4 Rete di misura del S.I.M.I.	2-5
2.4.1 <i>Base dati utilizzata per le piogge estreme</i>	2-5
2.4.2 <i>Base dati utilizzata per le piene</i>	2-6
3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	3-1
3.1 Il modello probabilistico TCEV	3-1
3.2 Le piogge giornaliere	3-2
3.2.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-2
3.2.2 <i>La pioggia indice</i>	3-3
3.3 Le piogge orarie	3-5
3.3.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-6
3.3.2 <i>Le curve di probabilità pluviometrica</i>	3-6
3.4 Le piogge areali	3-10
3.4.1 <i>Stima del fattore di riduzione areale</i>	3-10
4. LA VALUTAZIONE DELLE PIENE	4-1
4.1 Introduzione	4-1
4.2 Analisi delle frequenze delle portate al colmo di piena	4-1
4.2.1 <i>Fattori di forma della funzione di probabilità (I livello di regionalizzazione delle piene)</i>	4-1
4.2.2 <i>Fattori di variabilità della funzione di probabilità (II livello di regionalizzazione delle piene)</i>	4-3
4.2.3 <i>Distribuzioni di probabilità regionalizzate delle piene</i>	4-7
4.3.2 Stima della piena indic	4-8
4.3.1 <i>Il metodo razionale per la valutazione della piena indice</i>	4-10
4.3.2 <i>Coefficienti probabilistici di piena</i>	4-11
5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE	5-1
6. BIBLIOGRAFIA	6-1

## 1. INTRODUZIONE

Il Rapporto regionale sulla valutazione delle piene in Puglia (Copertino e Fiorentino, 1994) è stato frutto del lavoro svolto dal Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente (DIFA) dell'Università della Basilicata (Unità Operativa 1.21 del G.N.D.C.I.) nel periodo 1988-1992.

Nel Rapporto si è dato ampio spazio, non solo alla caratterizzazione statistico-probabilistica delle variabili idrologiche implicate, ma anche alla caratterizzazione idrologico-fisica dell'area oggetto dell'indagine; tale aspetto ha messo in stretta relazione l'idrologia fisica con la geomorfologia, la litologia e l'uso del suolo della regione, evidenziandone i caratteri ed i legami nella cartografia allegata al testo.

Come utile supporto all'analisi regionale delle piene si è sviluppato un Sistema Informativo Territoriale (SIT), nei cui strati documentari si sono trasferite tutte le informazioni, notizie, documentazioni e descrizioni in possesso, pronto ad accogliere tutte le ulteriori informazioni che dovessero rendersi disponibili nel futuro. A partire dal SIT si è prodotto un volume di sola cartografia (Copertino e Fiorentino, 1992) che comprende, oltre alle tavole necessarie a supportare direttamente la procedura per la valutazione delle piene (litologia, permeabilità, sottozone pluviometriche, posizione delle stazioni idrometriche e pluviometriche) tavole che forniscono una completa descrizione dell'idrografia e dell'altimetria dei bacini principali, con annesse le più importanti valutazioni geomorfologiche quantitative. Sulla banca dati geomorfologici così costituita si è appoggiata una linea di ricerca sull'analisi delle reti idrografiche attraverso il concetto di entropia informativa, che è approdata a risultati di buon interesse scientifico.

Una approfondita indagine storica degli eventi estremi, condotta sulle documentazioni giornalistiche, annualistiche e d'archivio, ha prodotto le sintesi descrittive di nubifragi e inondazioni, nonché una raccolta documentale e testimoniale riportata in un dischetto allegato al testo.

Le analisi regionali dei massimi annuali delle precipitazioni, viste come aspetti complementari nello studio degli eventi di piena, sono state condotte in maniera autonoma, pervenendo a risultati che hanno dignità indipendente dalle finalità della valutazione delle piene.

Indagini sono state sviluppate anche riguardo all'uso regionalizzato dell'idrogramma unitario istantaneo geomorfologico, alla validazione dei dati di piena tramite l'esame delle scale di deflusso ed all'analisi dei volumi di piena.

Il capitolo relativo alla valutazione delle piene in Puglia è così organizzato:

- in una prima parte si esaminano le caratteristiche fisiche (morfologiche, idrologiche e geologiche) della Puglia e si illustra la base di dati pluviometrici ed idrometrici usata per le analisi sugli estremi;
- successivamente ci si sofferma sui risultati delle analisi sulle piogge estreme (giornaliere ed orarie), con arrivo alla determinazione delle curve di probabilità pluviometrica dei bacini idrografici, considerando anche l'effetto di riduzione areale;
- nella terza parte si esaminano i diversi livelli dell'analisi regionale delle piene, in cui particolare attenzione è rivolta alla determinazione della piena indice

- nelle conclusioni viene infine fornita una guida all'applicazione delle procedure.

E' forse opportuno rimarcare che i caratteri di validità "regionale" dei risultati della procedura VAPI riducono, in notevole misura, l'impatto che situazioni locali particolari possono avere sull'effettiva distribuzione di probabilità della variabile di interesse. In problemi tecnici di notevole importanza, la procedura VAPI, mantenendo la sua validità generale, va incorporata all'interno di approfondite analisi idrologiche specifiche, tendenti ad esaminare in maggior dettaglio l'effetto di fenomeni a scala locale.

## 2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA FISIOGRAFICO

### 2.1 Lineamenti geografici geologici e geomorfologici della Puglia

La Puglia è il naturale versante adriatico, e in parte ionico, della Basilicata, rappresentandone quest'ultima la naturale parte montuosa. Sviluppa 784 Km di coste e 432 Km di confine terrestre. Il torrente Saccione ed il fiume Fortore la separano dal Molise, l'appennino dauno dalla Campania: più incerto è il confine con la Basilicata, addossata ad Ovest all'altopiano delle Murge.

Nel prospetto che segue sono riportate in dettaglio alcune caratteristiche della regione, dedotte da Caldara *et al.*, (1990).

	Bari	Brindisi	Foggia	Lecce	Taranto	Regione
Superficie (Kmq)	5.130	1.838	7.185	2.760	2.437	19.350
Perimetro (Km)	343	203	399	228	305	1.261
Montagna (Kmq)	===	===	290	===	===	290
Collina (Kmq)	4.050	570	3.040	===	1.100	8.760
Pianura (Kmq)	1.080	1.270	3.850	2.760	1.340	10.300
Coste (Km)	133	105	196	210	140	784
Quota max (m)	686	394	1.056	195	484	

Il rilievo della regione è caratterizzato dall'assenza di vere e proprie montagne. Ad Ovest con i Monti della Daunia essa lambisce la grande dorsale appenninica: qui la principale vetta è il M.te Cornacchia (1151 m), da cui nasce il torrente Celone affluente del Candelaro. Anche le altre vette, il M.te Pagliarone (1042 m) ed il M.te Crispiniano (1105 m), superano appena i 1000 m di quota, in lembi limitati e discontinui di un paesaggio dalle forme generalmente dolci e molli.

Se non è più elevato del Subappennino, sicuramente più importante è il Massiccio del Gargano, un massiccio promontorio calcareo che si spinge in diversi punti verso i 1000 m e li supera con i monti Calvo (1056 m), Nero e Spigno. Da Nord, il Gargano sovrasta il Tavoliere, la più vasta pianura (circa 3000 Kmq) di tutta l'Italia peninsulare. Questa piana degrada verso l'Adriatico presentando una serie di terrazzi marini mal distinguibili in quanto sono in parte cancellati dall'erosione ed in parte ricoperti da sedimenti alluvionali e di versante.

La parte centrale della regione, la terra di Bari, è caratterizzata dalla presenza del rilievo delle Murge, in pratica un altopiano carsico che si estende dal fiume Ofanto al Canale Reale fra Brindisi e Taranto. Le Murge, che raggiungono i 686 m a Torre Disperata, sono anch'esse segnate verso Est da una successione di ripiani d'origine marina e forse insieme tettonica. Modeste colline che non superano i 200 m di quota si rinvengono a Nord-Est di Taranto; ad esse vien dato il nome di Murge tarantine. La discesa nel versante ionico è accompagnata da coperture rocciose incise dai solchi profondi di numerose gravine.

La penisola salentina, infine, presenta alture d'origine tettonica, dette Serre, allineate da Nord-Ovest verso Sud-Est. Le loro quote sono assai modeste, ma acquistano rilievo se rapportate alle aree topograficamente depresse, anch'esse legate a fatti tettonici, che separano queste dorsali.

## 2.2. I bacini idrografici

L'area indagata si colloca nella porzione settentrionale del territorio pugliese, in cui rientrano i bacini idrografici dei corsi d'acqua aventi lo sbocco nel mare Adriatico. Si tratta dell'area più interessante dal punto di vista idrografico, essendo invece la parte centro-meridionale della regione caratterizzata dai bacini endoreici, da lame e da gravine.

Il reticolo idrografico superficiale del territorio pugliese è, infatti, scarsamente sviluppato, a causa della natura fondamentale calcarea dei terreni, tranne che nella zona pedegarganica e del Tavoliere, dove una minore permeabilità consente la formazione di diversi corsi d'acqua. Caratterizzati da regime torrentizio, essi hanno origine nella parte nord-occidentale della regione, confini con il Molise, la Campania e la Basilicata, e sviluppano il loro corso prevalentemente nel Tavoliere.

Qui si sono presi in considerazione i bacini dei fiumi Ofanto, Carapelle, Cervaro, Candelaro, nonché i bacini minori del Gargano, sui quali sono localizzate le stazioni idrometriche della Sezione di Bari del Servizio Idrografico Italiano.

Pur se l'area interessata è quella prevalentemente occupata dall'unità idrogeologica del Tavoliere, si è esteso lo studio delle precipitazioni alle aree limitrofe dell'unità del Gargano ed in parte di quella delle Murge. Resta, invece, completamente esclusa dall'indagine soltanto l'area del Salento, nella Puglia meridionale, ciò principalmente per l'assenza di un vero e proprio reticolo idrografico.

La prevalente appartenenza dei bacini suddetti all'unica area idrogeologica del Tavoliere non impedisce tuttavia una netta differenziazione delle loro configurazioni idrografiche: mentre il bacino dell'Ofanto si sviluppa in massima parte nel complesso e tormentato ambiente geologico e morfologico dell'Appennino lucano, degli altri bacini solo le parti più montane, e per brevi tratti, sono incise nelle unità del bordo orientale esterno alla catena appenninica. Nel prospetto sotto riportato sono indicate le caratteristiche generali dei bacini principali della regione (superficie, perimetro, densità di drenaggio).

Bacino	Area (km <sup>2</sup> )	Perimetro (km)	Densità di Drenaggio (km/km <sup>2</sup> )
<b>Ofanto</b>	2702,8	319,9	2,16
<b>Cervaro</b>	539,2	148,6	1,90
<b>Carapelle</b>	714,9	171,1	1,59
<b>Candelaro</b>	1777,9	221,0	1,55

I bacini idrografici più estesi risultano quelli dell'Ofanto e del Candelaro. La valle dell'Ofanto segna grosso modo il confine tra le due unità morfologico-strutturali dell'altopiano della Murgia e del bassopiano del Tavoliere di Foggia.

Il fiume Ofanto ha un bacino che interessa il territorio di tre regioni, Campania, Basilicata e Puglia ed ha forma pressochè trapezoidale, superficie di 2790 Km<sup>2</sup> e altitudine media di 450 m. La lunghezza dell'asta principale è di circa 170 Km, l'afflusso medio annuo è di circa 720 mm; la temperatura media annua è di poco superiore a 14 °C. I corsi d'acqua del fiume Ofanto si sviluppano in un ambiente geologico e morfostrutturale chiaramente appenninico, con rare eccezioni (per esempio il torrente Locone).

Il bacino del torrente Candelaro è invece quasi esclusivamente impostato sul tipico ambiente geomorfologico del Tavoliere di Puglia. Solo le parti più montane dei corsi d'acqua risultano essere incise, peraltro per brevi tratti, nei terreni fliscoidi appartenenti alle Unità del bordo orientale esterno della catena appenninica.

Il torrente Candelaro scorre ai piedi del Gargano con direzione NO-SE in corrispondenza di una faglia di distensione instauratasi durante l'emersione del promontorio. Ha una lunghezza di 67 Km circa e accoglie le acque di un bacino di 2050 Km<sup>2</sup>. Poco sviluppato è il versante sinistro, in corrispondenza della parete di faglia, mentre molto più esteso è il versante destro, solcato da vari affluenti. I principali sono i torrenti Triolo, Salsola e Celone, che hanno origine nel Subappennino Dauno e, dopo aver ricevuto numerosi subaffluenti, talvolta importanti (quali il canale S.Maria per il Triolo, il Vulgano e il Casanova per il Salsola, lo Jorenzo per il Celone), attraversano la piana di Capitanata in direzione SO-NE, confluendo nel Candelaro all'altezza del suo corso medio.

### 2.3 Caratteri geolitologici della Puglia Settentrionale

Con l'intento di ricercare l'influenza che le caratteristiche geomorfologiche dei bacini idrografici esercitano sulle portate di piena è stata redatta, per il territorio esaminato, compreso fra lo spartiacque di destra del F. Ofanto a sud e quello di destra del F. Fortore a nord, una carta geolitologica, a piccola scala (1/250.000), finalizzata anche alla individuazione dei rapporti geometrico-strutturali esistenti fra le principali unità litologiche riconosciute in affioramento.

Successivamente, con riferimento ai caratteri di porosità, di fessurazione e/o fratturazione, nonché di eventuale incarsimento degli ammassi rocciosi, è stato operato un accorpamento delle unità litologiche individuate in classi omogenee di permeabilità. Questa seconda fase di studio ha consentito la realizzazione di una carta tematica, in scala 1/200.000, finalizzata alla definizione della distribuzione areale di unità idrogeologiche informali.

L'esame della carta geolitologica evidenzia che nell'ambito del territorio considerato sono presenti terreni appartenenti a tre differenti domini paleogeografici. In tale territorio affiorano, infatti, un lembo esterno della Catena Sudappenninica, un cospicuo settore dell'Avanfossa Bradanica, nonché due lembi di Avampaese Apulo-Garganico, propaggini settentrionali della Murgia e del Gargano rispettivamente.

Dal punto di vista morfologico-orografico nell'area considerata si riconoscono differenti configurazioni. Infatti alle configurazioni morfologiche blande o addirittura subpianeggianti, che caratterizzano la gran parte del territorio compreso fra i fiumi Fortore e Ofanto, si accompagnano i rilievi collinari della fascia pedeappenninica e della Murgia e quelli più spiccatamente montuosi del Gargano e del settore orientale dell'Appennino propriamente detto, compreso essenzialmente nell'ambito del bacino imbrifero del F. Ofanto e, più limitatamente, in quelli del Subappennino Dauno.

### 2.3.1 Unità idrogeologiche informali nell'ambito del territorio studiato

La distribuzione delle litofacies appartenenti ai tre domini paleogeografici descritti, unitamente ai caratteri strutturali primari e secondari dei terreni affioranti, permette di assegnare agli stessi differenziati caratteri di permeabilità. Ciò ha consentito la redazione di una "carta della permeabilità", in scala 1/250.000, esplicativa della distribuzione delle rocce in funzione della classe di appartenenza loro assegnata.

Nell'ambito del territorio studiato quindi si riconoscono:

- *depositi superficiali incoerenti a granulometria da media a fine, con permeabilità primaria da media a bassa;*
- *depositi superficiali incoerenti a granulometria da grossolana a media, con permeabilità primaria da elevata a media;*
- *rocce a permeabilità primaria da media ad elevata, permeabilità secondaria elevata per fratturazione e soluzione;*
- *rocce a permeabilità primaria nulla, permeabilità secondaria da media ad elevata per fratturazione e carsismo;*
- *rocce a permeabilità primaria nulla, permeabilità secondaria da bassa a media per fratturazione e carsismo;*
- *rocce a permeabilità primaria nulla o bassa, permeabilità secondaria da bassa a media per fratturazione, quando prevale la componente lapidea;*
- *rocce a permeabilità primaria nulla o bassa.*

L'appartenenza delle formazioni geologiche affioranti e non a sette classi di permeabilità, pur nel rispetto dei parametri geologico-strutturali (litologia, sistemi di fratture e/o di faglie, disposizione nello spazio delle discontinuità primarie e secondarie, fenomenologie carsiche, ecc.) non rispecchia il comportamento degli ammassi rocciosi nei confronti degli eventi meteorici estremi. Si è così proceduto ad una definizione qualitativa riferita agli eventi meteorici estremi, che ha consentito l'individuazione di sole tre classi di permeabilità (MP = Molto Permeabile; PP = Mediamente Permeabile; I = Impermeabile); concretizzatasi nella redazione di un'ulteriore "carta delle permeabilità". Essa fornisce una visione immediata della distribuzione in affioramento delle rocce che

present  
eventi i  
2.4. R  
2.4.  
L'a  
(alcun  
format  
territori  
almeno  
Per  
analisi  
Si è pe  
s. n  
si nutr  
-  
-  
-  
-  
-  
-  
forma  
stessa  
No  
Sci of  
funzio  
in Ta  
L'  
valori  
Esse  
annua  
caratt  
VALU

presentano caratteri di permeabilità tra loro confrontabili rispetto al comportamento nei riguardi degli eventi meteorici estremi.

## 2.4. Rete di misura del S.I.M.I

### 2.4.1. Base dati utilizzata per le piogge estreme

L'archivio dei dati pluviometrici è aggiornato fino al 1985, considerando i dati delle 100 stazioni (alcune di installazione piuttosto recente), quasi tutte del Compartimento di Bari del S.I.I., che formano la rete di misura delle precipitazioni. Tale rete può essere giudicata di elevata densità territoriale. I dati utilizzati riguardano le osservazioni dal 1916 al 1985 in tutte le stazioni, con almeno un anno di misure, dei massimi annuali della precipitazione giornaliera ed oraria.

Per ridurre l'incertezza della stima derivante dagli errori di misura, è stata necessaria un'attenta analisi preliminare dei dati storici disponibili, del tipo di strumento di misura e della sua installazione. Si è posta particolare attenzione ad eventuali spostamenti del sito della stazione ed a modifiche dello strumento di misura avvenuti nel corso degli anni, al fine di verificare quei dati sulla cui attendibilità si nutrono dubbi. Si è così potuto notare che i dati registrati ai seguenti gruppi di stazioni:

- Masseria Carratella - Castelluccio Valmaggiore;
- Masseria Mercaldi Vecchio - Masseria Macallè - Mass. Mercado Nuovo - Masseria Montarozzi;
- Masseria Feudo della Paglia - Fonte Rosa;
- Ortanova - Ortanova (scalo);
- Masseria Padula - Masseria Brela II;
- Masseria Torre Alemanno - Borgo Libertà;- Masseria Montaratro - Masseria Capo Posta;- Masseria Nuova del Duca - Masseria Cicchetto;

formano per ciascun gruppo un'unica serie storica, in quanto trattasi di differenti nomi assegnati alla stessa stazione, o di stazioni ubicate in siti non significativamente differenti.

Non si sono, invece, utilizzate le informazioni provenienti dalle stazioni: Posta Torrebianca, Scrofolà, Tresanti, Bonifica Stornara, Casello Regina, Fermata Tortorella, Trinitapoli; perchè hanno funzionato per brevi periodi o in modo non affidabile. L'elenco delle stazioni considerate è riportato in Tab. 2.I.

L'analisi delle serie dei massimi annuali delle precipitazioni è stata condotta con riferimento ai valori riportati nelle tabelle riepilogative contenute nell'Appendice A del rapporto Regionale Puglia. Esse riportano: elenco e caratteristiche delle stazioni pluviometriche; serie storiche dei massimi annuali delle piogge giornaliere e di durata di durata 1, 3, 6, 12 e 24 ore; elementi statistici caratteristici delle serie dei massimi annuali delle piogge giornaliere ed orarie.

#### 2.4.2 Base dati utilizzata per le piene

L'analisi regionale delle portate al colmo è stata condotta con riferimento alle stazioni di misura del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (S.I.M.I.), ex Servizio Idrografico Italiano, appartenenti alla Puglia Settentrionale. Nelle necessarie operazioni preliminari alla analisi, i dati dei massimi annuali delle portate al colmo, riportati sugli Annali Idrologici (sezioni F e C) e sulla Pubblicazione n. 17 del S.I.M.I., sono stati confrontati e, dove necessario, integrati con quelli provenienti dalla banca dati del C.N.R.- I.R.P.I. di Cosenza (1984).

In Tab. 2.II è riportato l'elenco delle stazioni considerate, con le relative informazioni essenziali. Alcune delle sezioni riportate al paragrafo 6.6 del Rapporto Regionale sono state accorpate, in quanto i corrispondenti bacini differiscono per lievi spostamenti della sezione di misura. I dati relativi ai massimi della portata al colmo possono essere considerati omogenei con rispetto agli spostamenti di sezione. Onde rafforzare tale ipotesi si sono poi omogeneizzati i dati della stazione dell'Ofanto a Monteverde Scalo con quelli dell'Ofanto a Rocchetta S. Antonio in base al rapporto delle aree dei due bacini.

Gli anni effettivi di osservazione e i dati delle massime portate istantanee anno per anno sono riportati in Appendice B del Rapporto Regionale. Su tali dati sono state effettuate analisi per verificare l'esistenza di fattori di alterazione del naturale processo di trasformazione afflussi-deflussi, includendo tra questi anche la possibilità di esondazioni sistematiche a monte della sezione di misura e non meglio definite disomogeneità nelle serie. Da tali analisi non sono emersi elementi tali da inficiare le successive elaborazioni. Le statistiche principali (media  $E[x]$ , coefficiente di variazione  $C_v$  e coefficiente di asimmetria  $G$ ) delle serie con almeno 15 anni di osservazione sono riportate in Tab. 2.III.

Tab. 2.I.a. Stazioni pluviometriche considerate e valori medi dei massimi annuali delle precipitazioni giornaliere.

Stazioni	N. Anni Oss.	Media (mm)
Alberona	29	61.3
Andretta	45	48.2
Andria	62	57.9
Aquilonia	10	50
Ascoli Satriano	51	54.6
Atella	50	48.2
Barletta	60	51.6
Biccari	48	58.8
Bisaccia	43	50.4
Bonifica Storn.	3	51.7
Borgo Liberta'	15	47.7
Bosco Umbra	49	88.7
Bovino	57	58.4
Cagnano Varano	51	60.9
Calitri	40	46.4
Canosa Di Pug.	51	48.5
Castel Del M.	29	52.7
Castel Lagopes.	46	49.7
Castelluccio S.	44	43.3
Castel. Valmagg.	4	72.9
Cerignola	61	46.6
Corato	26	47.8
Diga Rendina	26	43.9
Faeto (S. Vito)	33	56.6
Fermata Tortor.	2	33.4
Foggia (I.A.C.)	30	41.1
Foggia (Oss.)	64	44
Fonte Rosa	22	39.6
Forenza	33	48

Tab. 2.II. Stazioni di misura idrometrica e caratteristiche principali dei bacini e delle serie.

Cod.	Sezione	Area (Km <sup>2</sup> )	$\bar{x}$ (m <sup>3</sup> /s)
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	2702.8	517.60
1.1	Ofanto a Cairano	266.4	208.00
1.2	Atella a P.te sotto Atella	175.9	61.30
1.4	Ofanto a Rocchetta S.Antonio	1111.0	436.70
1.5	Arcidiaconata a P. Rap.-Lavello	123.9	44.90
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	28.5	10.40
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	204.0	39.90
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	263.0	55.80
1.9	Locone a P.te Brandi	219.4	43.30
2.0	Carapelle a Carapelle	714.9	283.70
3.0	Cervaro ad Incoronata	539.3	215.80
4.0	Candelaro a Str. Bonifica N.24	1777.9	140.70
4.1	Celone a S.Vincenzo	92.5	31.80
4.3	Celone a P.te Foggia-S.Severo	233.5	45.70
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	94.1	74.70
4.5	Salsola a Casanova	44.1	45.50
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	57.3	27.50
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	455.4	76.10
4.8	Triolo a P. Lucera-Torremagg.	55.9	36.50
4.9	Canale S.Maria	58.1	18.90

Tab. 2.III. Statistiche principali delle serie storiche dei massimi di portata al colmo.

Cod.	Sezione	n.dati	$\bar{x}$ (m <sup>3</sup> /s)	G	Cv
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	47	517.6	0.37	0.43
1.2	Atella a P.te sotto Atella	45	61.3	0.92	0.57
1.4	Ofanto a Rocch. S.Ant. (Mont.Scalo)	52	436.7	0.51	0.58
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla-Lavello	32	44.9	0.80	0.65
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	34	55.8	2.13	1.18
2.0	Carapelle a Carapelle	36	283.7	1.27	0.57
3.0	Cervaro ad Incoronata	53	215.8	0.62	0.58
4.1	Celone a S.Vincenzo	15	31.8	1.10	0.61
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	39	45.7	2.31	0.72
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	18	74.7	0.37	0.80
4.5	Salsola a Casanova	18	45.5	1.09	0.74
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	15	27.5	1.06	0.81
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	42	76.1	0.27	0.54
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	15	36.5	0.29	0.70

## 3.1. Il modello probabilistico TCEV

Per i massimi annuali delle precipitazioni di diversa durata, è stato adottato un modello di regionalizzazione basato sull'uso della distribuzione di probabilità TCEV (legge di distribuzione di probabilità del Valore Estremo a Doppia Componente) descritta nel Capitolo A. Essa ha già mostrato in diverse altre occasioni una buona adattabilità alle serie storiche delle massime altezze di pioggia di durata variabile (Fiorentino *et al.* 1984; Fiorentino e Gabriele, 1984).

L'identificazione dei parametri della distribuzione TCEV consente di costruire un modello regionale con struttura gerarchica, grazie alla quale è possibile individuare regioni in cui risulta costante il coefficiente di asimmetria, quindi risultano costanti i due parametri  $\Theta_0$  e  $\Lambda_0$ , ad esso legati (primo livello di regionalizzazione), e sottoregioni di queste, più limitate, in cui sia costante anche il coefficiente di variazione, e quindi il parametro  $\Lambda_1$  che da esso dipende (secondo livello di regionalizzazione). Il terzo livello è poi finalizzato alla ricerca di eventuali relazioni esistenti, all'interno di più piccole aree, tra il parametro di posizione della distribuzione di probabilità della  $X$  e le caratteristiche morfologiche. In particolare si nota che, all'interno di dette aree, i valori medi dei massimi annuali delle precipitazioni di diversa durata sono o costanti o strettamente correlati alla quota del sito di rilevamento. In generale si è riscontrato che il legame quota-precipitazione, evidente per i massimi delle piogge giornaliere, tende a scomparire per le piogge di durata inferiore.

La stima della variabile di progetto  $X_T$ , riferita ad un periodo di ritorno  $T$ , viene effettuata con il *metodo della pioggia indice* che divide le elaborazioni in due fasi complementari ed indipendenti tra loro:

- individuazione, secondo il modello probabilistico prescelto, della distribuzione di probabilità cumulata della variabile  $X' = X/\mu$ , detta anche *curva di crescita*;
- stima di  $\mu$ , pioggia indice.

La curva di crescita, come si evince dalla (A.15), è funzione solo dei parametri  $\Theta_0$ ,  $\Lambda_0$ , e  $\Lambda_1$  della distribuzione di probabilità TCEV. Per la sua individuazione è dunque necessario effettuare le procedure di regionalizzazione al primo ed al secondo livello. Il terzo livello di regionalizzazione consente, invece, di stimare la pioggia indice  $\mu$ .

La stima dei parametri  $\Theta_0$  e  $\Lambda_0$  (primo livello di regionalizzazione) è stata effettuata con procedura iterativa di massima verosimiglianza, per la quale si rimanda al Rapporto Puglia. La stima del parametro di scala  $\Lambda_1$ , caratteristico delle sottozone pluviometriche omogenee, è stata ottenuta al secondo livello di regionalizzazione seguendo una metodologia proposta da Copertino e Fiorentino (1989). Infine, la stima della pioggia indice per le diverse aree pluviometriche omogenee, legata al parametro di posizione  $\Theta_1$  del modello regionale TCEV, è stata effettuata ipotizzando l'esistenza di un legame tra la stima di  $\mu$ , valor medio del massimo annuale di precipitazione, e la quota  $h$  del sito in esame.

La preventiva suddivisione dell'area di studio in zone e sottozone omogenee si è effettuata in base

all'analisi delle massime precipitazioni giornaliere, per le quali si dispone del maggior numero di serie uniformemente distribuite nella regione. L'estensione della validità di tale suddivisione anche all'interpretazione delle piogge di durata inferiore a quella giornaliera, è stata poi condotta e verificata sulla scorta delle informazioni fornite dai dati delle precipitazioni di durata inferiore al giorno, registrate alle stazioni pluviografiche, che sono di norma in numero più limitato.

### 3.2. Le piogge giornaliere

#### 3.2.1. Le curve di crescita

Nel primo livello di regionalizzazione, prendendo in considerazione tutte le serie con dimensione  $n \geq 50$  anni, è stata avanzata l'ipotesi che l'intera Puglia possa essere assimilata ad un'unica zona omogenea. I valori regionali dei parametri  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  stimati attraverso la procedura ML sono risultati:

$$\Lambda_* = 0.7721 \quad (3.1)$$

$$\Theta_* = 2.3515 \quad (3.2)$$

Il coefficiente di asimmetria teorico della distribuzione di probabilità dei massimi annuali delle piogge giornaliere risulta  $C_s = 1.8398$  mentre la probabilità che un massimo annuale delle piogge giornaliere provenga dalla componente straordinaria è pari a  $p_2 = 0.472$

La verifica dell'ipotesi formulata è stata effettuata confrontando le funzioni di probabilità cumulata (CDF) relative ai valori teorici del coefficiente di asimmetria  $G$  e a quelli osservati nelle serie disponibili con  $n \geq 20$  dati. Le CDF sono state generate mediante tecniche tipo Montecarlo, facendo in modo di riprodurre 10000 campioni con dimensioni uguali a quelle delle serie osservate. I parametri caratteristici significativi (media e varianza) delle distribuzioni di  $G$  sono riportate nel seguente prospetto:

G	Valori osservati	Valori generati
Media	1.66	1.52
Varianza	0.516	0.497

Poichè dal confronto risulta un'esigua differenza tra i valori osservati e quelli generati, si può ritenere valida l'ipotesi che la Puglia settentrionale costituisca un'unica zona pluviometricamente omogenea, con i valori costanti di  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  forniti in precedenza.

Le sottozone omogenee, caratterizzate oltre che dalla costanza di  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  anche dalla costanza di  $\Lambda_1$ , sono individuate nel secondo livello di regionalizzazione, prospettando innanzitutto l'ipotesi che anche al secondo livello l'intera regione indagata costituisca un'unica zona omogenea, caratterizzata da un unico coefficiente di variazione campionario.

Utilizzando le serie con  $n > 20$  dati, è stato quindi stimato il valore regionale del parametro  $\Lambda_1$ , con la metodologia proposta da Copertino e Fiorentino (1989), in cui si ricerca del valore del coefficiente di variazione  $C_v$  che meglio riproduce media e varianza dei coefficienti di variazione campionari

di variazione  $C_v$  che meglio riproduce media e varianza dei coefficienti di variazione campionari osservati. Si è così ottenuto:

$$\bar{\Lambda}_1 = 44.629 \quad (3.3)$$

Analogamente alla procedura operata al 1° livello di regionalizzazione, la successiva verifica dell'ipotesi di un'unica zona omogenea è stata effettuata attraverso il confronto delle CDF dei valori teorici del coefficiente di variazione  $C_v$  e di quelli invece osservati in serie con  $n > 20$  dati, generate dalle serie originarie attraverso tecniche di tipo Montecarlo. Le generazioni sono state effettuate con riferimento ad una popolazione TCEV avente parametri  $\Theta_*$ ,  $\Lambda_*$ ,  $\Lambda_1$  forniti, rispettivamente, dalle 3.1, 3.2, 3.3. In particolare è risultato:

$C_v$	Valori osservati	Valori generati
Media	1.31	1.27
Varianza	0.554	0.536

Il confronto tra i valori osservati e teorici sia della media che della varianza di  $C_v$ , riportati nel precedente prospetto, permette quindi di confermare la validità dell'ipotesi che l'intera regione esaminata sia omogenea e pertanto caratterizzata da un unico valore di  $\Lambda_1$ .

E' quindi possibile, per l'unica sottozona omogenea relativa all'area in esame, ricavare la curva di crescita, ovvero la CDF della variabile  $X' = X/\mu$  mediante la (A.15).

La valutazione del valore  $x_T$  della variabile  $X$  (massimo annuale della precipitazione giornaliera), di assegnato periodo di ritorno  $T$ , può essere ricondotto alla valutazione del fattore di crescita  $K_T = x_T/\mu$  essendo  $K_T$  il valore della variabile ridotta  $X'$  che corrisponde ad un assegnato tempo di ritorno  $T$  o, il che è lo stesso, ad un assegnato valore della probabilità cumulata  $F = 1 - 1/T$ .

Per semplificare la valutazione del fattore di crescita vengono riportati, nella tabella che segue, i  $K_T$  relativi ai valori del periodo di ritorno più comunemente adottati nella pratica progettuale.

T	5	10	20	30	40	50	100	500	1000
$K_T$	1.3	1.5	1.8	2.0	2.1	2.2	2.5	3.1	3.4

Nella Fig 3.1 viene invece rappresentato l'andamento della curva di crescita.

### 3.2.2. La pioggia indice

Le aree omogenee individuate con il secondo livello di regionalizzazione si parzializzano al terzo livello, nel quale si analizza la variabilità spaziale del parametro di posizione (media, moda o mediana) delle serie storiche in relazione a fattori locali. A tal fine si ricercano eventuali legami esistenti tra la pioggia indice, ossia il valor medio  $x_g$  del massimo annuale delle piogge giornaliere ed i parametri geografici significativi (ad esempio la quota sul livello del mare) delle diverse località, consentendo in definitiva di proporre la stima dei valori medi dei massimi annuali di precipitazione anche in siti sprovvisti di stazioni di misura o con serie storiche di lunghezza ridotta.

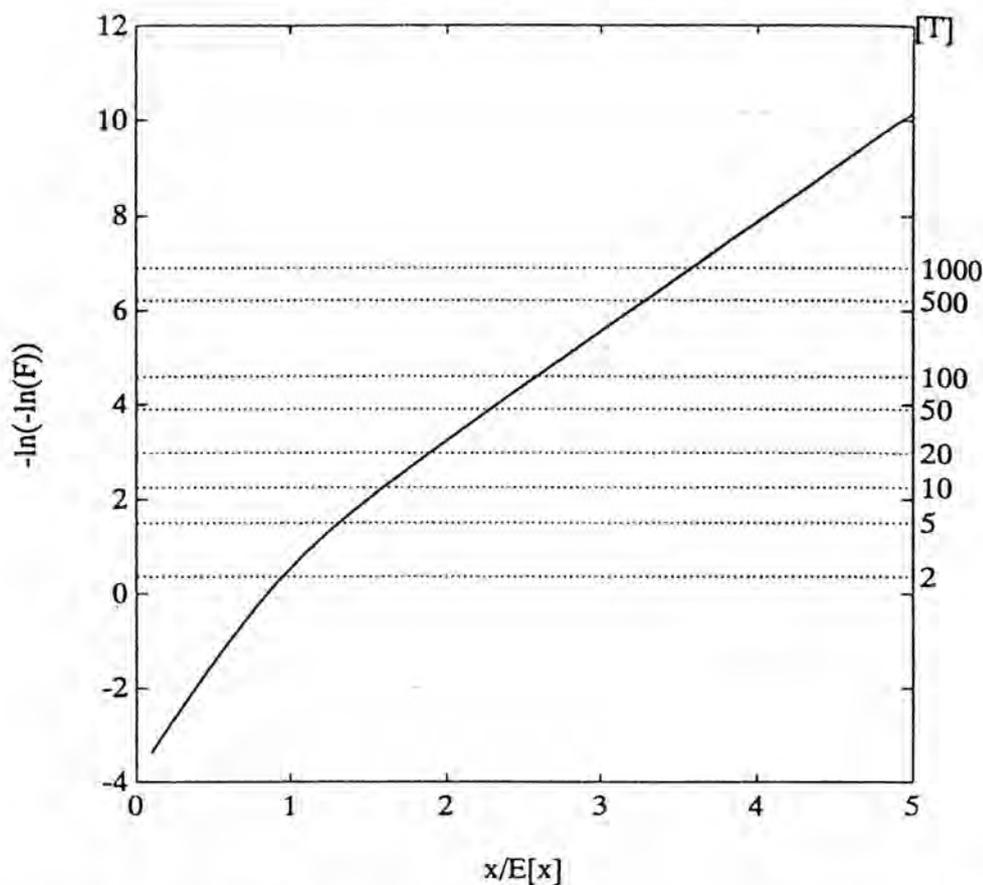


Fig.3.1. Fattore di crescita  $K_T$  in funzione del periodo di ritorno  $T$  per l'intera regione.

Per la delimitazione delle aree pluviometriche omogenee si è proceduto per tentativi, utilizzando 85 serie storiche caratterizzate da almeno 10 anni di osservazione (Tab. 3.I). E' stato così osservato che la Puglia non si comporta, dal punto di vista del legame fra altezza di precipitazione e quota, come un'unica zona omogenea. Sono state invece individuate quattro aree pluviometriche omogenee ciascuna delle quali è caratterizzata da una correlazione lineare tra i valori  $x_g$  e le quote sul mare  $h$ :

$$\ln(x_g) = C \cdot h + D \quad (3.4)$$

con elevati valori del coefficiente di correlazione  $\rho$  ed in cui  $C$  e  $D$  sono due parametri variabili da un'area omogenea all'altra. Gli elementi caratteristici di ciascuna area omogenea (vedi Fig. 3.2) vengono riassunti nel prospetto che segue:

Zone omogenee	N. stazioni	C	D	$\rho$
Gargano	11	0.000503	3.9594	0.8847
Tavoliere	17	===	3.7690	
Murge	21	0.000531	3.8114	0.9406
Subappennino	36	===	3.9190	

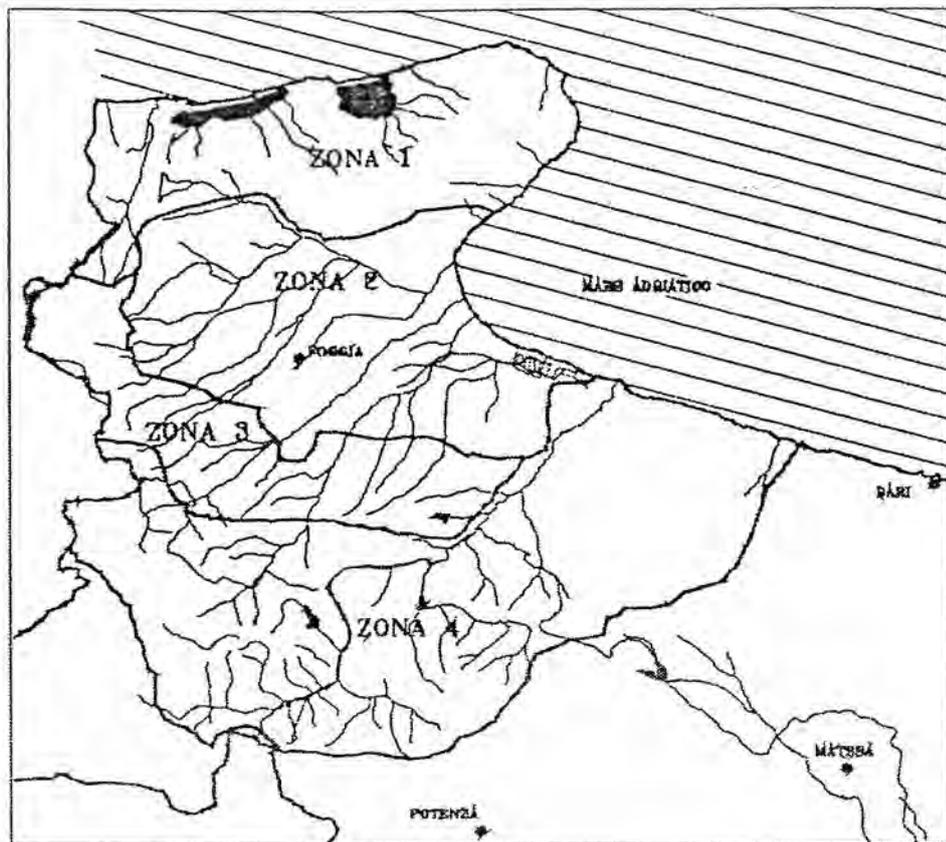


Fig. 3.2. Zone omogenee rispetto al valore medio  $X_g$  dei massimi annuali delle piogge giornaliere

All'interno delle zone 1 (Gargano) e 3 (Murge) si è riscontrata una buona dipendenza dei valori medi delle massime precipitazioni giornaliere dalle quote (rispettivamente  $\rho = 0.88$  e  $\rho = 0.94$ ), non riscontrata invece nelle restanti due zone 2 (Tavoliere) e 4 (Subappennino), nelle quali non si apprezzano sensibili variazioni tra i diversi siti di osservazione, pur variando notevolmente la quota.

In funzione della sola quota del sito si ottiene, quindi, una stima  $x_g$  della pioggia indice con la (3.4), caratterizzata dai valori assunti dai due parametri C e D nell'area omogenea in cui ricade il sito in esame. Tale valore indice, moltiplicato per il fattore di crescita  $K_T$  relativo ad un assegnato periodo di ritorno T, fornisce la stima della variabile di progetto  $x_T$  dei massimi annuali delle piogge giornaliere.

### 3.3. Le piogge orarie

Come si vedrà più avanti, nello sviluppo del terzo livello di regionalizzazione delle portate di piena è necessario valutare il valor medio dei massimi annuali delle intensità di pioggia, mediate arealmente sul bacino imbrifero che sottende la sezione di chiusura e relative ad un tempo caratteristico della risposta idrologica del bacino. Poichè questo tempo risulta quasi sempre inferiore al giorno, è necessario preventivamente sviluppare, oltre all'analisi regionale delle piogge giornaliere, anche l'analisi relativa alle piogge di più breve durata. Poichè, però, le serie orarie sono meno numerose e più brevi di quelle giornaliere, è conveniente utilizzare nell'analisi delle prime

alcuni risultati già ottenuti nell'analisi delle seconde.

### 3.3.1 Le curve di crescita

Per la Puglia sono state ricavate dagli Annali Idrologici del S.I.M.I. tutte le serie storiche costituite dai massimi annuali delle piogge di 1, 3, 6, 12, 24 ore, i cui valori medi sono riportati nella Tabella 3.1.

L'analisi condotta nel rapporto regionale sui valori medi osservati del coefficiente di variazione  $C_v$  e del coefficiente di asimmetria  $C_s$  delle serie storiche relative alle diverse durate, autorizza ad estendere anche alle piogge orarie i risultati ottenuti con riferimento alle piogge giornaliere ai primi due livelli di regionalizzazione. E' possibile quindi ritenere, per quanto detto in precedenza, che sia i parametri  $\Theta$ ,  $\Lambda$ , e  $\Lambda_1$  sia i fattori di crescita della funzione di probabilità cumulata dei massimi annuali delle piogge di durata inferiore al giorno possono essere assunti, con ottima affidabilità, pari a quelli dei massimi annuali delle piogge giornaliere.

### 3.3.2 Le curve di probabilità pluviometrica

Anche al terzo livello di regionalizzazione delle piogge orarie, finalizzato alla stima della pioggia oraria indice, è possibile utilizzare i risultati ottenuti nell'indagine sulle piogge giornaliere, ad esempio assumendo le stesse aree pluviometriche omogenee.

Nell'analisi delle piogge orarie, in analogia ai risultati classici della statistica idrologica (Viparelli, 1964), per ogni sito è possibile legare il valore medio  $x_t$  dei massimi annuali della precipitazione media di diversa durata  $t$  alle durate stesse, attraverso la relazione:

$$x_t = a \cdot t^n \quad (3.5)$$

essendo  $a$  ed  $n$  due parametri variabili da sito a sito. Ad essa si dà il nome di curva di probabilità pluviometrica.

L'esame del legame esistente tra altezza media di precipitazione e quota sul livello del mare è stato condotto sull'insieme dei dati riportati in Tab.3.I, ed ha permesso di riscontrare come tale dipendenza non sia omogenea per le diverse durate, essendo più evidente per le durate maggiori. Indicando con  $x_t$  il valore medio dei massimi annuali delle altezze di pioggia di durata  $t$ , ed assumendo, in analogia con la (3.3), che il legame tra  $x_t$  e la quota sul mare  $h$  del sito di riferimento possa essere espresso nella forma:

$$\log(x_t) = C' h + D' \quad (3.6)$$

si nota (vedi Tab.3.II) che, per le zone 2 e 4,  $C'$  è sempre nullo, indipendentemente dalla durata  $t$ , mentre per le zone 1 e 3 il coefficiente di correlazione  $\rho$ , esprimente la significatività della dipendenza di  $x_t$  da  $h$ , cresce notevolmente all'aumentare della durata. Inoltre,  $x_t$  è indipendente dalla quota in tutte le aree pluviometriche omogenee individuate.

Alla luce di quanto fin qui esposto, per ricavare la relazione che lega l'altezza media di precipitazione alla durata  $t$ , per le zone omogenee 1 e 3 ove ne è stata osservata una dipendenza, alla

quota del sito, occorre generalizzare la (3.5) nella forma:

$$x_t = a \cdot t^{(C \cdot h + D + \log \alpha - \log a) / \log 24} \quad (3.7)$$

dove:

- a      valor medio, pesato sugli anni di funzionamento, dei valori di  $x_t$  relativi alle serie ricadenti in ciascuna zona omogenea;
- $\alpha = x_g / x_{24}$       rapporto fra le medie delle piogge giornaliere e di durata  $t=24$  ore per serie storiche relative ad uno stesso periodo di misure. Per la Puglia il valore del coefficiente  $\alpha$  è risultato praticamente costante sull'intera regione e pari a 0.89.
- C, D      coefficienti della regressione lineare fra il valor medio dei massimi annuali delle piogge giornaliere e la quota del sito di riferimento.

Per le quattro zone individuate attraverso l'analisi regionale, i valori delle stime dei parametri della (3.7) sono riportati nel seguente prospetto:

Zona	$\alpha$	a	C	D	n
1	0.89	28.66	0.000503	3.959	-
2	"	22.23	-	-	0.247
3	"	25.32	0.000531	3.811	-
4	"	24.70	-	-	0.256

(3.5) Nel seguito vengono riportate anche le espressioni grafiche di tali relazioni analitiche, distinguendole tra le varie zone omogenee (Figg. 3.3 a-d).

Al solito, il valore indice delle piogge orarie, ricavato mediante la (3.7), moltiplicato per il fattore di crescita  $K_T$  relativo ad un assegnato periodo di ritorno T, fornisce la stima della variabile di progetto  $x_{t,T}$  dei massimi annuali delle piogge di durata t.

(3.6)

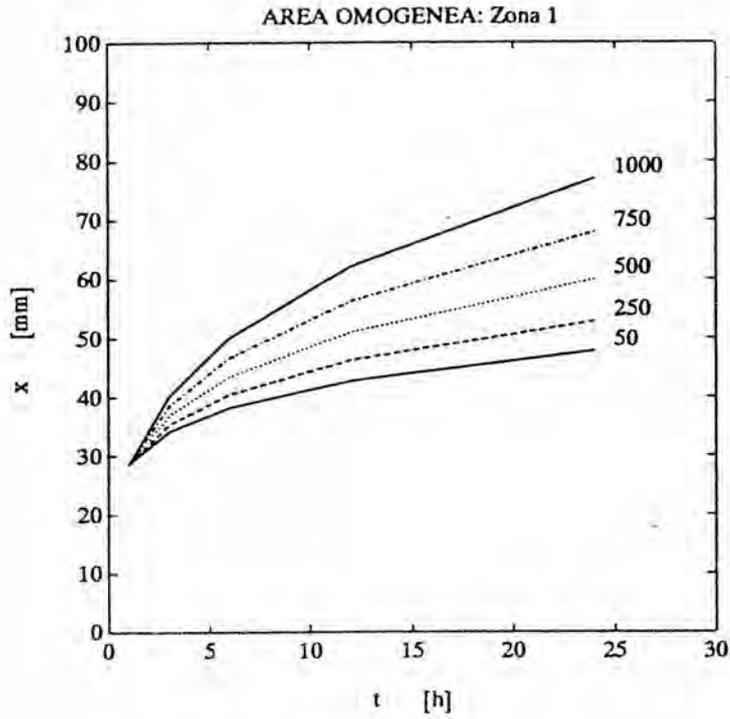


Fig. 3.3a. Zona1. Curve di probabilità pluviometrica di equazione  $x(t, h) = 28.66 t^{\left(\frac{0.720+0.000503 h}{3.178}\right)}$

Fig.

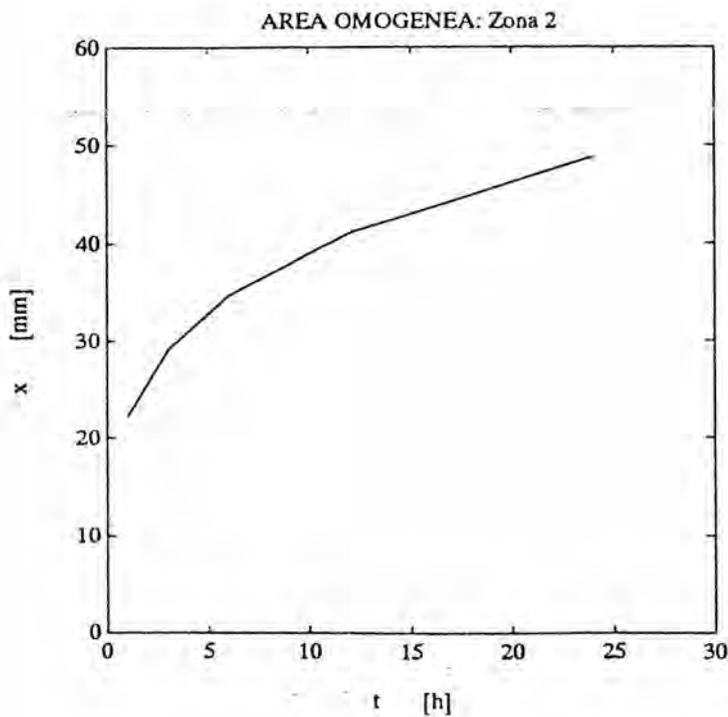


Fig. 3.3 b. Zona2. curve di probabilità pluviometrica di equazione  $x(t, h) = 22.23 t^{0.247}$

Fig

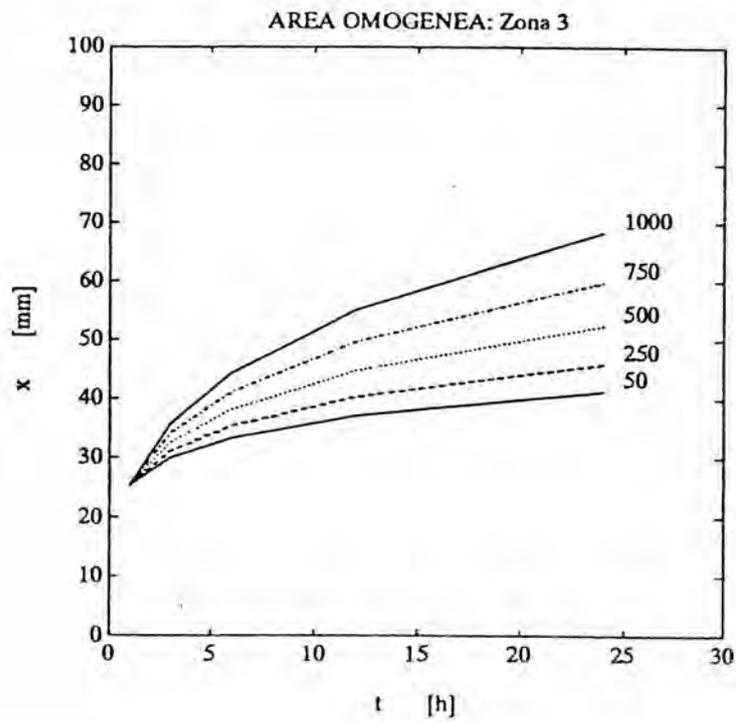


Fig. 3.3c. Zona3. curve di probabilità pluviometrica di equazione  $x(t, h) = 25.325 t^{\left(\frac{0.696+0.000531 h}{3.178}\right)}$

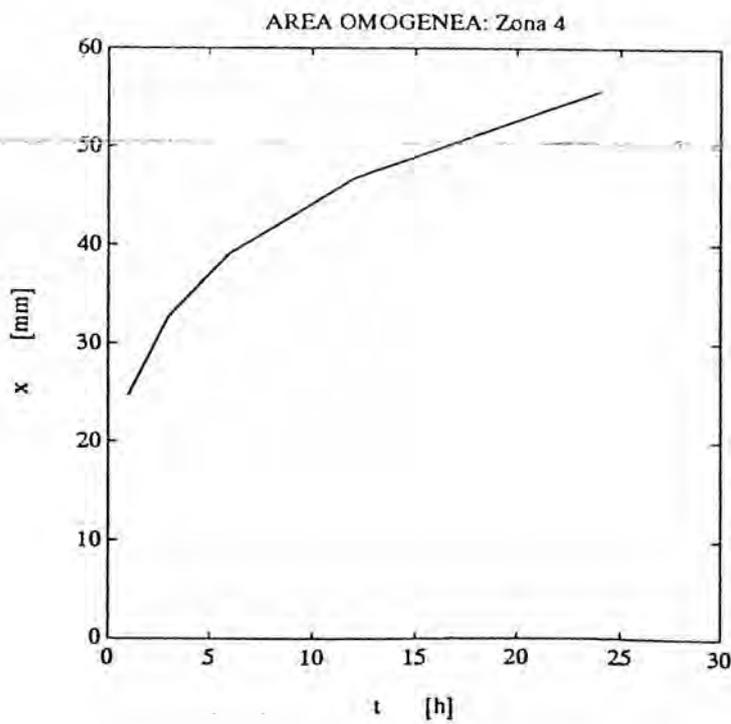


Fig. 3.3d. Zona4. curve di probabilità pluviometrica di equazione  $x(t, h) = 24.70 t^{0.256}$

### 3.4. Le piogge areali

L'analisi regionale dei massimi delle precipitazioni di diversa durata, comprese le giornaliere, ha portato all'espressione (3.7), che lega il valore medio  $h_t$  dei massimi annuali di precipitazione di prefissata durata  $t$  ad un insieme di parametri caratteristici delle diverse aree omogenee individuate al capitolo precedente. Attraverso tale relazione è possibile calcolare la media del massimo annuale di precipitazione di fissata durata in un punto qualsiasi del territorio in studio.

Il calcolo del valore medio del massimo annuale della precipitazione relativa ad un bacino imbrifero richiede il passaggio dall'informazione puntuale a quella areale. Quest'ultima può essere valutata a rigore solo disponendo delle serie storiche delle piogge di assegnata durata sull'area in esame. In prima istanza si può procedere per via approssimata, come esposto di seguito, determinando la legge di probabilità pluviometrica *media* dei bacini.

Innanzitutto si può assegnare un valor medio caratteristico del bacino tenendo conto delle informazioni relative alle curve di probabilità pluviometrica delle diverse zone omogenee e utilizzando la dipendenza, quando esista, della legge intensità-durata dalla quota. Attribuendo al bacino una quota caratteristica, pari alla sua quota media, si assume che la precipitazione media areale di un'area omogenea coincida con la precipitazione puntuale relativa alla quota media dell'area stessa. Nel caso in cui il bacino ricada in più di una zona omogenea, la legge è ottenuta come media, pesata sulle aree parziali, tra le curve relative alle diverse zone omogenee interessate. Tali operazioni sono state effettuate per tutti i bacini in indagine ed hanno condotto alle leggi riportate in Tab. 3.III, caratterizzate dai parametri  $a$  ed  $b$  della curva di probabilità pluviometrica  $h_t = a t^b$ .

#### 3.4.1 Stima del fattore di riduzione areale

L'informazione costituita dalla legge di probabilità pluviometrica *media* di un bacino idrografico, valutata a partire dalle registrazioni di pioggia in alcuni siti, secondo la procedura innanzi esposta, risulta sempre meno attendibile con l'aumentare della relativa area. Al crescere dell'area di riferimento, infatti, diventano non trascurabili le caratteristiche della scala di evoluzione spaziale del fenomeno di precipitazione che, all'atto pratico, si possono tradurre nella mancata contemporaneità dell'evento di pioggia sull'intera area del bacino. Di quanto detto si tiene conto facendo derivare la pioggia areale da quella puntuale, a pari periodo di ritorno  $T$ , attraverso un coefficiente di ragguglio chiamato *fattore di riduzione areale* (ARF) che viene derivato empiricamente. Detto  $K(A,d)$  tale fattore, dipendente dall'area  $A$  e dalla durata  $d$ , risulta cioè

$$K(A,d) = \frac{I_A(d)}{I_p(d)} \quad (3.8)$$

dove  $I_A(d)$  = intensità media areale e  $I_p(d)$  = intensità media puntuale, relativi al periodo di ritorno  $T$ .

Una formulazione generale per  $K(A,d)$  è stata proposta dall'U.S. Weather Bureau (1957-1960):

$$K(A,d) = 1 - f_1(A) f_2(d) \quad (3.9)$$

tipo (Eagleson, 1972):

$$f_1(A) = 1 - e^{-c_1 A} \quad (3.10)$$

$$f_2(d) = e^{-c_2 d^{c_3}} \quad (3.11)$$

Nell'ipotesi qui fatta che la legge di probabilità pluviometrica sia di tipo monomio di potenza:

$$I_p = a d^{(n-1)} \quad (3.12)$$

come in uso nella pratica tecnica, e che anche con riferimento alle piogge areali possa scriversi analogamente (Puppini, 1932)

$$I_A = a' d^{n'-1} \quad (3.13)$$

mediante la (3.9) ci si riconduce (Villani, 1990b) alle espressioni:

$$\frac{a'}{a} = (1 - c_1 e^{-c_2})A + \frac{1}{2} c_1^2 e^{-c_2} A^2 \quad (3.14)$$

$$n' = K_1 A + n \quad (3.15)$$

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

$$c_1 = 2.1 \cdot 10^{-3}; \quad c_2 = 0.53 \quad (3.16)$$

e che sono stati sostanzialmente confermati da Catalano *et al.* (1990) per alcuni bacini della Calabria. Ammettendo che nella (3.11) valga  $c_3 = 0.25$ , valore trovato da Eagleson (1972), risulta poi (Villani, 1990b)

$$K_1 = 1.44 \times 10^{-4} \quad (3.17)$$

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

Poichè l'applicazione di questo metodo è limitata a bacini di area compresa tra 10 e 2000 Km<sup>2</sup>, nel caso in esame non sarebbe corretto estenderne i risultati al bacino dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, che misura  $A = 2716$  Km<sup>2</sup>. Per tale bacino, d'altro canto la procedura descritta fornisce risultati anomali, sicché nelle successive elaborazioni ad esso si sono attribuiti i parametri puntuali  $a$  e  $n$ . I parametri  $a'$  e  $n'$  delle curve monomie di probabilità pluviometrica areale ottenuti per gli altri bacini sono riportati in Tab.3.III.

Tab. 3.I.a. Terzo livello di regionalizzazione delle piogge orarie: sottozona di appartenenza (Z), numero di anni di osservazione (N) e valori medi dei massimi di assegnata durata.

Stazione	Z	N. oss.	1 h	3 h	6 h	12 h	24 h
Lesina	1	42	25.9	36.7	45.1	53.2	60.6
Vieste	1	32	25.7	38	44.8	54	63.5
Cagnano V.	1	32	34	46.1	55.4	66.1	65.4
Sannicandro G.	1	14	27.7	41.4	48.5	55.8	67.1
Vico G.	1	17	31.5	45.2	57.4	65.7	76.2
San Giovanni R.	1	22	29.7	41.8	48.1	55.1	79.8
San Marco in L.	1	41	28	41.4	49.7	63.1	83.8
Bosco Umbra	1	41	26.9	40.4	54.4	77	85.3
Monte S. Angelo	1	35	28.6	43.1	53.6	68	99.8
Manfredonia	2	33	22.9	30.8	36	40.6	48
Mas. S. Chiara	2	19	24.5	30.6	34	41.9	49.8
Fonte Rosa	2	16	22.1	29.7	33.3	39	46
Ortanova Scalo	2	13	23	28.2	30.5	36	40.9
Foggia (Oss)	2	42	22.5	29.7	35.9	41.8	49.5
San Severo	2	43	20.7	28.6	35.4	43.8	51.8
Cerignola	2	47	22.5	29.1	36.3	44.9	56.2
Torremaggiore	2	29	21.2	27.4	33.7	41.4	51.8
Lucera	2	34	22.1	31	37.7	45.5	56.8
Castelluccio S.	2	29	20.9	28.1	34.1	40.2	46.1
Tertiveri	2	17	22.2	28.4	33.6	40.4	51.3
Mass. Pidocchiara	3	15	24.8	32.6	39.5	46.9	53.8
Pietramontec. EAAP	3	12	25.9	33.8	38.7	46.8	54.3
Borgo Liberta'	3	15	25.2	34.4	39.6	50.4	64.9
Ascoli Satriano	3	38	25.8	33.2	38.8	47.5	61
Troia	3	27	23.4	33.1	40.6	46.8	57.5
Biccari	3	26	23.6	31.6	41.2	52	68.2
Pietramontecorvino	3	12	26.4	33.4	42.1	56.1	74.6
Lioni	3	18	25.3	34.6	41.9	52.3	64.9
Bovino	3	44	25.6	33.8	41.8	52.6	65.7
Orsara di P.	3	20	24.5	34	43.4	53.2	69.3
Teora	3	36	26.5	34	41	50.9	66.4
S. Andrea di C.	3	10	22.7	28.3	35.1	46.7	62.3
Alberona	3	21	24.3	32.4	40.8	52.2	69.8
Orto di Zolfo	3	15	23.9	33.3	45	59.7	78.6
Nusco	3	35	26.3	40.6	53.4	65.6	81.9
Mass. Torre Alemanno	3	13	28.9	34.4	39.6	50.4	64.9

Tab. 3.II. Parametri caratteristici della correlazione fra  $x_t$  ed  $h_t$ .

t	sottozona	N. stazioni	C	D'	$\rho'$
	1	9	-	3.3519	-
1 ora	2	11	-	3.1068	-
	3	16	-	3.2293	-
	4	33	-	3.2022	-
	1	9	0.000089	3.6895	0.37
3 ore	2	11	-	3.3746	-
	3	16	0.000072	3.4768	0.2151
	4	33	-	3.4626	-
	1	9	0.00016	3.8603	0.55
6 ore	2	11	-	3.5421	-
	3	16	0.000227	3.6002	0.5768
	4	33	-	3.6455	-
	1	9	0.000273	4.0177	0.68
12 ore	2	11	-	3.7215	-
	3	16	0.000303	3.7805	0.704
	4	33	-	3.8435	-
	1	11	0.000503	3.9594	0.88
24 ore	2	14	-	3.7682	-
	3	19	0.000531	3.8114	0.9407
	4	35	-	3.9201	-

Tab. 3.III. Parametri delle curve di probabilità pluviometrica dei bacini ( $a$ ,  $b$ = valori medi pesati sulla quota e sulle aree,  $a'$ ,  $b'$ = valori calcolati in base al fattore di riduzione areale).

Sezione	$a$	$n$	$a'$	$n'$
Ofanto a S.Samuele di Cafiero	24.17	0.265	24.17	0.265
Ofanto a Cairano	24.13	0.265	17.95	0.304
Atella a P.te sotto Atella	24.13	0.265	20.12	0.288
Ofanto a Rocchetta S.Ant. (Montev. Scalo)	24.13	0.265	11.28	0.426
Arcidiaconata a P.te Rapolla Lavello	24.13	0.265	20.87	0.283
Lapilloso a P.te s.s. 168	24.13	0.265	23.28	0.269
Venosa a P.te Ferroviario	24.13	0.265	19.24	0.294
Venosa a P.te S.Angelo	24.13	0.265	18.14	0.303
Locone a P.te Brandi	24.13	0.265	18.89	0.297
Carapelle a Carapelle	24.13	0.279	13.06	0.383
Cervaro ad Incoronata	23.86	0.281	14.34	0.359
Candelaro a Strada Bonifica N.24	23.73	0.262	10.09	0.519
Celone a S.Vincenzo	24.08	0.291	21.74	0.303
Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	23.33	0.274	17.62	0.311
Vulgano a P.te Troia Lucera	23.535	0.279	21.05	0.293
Salsola a Casanova	25.07	0.31	23.79	0.316
Casanova a P.te Lucera Motta	24.57	0.301	23.07	0.309
Salsola a P.te Foggia S.Severo	23.29	0.273	14.77	0.340
Triolo a P.te Lucera Torremaggiore	34.5	0.3	32.33	0.308
Canale S.Maria a P.te Lucera-Torrem.	24.27	0.295	22.58	0.304

## 4 LA VALUTAZIONE DELLE PIENE

### 4.1. Introduzione

La procedura di regionalizzazione adottata in questo studio è di tipo gerarchico, basata sull'uso della distribuzione di probabilità TCEV descritta, come già detto, in appendice A. Esistono alcune ovvie differenze, che verranno via via evidenziate, rispetto all'uso delle procedure fatto con riferimento alle massime precipitazioni, dovute alla natura della grandezza fisica qui esaminata.

Nonostante il numero non elevato (pari a 20) di serie a disposizione e la brevità di alcune di esse, si è seguito il criterio di escludere le serie brevi solo da quei livelli di analisi regionale rispetto ai quali l'informazione che esse danno è significativamente distorta. Ciò al fine di non rinunciare completamente alla informazione idrologica contenuta nelle serie considerate non del tutto affidabili.

### 4.2. Analisi di frequenza delle portate al colmo di piena

#### 4.2.1. Fattori di forma della funzione di probabilità (I livello di regionalizzazione delle piene).

Fiorentino *et al.* (1987) hanno ipotizzato che tutta l'Italia appenninica ed insulare, ad eccezione della Sardegna, possa considerarsi come un'unica zona idrometrica omogenea riguardo al fattore di forma della distribuzione di probabilità delle massime portate al colmo. L'eccezione a questa ipotesi, segnalata dai citati autori, riguarda i bacini con più di 3000 Km<sup>2</sup> e non ha effetto sulla regione qui considerata, poichè il bacino di maggiori dimensioni, l'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, ha una superficie di 2703 Km<sup>2</sup>.

Avendo fissato la distribuzione di probabilità, sono pertanto da considerarsi costanti i parametri eventualmente legati al terzo momento campionario e solo ad esso. Per la distribuzione TCEV, esiste una dipendenza biunivoca tra i parametri  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  della sua componente alta ed il coefficiente di asimmetria teorico  $C_s$  (v. anche sez. 4).

L'ipotesi di costanza di  $C_s$  si traduce semplicemente nella costanza di  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  sull'ampia regione citata, con valori (Fiorentino *et al.*, 1987):

$$\Theta_* = 2.654, \quad \Lambda_* = 0.350 \quad (4.1)$$

ai quali corrisponde un coefficiente di asimmetria teorico pari a 2.320. Il primo livello di analisi regionale per la Puglia settentrionale consiste essenzialmente nel formulare l'ipotesi della sua appartenenza alla zona unica nazionale, e nel verificare che i dati disponibili non siano in contraddizione con tale ipotesi.

Una tale verifica deve basarsi su serie di lunghezza adeguata alla variabilità campionaria del parametro di forma, che è appunto il valore osservato  $G$  di  $C_s$ . Nel nostro caso, l'analisi viene condotta con serie di dati non adoperate per la stima dei parametri  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  della zona unica nazionale effettuata da Fiorentino *et al.* (1987), fatta eccezione per la serie dell'Ofanto a Monteverde

Scalo.

Allo scopo di considerare il maggior numero possibile di stazioni, sono state inizialmente prese in considerazione le serie con almeno 15 dati. Si tratta di un gruppo di 15 serie, dal quale si è però esclusa la serie relativa all'Ofanto a Cairano, per la quale il valore eccessivamente basso del coefficiente di asimmetria induce a credere che la stazione idrometrica non sia adatta alla misura delle portate di piena più elevate. Questa valutazione può spiegarsi considerando che la sezione è posta in corrispondenza di un tronco fluviale con sezione non compatta, dove la corrente si suddivide in più rami. Va tuttavia aggiunto che l'analisi condotta nel Cap. 11 del Rapporto Puglia non ha evidenziato caratteri di disomogeneità nella scala di deflusso.

Pur ritenendo che la rappresentatività di tale popolazione sia bassa, se rapportata all'ordine del parametro considerato, si è proceduto, attraverso esperimenti di tipo Montecarlo, alla verifica dell'ipotesi di appartenenza della Puglia alla zona unica nazionale. Si sono generate, secondo la procedura consueta e riportata in Versace *et al.* (1989), 71 gruppi di serie, TCEV distribuite, in modo che ogni gruppo fosse costituito da 14 serie con la stessa numerosità delle serie osservate. Ne è risultata una serie di circa 1000 valori di coefficienti di asimmetria G rispetto alla cui distribuzione sono stati confrontati i valori osservati. I risultati della generazione inducono ad ipotizzare la mancata rappresentatività del campione, in quanto la varianza di G osservata risulta inferiore del 34% a quella dei coefficienti G ottenuti per generazione:

	G gen.	G oss.
media	1.435	0.936
var	0.620	0.407
cv	0.549	0.681

Passando a considerare le serie con almeno 30 dati, che sono 9, lo scostamento tra la varianza del parametro osservato e generato si riduce, infatti, al 6%:

	G gen.	G oss.
media	1.614	1.022
var	0.588	0.553
cv	0.475	0.727

risultato compatibile con la numerosità campionaria scelta e tale da far ritenere accettabile l'ipotesi di appartenenza della regione Puglia alla zona omogenea nazionale.

Un maggiore approfondimento nell'analisi di naturalità delle serie considerate ha suggerito di escludere dall'analisi al I livello di regionalizzazione ancora 3 serie. Su quella dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero sono state accertate, infatti, forti inconsistenze nei dati, presumibilmente dovute alle esondazioni, rispetto alle serie relative alle stazioni dello stesso corso d'acqua poste più a monte, in quanto i massimi annuali sono risultati spesso di intensità inferiore a quelli della stazione di Monteverde Scalo posta immediatamente a monte sullo stesso corso d'acqua. Inoltre, le serie dell'Arcidiaconata a ponte Rapolla-Lavello e del Salsola a ponte Foggia-S. Severo sono state eliminate in quanto riconosciute come limitate superiormente. Per tutte e tre le stazioni qui

imate in quanto riconosciute come limitate superiormente. Per tutte e tre le stazioni qui enzionate, l'analisi delle scale di deflusso riportata nel Cap. 11 del Rapporto Puglia conferma stanzialmente l'opportunità di escludere le relative serie dal primo livello di analisi delle portate al olmo.

Sulle 6 serie restanti si è di nuovo controllata l'ipotesi relativa alla distribuzione dei coefficienti di immetria, riscontrando ancora una leggera distorsione a fronte di una varianza che differisce solo el 3% da quella dei G generati:

	G gen.	G oss.
media	1.615	1.293
var	0.569	0.588
cv	0.467	0.593

L'andamento della CDF dei G osservati è posta a confronto, in Fig. 4.1, con quella dei G generati. Tenuto conto anche del limitato numero di stazioni considerate risulta pertanto non gettabile l'ipotesi che anche per la Puglia settentrionale possano ritenersi validi i coefficienti  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  azionali, riportati in (4.1).

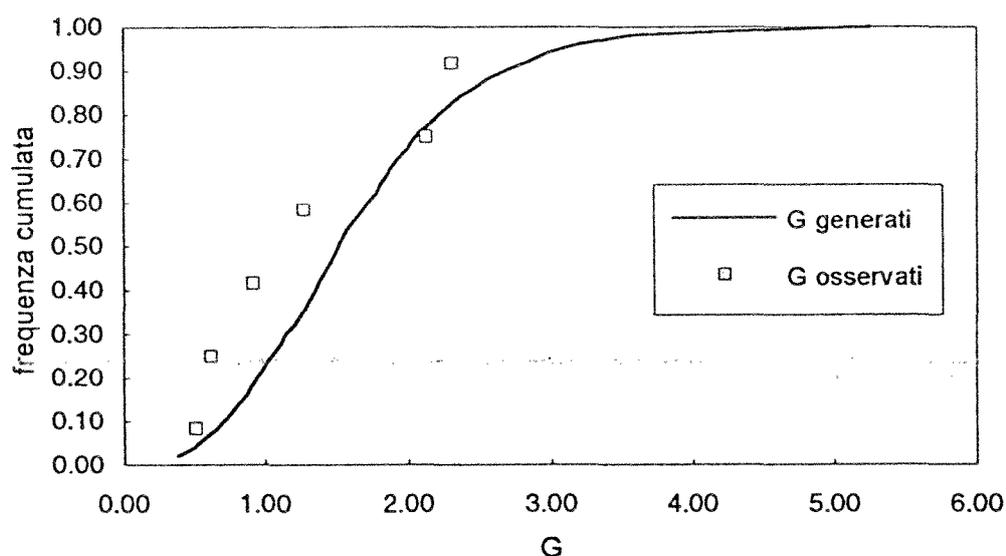


Fig. 4.1. Confronto tra le distribuzioni di probabilità dei coefficienti di asimmetria osservati e teorici.

#### 4.2.2. Fattori di variabilità della funzione di probabilità (II livello di regionalizzazione delle piene).

In questa fase si sono ricercate le modalità con cui il parametro  $\Lambda_1$  della distribuzione TCEV varia nella regione. Prendendo in considerazione le serie con almeno 15 dati ed ipotizzando che l'influenza dei fattori di alterazione delle portate al colmo, rilevata nel paragrafo precedente sulle tre stazioni dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, Arcidiaconata a P.te Rapolla-Lavello e Salsola a ponte Foggia-Severo possa essere ritenuta poco significativa rispetto ai momenti del secondo ordine, si è

serie dell'Ofanto a Cairano, per l'anomala uniformità che ivi presentano le massime portate annuali.

Con riferimento alle suddette serie, seguendo l'approccio gerarchico all'analisi di frequenza (Fiorentino *et al.*, 1987), di cui si riferisce nel Cap. A, si sono stimati per ogni stazione i parametri  $\Lambda_1$  e  $\Theta_1$  della componente base, vincolando le stime ai valori regionali dei parametri  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  riportati nella (4.1). I valori ottenuti sono riportati in Tab. 4.I.

Sulla base di quanto emerso dall'analisi sulle piogge giornaliere, si è inizialmente ipotizzato che la Puglia costituisca un'unica sottozona idrometrica omogenea, nella quale  $\Lambda_1$  possa ritenersi costante. Tale ipotesi è rafforzata dalla considerazione che i bacini in studio si presentano raggruppati abbastanza strettamente in una regione territoriale piuttosto raccolta.

In questa ipotesi, la stima del valore regionale di  $\Lambda_1$  è stata ottenuta dalla media pesata del coefficiente di variazione della componente base,  $Cv_1$  (vedi Cap. 9) che è parametro meno distorto di  $\Lambda_1$  ed ha espressione:

$$Cv_1 = 0.557 / (\text{LOG}(\Lambda_1) + 0.251) \quad (4.2)$$

Con riferimento al citato gruppo di stazioni, i valori regionali sono risultati:

$$Cv_1 = 0.587; \quad \Lambda_1 = 4.99$$

Il controllo della ipotesi di costanza di  $\Lambda_1$  è stato effettuato ancora mediante esperimenti di simulazione, miranti a verificare se la varianza del secondo momento campionario è confrontabile con quella della distribuzione teorica dello stesso stimatore, ottenuta con generazioni sintetiche. Analogamente a quanto effettuato riguardo ai coefficienti di asimmetria, si sono generate 1000 serie distribuite secondo la legge TCEV con parametri  $\Theta_*$ ,  $\Lambda_*$  e  $\Lambda_1$  regionali, di numerosità pari a quelle delle serie osservate. Il controllo è stato eseguito sul coefficiente di variazione  $Cv$  totale delle serie che, come già detto, è legato mediante  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  agli altri parametri di dispersione, quali  $\Lambda_1$  e  $Cv_1$ . In questo modo il modello statistico TCEV interpretativo dei dati viene utilizzato solo per l'analisi della variabilità spaziale del parametro indagato e non per la sua stima campionaria (puntuale).

Utilizzando le serie generate, si sono calcolate le statistiche teoriche di  $Cv$ , che sono state confrontate con quelle delle stime di  $Cv$  ottenute dalle serie osservate. A fronte di una impercettibile differenza tra le medie di  $Cv$ , si è riscontrato uno scarto tra le varianze pari al 50% circa:

	Cv gen.	Cv oss.
media	0.687	0.677
var	0.021	0.032
cv	0.212	0.264

Per un'ulteriore verifica qualitativa dell'accettabilità dell'ipotesi si è fatto riferimento all'adattamento della curva osservata di frequenza cumulata con quella teorica (Fig. 4.2).

Fig. 4.1.  
teorici

La  
suffici  
rispett  
region  
fisiche  
disper  
È  
e  $V_e$   
debol  
picco  
*et al*  
signi  
dime  
unit:  
cam  
I  
dell  
reg

ott  
di  
de

V,

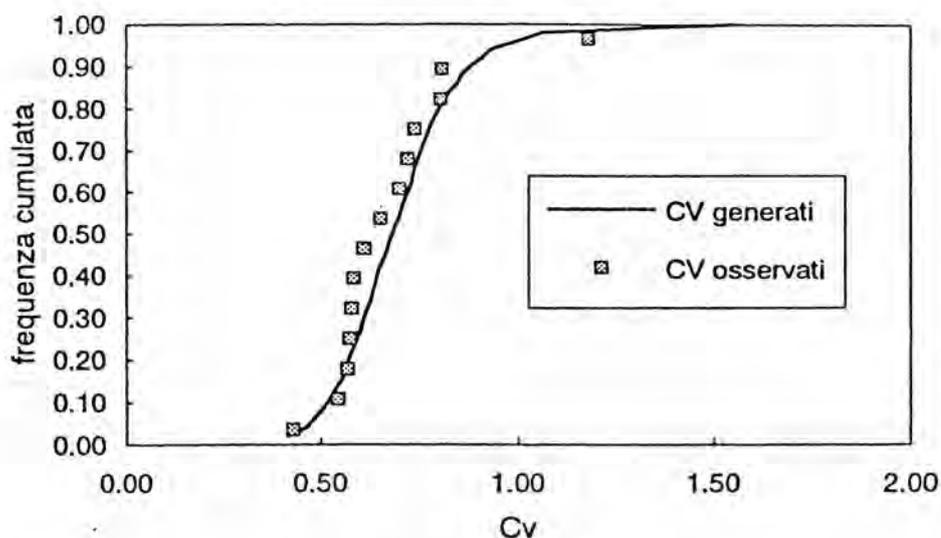


Fig. 4.2. Confronto tra le distribuzioni di probabilità dei coefficienti di variazione osservati e teorici nell'ipotesi di sottozona idrometrica unica.

La sensibile differenza tra le varianze di Cv osservate e generate induce a non ritenere sufficientemente fondata l'ipotesi che tutta la regione abbia un comportamento omogeneo con rispetto alla variabilità delle massime piene. D'altra parte, vista la sostanziale omogeneità della regione rispetto alla variabilità locale delle piogge intense (v. sez. 3), è difficile ipotizzare su basi fisiche una suddivisione in sottozone ciascuna caratterizzata da un suo valore medio del parametro di dispersione Cv (o  $\Lambda_1$ ).

È utile qui ricordare che  $\Lambda_1$  è legato al numero medio annuo di eventi di piena indipendenti (Rossi e Versace, 1982). Esso pertanto, almeno in linea strettamente teorica, dovrebbe dipendere, seppur debolmente, dalla superficie del bacino, poichè all'aumentare dell'area A, aumenta la probabilità che piccole parti di bacino, investite da eventi di pioggia intensa, provochino eventi di piena. Fiorentino *et al.* (1987), in effetti, nell'analizzare le piene dei bacini dell'Italia peninsulare, osservarono una significativa riduzione del coefficiente di variazione, e quindi un aumento di  $\Lambda_1$ , per bacini di dimensione maggiore di 3000 Km<sup>2</sup>. Per bacini di superficie minore, il numero limitato di stazioni, unitamente alla forte variabilità spaziale di  $\Lambda_1$  - legata alle differenze climatiche ed alla sua variabilità campionaria - non fu possibile precisare il legame, peraltro intrinsecamente debole, tra  $\Lambda_1$  ed A.

La Fig. 4.3 evidenzia che, nel caso dei bacini pugliesi, Cv tende di norma a diminuire all'aumentare della superficie dei bacini. La valutazione di tale dipendenza è stata fatta mediante analisi di regressione (Fig. 4.3), che ha condotto alla relazione:

$$Cv = 1.163 A^{-0.105} \quad (4.3)$$

ottenuta con un coefficiente di determinazione pari a  $R^2 = 0.313$ , che equivale alla frazione di varianza di  $\log(Cv)$  spiegata da  $\log(A)$  nel modello di regressione. Per stabilire qual'è l'effettiva significatività della relazione regressiva, la varianza non spiegata  $(1 - R^2) \text{VAR}(\log(Cv_{\text{oss}}))$  della variabile dipendente

deve essere confrontata con quella campionaria. In particolare il confronto va fatto con la varianza campionaria teorica  $VAR(Cv_{gen})$ .

Per riportare il confronto in termini di varianza di  $Cv$  piuttosto che del suo logaritmo, si può usare l'approssimazione  $VAR(\log(Cv)) \approx Cv^2(Cv)$ . Da questa, nota dai dati la quantità  $VAR(\log(Cv_{oss})) = 0.057$ , si ricava che la parte non spiegata di  $VAR((Cv_{oss}))$  equivale a:

$$\begin{aligned} (1-R^2) VAR((Cv_{oss})) &= (1-R^2) \{E(Cv_{oss})\}^2 VAR(\log(Cv_{oss})) = \\ &= (1-0.313) \{E(Cv_{oss})\}^2 VAR(\log(Cv_{oss})) \end{aligned}$$

per cui, risultando dalla tabella sopra riportata  $\{E(Cv_{oss})\}^2 = 0.458$ , si ha

$$(1-R^2) VAR((Cv_{oss})) = 0.018$$

valore che risulta inferiore a  $VAR(Cv_{gen})$ , che nel nostro caso è pari a 0.021. Di conseguenza non si può rigettare l'ipotesi che il legame  $Cv-A$ , seppur debole, sia significativo e quindi anche il parametro  $\Lambda_1$ , legato a  $Cv$  mediante le (A.10) e (A.11), viene a dipendere dalla superficie del bacino. Tale dipendenza è mostrata in Fig. 4.4.

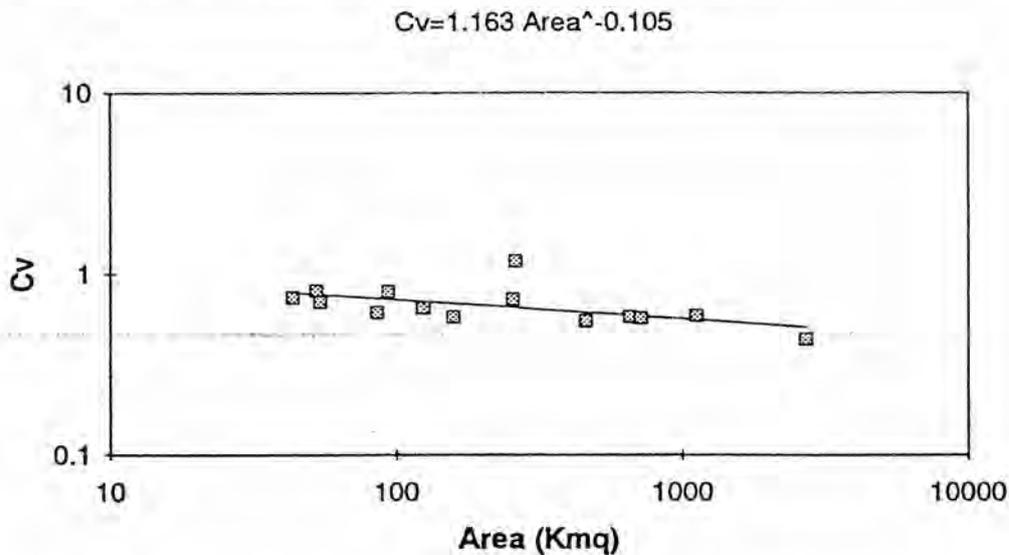


Fig. 4.3. Legge di regressione tra coefficiente di variazione ed area dei bacini.

Fig. 4.4

4.2.3. I

Cons  
rapporto  
funzioni  
distribu  
valori a:

La f  
assunti  
stesso d  
=  $F_X(x)$   
La d  
essere ;  
regional

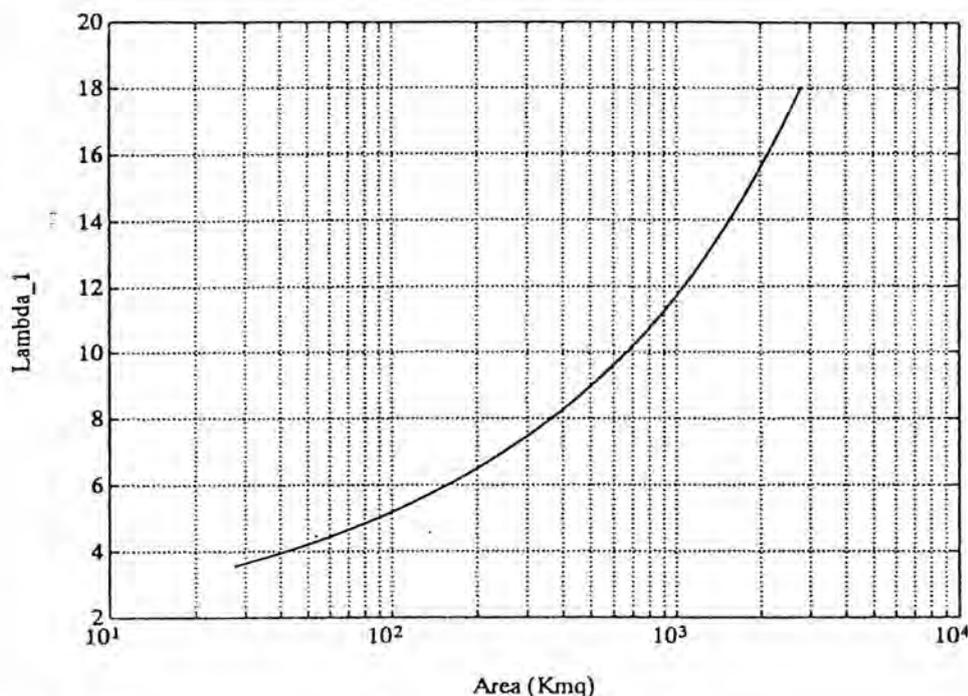


Fig. 4.4. Relazione tra  $\Lambda_1$  ed area dei bacini, conseguente alla regressione  $(Cv,A)$ .

#### 4.2.3. Distribuzioni di probabilità regionalizzate delle piene.

Considerando che i valori di  $\Theta_*$  e  $\Lambda_*$  sono costanti all'interno della zona unica nazionale, il rapporto  $E(x)/\Theta_1$  dipende solo da  $\Lambda_1$  che, come si è visto nel paragrafo precedente, è da considerarsi funzione dell'area del bacino. La curva di crescita della distribuzione TCEV, che esprime la distribuzione di probabilità cumulata di  $y = x/E(x)$ , può quindi essere parametrizzata in funzione dei valori assunti da  $\Lambda_1$  a partire dall'espressione

$$F_Y(y) = e \left[ -\Lambda_1 \{e^{-\mu/\Theta_1}\}^y - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\Theta_*} \cdot \{e^{-\mu/(\Theta_1 \Theta_*)}\}^y \right] \quad (4.4)$$

La forma assunta dalla relazione sopra indicata è mostrata in Fig. 4.5, con riferimento ai valori assunti da  $\Lambda_1$  facendo variare l'area del bacino nell'intervallo compreso tra 30 e 3000 Km². Nello stesso diagramma sono anche riportati i periodi di ritorno  $T$ , legati alla probabilità cumulata  $F_Y(y) = F_X(x) = F$  dalla relazione  $T=1/(1-F)$ .

La distribuzione di probabilità delle portate  $X$  al colmo di piena per un bacino idrografico può essere a questo punto ottenuta determinando il valor medio di  $X$ , noto o da stimare su base regionale, che assume il significato di piena indice.

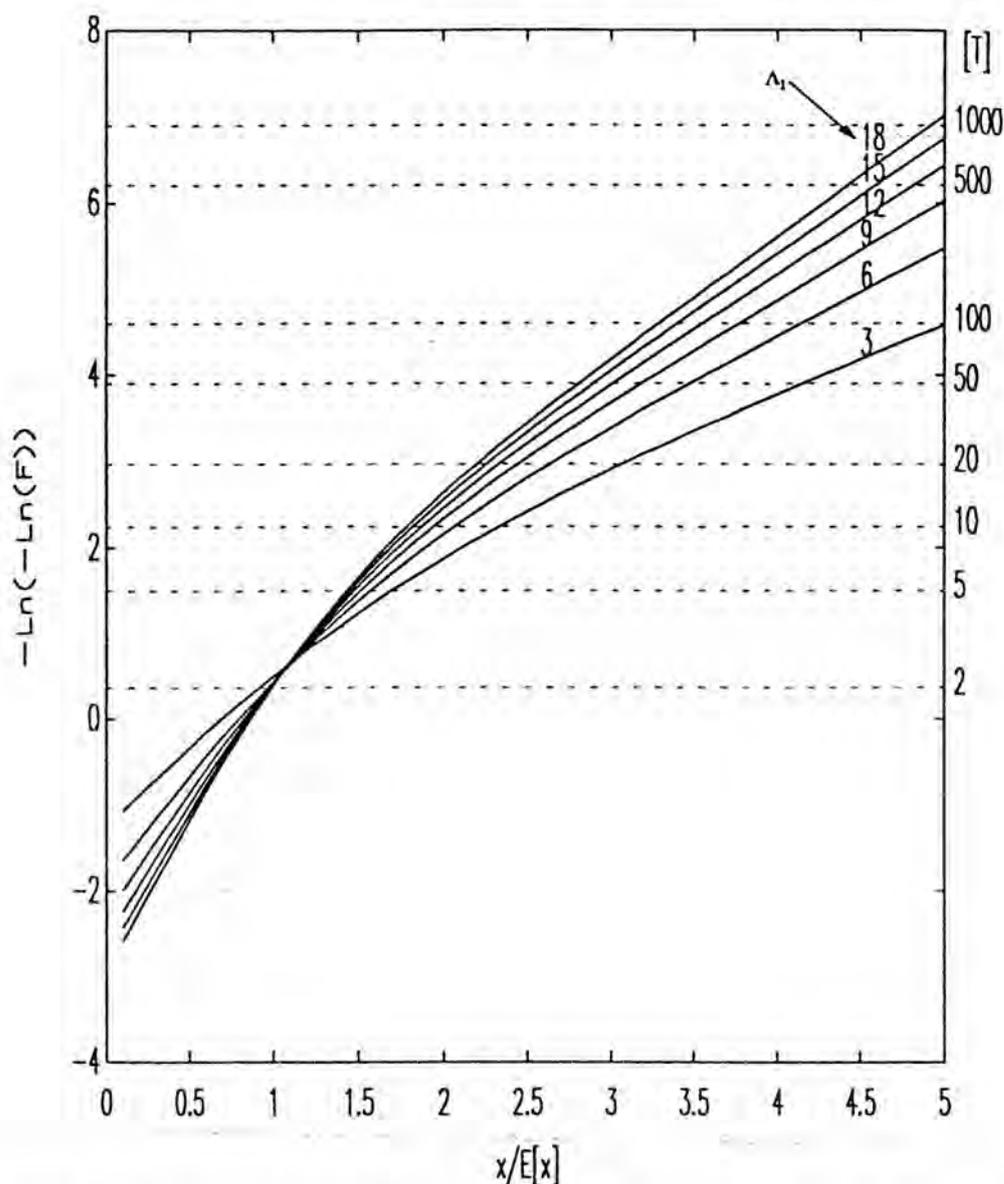


Fig. 4.5. Distribuzione di probabilità regionalizzata dei massimi annuali delle portate al colmo di piena, adimensionalizzati rispetto al loro valor medio, in funzione di  $\Lambda_T$ .

### 4.3 Stima della piena indice

Nota la curva di crescita della distribuzione di probabilità di interesse, per poter pervenire alla stima della distribuzione di probabilità delle  $X$  in una qualunque sezione fluviale resta da definire una metodologia per la stima  $\bar{x}$  della piena indice  $E[x]$ .

È evidente che, nel caso in cui nella sezione si disponga di una serie storica di valori di  $X$  sufficientemente lunga, una stima affidabile di  $E[x]$  viene fornita dalla media aritmetica dei valori osservati di  $X$ . A tal fine si può ritenere che, vista la ridotta variabilità campionaria della media, anche pochi anni di osservazione possono ritenersi sufficienti per procedere ad una *stima diretta* di  $E[x]$ . Allorquando non si dispone, invece, di una serie storica di dati di portate di piena, è necessario procedere ad una *stima regionale* di  $E[x]$ . La stima regionale è tanto più affidabile quanto migliore è

la capacità in una serie mo

La piena maggiormente dall'altro, de valutazione Fidando, pe regionale so

Molti mc semplici e morfologic difficile tara della distrib alle sempli preliminar esame.

In prim superficie di tipo log del tutto s per stime

in cui l'es 1988).

Sulla mostrand confronto come si è Fig. 4.4, significat la varian coefficiente nel para dimensio dati oss conferr

la capacità interpretativa del modello di regionalizzazione adottato e, nel caso in cui si disponga di una serie molto limitata di dati, potrebbe anche essere preferita alla stima diretta.

La piena indice  $E[x]$  è, tra i parametri della distribuzione di probabilità delle  $X$ , quello che maggiormente dipende dalle caratteristiche, morfologiche e geolitologiche da un lato e climatiche dall'altro, del bacino idrografico. Poichè il terzo livello di regionalizzazione è finalizzato alla valutazione di  $\bar{x}$ , è proprio in questa fase che si utilizza l'informazione fornita da tali caratteristiche. Fidando, pertanto, sulla ridotta variabilità campionaria della media, al terzo livello dell'analisi regionale sono state prese in considerazione anche le serie con un basso numero di dati.

Molti modelli sono stati, ad oggi, proposti in letteratura per la valutazione di  $\bar{x}$ : da quelli, molto semplici e di natura empirica, basati su tecniche di regressione tra  $\bar{x}$  e le principali caratteristiche morfologiche del bacino idrografico, quali ad esempio la superficie, a quelli più raffinati ma di più difficile taratura, fondati sull'uso di alcune caratteristiche geomorfologiche del reticolo idrografico e della distribuzione di probabilità congiunta delle durate e delle intensità delle piogge. Con riferimento alle semplici espressioni che legano  $\bar{x}$  alle caratteristiche morfologiche del bacino, è stata preliminarmente condotta un'indagine per verificarne l'applicabilità ai bacini idrografici dell'area in esame.

In primo luogo è stata considerata, come caratteristica morfologica significativa dei bacini, la superficie  $A$ , riportata per ogni bacino in Tab.2.II. Tra  $\bar{x}$  ed  $A$  si è operata una regressione semplice di tipo logaritmico, riscontrando un coefficiente di determinazione pari a  $R^2=0.76$  che, anche se non del tutto soddisfacente, è tuttavia tale da far ritenere che la relazione ricavata possa essere adoperata per stime di prima approssimazione di  $\bar{x}$ . La legge di regressione ottenuta, mostrata in Fig.4.6, è:

$$\bar{x} = 1.556 A^{0.71} \quad (4.5)$$

in cui l'esponente rientra nel campo dei valori più frequentemente riscontrati in letteratura (Singh, 1988).

Sulla significatività della (4.5) occorre però fare qualche considerazione. Essa, infatti, pur mostrando che gran parte della variabilità spaziale di  $\bar{x}$  è spiegata dalla superficie  $A$ , nulla esprime sul confronto tra la varianza dei residui del modello di regressione e la varianza campionaria di  $\bar{x}$  che, come si è detto, è generalmente molto piccola. Per poter eseguire tal confronto, si sono riportate in Fig. 4.4, le fasce di controllo relative alla variabilità campionaria attesa di  $\bar{x}$ , con un livello di significatività del 5%. Queste ultime sono state calcolate tenendo presente che in campo logaritmico la varianza locale di  $\bar{x}$  è pressappoco costante in tutta la regione, in accordo col fatto che il coefficiente di variazione dei dati non trasformati non è molto variabile da sito a sito, come si è visto nel paragrafo precedente. Le fasce di controllo, inoltre, sono state valutate con riferimento alla dimensione media dei campioni di dati disponibili. Come si può vedere dalla figura, gran parte dei dati osservati vanno ben oltre i limiti attesi per lo scostamento di  $\bar{x}$  dalla retta di regressione, confermando che la (4.5) possa essere utilizzata solo per valutazioni di prima approssimazione.

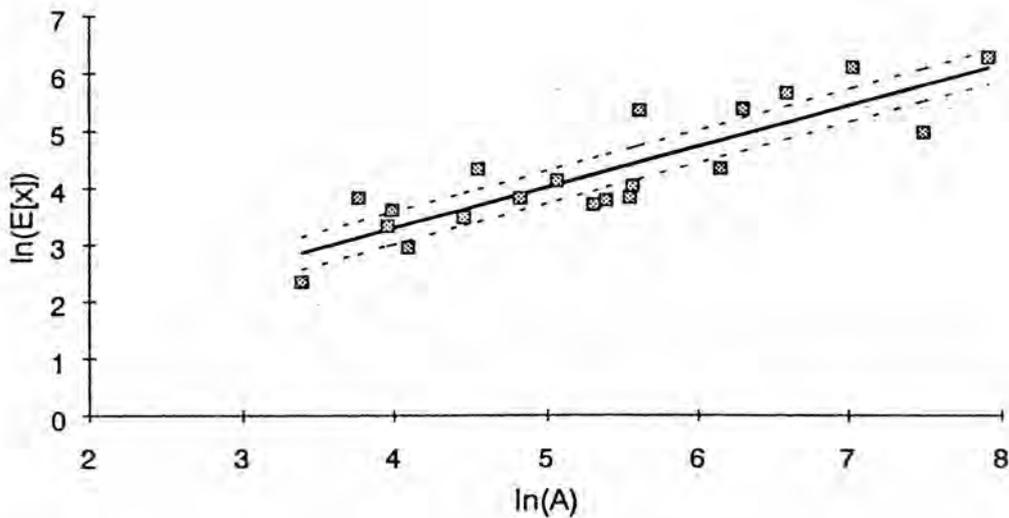


Fig. 4.6. Legge di regressione tra area del bacino ed  $\bar{x}$ .

#### 4.3.1. Il metodo razionale per la valutazione della piena indice

In anni recenti ha riacquisito credito un semplice modello di regionalizzazione basato su una formula di tipo razionale. Essa esprime un legame correlativo tra la piena indice  $\bar{x}$ , la superficie del bacino e il valore medio,  $I(t_r)$ , dei massimi annuali delle intensità di pioggia puntuali di durata pari al tempo di ritardo caratteristico del bacino. Questo modello, empiricamente proposto da Rossi e Versace (1982), ha anche trovato successivamente i supporti teorici che ne rendono più affidabile l'applicazione (Fiorentino *et al.*, 1987; Villani 1990a).

La formula razionale viene generalmente scritta come:

$$\bar{x} = I(t_r) A C_* / 3.6 ; \quad (4.6)$$

in cui  $\bar{x}$  è espressa in  $m^3/s$ ,  $I(t_r)$  in  $mm/h$ ,  $A$  in  $Km^2$ ,  $t_r$  in ore.  $C_*$  è un coefficiente, detto *probabilistico di piena*, che porta in conto, oltre all'effetto naturale di laminazione del picco di piena rispetto al picco di pioggia, l'effetto di riduzione areale delle piogge e le perdite idrologiche nel bilancio di piena, dovute principalmente al fenomeno dell'infiltrazione nel suolo ed a quello dell'intercettazione da parte della vegetazione. Per l'applicazione della (4.6) è richiesta pertanto la conoscenza del tempo di ritardo  $t_r$ , delle curve di probabilità pluviometrica e delle modalità con cui l'eventuale variabilità di  $C_*$  dipende dalle dimensioni del bacino idrografico e dalle sue caratteristiche morfologiche, geolitologiche e d'uso del suolo.

Vale qui la pena di ricordare che per tempo di ritardo di un evento di piena si intende la distanza temporale tra i baricentri dell'idrogramma di piena superficiale e dello ietogramma efficace che lo ha generato e che, per tempo di ritardo caratteristico,  $t_r$ , del bacino idrografico, si intende il valore medio a cui questo tende all'aumentare del periodo di ritorno della portata al colmo dell'idrogramma. Per i bacini pugliesi si è inoltre ricavato (v. Cap.7 del Rapporto Puglia):

$$t_r = .0344 A^{0.5} \quad (4.7)$$

### 4.3.2. Coefficienti probabilistici di piena

Al fine di pervenire alla stima della piena indice in una sezione fluviale nella quale non si dispone di osservazioni dirette di portata resta ancora da analizzare la variabilità del coefficiente probabilistico di piena  $C_*$  nell'area di studio.

L'esperienza suggerisce che  $C_*$  è generalmente piuttosto stabile in una regione, con valori che tendono a ridursi solo per la presenza nel bacino di aree a permeabilità secondaria molto elevata (v. Cap. 3 del Rapporto Puglia) oppure per la presenza di estese superfici boschive. Si è quindi innanzitutto determinato il valore medio regionale di  $C_*$ , utilizzando i dati riportati alla Tab. 4.II, attraverso una regressione tra i valori medi di  $X$  ed i valori assunti, nei diversi bacini, dal raggruppamento  $AI(t_r)/3.6$ . Poichè in questa fase si è fatto già riferimento alle intensità di precipitazione areali, i valori di  $C_*$  sono da considerarsi dipendenti solo dalla forma della risposta del bacino e dalle caratteristiche geolitologiche.

Va tenuto presente che in questa fase non si è ancora tenuto conto dell'influenza dell'elevata permeabilità di porzioni di area di bacino dovuta alla presenza di rocce fratturate nè di laghi o altri specchi d'acqua, che non danno praticamente alcun contributo alla formazione della portata al colmo.

Per ciascuno dei 20 bacini considerati, i valori di  $t_r$  sono stati stimati a mezzo della (4.15) e i valori di  $I(t_r)$  sono stati calcolati secondo le curve areali di probabilità pluviometrica di Tab. 3.III. L'andamento della regressione di  $X$  su  $AI(t_r)/3.6$  è mostrato in Fig. 4.7. Il valore di  $C_*$  medio regionale è risultato essere pari a  $\bar{C}_* = 0.205$ , con  $R^2 = 0.633$ . È da notare che praticamente lo stesso valore di  $C_*$  (0.210) si ottiene se vengono considerate le piogge puntuali, risultato che è corredato da un coefficiente di determinazione pari a  $R^2 = 0.720$ . Questi risultati indicano che, sebbene un valore unico regionale  $C_*$  possa essere ritenuto sufficiente a dare indicazioni di massima per la stima della piena indice, è necessario approfondire l'indagine per interpretare la variabilità di  $C_*$  intorno al valore medio osservato.

Dato il numero relativamente elevato di serie di dati disponibili rispetto all'estensione dell'area in studio, si può considerare piuttosto utile una informazione costituita dalla mappatura dei coefficienti statistici di piena dei bacini Pugliesi.

A tale scopo si è usato il criterio di mediare i  $C_*$  con l'area per quei territori che corrispondono alla differenza di area tra i bacini annidati. Solamente per l'area che rappresenta la differenza tra il bacino dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero e tutti i suoi sottobacini qui considerati non è stato possibile assegnare un  $C_*$  attendibile, per il fatto che si tratta di aree vallive, in cui il contributo unitario alla piena è estremamente ridotto ed in cui, semmai, avvengono fenomeni di deflusso areale non canalizzato e di esondazione. In Fig. 4.8 sono riportati i coefficienti  $C_*$  calcolati per tutto il territorio in studio.

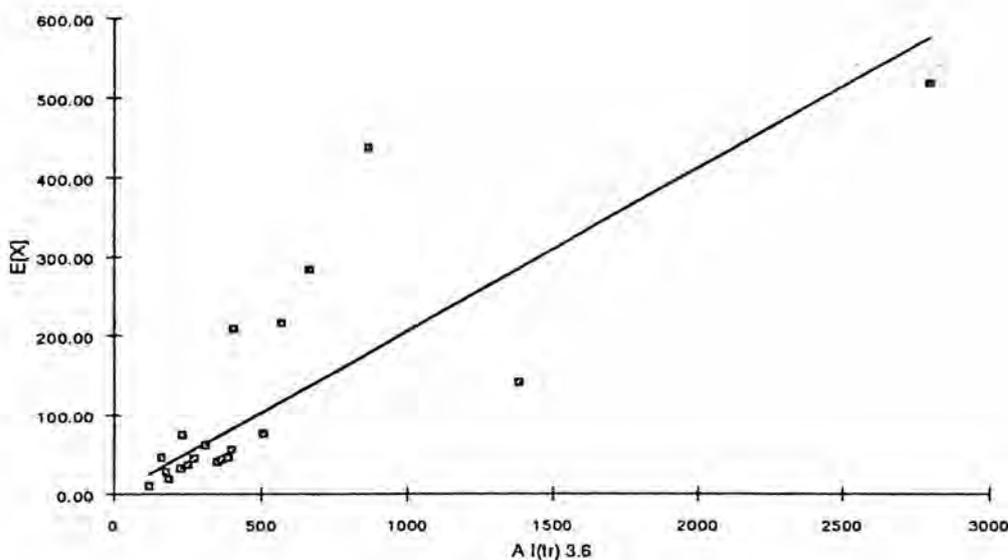


Fig. 4.7. Legge di regressione tra  $\bar{x}$  e  $AI(t)/3.6$ , in cui vengono considerate le piogge areali, per la stima di un coefficiente  $C_*$  unico regionale ( $R^2 = 0.633$ ).

L'utilità dell'informazione costituita dal  $C_*$  caratteristico di una zona è sensibile se è l'obiettivo è determinare il valore di  $\bar{x}$  per un bacino che ricade in uno solo dei bacini considerati in questa analisi, specie se è di area ridotta. D'altra parte, il criterio di usare un  $C_*$  medio pesato se il bacino in indagine comprende più di un bacino tra quelli qui considerati non sembra del tutto ingiustificato.

Maggiore incertezza si ha quando l'area in indagine si trova interamente in una zona subito all'esterno del perimetro di un bacino monitorato. Il  $C_*$  individuato in queste zone è infatti il risultato di una media pesata tra quelli dei bacini annidati e non il risultato di una elaborazione sulla misura diretta della media delle portate. In questo caso è utile il ricorso alla relazione esistente tra  $C_*$  e le caratteristiche di permeabilità associate alla geologia, discussa qui di seguito.

La valutazione dell'influenza della geolitologia sul coefficiente  $C_*$ , influenza che si può ritenere prioritaria rispetto a quella della copertura del suolo, (es. Celico *et al.*, 1991), rappresenta un ulteriore passo verso la ricostruzione dei fattori geomorfologici che concorrono alla definizione delle portate al colmo di piena. Nel Cap. 6 del Rapporto Puglia sono state riportate le informazioni essenziali relative alla geologia dei bacini, attraverso le percentuali di area occupate da ognuno dei litotipi individuati. In base a queste informazioni e tenendo conto, per quanto possibile, del comportamento della formazione rispetto alla permeabilità ad una scala temporale relativamente breve, quale quella che caratterizza i fenomeni di piena, si sono suddivisi i litotipi in classi di permeabilità. Si è stabilito, comunque, di contenere al minimo il numero di classi, allo scopo di stabilire dei criteri semplici che potessero dare indicazioni di massima a fronte di una composizione geolitologica dei bacini notevolmente variegata.

Si sono individuate tre classi, di permeabilità: elevata (PE), media (PM) e nulla (I), con pesi rispettivamente pari ad 1 per la permeabilità elevata, 0 per quella nulla, mentre il peso relativo

all'unico litotipo considerato a permeabilità media (formazione della Daunia) è stato attribuito per taratura e fissato pari a 0.64. In Tab. 4.III sono riportate le appartenenze delle formazioni geolitologiche presenti nei bacini considerati alle classi di permeabilità. In Tab. 4.IV sono invece riportate, per i diversi bacini, le percentuali di area impegnata da ognuna di queste tre classi.

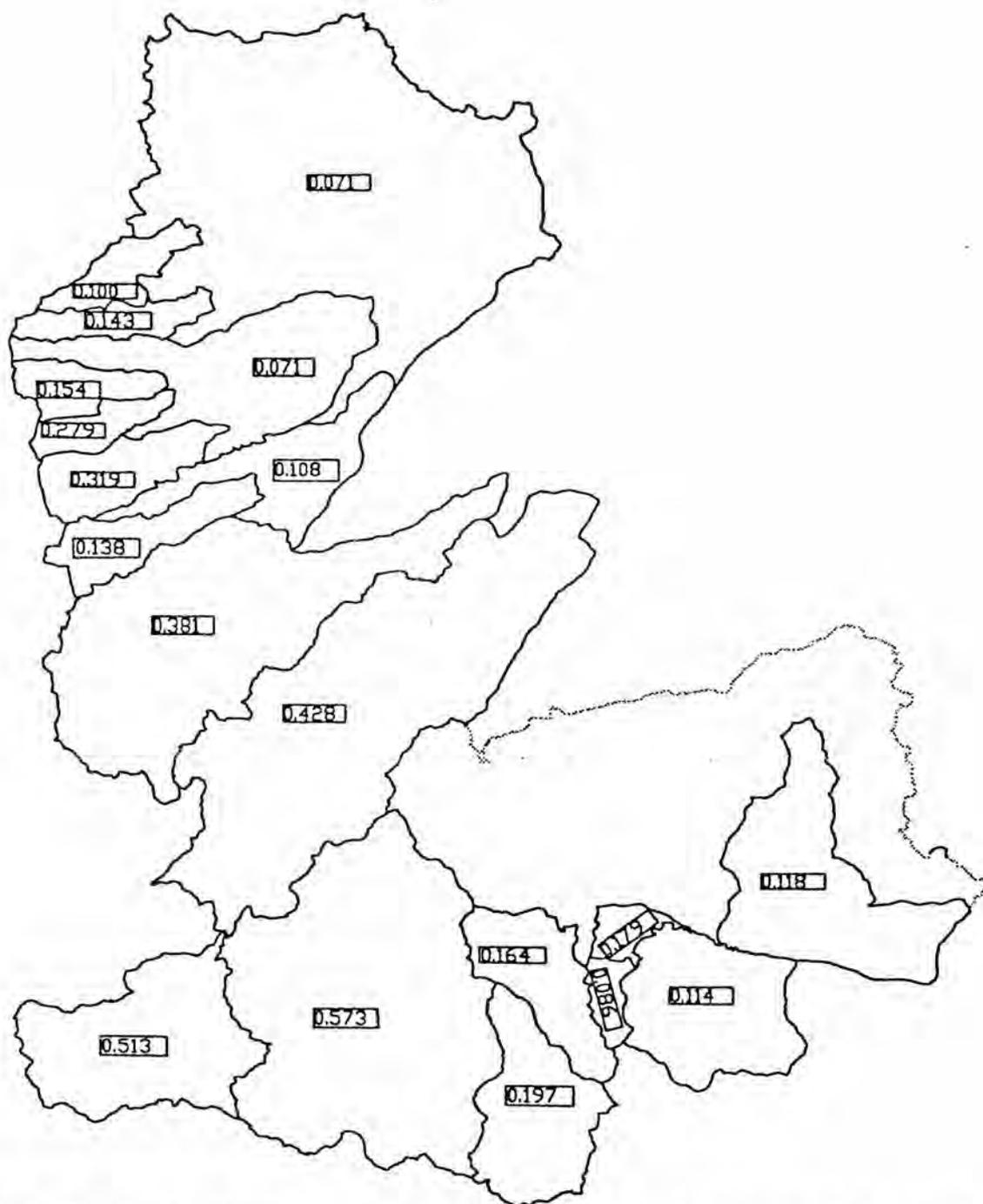


Fig. 4.8. Coefficienti probabilistici di piena (C) relativi alle diverse aree delimitate dai bacini idrografici della Puglia Settentrionale sottesi dalle stazioni del S.I.M.I.

Facendo uso dell'informazione relativa alla permeabilità dei bacini si è proceduto a verificare quanta parte della variabilità del coefficiente  $C_*$  possa essere spiegata dalla percentuale di area impermeabile. Dalla regressione lineare effettuata, con coefficiente di determinazione pari a 0.655, è risultata la legge

$$C_* = 0.09 + 0.471(1-PE) \quad (4.8)$$

Come può osservarsi dalla Fig. 4.9, in cui è riportato l'andamento dei punti osservati rispetto alla retta di regressione, la variabilità di  $C_*$  non spiegata dalla percentuale permeabile è dello stesso ordine di grandezza dell'incertezza che si ha con il considerare costante il coefficiente di piena nell'intera regione.

La ragione di questa elevata variabilità può trovarsi nella notevole incertezza che affetta la determinazione del comportamento, dal punto di vista della permeabilità, dei diversi litotipi durante la piena. Inoltre, va considerato il notevole numero di informazioni che determinano i valori di  $C_*$  e l'incertezza connessa ad ognuna di esse. Il coefficiente statistico di piena dipende infatti dalla legge di dipendenza tra intensità di precipitazione e durata, dalla stima del tempo di ritardo del bacino. Porta inoltre con sé l'incertezza sul valore della media, peraltro ineliminabile. Il grado di adattamento conseguito con la regressione sopra mostrata è pertanto da ritenersi nell'ambito di quanto è da attendersi tra grandezze la cui determinazione è soggetta ad un elevato grado di errore.

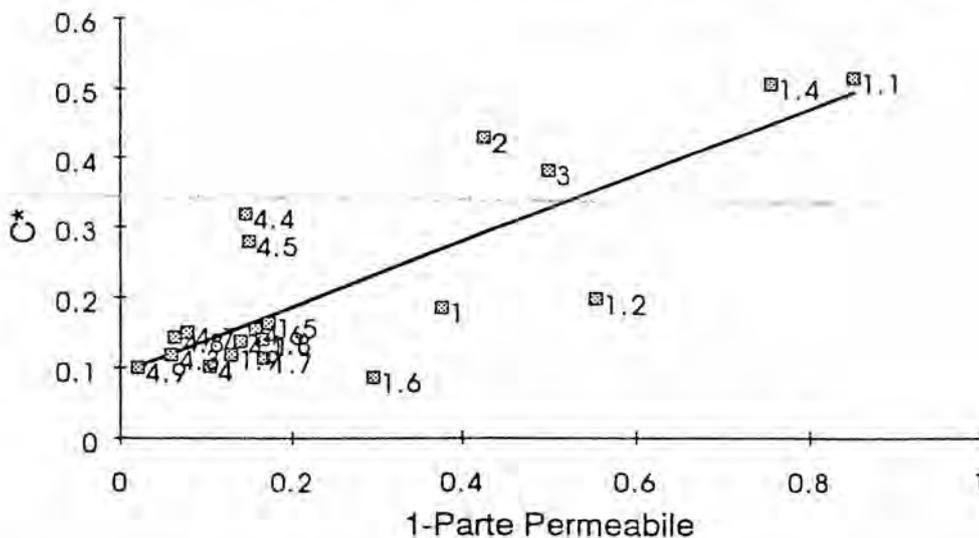


Fig. 4.9. Regressione lineare tra la frazione impermeabile ed il coefficiente statistico di piena del bacino.

L'espressione più generale con la quale può essere espressa la formula razionale,

$$\bar{x} = I(t_r) A C_f C_p / 3.6 \quad (4.9)$$

comprende un coefficiente  $C_f$  che rappresenta il fattore di attenuazione dovuto alla permeabilità del suolo ed un coefficiente  $C_p$  di attenuazione dipendente dalla forma dell'idrogramma unitario

istantaneo (I pluviogramma dipende solo che è legato

Ferrari et Cv=0.72, ha legge di pio esercitato da di piena nell'

Sulla bas bacini Puglia (che si riflette Tale verifica razionale, in come detto direttamente

Tab. 4.I.

Cod.
1.0
1.2
1.4
1.5
1.8
2.0
3.0
4.1
4.3
4.4
4.5
4.6
4.7
4.8

istantaneo (IUH), cioè dalla modificazione che il reticolo di drenaggio esercita sulla forma del pluviogramma in ingresso. Se si considera  $C_f$  pari ad 1, la portata al picco teorica per unità di area dipende solo dall'esponente della legge monomia di probabilità pluviometrica e dal tempo di picco, che è legato univocamente al tempo di ritardo quando si sia fissata la forma dell'IUH.

Ferrari *et al.* (1989), ipotizzando un IUH di Weibull con parametro  $n=1.4$ , che corrisponde a  $C_v=0.72$ , hanno tabellato la grandezza adimensionale  $\bar{x}/(A I(t_p))$  in funzione dell'esponente della legge di pioggia. Tale rapporto è il fattore di riduzione che rappresenta l'effetto di laminazione esercitato dalla risposta idrologica su di un impulso di pioggia rettangolare ed equivale al coefficiente di piena nell'ipotesi in cui l'impermeabilità del bacino sia totale.

Sulla base di quanto esposto, la procedura suggerita da Ferrari *et al.* (1989) è stata applicata ai bacini Pugliesi, per tener conto separatamente dell'effetto della geologia e delle dimensioni del bacino (che si riflettono sull'esponente della legge di pioggia areale) sull'attenuazione del picco di piena. Tale verifica non ha tuttavia condotto ad alcun miglioramento della capacità esplicativa della formula razionale, in quanto il coefficiente di correlazione tra il coefficiente di permeabilità in piena ottenuto come detto e le relative percentuali impermeabili dei bacini non ha superato quello ottenuto direttamente nella relazione tra  $C_p$  e (1-PE).

Tab. 4.I. Statistiche delle serie analizzate al secondo livello di regionalizzazione e parametri della componente base della legge TCEV.

Cod.	STAZIONE	n.dati	$\bar{x}$	G	$C_v$	$\Theta_1$	$\Lambda_1$	$C_v I$
1.0	Ofanto a S.Samuuele di Cafiero	47	517.6	0.37	0.43	152.36	9.82	0.45
1.2	Atella a P.te sotto Atella	45	61.3	0.92	0.57	20.89	5.69	0.55
1.4	Ofanto a Rocch. S.Ant. (Mont.Scalo)	52	436.7	0.51	0.58	159.42	4.71	0.60
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla-Levello	32	44.9	0.80	0.65	16.35	4.37	0.62
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	34	55.8	2.13	1.18	17.27	3.59	0.69
2.0	Carapelle a Carapelle	36	283.7	1.27	0.57	77.23	9.82	0.45
3.0	Cervaro ad Incoronata	53	215.8	0.62	0.58	74.04	5.38	0.57
4.1	Celone a S.Vincenzo	15	31.8	1.10	0.61	9.76	6.91	0.51
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	39	45.7	2.31	0.72	14.66	6.08	0.54
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	18	74.7	0.37	0.80	35.16	2.39	0.88
4.5	Salsola a Casanova	18	45.5	1.09	0.74	20.30	2.98	0.77
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	15	27.5	1.06	0.81	9.49	3.92	0.66
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	42	76.1	0.27	0.54	26.88	5.27	0.57
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	15	36.5	0.29	0.70	15.35	3.16	0.74

Tab. 4.II. Caratteristiche delle serie inerenti il terzo livello di regionalizzazione delle piene.

Cod.	Sezione	Area (Km <sup>2</sup> )	$\bar{x}$ (m <sup>3</sup> /s)	$t_r(A)$ (h)	$I(t_r)$ (mm/h)	C*	$\frac{A \cdot I(t_r)}{3.6}$
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	2702.8	517.60	17.93	3.70	0.185	2793.5
1.1	Ofanto a Cairano	266.4	208.00	5.67	5.36	0.513	405.3
1.2	Atella a P.te sotto Atella	175.9	61.30	4.32	7.09	0.197	311.2
1.4	Ofanto a Rocchetta S.Antonio	1111.0	436.70	11.52	2.78	0.505	864.1
1.5	Arcidiaconata a P. Rap.-Lavello	123.9	44.90	3.83	7.97	0.164	274.4
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	28.5	10.40	1.87	14.74	0.086	120.8
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	204.0	39.90	4.88	6.29	0.114	350.9
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	263.0	55.80	5.56	5.48	0.140	397.6
1.9	Locone a P.te Brandi	219.4	43.30	5.09	6.01	0.118	365.8
2.0	Carapelle a Carapelle	714.9	283.70	9.23	3.31	0.428	662.4
3.0	Cervaro ad Incoronata	539.3	215.80	7.99	3.78	0.381	566.5
4.0	Candelaro a Str. Bonifica N.24	1777.9	140.70	14.55	2.79	0.102	1384.2
4.1	Celone a S.Vincenzo	92.5	31.80	3.19	9.70	0.138	231.1
4.3	Celone a P.te Foggia-S.Severo	233.5	45.70	5.50	5.44	0.118	386.8
4.4	Vulcano a P.te Troia-Lucera	94.1	74.70	3.34	8.98	0.319	234.5
4.5	Salsola a Casanova	44.1	45.50	2.26	13.63	0.279	163.2
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	57.3	27.50	2.49	12.28	0.154	178.4
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	455.4	76.10	7.40	3.94	0.150	506.4
4.8	Triolo a P. Lucera-Torremagg.	55.9	36.50	2.52	17.04	0.143	254.6
4.9	Canale S.Maria	58.1	18.90	2.66	11.43	0.100	189.8

Tab. 4.III. Litotipi e relative classi di permeabilità.

Litotipo	Classe di permeab.
Dep. lacustri, lagunari, di duna, alluvionali, colluviali ed eluviali (terre rosse) Olocene	PE
Detriti di falda. Olocene	PE
Depositi alluvionali terrazzati. Pleistocene Superiore	PE
Depositi marini terrazzati. Pleistocene Superiore	PE
Depositi fluvio-lacustri dei bacini di Venosa ed Atella. Pleistocene Medio-Inf.	PE
Conglomerato di Irsina. Pleistocene Medio-Inferiore	PE
Piroclastiti e lave del Monte Vulture. Pleistocene	PE
Argille e sabbie di Avanfossa. Pliocene-Pleistocene	I
Calcareni di Gravina. Pliocene Superiore-Pleistocene Inferiore	PE
Dep. clastici del bac. intermont. dell'alta valle del F.Ofanto. Pliocene Medio-Inf.	I
Formazione di Altavilla Irpina. Messiniano	PE
Formazione della Daunia. Burdigaliano-Serravalliano	PM
Formazione di Serra Palazzo. Langhiano-Serravalliano	PE
Formazione di Gorgoglione. Burdigaliano-Serravalliano	PE
Formazione di Castelvetere. Burdigaliano-Serravalliano	I
Formazione di Stigliano. Aquitaniano-Burdigaliano	PE
Argille varicolori. Cretacico Superiore-Oligocene	I
Depositi carbonatici della Murgia Apula. Cretacico Inferiore-Giura Superiore	PE
Dep. carbonatici dei M.ti Picentini (unità Alburno-Cervati), Cretacico Sup.-Giura Sup.	PE
Zone urbane	I

Tab. 4.IV. Percentuali di permeabilità dei bacini.

Cod	Sezione	PE	PM	I
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	0.619	0.006	0.375
1.1	Ofanto a Cairano	0.149	0	0.851
1.2	Atella a P.te sotto Atella	0.446	0	0.554
1.4	Ofanto a Rocchetta S. Antonio (Montev. Scalo)	0.246	0	0.754
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla Lavello	0.827	0	0.166
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	0.378	0.508	0.114
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	0.833	0	0.167
1.8	Venosa a P.te S. Angelo	0.799	0.055	0.146
1.9	Locone a P.te Brandi	0.871	0	0.129
2.0	Carapelle a Carapelle	0.538	0.0565	0.405
3.0	Cervaro ad Incoronata	0.373	0.2	0.427
4.0	Candelaro a Strada Bonifica N.24	0.855	0.064	0.081
4.1	Celone a S. Vincenzo	0.612	0.388	0
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S. Severo	0.835	0.165	0
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	0.664	0.297	0.039
4.5	Salsola a Casanova	0.724	0.197	0.079
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	0.642	0.313	0.046
4.7	Salsola a P.te Foggia-S. Severo	0.834	0.138	0.025
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	0.823	0.177	0
4.9	Canale S. Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	0.942	0.058	0

## 5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Nel Rapporto regionale Puglia sono state sviluppate tutte le fasi necessarie alla determinazione della distribuzione di probabilità delle massime piogge giornaliere e delle massime portate al colmo in ogni punto della regione indagata, che è la Puglia settentrionale. Le modalità di utilizzo dei risultati ottenuti sono qui di seguito riassunte:

L'analisi di frequenza delle massime precipitazioni giornaliere in Puglia, finalizzata alla stima dei parametri  $\Lambda_1$ ,  $\Lambda_*$ ,  $\Theta_1$ ,  $\Theta_*$  della distribuzione TCEV, dovrà seguire le fasi sotto riportate:

- Ai parametri  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  vanno assegnati i valori riportati in (3.1) e (3.2), calcolati con riferimento all'intera regione;
- l'intera regione è anche caratterizzata da un solo valore di  $\Lambda_1$ , dato dalla (3.3): di conseguenza, la curva di crescita per la regione è unica (Fig. 3.1)
- Per la stima della pioggia giornaliera indice ci si deve collocare in una delle quattro aree omogenee individuate (fig. 3.2) ed inserire la quota del punto di interesse nella relazione (3.4), in cui i coefficienti sono riportati, zona per zona, nel prospetto di pag. 3.4.

Le distribuzioni di probabilità dei massimi delle piogge orarie sono caratterizzate dalla stessa curva di crescita delle piogge giornaliere, mentre hanno valori indice da determinarsi, per ogni area omogenea, tramite le curve di possibilità pluviometrica di espressione (3.7), ancora dipendenti dalla quota. I coefficienti della (3.7) sono riportati nel prospetto di pag. 3.7. Di fatto, per le zone 2 e 4 non si apprezza dipendenza della media di precipitazione dalla quota, per cui l'espressione da usare si riduce alla (3.5) con parametri comunque riportati nel citato prospetto.

L'unicità della sottozona al II livello di regionalizzazione delle piogge semplifica la valutazione delle curve di probabilità pluviometrica caratteristiche dei bacini idrografici, che si riduce a pesare le suddette curve in base all'incidenza delle aree omogenee sulla superficie del bacino. Si ottengono così valori che non tengono in conto l'effetto di riduzione dei valori massimi areali che si ha all'aumentare dell'area stessa. Tale effetto è portato in conto dalle (3.14) e (3.15), con coefficienti ottenuti dalle (3.16) e (3.17).

La determinazione della distribuzione di probabilità delle massime portate di una generica sezione di un corso d'acqua della regione seguirà invece le fasi:

- Ai parametri  $\Lambda_*$  e  $\Theta_*$  vanno assegnati i valori riportati in (4.1).
- Al II livello di regionalizzazione, mentre l'analisi delle piogge non ha evidenziato la presenza di sottozone differenziate nella regione, è risultata apprezzabile una dipendenza tra  $\Lambda_1$  e l'area  $A$  del bacino, che si traduce in una relazione mostrata in Fig. 4.4. Tale dipendenza comporta che la curva di crescita varia in funzione dell'area, come mostrato in Fig. 4.5 in maniera indiretta, in quanto le curve sono parametrizzate in funzione di  $\Lambda_1$ . Pertanto, il fattore di crescita  $K_T$  per il bacino di interesse, può essere determinato direttamente dalla citata Fig. 4.5 per via grafica, determinando preliminarmente dalla Fig. 4.4 il valore di  $\Lambda_1$  corrispondente all'area del bacino.

Per la stima della piena indice si pongono diverse alternative:

1. Il metodo standard da seguire è quello della formula razionale (relazione 4.6), nella quale vanno usati i valori di  $C_*$  mappati in fig. 4.8, con le raccomandazioni fornite al paragrafo 4.3.2. ed in cui il tempo di ritardo può essere determinato tramite la relazione (4.7).
2. Nei casi in cui non sia disponibile o non possa essere utilizzabile l'informazione su  $C_*$  fornita dalla fig. 4.8 (v. par. 4.3.2), per la determinazione del coefficiente di piena va fatto ricorso alla relazione (4.8), nella quale è utilizzata l'informazione costituita dalla geologia.

Una procedura di stima diretta, basata sull'analisi statistica di dati di portata e/o precipitazione osservati nel sito di interesse, può costituire un'alternativa alla procedura qui proposta esclusivamente con riferimento alla stima del valore indice  $\bar{x}$  e  $\Lambda_1$  e del parametro di dispersione della distribuzione di probabilità della variabile di interesse. Seppur in maniera del tutto indicativa, si può ritenere che per ottenere stime dirette affidabili di  $\bar{x}$  e  $\Lambda_1$  occorrono serie di dati costituite, rispettivamente, da almeno 8-10 e 15-20 osservazioni.

6 BIBL  
Catalano,  
Crati,  
contr  
Celico P  
bacin  
even.  
CNR-IR  
idro  
Coperti  
gior  
Coperti  
I  
L  
Copert  
I  
Eagles  
Eagles  
Ferrar  
(E  
GI  
Fiore  
sti  
Fiore  
fc  
41  
Fiore  
n  
5  
Fior  
ε  
Min  
Pen  
Puç  
VA

## 6 BIBLIOGRAFIA

- Catalano, E., F. Pascuzzi e P. Versace, *I massimi annuali delle piogge areali sul bacino del F. Crati*, in: Rossi, F., (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, CNR-GNDCI, Roma, 1990.
- Celico P., M. De Innocentis, P. Villani e F. Rossi, 1991, *Influenza dei parametri fisiografici del bacino sul coefficiente di afflusso di piena*, in: Rossi, F., (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1989*, CNR-GNDCI, Roma.
- CNR-IRPI, 1984, *Valutazione delle portate al colmo di piena dei corsi d'acqua italiani (VAPI). Dati idrometrici*. Rapporto non pubblicato.
- Copertino V.A., Fiorentino M.: *Analisi Regionale dei massimi annuali delle precipitazioni giornaliere della Puglia settentrionale*, in: GNDCI rapporto 1988 Linea 1, 1992.
- Copertino, V.A. e M. Fiorentino (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia, SIBIP: Sistema Informativo Bacini Idrografici Pugliesi*. Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università della Basilicata - GNDCI-CNR, 1992.
- Copertino, V.A. e M. Fiorentino (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia*. Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università della Basilicata - GNDCI-CNR, 1994.
- Eagleson, P.S., *Dynamics of flood frequency*, *Water Resour. Res.*, 8(4), 878-898, 1972.
- Eagleson, P.S., 1972, *Dynamics of flood frequency*, *Water Resour. Res.*, 8(4), 878-898.
- Ferrari, E., Versace, P. e Villani, P., 1989. *Terzo livello di analisi delle piene in Calabria*, in: F. Rossi, (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, GNDCI-CNR, Roma.
- Fiorentino, M., Gabriele, S., 1985. *Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche degli stimatori*. *Geodata 25*, Cosenza.
- Fiorentino M., Gabriele S.: *Analisi regionale delle piogge di breve durata per la progettazione delle fognature pluviali. Un'applicazione del modello a doppia componente*. 5° corso di aggiornamento in Tecniche per la Difesa dall'inquinamento, Cosenza 1984.
- Fiorentino M., Rossi F., Villani P. : *Effect of the basin geomorphoclimatic characteristics on the mean annual flood reduction curve*. Proc. 18th Annual Pittsburgh Mod. Simul. Conf., Volume 5, pp. 114-119, IASH Pubbl., 1987a.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F., Versace P., 1987. *Hierarchical approach flood frequency analyses*. in: *Regional flood frequency analysis*, edited by Singh, V.P., 35-44, Reidel Publ.
- Ministero LL. PP. *Le piene dei corsi d'acqua italiani*, Poligraf. Stato, Roma, 1939.
- Penta, A., *Distribuzione di probabilità del massimo annuale  $a_g$  dell'altezza di pioggia giornaliera su un bacino*, *Atti XIV Convegno di Idraulica e costruzioni Idrauliche*, Napoli, 1974.
- Puppini, U., *Coefficienti idrometrici per generica scala di deflusso*, *L'ingegnere*, 4, 32-44., 1932.

- Rossi, F., 1974. Criteri di similitudine idrologica per le stime della portata al colmo di piena corrispondente a un assegnato periodo di ritorno. Atti del XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Volume II, Napoli.
- Rossi, F. e Versace P., 1982. Criteri e metodi per la valutazione delle piene, in E. Marchi (Ed.) *Valutazione delle Piene*, P.F. Conservazione del suolo, Pubbl. n.165, CNR. Roma.
- Rossi, F., Fiorentino, M., Versace, P., 1984. Two component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resources Research*, Volume 20, No.7, pp.847-856.
- Rossi, F., Villani, P., 1988. La regionalizzazione della piena annuale media attraverso un metodo analitico di tipo geomorfoclimatico. Atti del XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Volume I, pp.225-242, L'Aquila.
- Rossi F., Fiorentino M., Versace P.: *Two component extreme value distribution for flood frequency analysis*. *Water Resources Research*, Volume 20, N. 7, pp. 847-856, 1984.
- Singh, V.P. 1988, *Hydrologic Systems*, Prentice Hall, 2 voll.
- U.S. Weather Bureau, *Rainfall intensity-frequency regime 1-5*, Tech. Paper N. 29, Washington D.C., 1957-1960.
- U.S. Weather Bureau, 1957-1960. Rainfall intensity-frequency regime 1-5, *Tech. Paper N. 29*, Washington D.C.
- Versace, P., Ferrari, E., Gabriele, S., Rossi, F., 1989. Valutazione delle piene in Calabria. CNR-IRPI, Geodata, Cosenza.
- Villani P., *Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media*, in: *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, CNR-GNDCI, 1990b.
- Villani P., 1990a. La valutazione della piena annua media, Atti dell'Istituto di Ingegneria Civile, Università di Di Salerno, n.108.
- Villani P., 1990b. Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media, in: *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, CNR-GNDCI.
- Viparelli, C. "La interpretazione degli effetti di cento anni di bonifica del Candelaro", VI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Padova, 1959.
- Viparelli C.: *Idrologia applicata all'ingegneria*. Fondazione Politecnica per il Mezzogiorno d'Italia, 5, 1964.

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.4 CNR - IRPI - Cosenza

U. O. 1.15 Università della Calabria - Dipartimento di Difesa del Suolo - Cosenza

PROGETTO VAPI  
RAPPORTO NAZIONALE

I - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN CALABRIA

a cura di

E. Ferrari, P. Versace e S. Gabriele



# VALUTAZIONE DELLE PIENE IN CALABRIA

## INDICE

	Pag.
1. INTRODUZIONE	1-1
2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO	2-1
2.1 Lineamenti geografici	2-1
2.2 Lineamenti geologici	2-2
2.3 Lineamenti idrografici	2-3
2.4 Caratteristiche climatiche	2-4
2.5 Rete di misura del S.I.M.I.	2-5
3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME	3-1
3.1 Il modello probabilistico TCEV	3-1
3.2 Le piogge giornaliere	3-1
3.2.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-1
3.2.2 <i>La pioggia indice</i>	3-8
3.3 Le piogge orarie	3-9
3.3.1 <i>Le curve di crescita</i>	3-9
3.3.2 <i>Le curve di probabilità pluviometrica</i>	3-10
3.4 Le piogge areali	3-11
4. LA VALUTAZIONE DELLE PIENE	4-1
4.1 Il modello probabilistico TCEV	4-1
4.2 Le curve di crescita	4-1
4.3 La piena indice	4-5
4.3.1 <i>Metodi empirici di regressione</i>	4-6
4.3.2 <i>Metodo razionale</i>	4-8
4.4 I volumi di piena	4-9
5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE	5-1
6. BIBLIOGRAFIA	6-1

## 1. INTRODUZIONE

Il rapporto sulla valutazione delle piene in Calabria è stato il primo ad essere prodotto nell'ambito del progetto VAPI ed ha costituito il rapporto guida per i lavori successivi.

La bozza preliminare del rapporto, pubblicata nel 1989 (Versace et al., 1989), non ha subito sostanziali modifiche dopo essere passata al vaglio delle diverse Unità Operative, se non per effetto di qualche aggiornamento dovuto all'ampliamento del periodo di osservazione. La stesura finale del rapporto è prevista per la fine del 1994 (Versace et al., 1994).

Nel rapporto sono affrontati i vari livelli di analisi regionale per le piogge giornaliere e per le portate al colmo, mentre per le piogge orarie ci si è limitati al terzo livello di regionalizzazione.

Indagini sono state sviluppate sia per quanto riguarda le piogge areali sia per quanto riguarda i volumi di piena.

A livello cartografico il rapporto comprende 6 tavole al 250.000 che riguardano:

- le isoiete dei principali eventi pluviometrici fino al 1985;
- le aree storicamente soggette ad allagamenti;
- le stazioni pluviometriche;
- le stazioni idrometriche;
- le isoiete della pioggia giornaliera indice;
- le sottozone pluviometriche ed idrometriche e le aree pluviometriche omogenee.

Nel rapporto è sviluppato un ampio capitolo che analizza le caratteristiche essenziali delle fiumare calabre: gli aspetti orografici, geologici, climatici, idrografici, i nubifragi e le inondazioni, gli studi idrologici sviluppati nel passato, gli interventi di sistemazione ed i dati idrologici.

Sia prima della redazione del rapporto sia successivamente sono stati analizzati i vari aspetti della procedura VAPI.

In particolare:

- per gli aspetti teorici si ricordano i lavori di Rossi e Versace (1982), Versace et al. (1982), Rossi et al. (1984;1986), Fiorentino et al. (1985; 1987a; 1987b), Beran et al. (1986), Ferrari et al. (1990; 1992);
- per le tecniche di stima dei parametri: Fiorentino e Gabriele (1985), Arnell e Gabriele (1986; 1988a; 1988b; 1991), Gabriele e Iiritano (1994);
- per le piogge: Penta et al. (1980a; 1980b), Fiorentino e Gabriele (1984), Fiorentino et al. (1984), Catalano et al. (1989), D'Ippolito (1987), Battista e D'Ippolito (1987), Battista (1988);

- per le piene: Ferrari et al. (1988; 1989a; 1989b, 1993), Ferrari (1993), Versace (1987; 1988), Villani et al. (1993).

A tutti questi lavori, ed in particolare alle due stesure dei rapporti regionali (Versace et al., 1989; 1994) si rimanda per i necessari approfondimenti. In questo capitolo sono invece forniti gli elementi essenziali per la utilizzazione pratica dei risultati ottenuti.

Il seguito del capitolo è articolato sostanzialmente in tre parti. Nella prima vengono analizzate le caratteristiche geologiche, morfologiche ed idrologiche essenziali della Calabria, evidenziando il particolare sistema di drenaggio delle fiumare. Inoltre viene mostrata la localizzazione della rete di misura dei dati idrologici gestita dal Compartimento di Catanzaro del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (S.I.M.I.), relativamente alla regione Calabria.

Nella seconda parte si espongono i risultati ottenuti nella valutazione delle piogge estreme, di durata giornaliera ed oraria, con una indagine particolareggiata per il problema della trasformazione della precipitazione puntuale in areale.

Nella terza parte l'attenzione si focalizza quindi sui risultati ottenuti nella stima dei massimi annuali della portata di piena nei diversi livelli di analisi regionale.

In sede di conclusioni, al paragrafo 5, viene sintetizzata la procedura da utilizzare nelle applicazioni e vengono ricordati gli argomenti che richiedono qualche ulteriore approfondimento.

## 2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO

### 2.1 Lineamenti geografici

La Calabria occupa la parte più meridionale della penisola italiana, con una estensione territoriale di 15.080 km<sup>2</sup> pari al 5,0% dell'intera superficie nazionale, a cui corrisponde una densità abitativa regionale di 155 abitanti per km<sup>2</sup>, contro una media nazionale di 187. Le sue dimensioni massime, nelle due direzioni di sviluppo prevalente est-ovest e nord-sud, sono rispettivamente pari a 130 e 250 km circa e ne mettono in evidenza la forma allungata perimetrata da circa 800 km di costa. La configurazione orografica della Calabria si presenta movimentata, con superficie prevalentemente montuosa, formata da catene di monti dalle forme aspre, solcate da valli profonde e ripide pendici. Le zone pianeggianti, che occupano meno del 10% del territorio, si limitano alle pianure alluvionali che si estendono nei tratti inferiori dei principali corsi d'acqua e nelle strette fasce litoranee. Nella Fig. 2.1 e' riportata la curva ipsografica dell'intera regione, con altitudine media pari a 556 m.

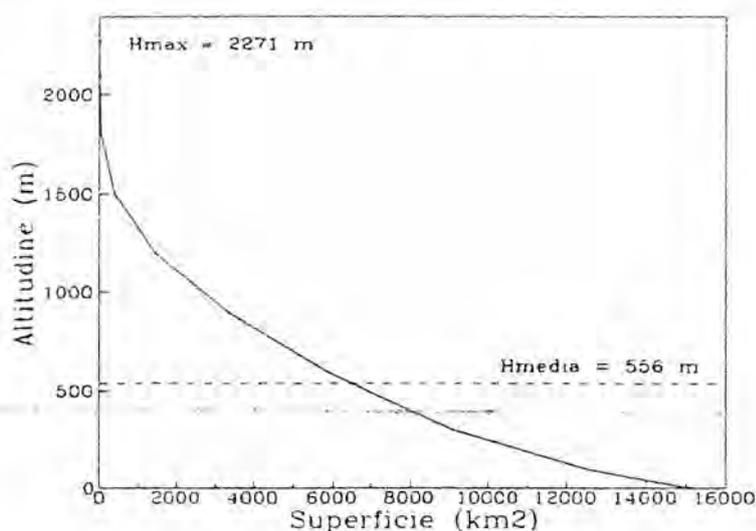


Fig. 2.1 Curva ipsografica della Calabria

In particolare si possono distinguere tre zone orograficamente ben definite che corrispondono a tre massicci montuosi intervallati da brevi catene (Fig. 2.2).

Al confine con la Basilicata, il massiccio calcareo-dolomitico del Pollino occupa tutta la parte settentrionale della Calabria, raggiungendo con la cima del Dolcedorme la quota più elevata della regione (2271 m). Da questo si dipartono verso sud la fertile Piana di Sibari, sede di pregiate colture, e la Catena Costiera appenninica, la cui forma allungata si estende appena a ridosso del versante tirrenico. Al centro della regione si distendono i vasti altopiani della Sila, distinta in Sila Grande, Greca e Piccola, che mediamente si eleva ad un'altezza di 1000 m. A sud della Sila si incontrano

quindi la Catena delle Serre e in ultimo il massiccio dell'Aspromonte, che digrada verso il mare solcato a raggiera da numerose fiumare.

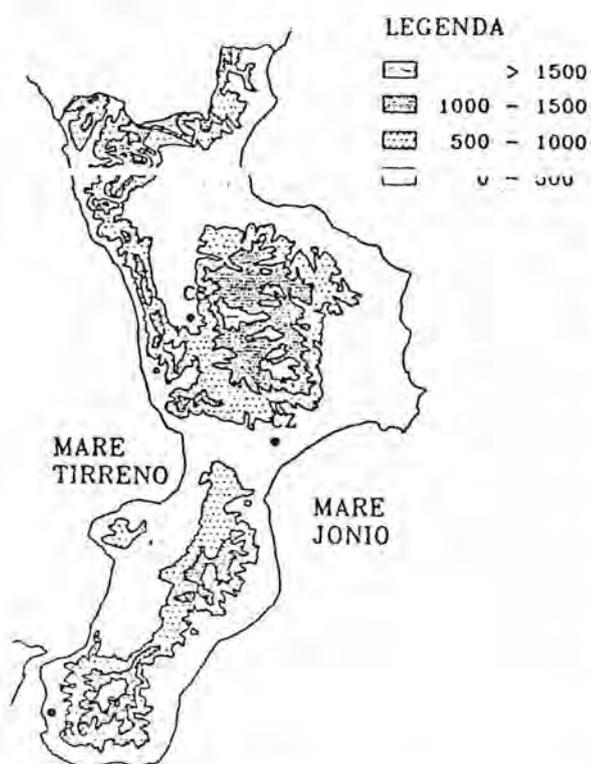


Fig.2.2 Distribuzione altimetrica della Calabria (da Caloiero et al., 1990)

## 2.2 Lineamenti geologici

Il territorio calabrese presenta caratteristiche geologiche peculiari rispetto a quanto si rinviene in Italia meridionale relativamente alle litologie affioranti e all'evoluzione geologico-strutturale. L'intensa attività neotettonica associata alle disomogenee caratteristiche climatiche della regione ne ha inoltre fortemente controllato i processi morfogenetici. Le rocce granitiche e metamorfiche di cui sono principalmente costituiti i rilievi della Sila, delle Serre e dell'Aspromonte si differenziano infatti nettamente dalle rocce sedimentarie calcaree che compongono la gran parte dell'Appennino meridionale e della Sicilia.

La geologia della Calabria è caratterizzata prevalentemente da falde di rocce cristalline

posizionate nel Miocene inferiore durante l'orogenesi alpina. In Calabria settentrionale queste falde sono sovrascorse sui terreni sedimentari che costituiscono la Catena appenninica. In Calabria meridionale i rilievi delle Serre e dell'Aspromonte sono composti da unità granitiche e metamorfiche, che proseguono in Sicilia costituendo l'ossatura dei Monti Peloritani.

Successivamente alla formazione e al posizionamento delle falde calabridi, si sono sviluppati intensi processi sedimentari che hanno dato origine alla deposizione sulle falde di rocce sedimentarie evaporitiche.

Tra le caratteristiche geomorfologiche peculiari della regione si ricordano le conoidi alluvionali e i tipici terrazzamenti sui versanti marini, molto evidenti sul versante tirrenico della Catena Costiera. Sul versante silano si nota la presenza di numerose frane e di versanti instabili nei sedimenti sabbiosi quaternari e nei terreni cristallini profondamente alterati.

Da un punto di vista tettonico, i terreni che compongono la Calabria hanno subito numerose fasi tettoniche che hanno dato origine a strutture di sovrascorrimento tra le varie unità cristalline calabridi e tra le rocce cristalline, soprattutto per quanto riguarda il versante ionico.

### 2.3 Lineamenti idrografici

La morfologia molto tormentata, la breve distanza che intercorre fra i principali sistemi montuosi ed il mare, il rilevante sviluppo costiero rispetto all'estensione territoriale danno luogo a numerosissimi corsi d'acqua caratterizzati da bacini imbriferi generalmente molto modesti, da breve corso in pianura, da forti pendenze longitudinali. Questi fattori accompagnati da suoli prevalentemente impermeabili fanno sì che il regime dei corsi d'acqua riproduca l'andamento degli afflussi meteorici, convogliando con rapidità grandi quantitativi di acqua durante il periodo delle precipitazioni e rimanendo con portate molto modeste o addirittura nulle nella stagione estiva. Le piene si verificano, pertanto, in concomitanza di piogge che raggiungono valori elevati dell'intensità, pur interessando aree di limitata estensione e solo per poche ore. Esse presentano una fase di concentrazione rapidissima che in breve fa passare la portata da modesti valori di morbida a valori centinaia di volte superiori, seguita dalla fase di esaurimento senza che, in qualche caso, si riscontri alcuna fase significativa di stanca.



Fig. 2.3 Reticoli idrografici principali della Calabria.

La struttura della rete idrografica, rappresentata in fig. 2.3, evidenzia uno spartiacque principale che corre da nord a sud seguendo le cime della Catena Costiera, delle Serre e dell'Aspromonte. Si delimitano in tal modo un versante tirrenico arealmente poco esteso, le cui dimensioni diventano minime lungo la Catena Costiera, ed uno jonico molto più ampio che comprende quasi interamente l'altopiano della Sila.

I dati caratteristici dei bacini idrografici e i principali corsi d'acqua della Calabria sono riportati nella tabella 2.1.

Il versante tirrenico ha appena 5 corsi d'acqua rilevanti per lunghezza e portata: Lao, Savuto, Amato, Mesima e Petrace.

Gli altri corsi d'acqua che sfociano nel Tirreno sono vere e proprie fiumare. Quelli che hanno origine nella Catena Costiera sono caratterizzati da una pendenza notevole: fra essi la fiumara di Guardia (99 m a km), i

Torbido di San Lucido (99 m a km) e l'Isca (136 m a km).

Al versante ionico settentrionale appartengono i fiumi più lunghi della regione, a cui corrispondono i deflussi più regolari dal momento che sono alimentati in buona parte dalle acque

derivanti dalla fusione delle nevi e dagli apporti delle sorgenti, relativi al massiccio del Pollino ed all'altopiano della Sila.

Il Crati e' il principale fiume della Calabria per lunghezza, bacino e portata media annua. Esso attraverso l'affluente Mucone drena la maggior parte dell'altopiano silano, ed attraverso una serie di torrenti il versante interno della Catena Costiera. Inoltre dal Coscile e dall'Esaro raccoglie i deflussi delle sorgenti del Pollino e della Montea. Gli altri principali fiumi ionici sono il Trionto, il Neto, il Tacina, l'Alli ed il Corace che drenano la parte orientale e meridionale dell'altopiano silano.

A sud della stretta di Catanzaro ci si trova in presenza di vere e proprie fiumare che convogliano le acque solo dopo abbondanti precipitazioni, con l'unica eccezione dell'Ancinale, che ha origine nella Serra S. Bruno. Fra le fiumare che si sviluppano a raggiera sulle pendici dell'Aspromonte e' il caso di ricordare la fiumara di Melito e quella dell'Amendolea.

#### 2.4 Caratteristiche climatiche

Sui vari rilievi della regione (Sila, Pollino, Aspromonte) le temperature medie invernali sono piuttosto basse e i valori minimi in gennaio e febbraio scendono frequentemente al di sotto dello zero. Viceversa nelle pianure costiere, e in particolare in quelle circondate da rilievi come la Piana di Sibari, si raggiungono temperature medie estive particolarmente elevate con punte massime che superano in luglio e agosto i 40°C. La distribuzione sul territorio calabrese della temperatura media annua è rappresentata in fig. 2.4.

L'escursione termica annua aumenta con l'aumentare dell'altitudine e via via che si riduce l'azione mitigatrice del mare. In particolare essa ha valori abbastanza contenuti (16-17°C) nelle Serre, nell'Aspromonte e nei versanti occidentali della Catena Costiera, ha valori leggermente superiori nelle conche e nelle valli interne (18°C) e raggiunge i suoi valori massimi sull'altopiano silano (20-22°C).

La Calabria e' la regione piu' piovosa dell'Italia Meridionale. In particolare i valori medi delle precipitazioni relative alle varie quote sono sempre piu' elevati di quelli italiani. La piovosità media annua in Calabria e' di 1176 mm (in Italia 970 mm), con un contributo unitario medio di 37.2 l/sec km<sup>2</sup>.

Frequenze ed intensità degli eventi pluviometrici nella regione risentono dell'effetto combinato delle temperature, dell'orografia e delle direzioni dei venti prevalenti. In particolare i versanti della Catena Costiera a nord e della Catena delle Serre a sud, costituendo un notevole ostacolo sia per i venti occidentali di origine atlantica, sia per quelli orientali, sono sede di notevoli quantità di precipitazioni, che per fattori locali si caratterizzano sul Tirreno con piogge frequenti e di minore intensità e sullo Ionio con piogge brevi e molto intense.

I  
osse  
L'iso  
ai 2  
I  
cara  
dall  
ridc  
mer  
inve

MA  
TIR

Fig  
Ca

2.5

è c  
ter  
pai

Va

Dalle isoiete della precipitazione media annua registrata nel sessantennio 1921-1980 (fig. 2.5) si osserva come quasi tutta la regione presenti precipitazioni cumulate annue superiori ai 1000 mm. L'isoieta di 1500 mm racchiude quasi tutti i rilievi al di sopra degli 800-900 m mentre valori superiori ai 2000 mm sono presenti sulle cime centrali della Catena Costiera, nelle Serre e sul Montalto.

Per quanto concerne la distribuzione delle precipitazioni durante l'anno la Calabria è caratterizzata da un regime di tipo marittimo. Il periodo piovoso si estende essenzialmente dall'autunno inoltrato all'inizio della primavera, mentre nei tre mesi estivi le piogge sono molto più ridotte, risultando mediamente pari al 7% annuo. Inoltre il valore massimo delle precipitazioni medie mensili si ha generalmente nel mese di dicembre e quello minimo nel mese di luglio. Nei mesi invernali, al di sopra dei 1200 m, le precipitazioni sono prevalentemente di tipo nevoso.



Fig. 2.4 Distribuzione delle temperature medie annue in Calabria (da Caloiero et al., 1990)

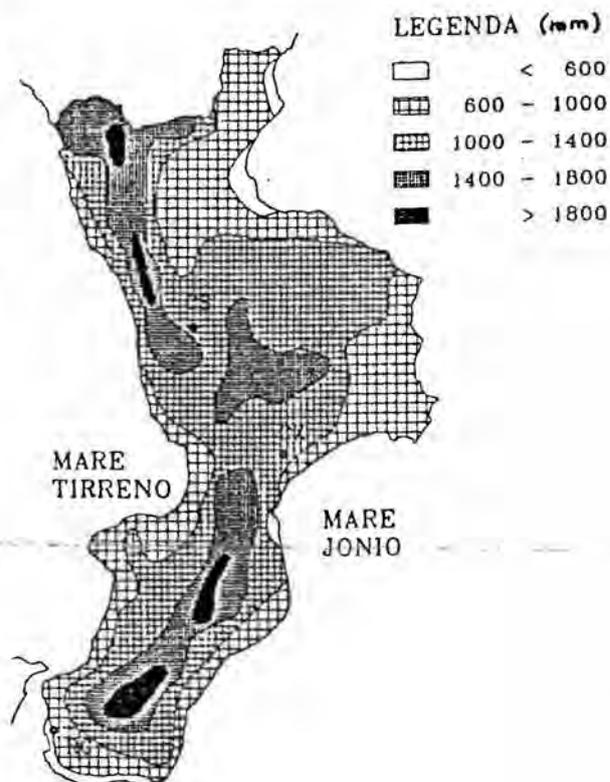


Fig. 2.5 Distribuzione della precipitazione media annua in Calabria (da Caloiero et al., 1990)

## 2.5 Rete di misura del S.I.M.I.

La raccolta, l'elaborazione preliminare e la successiva pubblicazione dei dati idrologici in Calabria è compito istituzionale del Compartimento di Catanzaro del S.I.M.I., che gestisce una rete di stazioni termometriche, pluviometriche, idrometriche, di misura di portata nei corsi d'acqua e freatiche, parte delle quali ricadono anche nella regione Basilicata.

Le stazioni di misura delle precipitazioni considerate in questo studio si riferiscono a tutte quelle gestite dal S.I.M.I. che hanno funzionato nel periodo 1921-1972. La relativa rete pluviometrica, evidenziata in fig. 2.6, al 1972 e' costituita complessivamente da 220 stazioni di cui 110 sono dotate di apparecchio registratore.

La distribuzione nelle varie fasce altimetriche per i diversi strumenti di misura delle precipitazioni è evidenziata in tab.2.III. La densita' complessiva di 1 stazione di misura delle precipitazioni ogni 69 km<sup>2</sup> si presenta come una di quelle piu' fitte sul territorio nazionale. Con riferimento ai massimi annuali delle piogge giornaliere il massimo numero di 52 dati del periodo di osservazione è totalizzato in 12 stazioni mentre i massimi annuali delle piogge di breve durata presentano un massimo di 37 anni di funzionamento



Fig. 2.6 Rete pluviometrica gestita dal S.I.M.I.

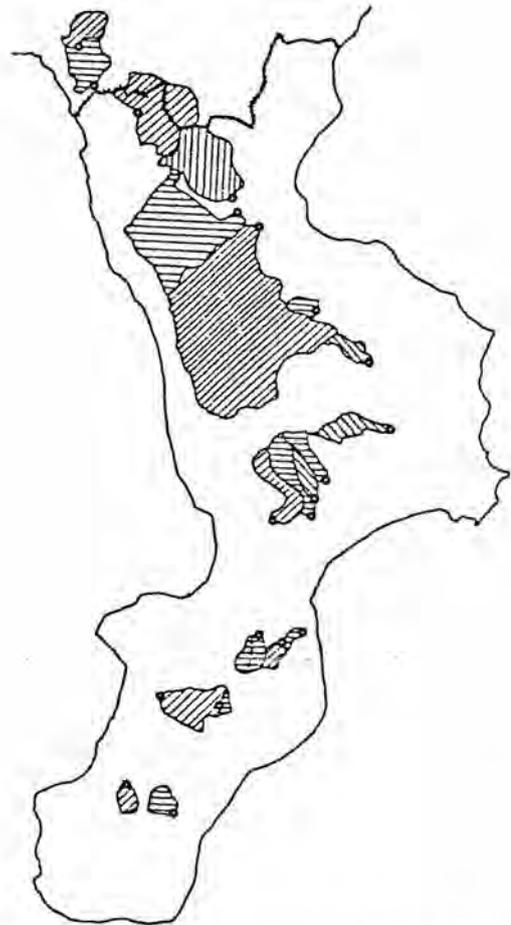


Fig. 2.7 Bacini calabresi con più di 10 anni di osservazione dei massimi annuali di portata al colmo

Per i massimi annuali delle piogge giornaliere le stazioni con  $N \geq 30$  dati sono 176, elencate in tabella 2.IV, per un totale di 8015 anni stazione, mentre per i massimi annuali delle piogge brevi le serie con  $N \geq 20$  dati si riferiscono a 49 pluviografi, per un totale di 1423 anni stazione.

Relativamente alla misura delle temperature, la rete termometrica calabrese al 1972 e' costituita da 37 stazioni, cioe' una per ogni 408 km<sup>2</sup>.

Per quanto concerne le stazioni di misura delle portate, dalle 5 edizioni della Pubblicazione n°17 del S.I.M.I., "Dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani", che coprono il periodo 1925-70 e direttamente dal Compartimento di Catanzaro dello stesso Ente per gli anni successivi, sono stati raccolti i dati dei massimi annuali di portata di piena di 46 bacini gestiti dal S.I.M.I. elencati in tab. 2.IV, per un totale di 571 anni di osservazione. Per la valutazione delle piene oggetto di questo studio sono stati quindi presi in esame i 20 bacini caratterizzati da serie dei massimi annuali di portata al colmo con almeno 10 anni di osservazione. L'estensione areale di questi bacini è riportata nella fig. 2.7.

Tab 2.1 Dati caratteristici dei bacini idrografici e principali corsi d'acqua della Calabria (da Caloiero et al., 1990)

N°	BACINO S.I.M.I.	S (km <sup>2</sup> ) superficie	CORSI D'ACQUA PRINCIPALI	S (km <sup>2</sup> ) superficie	L (km) lunghezza asta princ.	P (%) pendenza media asta
1	Tra Sinni e Saraceno	439	T. Ferro	122.2	18.8	1.56
2	Saraceno	86	F.ra Saraceno	---	19.0	2.92
3	Tra Saraceno e Crati	266	T. Raganello	149.4	36.2	5.10
4	Crati	2577	F. Crati	---	81.4	2.14
			F. Busento	147.5	14.8	6.34
			F. Mucone	311.1	49.0	2.50
			F. Follone	152.4	34.2	2.57
			F. Gronde	106.8	23.8	4.33
			F. Esaro (esc. Follone)	408.2	41.0	28.0
			F. Coscile (esc. Esaro)	432.6	45.0	2.05
5	Tra Crati e Trionto	525				
6	Trionto	289	F. Trionto	---	40.5	3.20
				101.5	23.5	3.40
7	Tra Trionto e Neto	617	F. Nica	175.8	40.0	2.00
8	Neto e cont.	1179	F. Neto	1087.4	80.8	3.00
			F. Arvo	133.3	15.0	2.53
			F. Lese	262.3	39.6	3.15
			F. Vitravo	183.9	43.0	1.95
9	Tra Neto e Tacina	436				
10	Tacina	421	F. Tacina	---	58.0	2.72
11	Tra Tacina e Alli	426	F. Crocchio	131.8	37.2	6.55
			F. Simeri	130.1	36.2	4.20
12	Alli	129	F. Alli	---	47.0	5.41
13	Tra Alli e Corace	66				
14	Corace	293	F. Corace	---	46.0	5.41
15	Tra Corace ed Ancinale	245				
16	Ancinale	167	F. Ancinale	---	46.2	3.10
17	Tra Ancinale ed Allaro	486				
18	Allaro e cont.	171	F.ra Allaro	132.1	34.7	3.14
19	Turbolo e cont.	234	F. Turbolo (Torbido)	190.1	21.1	5.78
20	Tra Turbolo e Bonamico	371				
21	Bonamico	138	F.ra Bonamico	---	26.4	9.55
22	Tra Bonamico e F.ra di Melito	531	F.ra La Verde	113.6	33.2	6.11
			F.ra Amendolea	150.4	38.3	4.79
23	F.ra di Melito e cont.	118	F.ra di Melito	80.3	29.5	5.90
24	Tra F.ra di Melito e F.ra di Gallico	318				
25	F.ra di Gallico e cont.	75	F.ra di Gallico	58.9	23.7	8.11
26	Tra F.ra di Gallico e Petrace	180				
27	Petrace	413	F. Petrace	---	10.0	0.42
			T. Marro	198.2	18.7	7.90
			T. Duverso	155.8	21.7	7.35
28	Tra Petrace e Mesima	49				
29	Mesima	707	F. Mesima	---	49.4	0.25
			F. Metramo	233.9	32.9	3.11
			F. Marepotamo	141.5	20.8	4.00
30	Tra Mesima ed Angitola	475				
31	Angitola	199	F. Angitola	---	21.7	4.37
32	Amato e cont.	566	F. Amato	467.6	56.2	1.65
			F. S. Ippolito	139.8	20.4	4.63
33	Tra Amato e Savuto	146				
34	Savuto e cont.	411	F. Savuto	404.7	72.7	2.34
35	Tra Savuto ed Abatemarco	614				
36	Abatemarco, Lao, Castrocuoco e minori	748	F. Abatemarco	66.5	21.6	8.33
			F. Lao	600.8	51.0	3.04

Tab 2.II Consistenza della rete pluviometrica al 31 dicembre 1972

Fascia di altitudine	Pluviometri	Pluviografi	Pluvionivometri	TOTALE
0 - 200	37	22	--	59
201 - 500	32	45	--	77
501 - 1000	--	35	31	66
1001 - 1500	--	8	10	18
oltre 1500	--	--	--	--
TOTALE	69	110	41	220

Tab 2.III Elenco delle stazioni pluviometriche ( $\bar{x}$  = media dei massimi annuali di pioggia giornaliera)

STAZIONE	N dati	quota (m)	$\bar{x}$ (mm)	N°SII	STAZIONE	N dati	quota (m)	$\bar{x}$ (mm)
NOCARA	51	830	89.77	4157	MONTEGIORDANO SCALO	48	7	77.76
CASTROREGIO	44	820	99.44	4160	AMENDOLARA	49	237	66.51
ALBIDONA	46	810	104.32	4163	TREBISACCE	40	10	65.69
VILLAPIANA SCALO	38	5	50.42	4166	FRANCAVILLA MARITTIMA	50	272	57.73
S. LORENZO BELLIZZI	50	851	108.46	4169	CASSANO ALLO JONIO	49	250	63.10
TRENTA	44	534	57.80	4175	DOMANICO	48	710	102.82
COSENZA	51	250	59.20	4178	S. PIETRO IN GUARANO	47	640	55.64
RENDE	46	482	82.10	4180	ROSE	45	433	56.03
MONTALTO UFFUGO	44	468	81.40	4183	S. MARTINO DI FINITA	43	470	96.05
CAMIGLIATELLO SILANO	45	1291	92.46	4185	CECITA ex ACQUACALDA	46	1180	84.64
PINUTELLO C.C. (Cr.Gr.)	45	1005	81.47	4187	ACRI	49	750	71.10
TORANO SCALO	52	97	56.64	4189	TARSIA	44	203	56.55
S. SOFIA DEPIRO	37	550	66.32	4191	S. AGATA C.C.	40	50	63.40
CASTROVILLARI	50	353	57.84	4195	FIRMO	47	369	59.40
S. AGATA D'ESARO	49	440	79.58	4199	S. SOSTI	49	350	126.11
ACQUAFORMOSA	49	767	82.63	4201	FAGNANO CASTELLO	48	516	98.80
S. MARCO ARGENTANO	49	430	76.56	4204	SPEZZANO ALBANESE SC.	49	46	48.61
S. GIORGIO ALBANESE	41	430	102.10	4209	SCHIAVONEA	47	3	62.44
S. GIACOMO D'ACRI	46	724	99.15	4212	ROSSANO	46	300	107.14
LONGOBUCCO	52	770	109.00	4216	BOCCHIGLIERO	48	870	116.64
CROPALATI	47	367	136.81	4218	CROSIA	47	279	108.32
CARIATI MARINA	39	10	96.43	4223	CRUCOLI	47	367	100.38
UMBRIATICO	47	385	120.20	4226	CIRO' MARINA	49	6	83.87
S. GIOVANNI IN FIORE	47	1050	141.08	4228	QU'ARESIMA C.C.	46	1300	85.54
NOCELLE	39	1322	82.18	4233	MONTEOLIVETO C.C.	42	1237	93.15
STRATALATI C.C.	48	1200	129.08	4237	BERBERANO C.C.	46	1280	105.70
TREPIDO'	52	1295	157.71	4239	CASA PASQUALE	47	1246	177.11
SAVELLI	47	663	127.53	4241	CERENZIA	46	663	132.70
BELVEDERE SPINELLO	47	330	86.44	4243	S. SEVERINA	48	326	94.68
ROCCA DI NETO	47	183	93.77	4245	VERZINO	48	550	111.08
CASABONA	45	309	104.80	4247	S. NICOLA DELL'ALTO	45	576	116.98
STRONGOLI	50	342	95.50	4251	CROTONE	51	6	79.39
CAPO COLONNE	44	24	94.29	4253	ISOLA CAPO RIZZUTO	45	96	85.33
CUTRO	43	229	94.94	4255	STECATO	38	15	87.52
PETILIA POLICASTRO	48	434	138.03	4258	S. MAURO MARCHESATO	47	288	95.86
MARCEDUSA	48	314	101.57	4260	BOTRICELLO	43	18	89.29
CROPANI	48	348	90.27	4262	SERSALE	50	750	124.84
SELLIA MARINA	41	30	87.95	4265	SOVERIA SIMERI	46	366	106.16
ALBI	52	717	112.08	4268	CATANZARO	52	343	85.21
CATANZARO LIDO	40	6	100.50	4271	CARLOPOLI	47	950	91.84
GIMIGLIANO	41	550	103.21	4276	BORGIA	47	332	117.88

Tab 2.IV Elenco delle stazioni idrometriche  
( $\bar{x}$  = media dei massimi annuali di portata al colmo)

n°	STAZIONE	n° dati	$\bar{x}$ (m <sup>3</sup> /s)	S (km <sup>2</sup> )	H min (m.s.m.)
1	Raganello a Terzeria	5	53.34	143.00	8.00
2	Iassa a Vizza	4	59.95	39.10	435.00
3	Mucone a Cecita	8	51.56	160.00	1090.00
4	Mucone a Luzzi	--	----	73.00	190.00
5	Crati a Conca	31	441.42	1332.00	34.70
6	Follone a S.Marco Argentano	4	14.78	34.53	264.00
7	Esaro a Cameli	9	28.46	55.40	261.00
8	Esaro a La Musica	19	328.84	532.00	40.56
9	Coscile a Camerata	29	80.35	303.40	57.60
10	Corigliano a Coriglianeto	--	----	53.00	84.00
11	Colognati a Pizzuto	6	18.83	48.00	134.00
12	Trionto a Difesa	16	8.73	31.70	983.00
13	Garga a Torre Garga	9	13.52	43.00	1230.00
14	Lese a Schiena d'Asino	12	18.97	60.00	687.00
15	Ponticelli a Ponte SS106	5	77.22	13.40	10.00
16	Esaro di Crotone a S. Francesco	5	306.20	81.20	7.00
17	Tacina a Riviotto	25	81.16	77.00	300.00
18	Tacina a Serrarossa	6	167.67	223.00	49.00
19	Alli a Orso	47	16.66	45.50	450.00
20	Melito a Olivella	16	17.18	41.20	360.00
21	Corace a Grascio	38	151.65	177.70	83.80
22	Ancinale a Spadola	9	61.01	42.50	755.00
23	Ancinale a Razzona	50	82.35	116.00	508.70
24	Alaco a Mammone	19	13.61	14.80	965.00
25	Alaco a Pirrella	13	15.60	38.00	237.00
26	Assi a Botteria	3	14.93	52.80	108.00
27	Allaro a P.Mongiana	8	10.81	11.80	880.00
28	Careri a Bosco	10	30.08	48.00	114.50
29	Annunziata a Straorino	5	0.96	8.11	562.00
30	Calabrò a Puzgara	--	----	54.00	108.00
31	Duverso a S.Giorgia	13	12.82	28.68	359.00
32	Vasi a Scifà	2	7.29	19.40	888.00
33	Petrace a Gonia	5	195.36	410.00	15.00
34	Budello a S. Angelo	--	----	53.50	13.00
35	Mesima a Sbarretta	7	61.53	424.00	25.50
36	Metramo a Castagnara	12	6.33	19.70	800.00
37	Metramo a Carmine	12	73.07	233.00	29.00
38	Amato a Marino	26	79.19	114.70	147.30
39	Amato a Licciardi	8	66.56	453.00	10.00
40	Savuto a Poverella	3	22.97	47.00	1160.00
41	Savuto a Persico	--	----	159.90	158.00
42	Savuto a P. Savuto	8	55.61	141.00	300.00
43	Lao a Piè di Borgo	24	214.31	278.90	270.00
44	Noce a La Calda	30	30.68	44.00	530.00
45	Noce a Le Fornaci	10	150.50	186.00	140.00
46	Noce a C.le Castrocuoco	2	199.00	265.00	92.00

### 3. LA VALUTAZIONE DELLE PIOGGE ESTREME

#### 3.1 Il modello probabilistico TCEV

Per l'analisi dei massimi annuali delle piogge giornaliere si è utilizzato il modello regionale gerarchico TCEV descritto al Capitolo A. La stima della variabile di progetto  $x_T$ , riferita ad un periodo di ritorno  $T$ , viene effettuata con il metodo della portata (o della pioggia) indice che divide le elaborazioni in due fasi complementari e indipendenti tra loro:

- individuazione, secondo il modello probabilistico prescelto, della CDF della variabile  $X'=X/\mu$ , detta anche curva di crescita;
- stima di  $\mu$ , pioggia indice.

L'indagine svolta in Calabria per delimitare geograficamente zone e sottozone pluviometriche omogenee è stata effettuata riportando i valori del parametro di interesse ( $G$  o  $C_v$ ) su una carta geografica e seguendo l'andamento evidenziato dalla divisione dei valori in classi. Alla procedura di ripartizione geografica si è affiancata una procedura basata sulle tecniche di clustering, per la cui descrizione si rimanda al rapporto Calabria (Versace et al., 1989).

La stima dei parametri di forma  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  si è effettuata con la procedura iterativa di massima verosimiglianza segnalata al capitolo A. Per questo livello di analisi si è scelto un valore soglia della dimensione campionaria tale da avere un numero non eccessivo di serie, distribuite in modo da non esasperare l'effetto della correlazione, e stime puntuali di  $\Lambda_1$  affidabili da poter usare nella procedura iterativa che caratterizza il metodo ML.

La stima del parametro di scala  $\Lambda_1$  caratteristico delle sottozone pluviometriche omogenee si è ottenuta al secondo livello di regionalizzazione, facendo la media aritmetica dei valori del parametro  $C_{v1}$ , ricavati direttamente dalle stime  $\Lambda_1$  relative alle serie pluviometriche. Quindi si è ritrasformato il valore medio di  $C_{v1}$  nel valore medio di  $\Lambda_1$  con la relazione inversa della (A.18).

Il parametro di posizione, necessario come quarto ed ultimo parametro del modello regionale TCEV, è  $\theta_1$  oppure la pioggia indice  $\mu_g$ , legata a  $\theta_1$  dalla (A.12). Nelle diverse aree omogenee, tra la stima di  $\mu_g$ ,  $\bar{x}_g$ , e la quota  $h$  si ipotizza il legame espresso dalla (A.19).

#### 3.2 Le piogge giornaliere.

##### 3.2.1 Le curve di crescita

Relativamente all'analisi delle piogge giornaliere, nel primo livello di regionalizzazione l'ipotesi di partenza è che l'intera Calabria sia un'unica zona pluviometrica omogenea con  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  costanti.

La stima di questi valori è stata effettuata con il metodo ML, utilizzando le serie dei massimi annuali delle piogge giornaliere con  $N \geq 48$  dati. Da tale gruppo di serie si sono escluse le serie di S. Sosti, che mostra un andamento irregolare delle frequenze storiche cumulate, e di Vibo Valentia, caratterizzata da un valore eccezionale che non trova contemporanea corrispondenza nelle stazioni limitrofe. Le 53 stazioni così identificate, per un totale di 2624 anni stazione, forniscono le seguenti stime ML dei parametri di forma:

$$\Lambda_0 = 0.418 \quad (3.1)$$

$$\theta_0 = 2.154 \quad (3.2)$$

Nella tabella 3.I le 53 stazioni utilizzate in questo primo livello di analisi, contraddistinte dal simbolo \*, sono elencate con i valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  ottenuti con la stima ML vincolata ai valori di  $\Lambda_0$  e  $\theta_0$  dati dalle (3.1) e (3.2).

Il coefficiente di asimmetria teorico  $\gamma_1$  risulta:

$$\gamma_1 = 1.916 \quad (3.3)$$

mentre la probabilità  $p_2$  che un massimo annuale delle piogge giornaliere provenga dalla componente straordinaria è:

$$p_2 = 0.298 \quad (3.4)$$

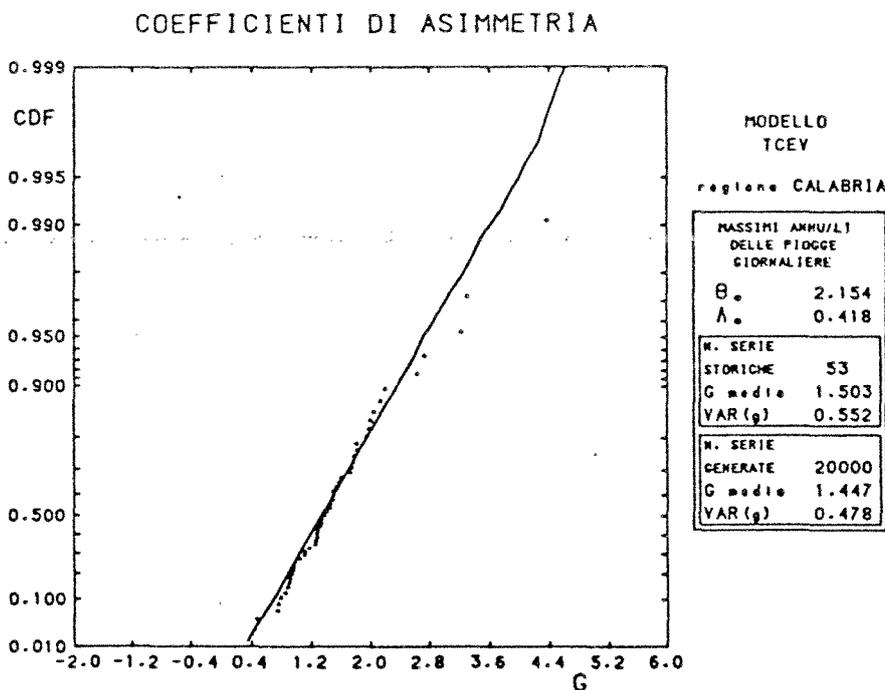


Fig. 3.1 Confronto tra le frequenze cumulate dei valori di  $G$  osservati per 53 serie con  $N \geq 48$ , utilizzate per la stima dei parametri  $\Lambda_0$  e  $\theta_0$ , e  $G$  generati con parent TCEV

L'ipotesi che la Calabria costituisca un'unica zona pluviometrica omogenea viene verificata con il test del  $\chi^2$ , che fornisce esito positivo. Nel test si confrontano le frequenze cumulate dei  $G$  osservati e di quelli ottenuti per generazione casuale con tecniche di tipo Montecarlo, da una popolazione TCEV caratterizzata dai valori  $\Lambda_0$  e  $\theta_0$  dati dalle (3.1) e (3.2).

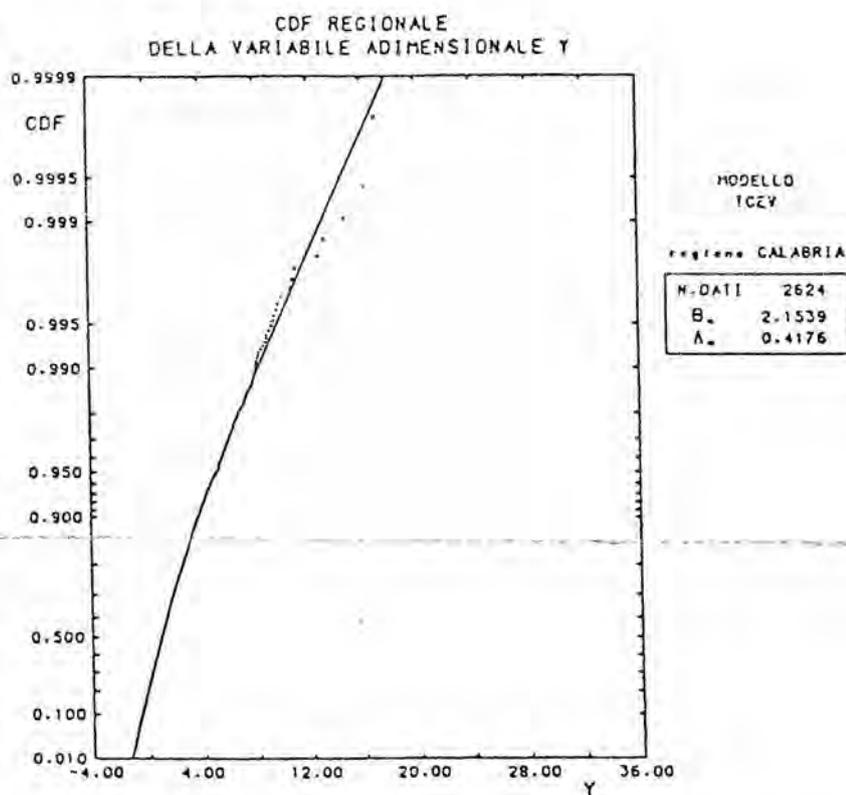
Il confronto tra le frequenze cumulate dei valori osservati e

generati di  $G$ , è riportato in fig. 3.1. Nel diagramma sono evidenziati inoltre i valori delle statistiche media e varianza dei coefficienti di asimmetria osservati e generati.

Una ulteriore conferma dell'ipotesi è stata ottenuta con il test del  $\chi^2$  confrontando le frequenze cumulate dei  $G$ , generati nella verifica precedente, con quelle dei  $G$  osservati nelle 121 serie aventi  $30 \leq N < 48$ , per complessivi 5293 anni stazione, non utilizzate per la stima di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$ .

Si può in definitiva ritenere valida l'ipotesi che la Calabria costituisca una unica zona pluviometrica omogenea caratterizzata dai valori costanti di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  espressi dalle (3.1) e (3.2) e dalla distribuzione della variabile adimensionale  $Y$  che assume espressione (Fig. 3.2):

$$F_Y(y) = \exp[-\exp(-y) - 0.418 \exp(-y/2.154)] \quad (3.5)$$



Al secondo livello di regionalizzazione in prima ipotesi si considera che l'intera Calabria costituisca una sottozona pluviometrica omogenea, utilizzando per la verifica 174 serie storiche con  $N \geq 30$  per un totale di 7917 anni stazione, elencate in tab. 3.I.

La stima del valore regionale di  $\Lambda_1$  è risultata:

$$\Lambda_1 = 19.824 \quad (3.6)$$

Fig. 3.2 Massimi annuali delle piogge giornaliere. CDF regionale della variabile adimensionale  $Y$ .

Con tale stima di  $\Lambda_1$  il coefficiente di variazione teorico  $\gamma$ , che dipende anche da  $\Lambda_1$  oltre che da  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$ , nell'ipotesi di unica sottozona omogenea, assume valore costante pari a:

$$\gamma = 0.443 \quad (3.7)$$

Il confronto tra le frequenze cumulate dei Cv delle 174 serie e quelle ottenute con generazione casuale non permette tuttavia di accettare l'ipotesi che la Calabria oltre ad essere un'unica zona sia

anche un'unica sottozona pluviometrica omogenea (fig. 3.3).

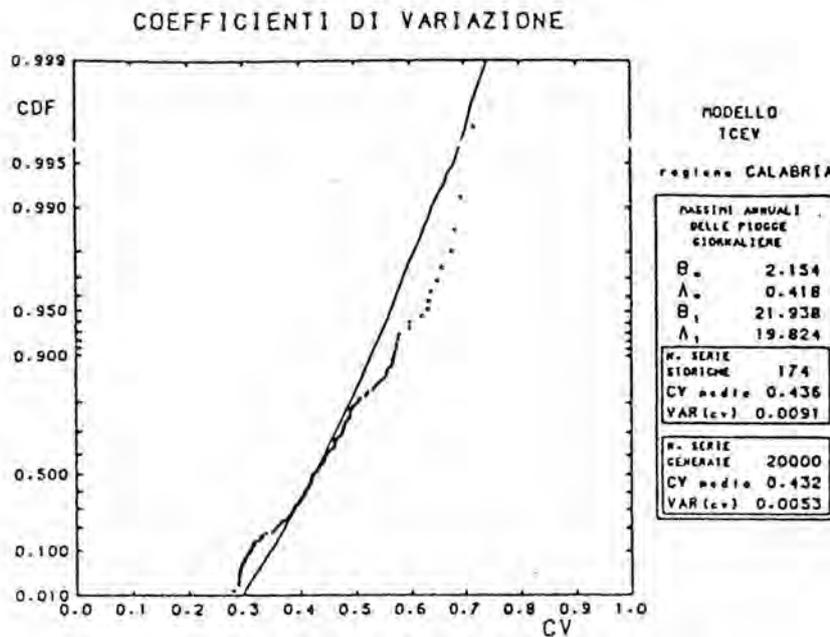


Fig. 3.3 Confronto tra le frequenze cumulate dei valori campionari di Cv osservati e generati nella ipotesi di unica sottozona pluviometrica omogenea.

Come ipotesi alternative si è suddivisa la regione in due e in tre sottozone pluviometriche omogenee, ciascuna caratterizzata da uno specifico valore di  $\Lambda_1$ . Per la suddivisione base si sono utilizzate tecniche di clustering, a cui si sono fatti seguire piccoli aggiustamenti necessari per ottenere la continuita' dei caratteri fisici delle sottozone.

Tra tutte le diverse configurazioni ipotizzate, si identificano le due configurazioni riportate nella fig. 3.4 in corrispondenza dei valori minimi dell'errore quadratico medio (Versace et al., 1989). Il valore più basso di MSE ottenuto per la suddivisione nelle tre sottozone tirrenica, centrale e ionica, riportata in fig. 3.4b, identifica in definitiva tale ipotesi come la migliore configurazione. I valori di  $\Lambda_1$  per le 3 sottozone sono i seguenti:

$$\begin{aligned}
 \text{Sottozona tirrenica} & \quad \Lambda_1 = 48.419 \\
 \text{Sottozona centrale} & \quad \Lambda_1 = 22.878 \\
 \text{Sottozona ionica} & \quad \Lambda_1 = 10.987
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

Per la verifica della precedente ipotesi si sono confrontate separatamente per ciascuna sottozona le frequenze cumulate dei Cv delle serie appartenenti alla singola sottozona con quelle ottenute

generando serie casuali da una popolazione TCEV con il valore di  $\Lambda_1$  che la caratterizza. I tre confronti confermano l'attendibilità dell'ipotesi fatta (figg. 3.5, 3.6 e 3.7).

Una successiva verifica della validità dell'ipotesi di ripartizione geografica in tre sottozone pluviometriche omogenee si è avuta confrontando le frequenze cumulate dei  $C_v$  osservati complessivamente nelle 174 serie con  $N \geq 30$  con quelle ottenute dalla generazione eterogenea di serie casuali da tre popolazioni distinte. Le generazioni sono state effettuate da una popolazione TCEV con valori unici di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$ , dati dalle (3.1) e (3.2), e valori di  $\Lambda_1$  pari ai valori ottenuti per ciascuna sottozona, evidenziati dalle (3.8).

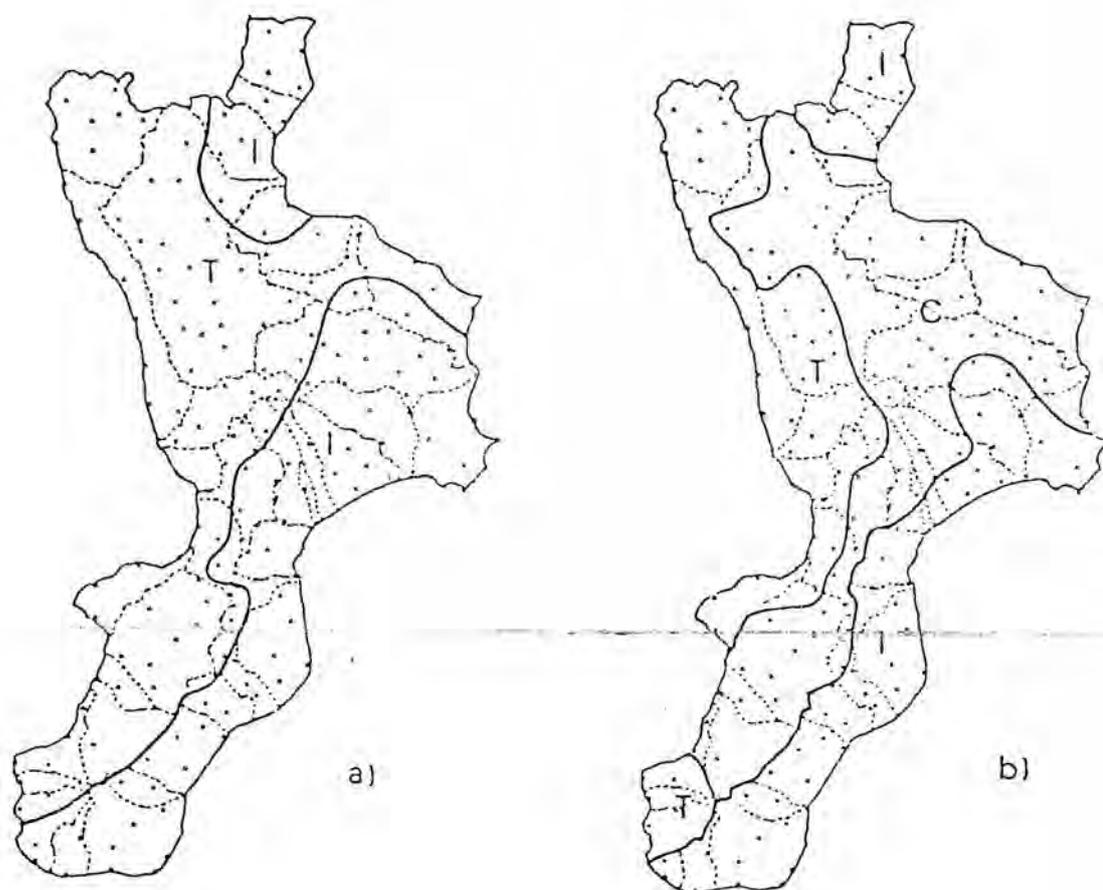


Fig. 3.4 *Suddivisione della Calabria in due e tre sottozone pluviometriche omogenee (T=sottozona tirrenica, C=sottozona centrale, I=sottozona ionica)*

I valori ottenuti per la media e la varianza di  $C_v$  in questo caso risultano molto simili a quelli sperimentali ottenuti considerando insieme tutti i dati storici, come si vede in tab. 3.II. L'andamento delle due CDF è invece rappresentato in figura 3.8.

Quindi per ciascuna delle tre sottozone è possibile ricavare la curva di crescita, ovvero la CDF della variabile ridotta  $X' = X/\mu$  (fig. 3.9):

Sottozona tirrenica  $F_{x'}(x') = \exp\{-48.419(177.961)^{-x'} - 2.542(11.068)^{-x'}\}$

Sottozona centrale  $F_{x'}(x') = \exp\{-22.878(83.341)^{-x'} - 1.786(7.794)^{-x'}\}$

Sottozona ionica  $F_{x'}(x') = \exp\{-10.987(39.986)^{-x'} - 1.271(5.549)^{-x'}\}$

(3.9)

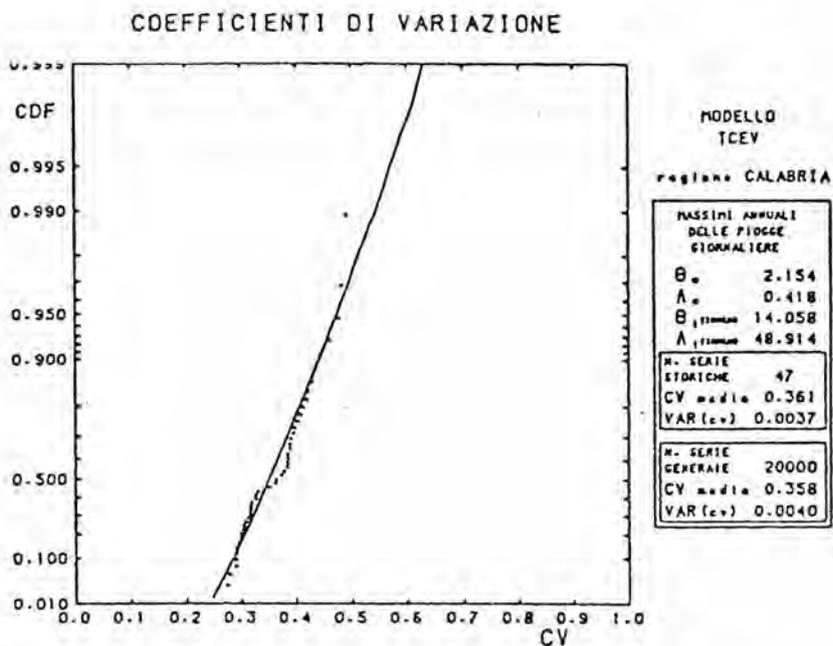


Fig. 3.5 Confronto tra le frequenze cumulate dei valori campionari di Cv osservati e teorici per la sottozona tirrenica, nell'ipotesi di tre sottozone pluviometriche

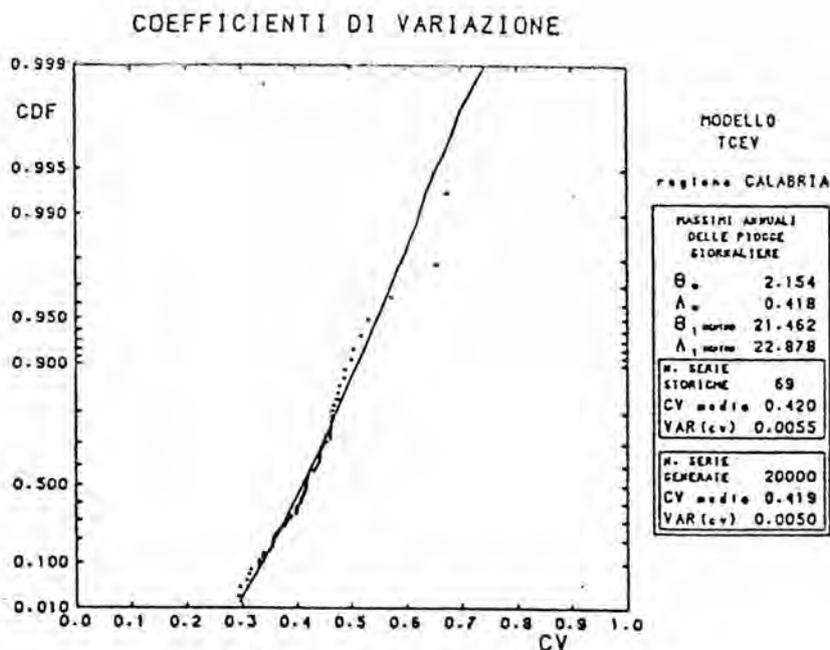


Fig. 3.6 Confronto tra le frequenze cumulate dei valori campionari di Cv osservati e teorici per la sottozona centrale, nell'ipotesi di tre sottozone pluviometriche.

9)

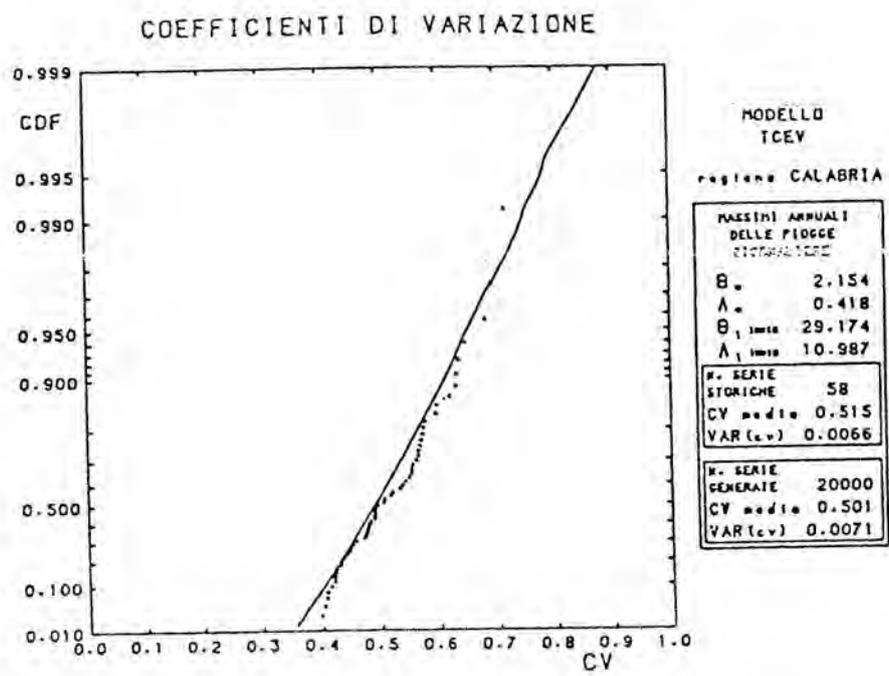


Fig. 3.7 Confronto tra le frequenze cumulate dei valori campionari di Cv osservati e teorici per la sottozona ionica, nell'ipotesi di tre sottozone pluviometriche

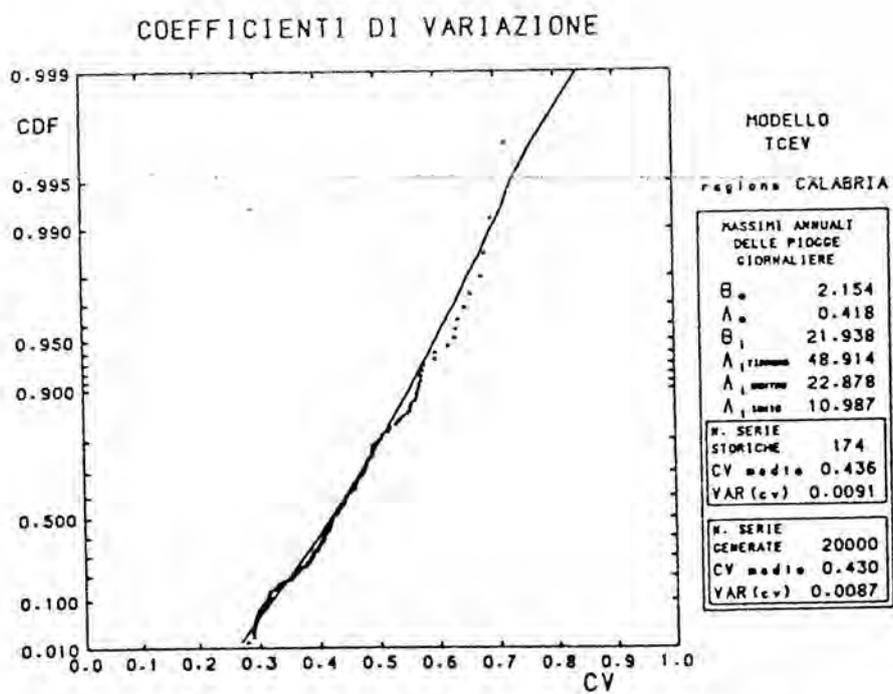


Fig. 3.8: Confronto tra le frequenze cumulate dei valori campionari di Cv osservati e teorici nelle ipotesi di tre sottozone pluviometriche (generazione da 3 popolazioni miste).

6

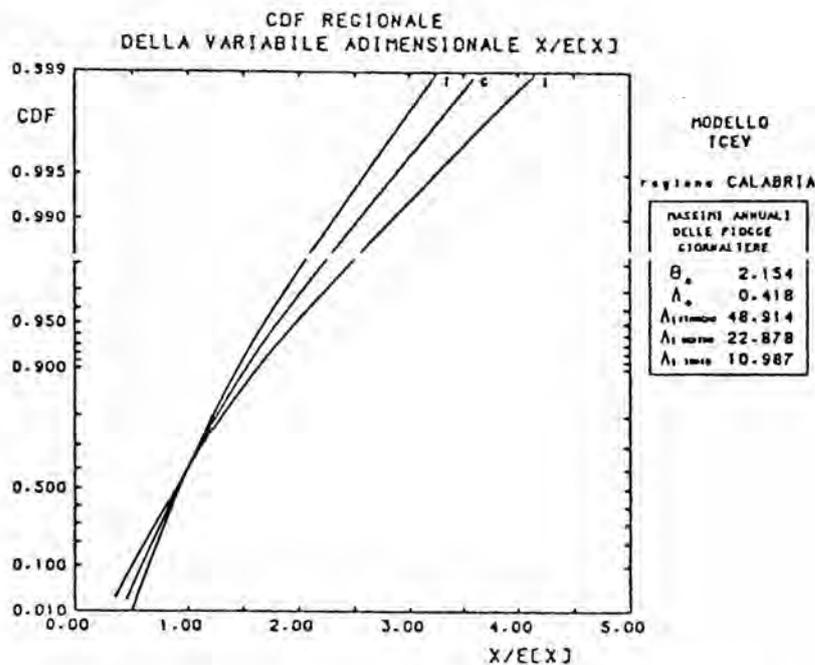


Fig. 3.9 Secondo livello di regionalizzazione. CDF regionali di  $X'$ .

### 3.2.2 La pioggia indice

Con il terzo livello di regionalizzazione delle piogge giornaliere, all'interno delle sottozone pluviometriche omogenee, si sono identificate le aree pluviometriche omogenee, in ciascuna delle quali è stato possibile stimare relazioni empiriche più o meno strette tra la pioggia indice  $\bar{x}_g$  e la quota sul mare  $h$ .

Per la delimitazione delle aree pluviometriche omogenee e l'identificazione delle relazioni caratteristiche si è proceduto per tentativi, utilizzando 176 serie con  $N \geq 30$ , per complessivi 8015 anni stazione.

Come risultato l'intera regione è stata suddivisa in 12 aree omogenee, riportate in fig. 3.10, ciascuna delle quali è caratterizzata da una correlazione lineare tra i valori  $\log \bar{x}_g$  e le quote sul mare  $h$ , con elevati valori del coefficiente di regressione a fronte di un numero di stazioni a volte esiguo:

$$\log \bar{x}_g = ch + d \quad (3.10)$$

in cui  $c$  e  $d$  sono due parametri variabili da un'area omogenea all'altra.

Ogni area omogenea ricade all'interno di una singola sottozona omogenea (Battista e D'Ippolito, 1987). Solo l'area Sila Grande ricade in parte nella sottozona tirrenica e in parte nella sottozona centrale. Per indicare la loro appartenenza a due diverse sottozone tale area è stata suddivisa in due

ree distinte indicate con la sigla C1 e T2, ma caratterizzate ovviamente da una unica relazione del po (3.10).

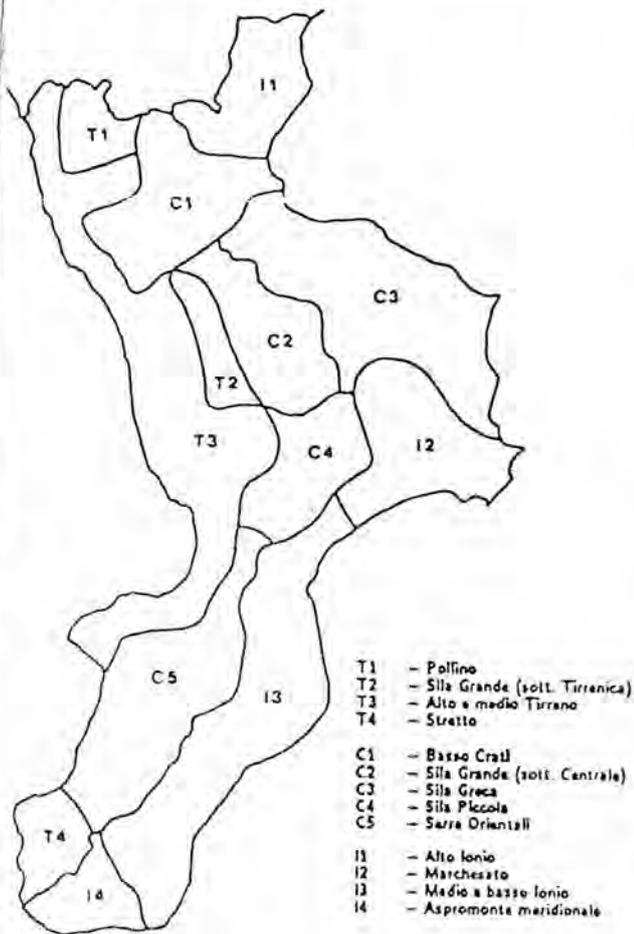


Fig. 3.10 Suddivisione della Calabria in 12 aree pluviometriche omogenee.

In funzione della sola quota del sito si ottiene quindi una stima  $\bar{x}_g$  della pioggia indice con la (3.10), caratterizzata dai valori assunti dai due parametri c, d nell'area omogenea in cui ricade il sito in esame. Tale valore indice, moltiplicato per il fattore di crescita  $x'_T$  relativo ad un assegnato periodo di ritorno T, fornisce la stima della variabile di progetto  $x_T$  dei massimi annuali delle piogge giornaliere.

### 3.3 Le piogge orarie.

#### 3.3.1 Le curve di crescita

I parametri climatici in genere coinvolti nelle procedure di stima della portata indice, di cui si dirà al capitolo 4, fanno sempre riferimento ad una durata di pioggia intesa come tempo caratteristico del bacino, che per le fiumare calabre risulta quasi sempre inferiore al giorno. Ciò porta necessariamente all'elaborazione statistica delle piogge di piu' breve durata.

Rispetto alle regressioni ottenute, la presenza di effetti locali legati soprattutto alla tormentata orografia della regione rende poco verosimile la possibilita' di identificare piu' stretti legami. Inoltre, poichè la procedura proposta serve da un lato ad identificare i valori di  $\bar{x}_g$  laddove manchino osservazioni storiche e dall'altro a stimare valori medi areali per lo sviluppo del terzo livello di regionalizzazione della analisi delle piene, i risultati possono ritenersi accettabili.

Le espressioni (3.10) per alcune delle dodici sottozone sono diagrammate nelle fig. 3.11 mentre la tabella 3.III riporta i valori dei coefficienti c e d, i valori dei coefficienti di correlazione e la dimensione del campione utilizzato.

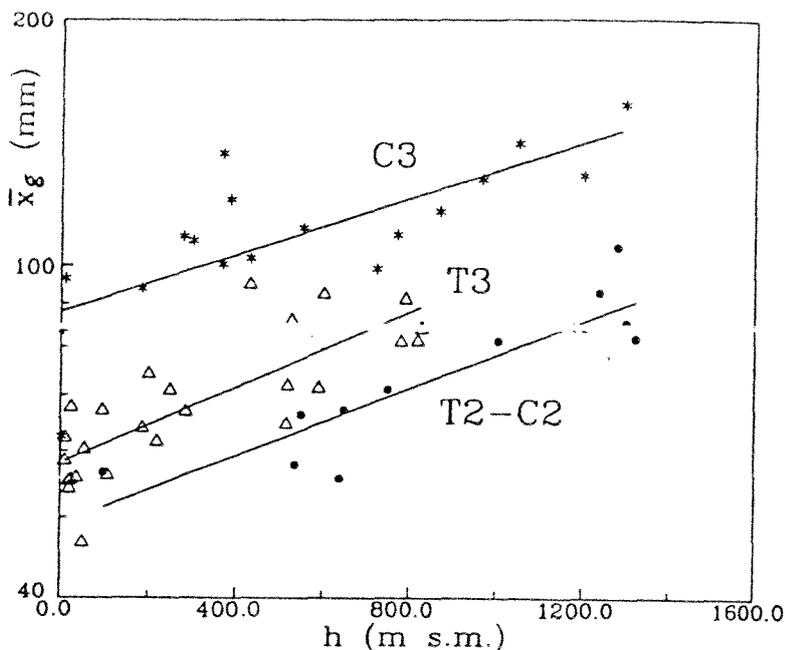


Fig. 3.11 Leggi empiriche di regressione tra la media dei massimi annuali di pioggia giornaliera e la quota del pluviometro in alcune aree omogenee della Calabria.

Per la Calabria sono state ricavate dagli Annali Idrologici del S.I.M.I. tutte le serie storiche costituite dai massimi annuali delle piogge di 1,3,6,12 e 24 ore, i cui valori medi sono riportati in tab. 3.IV.

Evidentemente le serie pluviometriche orarie sono meno numerose e più brevi rispetto a quelle giornaliere. Pertanto è opportuno utilizzare nell'analisi delle prime alcuni dei risultati ottenuti nell'analisi delle seconde.

In particolare, riguardo ai primi due livelli di regionalizzazione, da precedenti studi si può ritenere che nel caso della Calabria è lecito assumere invarianti con la durata della pioggia i valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta$ . (Fiorentino e al., 1984). Per larghe aree risulta inoltre costante il valore della caratteristica  $K'$  della legge di Gumbel (Penta et al., 1972), che in prima approssimazione può essere ritenuto proporzionale a  $\Lambda_1$ .

Tali risultati necessitano di ulteriori approfondimenti. Si possono comunque ritenere valide in prima approssimazione le curve di crescita fornite dalle (3.9) anche per i massimi annuali delle piogge orarie.

### 3.3.2 Le curve di probabilità pluviometrica

Anche al terzo livello di regionalizzazione delle piogge orarie, finalizzato alla stima della pioggia oraria indice, è possibile utilizzare i risultati ottenuti nell'indagine sulle piogge giornaliere. Per  $t$  compreso tra 1 e 24 è possibile assumere in accordo con la (A.20) l'esistenza di un legame del tipo:

$$\bar{x}_t = a t^n \quad (3.11)$$

essendo  $a$  ed  $n$  due parametri variabili da sito a sito.

Confrontando i valori  $\bar{x}_t$  relativi a pluviografi diversi, appare evidente che all'aumentare di  $t$  aumenta la variabilità di  $\bar{x}_t$ . All'interno delle aree omogenee identificate per le piogge giornaliere al paragrafo 3.2.2, per  $t=1$  ora i valori di  $\bar{x}_t$  relativi risultano infatti molto simili tra loro mentre per  $t=24$  ore presentano una tendenza a variare con la quota sul mare, in analogia con quanto avviene per le piogge giornaliere.

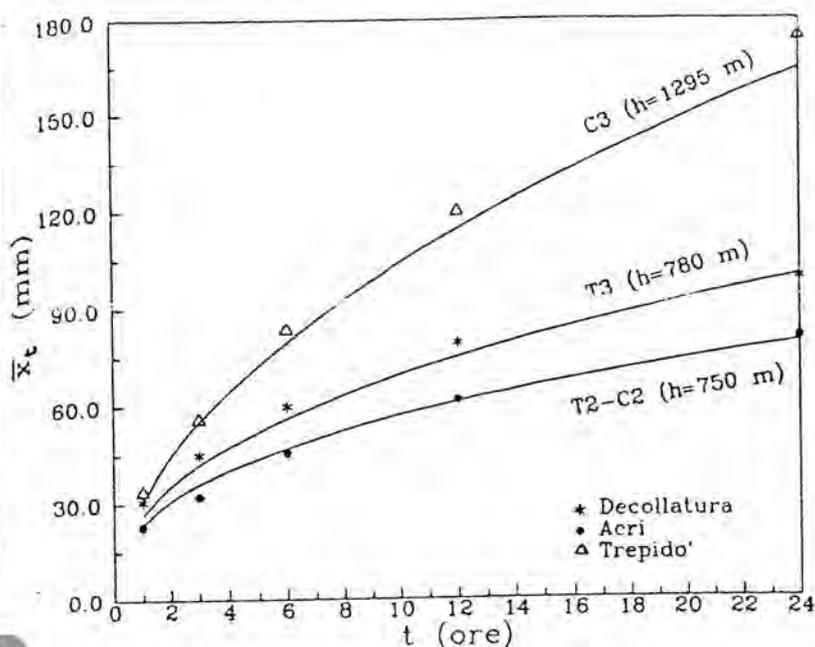


Fig. 3.12 Curve di probabilità pluviometrica di alcune aree pluviometriche omogenee della Calabria

Pertanto si è assunto  $\bar{x}_1$ , e quindi il parametro  $a$  delle (3.11), costante in ciascuna delle aree omogenee e pari al valor medio, pesato con gli anni di funzionamento, degli  $\bar{x}_t$  relativi alle serie con  $N \geq 20$ . Inoltre per la Calabria il rapporto  $\alpha = \bar{x}_8 / \bar{x}_{24}$  tra le medie delle piogge giornaliere e di 24 ore, relative ad uno stesso periodo di funzionamento, è risultato praticamente costante e pari a 0.875 (D'Ippolito, 1987).

In conclusione, in ciascuna delle aree omogenee identificate per le piogge giornaliere in cui è valida la relazione (3.10), è possibile assumere una relazione empirica di tipo esponenziale che lega il valore medio dei massimi annuali delle piogge orarie alla quota sul mare del sito,  $h$ , ed alla durata  $t$  della pioggia, per  $t$  compreso tra 1 e 24 ore:

$$\bar{x}_t = a t^{(ch + d - \log \alpha - \log a) / \log 24} \quad (3.12)$$

Dalla (3.12) si ottiene una stima della pioggia oraria indice,  $\bar{x}_t$ , in funzione della durata  $t$  e della quota  $h$ , essendo noti per ciascuna area omogenea  $a$ ,  $c$ ,  $d$  (tabella 3.III) e ponendo  $\alpha$  pari a 0.875.

In figura 3.12 sono riportati le curve di probabilità pluviometrica  $\bar{x}_t(t, h)$  relative ad alcune aree pluviometriche omogenee della Calabria per determinati valori di  $h$ .

### 3.4 Le piogge areali

Nelle applicazioni pratiche la media dei massimi annuali delle altezze  $X_{t,A}$  di pioggia di durata  $t$  caduta su un'area  $A$ :

$$m_{t,A} = E[X_{t,A}] \quad (3.13)$$

viene stimata in modo approssimato calcolando la grandezza:

$$m'_{t,A} = \frac{1}{A} \int_A m_t dA \quad (3.14)$$

avendo indicato con  $m_t = E[X_t]$  la media dei massimi annuali  $X_t$  della pioggia di durata  $t$  in un punto interno ad  $A$ . Come e' intuitivo le due grandezze differiscono in modo sempre piu' marcato man mano che aumenta  $A$  e diminuisce  $t$ .

Il rapporto  $m_{t,A}/m'_{t,A}$  rappresenta il fattore di riduzione areale ed e' indicato come ARF (Areal Reduction Factor). Il Flood Studies Report (Nerc, 1975) sottolinea che ARF e' indipendente dal periodo di ritorno  $T$  e fornisce tabelle e grafi per la sua valutazione. Analoghe indagini erano state sviluppate dal U.S. Weather Bureau che ha suggerito una relazione (Eagleson, 1972) che puo' essere scritta:

$$ARF = 1 - \exp(-c_1 t^{0.25}) + \exp(-c_1 t^{0.25}) \exp(-c_2 A) \quad (3.15)$$

in cui  $t$  e' la durata in ore ed  $A$  l'area in  $km^2$ .

Un'indagine svolta in Calabria sull'andamento areale delle piogge giornaliere, condotta utilizzando 34 stazioni del SIMI appartenenti al bacino del fiume Crati, di superficie complessiva pari a 2356  $km^2$ , ha fornito (Catalano et al., 1989) la seguente relazione:

$$ARF = a_1 + (1-a_1) \exp(-b_1 A) \quad (3.16)$$

i cui parametri  $a_1$  e  $b_1$ , calcolati con il metodo dei minimi quadrati, sono risultati rispettivamente pari a 0.732 e 0.0018, avendo espresso  $A$  in  $km^2$ .

E' da osservare la stretta analogia tra la (3.15) e la (3.16) che, nel caso di  $t$  costante e pari ad un giorno, coincidono se si pone  $a_1 = 1 - \exp(-c_1)$  e  $b_1 = c_2$ .

Dai risultati ottenuti, si e' evidenziata una variabilita' di ARF che a parita' di area sembra legata piu' a scarti di campionatura che non all'influenza di altri fattori morfologici o climatici. Infatti i valori di ARF relativi ai due sottoperiodi nei quali e' stato diviso l'intero periodo di osservazione evidenziano uno scostamento a parita' di area piu' elevato in termini percentuali di quello che si riscontra passando, a parita' di superficie, dal Crati al sottobacino dell'Esaro.

Sono necessari tuttavia ulteriori approfondimenti per valutare l'effettiva incidenza che fattori morfologici legati in particolare all'andamento orografico, e fattori climatici legati alla struttura di correlazione spaziale, potrebbero avere nella stima di ARF.

**Tab. 3.1** Massimi annuali delle piogge giornaliere.

Elenco delle 174 con stazioni pluviometriche con  $N > 30$  utilizzate al secondo livello di regionalizzazione (con \* sono indicate le 53 serie utilizzate al primo livello con  $N \geq 48$ ).

STAZIONE	N	$\bar{X}_g$ (mm)	G	Cv	$\lambda_1$	$\theta_1$	$Cv_1$
*NOCARA	51	89.77	0.320	0.407	10.404	25.771	0.727
*MONTEGIORDANO SCALO	48	77.76	0.877	0.403	17.365	19.054	0.563
CASTROREGIO	44	99.44	0.877	0.423	14.696	25.359	0.608
*AMENDOLARA	49	66.51	1.594	0.472	14.534	16.847	0.611
ALBIDONA	46	104.32	1.565	0.533	12.418	26.719	0.661
TREBISACCE	40	65.69	0.668	0.415	14.185	16.952	0.618
VILLAPIANA SCALO	38	50.42	0.966	0.496	11.008	13.535	0.704
*FRANCAVILLA MARITTIMA	50	57.73	0.973	0.490	7.945	17.633	0.858
*S. LORENZO BELLIZZI	50	108.46	0.777	0.420	12.876	28.892	0.649
*CASSANO ALLO JONIO	49	63.10	2.639	0.530	25.532	13.477	0.482
TRENTA	44	57.80	1.352	0.373	26.855	12.850	0.473
*DOMANICO	48	102.82	1.448	0.407	23.263	23.334	0.499
*COSENZA	51	59.20	0.471	0.279	45.399	12.037	0.396
S. PIETRO IN GUARANO	47	55.64	1.212	0.289	219.678	8.247	0.266
RENDE	46	82.10	1.097	0.352	47.024	15.936	0.392
ROSE	45	56.03	0.880	0.290	86.150	9.855	0.331
MONTALTO UFFUGO	44	81.40	0.720	0.270	112.474	13.693	0.309
S. MARTINO DI FINITA	43	96.05	1.404	0.461	18.9271	22.422	0.543
CAMIGLIATELLO SILANO	45	92.46	1.514	0.331	95.911	15.726	0.322
CECITA ex ACQUACALDA	46	84.64	1.631	0.442	22.323	19.127	0.507
PINUTELLO C.C. (Cr. Gr.)	45	81.47	0.293	0.296	40.032	16.825	0.412
*ACRI	49	71.10	0.909	0.355	31.280	15.177	0.448
*TORANO SCALO	52	56.64	1.746	0.304	191.606	8.619	0.274
TARSIA	44	56.55	1.095	0.358	29.917	12.236	0.455
S. SOFIA D'EPIRO	37	66.32	0.416	0.377	19.346	15.820	0.538
S. AGATA C.C.	40	63.40	0.921	0.468	14.271	15.843	0.617
*CASTROVILLARI	50	57.84	1.278	0.361	22.990	13.503	0.502
FIRMO	47	59.40	1.133	0.312	42.380	12.123	0.405
*S. AGATA D'ESARO	49	79.58	4.374	0.657	14.993	19.664	0.602
*ACQUAFORMOSA	49	82.63	2.005	0.397	92.238	13.803	0.325
*FAGNANO CASTELLO	48	98.80	1.291	0.357	29.428	21.637	0.457
*S. MARCO ARGENTANO	49	76.56	1.565	0.400	27.166	16.808	0.471
*SPEZZANO ALBANESE SC.	49	48.61	0.737	0.407	14.971	12.396	0.603
S. GIORGIO ALBANESE	41	102.10	1.334	0.573	9.721	27.571	0.756
SCHIAVONEA	47	62.44	1.692	0.499	17.565	14.702	0.561
S. GIACOMO D'ACRI	46	99.15	1.348	0.454	15.998	24.432	0.584
ROSSANO	46	107.14	1.254	0.421	20.312	25.033	0.527
*LONGOBUCCO	52	109.00	0.845	0.350	35.410	22.603	0.429
*BOCCHIGLIERO	48	116.64	0.957	0.407	18.380	28.058	0.550
CROPALATI	47	136.81	0.863	0.364	34.721	28.270	0.432
CROSIA	47	108.32	1.298	0.443	19.676	25.143	0.534
CARIATI MARINA	39	96.43	0.469	0.330	30.187	20.978	0.453
CRUCOLI	47	100.38	0.804	0.378	20.819	23.626	0.522
UMBRIATICO	47	120.20	0.324	0.399	14.546	30.774	0.611
*CIRO' MARINA	49	83.87	1.485	0.398	30.705	17.778	0.451
S. GIOVANNI IN FIORE	47	141.08	1.492	0.476	11.073	38.863	0.702
QUARESIMA C.C.	46	85.54	2.336	0.315	391.206	11.635	0.238
NOCELLE	39	82.18	1.241	0.417	35.727	16.451	0.428
MONTEOLIVETO C.C.	42	93.15	0.623	0.336	24.327	21.466	0.491
*STRATALATI C.C.	48	129.08	0.936	0.461	9.245	37.872	0.779
BERBERANO C.C.	46	105.70	1.084	0.420	16.597	26.037	0.575

AMANTEA	46	60.59	1.560	0.428	32.055	12.498	0.444
FIUMEFREDDO BRUZIO	47	61.88	1.530	0.385	87.392	10.413	0.330
PAOLA	44	67.44	1.823	0.389	32.060	14.299	0.444
GUARDIA PIEMONTESE	44	72.11	2.434	0.433	39.403	14.421	0.414
*BELVEDERE MARITTIMO SC.	49	58.72	3.229	0.460	60.844	10.618	0.363
CIRELLA	43	56.01	0.727	0.299	132.553	8.950	0.298
LAINO BORGO	35	89.03	-0.076	0.318	18.549	22.273	0.548
CAMPOTENESE C.C.	46	87.25	0.911	0.275	108.354	14.804	0.312
MORMANNO	47	102.89	1.809	0.330	141.901	16.284	0.293
PAPASIDERO	42	74.43	1.142	0.443	13.326	24.219	0.638
ORSOMARSO	46	77.80	0.896	0.299	79.508	13.828	0.338
*SCALEA	49	62.52	2.131	0.396	30.876	13.496	0.450
AIETA	47	86.41	1.388	0.292	103.313	14.727	0.316

Tab. 3.II Massimi annuali delle piogge giornaliere.

Valori dei parametri di forma e di scala relativi alle ipotesi di suddivisione in zone e sottozone omogenee. Media e varianza di G e Cv campionari e generati nelle diverse ipotesi.

1° LIVELLO						
Ipotesi	parametri di forma		Valori osservati (53 serie con N≥48)		Valori generati	
	$\theta_0$	$\Lambda_0$	m(G)	Var(G)	m(G)	Var(G)
Unica zona	2.154	0.418	1.503	0.552	1.447	0.478
2° LIVELLO						
Ipotesi	Sottozona	parametro di scala	Valori osservati (174 serie con N≥30)		Valori generati	
			$\Lambda_1$	m(Cv)	VAR(Cv)	m(Cv)
1 sottozona	Calabria	19.824	0.4360	0.0091	0.4320	0.0053
2 sottozone	Tirrenica	34.978	0.3830	0.0053	0.3820	0.0044
	Ionica	12.435	0.4940	0.0068	0.4860	0.0067
3 sottozone	Tirrenica	48.914	0.3610	0.0037	0.3580	0.0040
	Centrale	22.878	0.4200	0.0055	0.4190	0.0050
	Ionica	10.987	0.5150	0.0066	0.5010	0.0071
Generazione con 3 popolazioni miscelate					0.4300	0.0087

Tab. 3.III Elementi caratteristici delle aree pluviometriche omogenee.

Area Omogenea		N°serie	a	c	d	p corr
T1	(Pollino)	4	27.79	0.00014	1.907	0.857
T2	(Sila grande - sottozona tirrenica)	10	23.75	0.00021	1.683	0.914
T3	(Alto e medio Tirreno)	30	26.61	0.00022	1.769	0.859
T4	(Stretto)	6	26.73	0.00028	1.736	0.985
C1	(Basso Crati)	9	21.73	0.00049	1.690	0.839
C2	(Sila grande - sottozona centrale)	5	23.75	0.00021	1.683	0.914
C3	(Sila greca)	20	31.02	0.00016	1.951	0.870
C4	(Sila piccola)	7	33.22	0.00032	1.840	0.947
C5	(Serre orientali)	23	34.99	0.00036	1.815	0.853
I1	(Alto Ionio)	9	24.37	0.00026	1.778	0.852
I2	(Marchesato)	14	30.97	0.00025	1.922	0.930
I3	(Medio e basso Ionio)	25	39.58	0.00043	1.953	0.885
I4	(Aspromonte merid.)	5	34.13	0.00027	1.817	0.897

Tab. 3.IV Massimi annuali delle piogge orarie. Elenco delle stazioni pluviometriche utilizzate e medie dei massimi annuali delle piogge orarie.

STAZIONE	Area (km <sup>2</sup> )	N° dati	$\bar{X}_1$ (mm)	$\bar{X}_3$ (mm)	$\bar{X}_6$ (mm)	$\bar{X}_{12}$ (mm)	$\bar{X}_{24}$ (mm)
LAINO BORGO	T1	25	27.79	41.45	56.05	74.93	101.32
DOMANICO	T3	24	25.81	45.00	69.99	94.76	119.63
COSENZA	T3	31	20.74	30.64	40.40	52.91	65.03
MONTALTO UFFUGO	T3	27	21.11	37.04	52.67	67.50	82.15
VIBO VALENTIA	T3	26	27.83	40.93	52.66	69.45	82.86
DECOLLATURA	T3	34	30.65	44.89	59.74	78.89	98.84
SERRASTRETTA	T3	33	27.21	41.68	58.76	79.92	105.09
NICASTRO	T3	27	30.53	43.99	56.24	70.51	82.62
CAPO SUVERO	T3	27	26.24	35.41	44.01	53.15	68.42
PAOLA	T3	20	29.88	38.04	44.97	55.83	70.57
REGGIO DI CALABRIA	T4	28	26.76	36.55	44.71	59.55	51.86
VILLA S. GIOVANNI	T4	28	26.70	36.84	42.99	49.21	56.98
CASTROVILLARI	C1	26	22.11	33.32	42.07	53.16	66.03
CASELLE	C1	27	21.25	30.20	38.84	49.01	61.60
CECITA ex ACQUACALDA	C2	23	22.45	32.93	43.81	60.96	87.00
ACRI	C2	22	22.83	32.05	45.43	61.29	80.35
TORANO SCALO	T2	30	23.77	32.78	42.23	52.61	64.04
ROGLIANO	T2	23	25.91	39.61	50.83	68.20	82.38
S. GIORGIO ALBANESE	C3	28	26.52	49.00	70.52	95.93	124.27
SCHIAVONEA	C3	22	27.78	44.18	56.04	72.44	85.26
ROSSANO	C3	30	29.90	48.16	70.42	97.80	132.10
TREPIDO'	C3	28	34.19	56.27	83.92	120.20	175.00
VERZINO	C3	31	32.75	51.47	67.83	92.95	122.75
STRONGOLI	C3	31	32.40	49.52	65.58	85.34	113.70
CROTONE	C3	35	32.34	46.33	56.94	72.95	93.06
SERSALE	C4	33	30.62	53.05	76.22	103.65	139.35
ALBI	C4	36	33.29	54.59	71.56	100.87	139.50
CATANZARO	C4	41	35.06	51.68	64.76	79.35	99.16
TIRIOLO	C4	26	31.64	45.92	65.83	87.44	110.64
MARCELLINARA	C4	28	34.96	49.80	62.27	77.75	99.50
GIRIFALCO	C5	33	30.46	51.34	68.25	90.61	120.22
SERRA S. BRUNO	C5	41	34.17	60.09	88.67	128.24	169.79
S. CRISTINA DI ASPROMONTE	C5	21	37.83	70.75	114.39	163.90	209.83
CITTANOVA	C5	35	37.19	58.99	80.35	105.61	136.82
GIFFONE	C5	26	41.81	66.07	85.30	110.85	134.77
ROSARNO	C5	24	29.52	45.85	55.59	65.28	79.35
MAIDA	C5	35	35.02	52.22	67.39	88.46	111.45
S. LORENZO BELLIZZI	I1	34	24.37	42.16	61.52	90.96	123.02
S. SEVERINA	I2	29	31.43	51.00	67.58	85.54	113.39
PETILIA POLICASTRO	I2	27	30.47	49.07	69.07	91.47	122.23
CHIARAVALLE CENTR.	I3	35	40.11	72.74	100.24	136.64	179.13
S. SOSTENE	I3	29	50.18	80.53	107.43	140.93	186.08
STILO	I3	39	41.81	59.11	80.17	107.99	140.09
RIACE	I3	31	35.23	50.20	65.59	83.53	105.55
GIOIOSA IONICA	I3	31	34.35	54.79	47.34	85.68	110.91
ARDORE SUPERIORE	I3	24	41.76	64.62	78.34	94.41	112.25
SANTUARIO DI POLSI	I3	27	39.69	77.57	119.31	171.36	240.81
BRANCALEONE MARINA	I3	29	33.68	47.79	58.58	74.58	93.41
CROCE S. LORENZO C.C.	I4	23	34.13	46.47	59.07	75.39	103.64

## 4. LA VALUTAZIONE DELLE PIENE

### 4.1 Il modello probabilistico TCEV

La strutturazione gerarchica del modello regionale TCEV con cui si effettua la valutazione delle portate di piena non si differenzia sostanzialmente da quella impiegata per l'analisi dei massimi annuali delle piogge giornaliere ed orarie. La differenza principale che si ha passando dalle piogge alle piene è costituita dalla quantità di informazione desumibile dalle serie storiche. Nel caso dei massimi annuali delle piene calabresi, infatti, le serie storiche dotate di un numero sufficientemente alto di dati affidabili sono molto poche, soprattutto se confrontate con quelle delle piogge giornaliere. Per tale motivo le procedure utilizzate per la regionalizzazione delle piene in Calabria sono risultate in parte modificate rispetto a quelle utilizzate al paragrafo 3.1 per l'analisi delle piogge.

### 4.2 Le curve di crescita

Per l'identificazione delle zone idrometriche omogenee in Calabria, si sono utilizzati i risultati ottenuti in uno studio sulle piene dell'Italia centro-meridionale da Fiorentino et al. (1987). In tale studio vengono identificati 28 bacini appenninici ed insulari, distribuiti geograficamente come in fig. 4.1, ritenendo sufficientemente valida l'ipotesi che tutta l'Italia appenninica ed insulare, Sardegna e Liguria escluse, costituisca un'unica zona idrometrica omogenea. L'analisi delle relative 28 serie dei massimi annuali di portata al colmo aventi più di 35 dati, per complessivi 1091 anni stazione, fornisce le seguenti stime ML dei parametri di forma:

$$\Lambda_1 = 0.350 \quad (4.1)$$

$$\theta_1 = 2.654 \quad (4.2)$$

Nella tabella 4.I sono evidenziati per le 28 serie storiche appenniniche ed insulari i valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  ottenuti con stima vincolata ai valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  dati dalle (4.1) e (4.2).

Il coefficiente di asimmetria teorico risulta:

$$\gamma_1 = 2.320 \quad (4.3)$$

La probabilità che un massimo annuale delle portate al colmo possa provenire dalla componente straordinaria è:

$$p_2 = 0.261 \quad (4.4)$$

Al primo livello di regionalizzazione delle piene, si profila pertanto l'ipotesi che la Calabria possa essere considerata un'unica zona idrometrica omogenea, all'interno di quella più ampia identificata

nello studio citato, con valori dei parametri di forma pari a quelli stimati su scala interregionale (4.1) e (4.2).



Fig. 4.1 Stazioni idrometriche utilizzate per il primo livello di regionalizzazione delle piene appenniniche

Per verificare tale ipotesi sono state utilizzate le 18 serie dei massimi annuali delle piene calabresi con  $N \geq 10$ , di cui solo due utilizzate per la stima dei valori (4.1) e (4.2). A questo gruppo di bacini si sono aggiunte le due stazioni lucane del Noce a La Calda e a Le Fornaci, i cui bacini idrografici per caratteristiche geomorfologiche ed idrografiche sono assimilabili ai pochi disponibili nell'alto tirreno calabrese. Le serie risultano costituite dai dati riportati nelle diverse edizioni della Pubblicazione n°17 del S.I.M.I., "Dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani", completate da ulteriori dati non pubblicati successivi al 1970 forniti dal Compartimento di Catanzaro dello stesso Ente. In totale quindi si sono utilizzate 20 serie storiche con  $N \geq 10$ , per complessivi 440 anni stazione, relative ai bacini idrografici evidenziati in fig. 2.7. La tabella 4.II riporta per ciascuna delle stazioni considerate le stime ML dei parametri  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  vincolate ai valori di  $\Lambda$  e  $\theta$  regionali.

Si sono quindi confrontati i valori di G osservati nelle 20 serie calabresi con quelli generati tramite metodo Montecarlo da una popolazione della variabile Y caratterizzata dai valori dei parametri (4.1) e (4.2). Pur se non estremamente significativo per l'esiguo numero di serie storiche

di riferimento, il confronto permette di validare l'ipotesi, evidenziando valori di  $\text{Var}(G)$  praticamente coincidenti per le due distribuzioni cumulate (fig. 4.2).

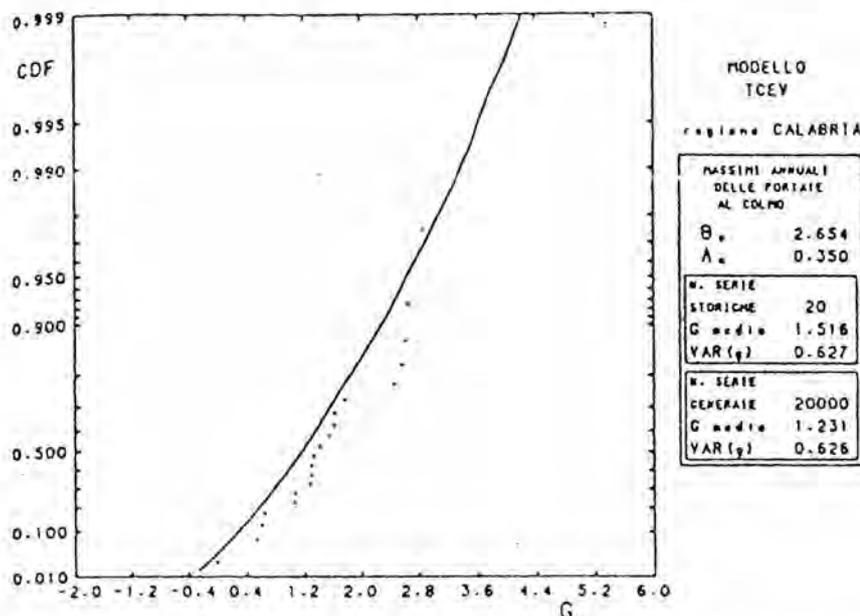


Fig. 4.2 Confronto tra le CDF dei valori campionari di  $G$  osservati e teorici nell'ipotesi di unica zona idrometrica omogenea.

Una ulteriore verifica positiva è stata ottenuta considerando tre diversi gruppi di serie storiche (8 serie con  $N \geq 20$ , 9 serie con  $12 \leq N \leq 19$  e 17 serie con  $N \geq 12$ ). All'interno di ciascun gruppo si è confrontata la varianza di  $G$  osservato con la varianza di  $G$  ottenuta per generazione di diversi blocchi di serie campionarie, ciascuna delle

quali differisce per i valori di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  assegnati alla parent (Versace et al., 1989).

Al primo livello di regionalizzazione si può quindi ritenere accettabile l'ipotesi che la Calabria sia un'unica zona idrometrica omogenea, caratterizzata dai valori dei parametri  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  forniti dalle (4.1) e (4.2) e quindi da un'unica distribuzione di probabilità cumulata della variabile adimensionale  $Y$ , rappresentata in fig. 4.3, con espressione:

$$F_Y(y) = \exp[\exp(-y) - 0.350 \exp(-y/2.654)] \quad (4.5)$$

Anche al secondo livello la procedura utilizzata per le piogge è risultata poco praticabile, per lo scarso numero di serie storiche di massimi annuali di piena a disposizione per suddividere adeguatamente la regione in sottozone.

Allo scopo di avere stime sufficientemente affidabili di  $\Lambda_1$  sono state utilizzate solo le 8 stazioni con  $N \geq 20$  dati, evidenziate in fig. 4.4, la cui distribuzione spaziale è molto disuniforme ed esclude vaste aree regionali come il versante tirrenico, l'intero Aspromonte e gran parte del bacino del Crati. Sono risultate quindi inapplicabili le tecniche di clustering per identificare le sottozone omogenee, né è stato possibile confrontare direttamente tra loro diverse ipotesi di ripartizione.

In base ai dati disponibili l'ipotesi che la Calabria costituisca unica sottozona idrometrica omogenea è stata messa a confronto con l'ipotesi di tre sottozone idrometriche coincidenti con quelle pluviometriche identificate nell'analisi delle piogge. Ciò deriva dallo stretto legame evidenziato tra i valori del numero medio di eventi annuali indipendenti della componente base,  $\Lambda_1$ , che

caratterizzano le piogge giornaliere e le portate al colmo o in modo analogo tra i valori del parametro  $Cv_1$  (fig. 4.5).

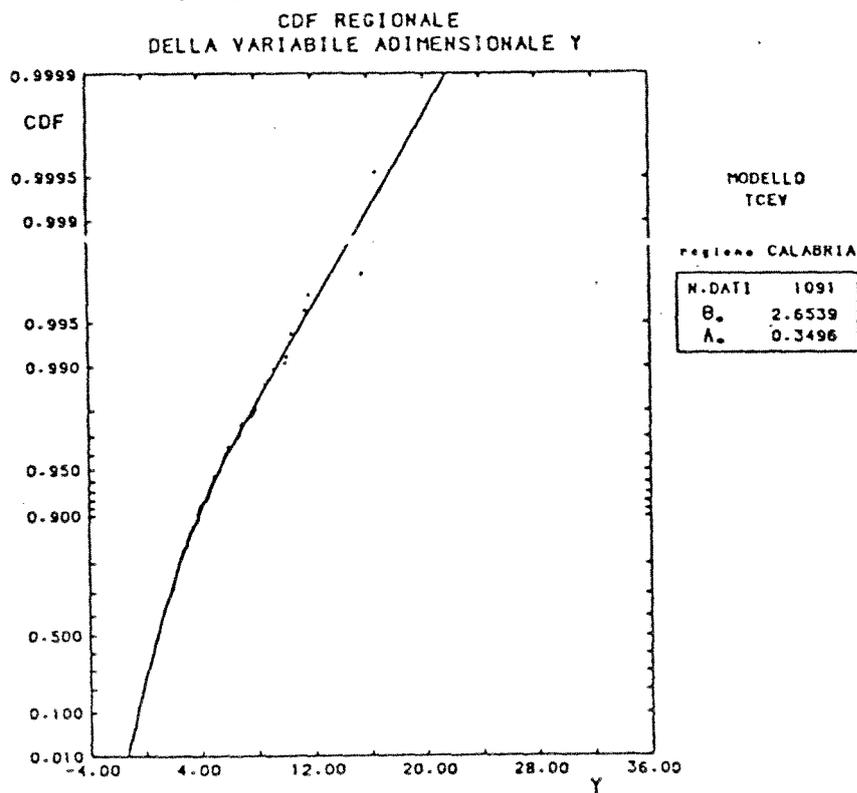


Fig. 4.3 Primo livello di regionalizzazione delle piene. CDF regionale di  $Y$

relativo alle 8 serie storiche con la distribuzione teorica della stessa statistica ottenuta generando 2500 gruppi di 8 serie, e quindi ricavando 2500 valori di  $Var(Cv)$ , da una popolazione TCEV caratterizzata dal valore di  $\Lambda_1$  da verificare.

Per la seconda ipotesi lo stesso numero di serie sintetiche è stato generato da una popolazione eterogenea, composta da tre popolazioni TCEV corrispondenti ai valori di  $\Lambda_1$  stimati per le tre sottozone. Negli esperimenti Montecarlo, il numero di serie sintetiche generato da ciascuna delle tre popolazioni è proporzionale al numero di serie storiche ricadenti nella relativa sottozona.

Dai due confronti (Versace et al., 1989) l'ipotesi di sottozona idrometrica unica deve essere respinto, mentre può essere accettata l'ipotesi alternativa di popolazione eterogenea e quindi di suddivisione della Calabria in tre sottozone idrometriche, coincidenti con le tre sottozone pluviometriche identificate al paragrafo 3.2.1 (fig. 3.5).

Si fa notare che con l'ipotesi di ripartizione in tre sottozone i bacini che ricadono parte in una sottozona e parte in un'altra sono stati attribuiti alla sottozona con il  $\Lambda_1$  più basso. Ciò deriva dal ritenere non rilevanti ai fini delle piene gli eventi pluviometrici che interessano solo una parte del bacino imbrifero.

Per la prima ipotesi si è confrontato il valore campionario di  $Var(Cv)$



Fig. 4.4 Bacini sottesi dalle stazioni idrometriche calabresi con  $N \geq 20$  dati.

I limiti geografici delle diverse sottozone idrometriche omogenee, coincidenti con quelle pluviometriche, sono raffigurati al capitolo 3 in fig. 3.4b. Per ciascuna sottozona le stime dei  $\Lambda_1$  sono risultate pari a:

$$\begin{aligned}
 \text{Sottozona tirrenica} & \quad \Lambda_1 = 10.147 \\
 \text{Sottozona centrale} & \quad \Lambda_1 = 5.519 \\
 \text{Sottozona ionica} & \quad \Lambda_1 = 3.047
 \end{aligned}
 \tag{4.6}$$

In funzione di tali valori, la curva di crescita, ossia la CDF della variabile ridotta  $X' = X/\mu$ , per ciascuna delle tre sottozone vale:

$$\begin{aligned}
 \text{Sottozona Tirrenica} & \quad F_{X'}(x') = \exp[-10.147(38.458)^{-x'} - 0.837(3.956)^{-x'}] \\
 \text{Sottozona Centrale} & \quad F_{X'}(x') = \exp[-5.519(20.918)^{-x'} - 0.665(3.145)^{-x'}] \\
 \text{Sottozona Ionica} & \quad F_{X'}(x') = \exp[-3.047(11.550)^{-x'} - 0.532(2.514)^{-x'}]
 \end{aligned}
 \tag{4.7}$$

L'andamento delle tre curve di crescita è riportato nella figura 4.6.

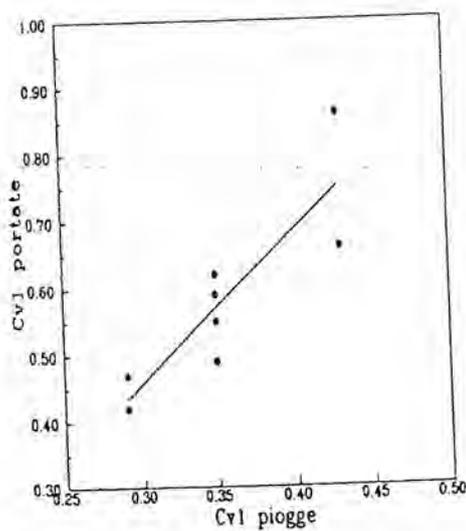


Fig. 4.5 Correlazione CvI portate-CvI piogge.

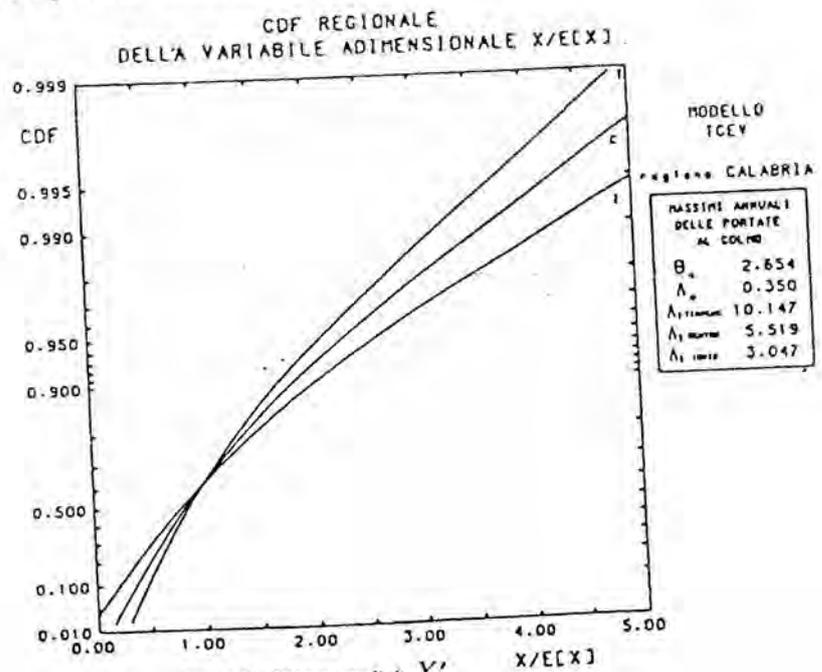


Fig. 4.6 CDF regionali di  $X'$

### 4.3 La piena indice

Le procedure di regionalizzazione adottate per la stima della portata indice utilizzano metodi empirici di regressione in alternativa a formulazioni derivanti da una sia pur semplice schematizzazione fisica del fenomeno in esame, come è il caso del metodo razionale.

Per tali indagini sono state utilizzate le 20 serie dei massimi annuali delle portate al colmo, con almeno 10 dati, impiegate per il primo livello di analisi regionale. Le grandezze morfologiche utilizzate come variabili indipendenti nella procedura di regressione su  $\mu$  sono la superficie del bacino idrografico  $A$  ( $\text{km}^2$ ), la lunghezza totale delle aste fluviali  $S_{li}$  (km), il numero di aste del primo ordine (o magnitudine)  $N_1$ , la pendenza media dell'asta principale  $P_a$ , la densità di drenaggio  $D_d$ , l'altitudine media del bacino rispetto al livello medio del mare  $H_m$  (m), i rapporti di biforcazione e di lunghezza  $R_b$  ed  $R_l$ .

La stima dei valori assunti da tali grandezze nei 20 bacini calabresi, riportata in tabella 4.III, è stata ottenuta dall'informazione digitalizzata delle tavolette in scala 1:25.000 dell'I.G.M.I. Per alcuni bacini è stata considerata una superficie ridotta del bacino imbrifero,  $A_{rid}$ , ottenuta dall'area  $A$  eliminando le aree sottese da invasi di notevoli dimensioni o costituite da calcari fessurati. Per questo motivo è stata ridotta l'area del Coscile a Camerata, a ridosso del versante meridionale del Pollino, costituito per circa il 70% da rocce calcaree molto permeabili per fessurazione e l'area del Crati a Conca a causa dello sbarramento a Cecita del fiume Mucone, affluente in destra del Crati, che sottende un bacino imbrifero di circa  $160 \text{ km}^2$  ed ha una capacità di invaso pari a circa 107 milioni di  $\text{m}^3$ .

Come parametro climatico si è utilizzata la media  $\bar{I}_v$  dei massimi annuali dell'intensità di pioggia di durata pari al tempo di ritardo del bacino. Per la determinazione di questa grandezza si è assunto che la media areale dei massimi annui delle piogge di durata inferiore al giorno sia pari alla media aritmetica dei valori medi registrati nei singoli pluviografi. Tale assunzione come si è visto al punto 3.4 comporta un errore tanto più grande quanto maggiore è l'area considerata. La stima di  $\bar{I}_v$  si ottiene ponendo nella curva di probabilità pluviometrica l'altezza media del bacino. Tali semplificazioni non introducono sostanziali errori, come evidenziato da alcune verifiche numeriche.

Quando un bacino ricade in più aree omogenee, la relativa legge di probabilità pluviometrica è stata stimata come media pesata sull'area dei coefficienti delle leggi relative alle diverse aree a cui il bacino appartiene. Le leggi di probabilità pluviometrica relative ai 20 bacini considerati sono riportate nella tabella 4.IV.

#### 4.3.1 Metodi empirici di regressione

Per valutare empiricamente l'influenza dei diversi parametri climatici e morfologici sulla media dei massimi annuali di portata al colmo, sono state costruite le matrici di correlazione delle variabili evidenziate in tabella 4.V. Dall'esame dei dati si evidenzia come esista una stretta correlazione tra l'area, ridotta o complessiva, e i parametri morfologici che caratterizzano il reticolo idrografico, come Sli ed  $N_1$ . Risulta quindi poco utile considerare regressioni multiple di tali parametri sulla portata media, una volta utilizzata Arid. La strettissima correlazione tra Arid ed Sli ( $R=0.984$ ) dimostra inoltre la sostanziale indipendenza della densità di drenaggio Dd dagli altri parametri morfologici.

In generale i parametri morfologici e climatici risultano tra loro notevolmente correlati. Si evidenzia infatti il diminuire di  $\bar{I}_v$  all'aumentare dell'area, e quindi degli altri parametri ad essa collegati, sia perchè così aumenta il tempo di ritardo sia perchè diminuisce l'altitudine media del bacino.

Si nota inoltre la buona correlazione della portata indice con l'area ridotta Arid nel caso dei dati delle 11 stazioni con  $N \geq 18$  dati (coefficiente di correlazione  $R=0.958$  in campo logaritmico). Trascurando da questo gruppo di serie la stazione dell'Alli a Orso, che per l'andamento del profilo longitudinale caratterizzato per un lungo tratto da pendenze molto modeste ha un tempo di ritardo piuttosto elevato rispetto alle dimensioni del bacino, si ottiene la relazione diagrammata in fig.4.7 ( $R=0.977$ ):

$$\bar{x} = 1.578 \text{ Arid}^{0.839} \quad (4.8)$$

Di un certo interesse è anche la relazione (fig.4.9) che si ricava per gli stessi 10 bacini ( $R=0.960$ ).

$$\bar{x} = 0.395 \text{ Sli}^{0.869} \quad (4.9)$$

che presenta il vantaggio di introdurre un parametro di determinazione più oggettiva rispetto ad Arid.

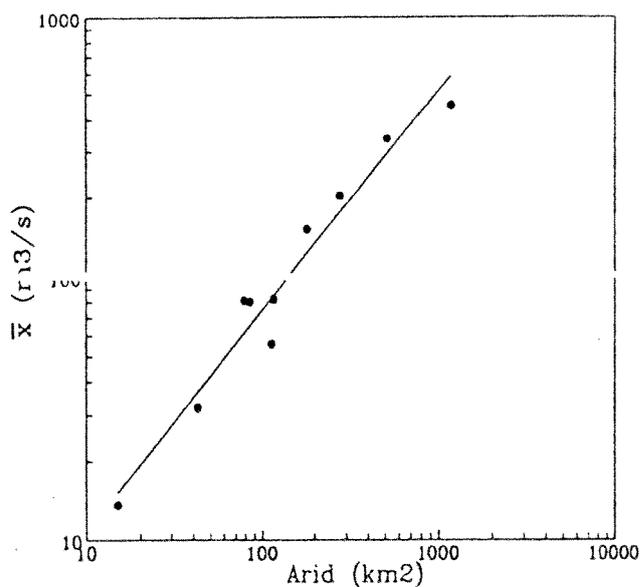


Fig. 4.7 Regressione della portata al colmo media  $\bar{X}$  sull'area ridotta Arid per 10 bacini.

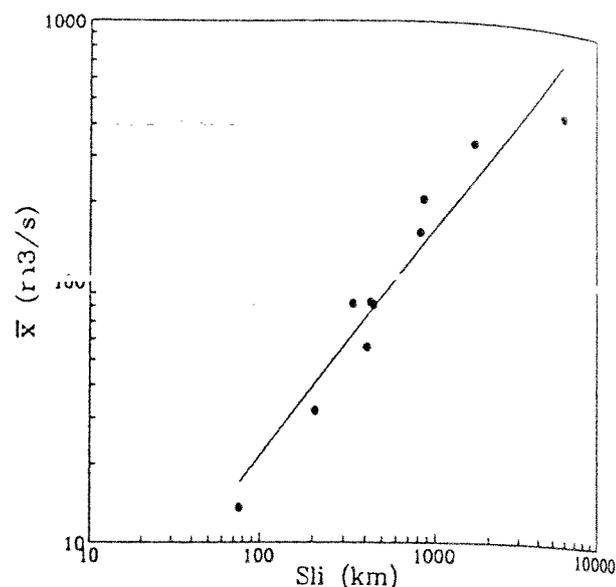


Fig. 4.8 Regressione della lunghezza totale delle aste fluviali Sli sulla portata al colmo media  $\bar{X}$  per 10 bacini.

Nel caso di regressione multipla, utilizzando tecniche stepwise, è risultata molto soddisfacente la relazione stimata considerando gli 11 bacini con  $N \geq 18$  ( $R=0.989$ ):

$$\bar{X} = 0.0032 \text{ Arid}^{1.277} \bar{I}_{u_i}^{1.367} \quad (4.10)$$

E' da notare che introducendo un secondo parametro che tiene conto in modo implicito dell'andamento plano-altimetrico dell'intero reticolo idrografico, come l'intensità di pioggia relativa al tempo di ritardo, il comportamento dell'Alli a Orso non appare più irregolare e ciò in accordo con le considerazioni sopra esposte.

#### 4.3.2 Metodo razionale

Un'appoggio di tipo regressivo ma fondato su considerazioni di tipo fisico che porta all'uso di grandezze precostituite (area, intensità di pioggia) è costituito dall'applicazione della formula razionale. La struttura della formula indagata in questo caso è:

$$\bar{X} = C \cdot A_{rid} \bar{I}_t / 3.6 + c \quad (4.11)$$

dove  $C^*$  è un coefficiente di deflusso adimensionale,  $c$  è una costante con le stesse dimensioni di  $\bar{X}$ ,  $\bar{I}_t$  è l'intensità di pioggia di durata almeno pari al tempo di concentrazione del bacino espressa in mm/h, Arid e  $\bar{X}$  hanno il significato già noto e sono espressi rispettivamente,  $\text{km}^2$  e  $\text{m}^3/\text{s}$ .

Assumendo come durata della pioggia il tempo di ritardo  $t_r$  del bacino ed assegnando ad  $\bar{I}_r$  i due diversi valori riportati in tabella 4.III, corrispondenti alle due diverse stime del tempo di ritardo descritte nel paragrafo seguente, sono state calcolate le relazioni di regressione per due diversi insiemi campionari (18 bacini con  $N \geq 10$  e 11 bacini con  $N \geq 18$ ). Tra i migliori risultati, comunque soddisfacenti per entrambi i gruppi di bacini, si evidenzia l'espressione diagrammata in fig. 4.9, relativa al parametro  $\bar{I}_r$  e al gruppo di 11 bacini ( $R=0.997$ ):

$$\bar{x} = 0.168 A_{rid} \bar{I}_r / 3.6 - 16.57 \quad (4.12)$$

Il termine costante negativo della (4.12) può essere interpretato come un indice delle perdite per infiltrazione mediato su tutti i bacini.

Imponendo  $c=0$ , il migliore risultato si ha con la relazione ( $R=0.997$ ):

$$\bar{x} = 0.158 A_{rid} \bar{I}_r / 3.6 \quad (4.13)$$

Un primo confronto tra le diverse relazioni proposte si basa sul calcolo degli scostamenti tra il valore  $\bar{x}$  ricavato dai dati storici e quello derivato dalla applicazione delle relazioni (4.8), (4.9), (4.10), (4.12) e (4.13).

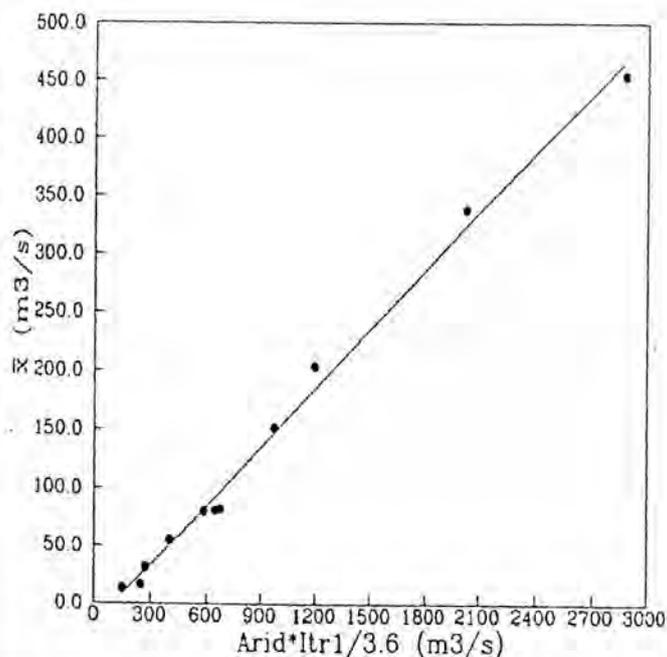


Fig. 4.9 Regressione del prodotto  $Arid Itr1$  sulla portata al colmo media  $\bar{x}$

stimare. La (4.8) e la (4.8') danno invece errori lievemente maggiori, pari rispettivamente al 20% ed al 26%.

In definitiva tra le diverse relazioni presentate per la stima della portata indice si vuole sottolineare in particolare la (4.8), che presenta il notevole vantaggio pratico di prescindere dalle laboriose analisi per la valutazione delle intensità di pioggia e del tempo di ritardo del bacino.

Un successivo confronto utilizza al posto delle (4.8), (4.10) e (4.13) relazioni con l'identica struttura ma tarate con procedura jack-knife in base ai dati dei rimanenti 10 bacini e che indicheremo con (4.8'), (4.10') e (4.13').

Si nota dalla tabella 4.VIa il buon adattamento delle relazioni (4.10) e (4.13) ai dati storici registrati in Calabria, con un errore percentuale medio rispettivamente pari al 12.7% e al 14.3%. Gli errori salgono al 19% e al 17.2% quando la stima avviene in base ad una regressione senza il dato da

D'altra parte il metodo razionale permette di tener conto in qualche modo con il termine costante delle perdite per infiltrazione e con il coefficiente di deflusso  $C^*$  della permeabilità del bacino, della percentuale di area che contribuisce effettivamente alla formazione delle piene e dell'influenza del fattore di riduzione areale delle piogge.

#### 4.4 I volumi di piena

La procedura utilizzata per la stima del tempo di ritardo di un bacino utilizza i rapporti tra i valori medi dei massimi annuali delle portate al colmo e delle portate medie su una durata  $t$  osservate nella sezione fluviale.

Per effettuare un'affidabile valutazione dei rapporti di riduzione delle piene, e quindi del tempo di ritardo, occorre disporre degli eventi di piena più significativi del bacino per un significativo numero di anni (Rossi e Villani, 1988).

La procedura si basa sul confronto tra i rapporti di riduzione dei volumi di piena osservati nel bacino e la curva empirica di riduzione dei volumi, di espressione (NERC, 1975):

$$r_D = \frac{Q}{Q_D} = \left(1 + \frac{D}{t_c}\right)^{\beta-1} \quad (4.14)$$

in cui  $\beta$  risulta pari all'esponente della curva di probabilità pluviometrica e  $t_c$  un parametro temporale definito tempo caratteristico del bacino.

Considerando in ingresso, di volta in volta, pluviogrammi rettangolari simulati di intensità costante e di durata finita in accordo con la legge di probabilità pluviometrica che caratterizza il bacino e fissando la struttura dell'IUH, si possono calcolare, dall'idrogramma corrispondente, i valori istantanei al colmo e quelli mediati su un'assegnata durata  $t$ . Si ricava così una curva teorica di riduzione dei volumi di piena che dipende solo da  $t_r$  (Ferrari et al., 1989).

Fissata la struttura dell'IUH e nota la legge di probabilità pluviometrica del bacino, il confronto delle diverse curve teoriche di riduzione dei volumi di piena con quella determinata dai dati osservati nel singolo bacino consente di dedurre il valore di  $t_r$ .

Nel caso della Calabria per la ricostruzione delle curve empiriche di riduzione dei volumi di piena, sono stati reperiti negli archivi del compartimento di Catanzaro del S.I.M.I. 1461 eventi di piena relativi ai 20 bacini oggetto d'indagine, per un totale di 2513 giorni di osservazione. Per due di questi bacini, Alaco a Pirrella (n°25) e Lese a Schiena d'Asino (n°14), non è stato possibile effettuare alcuna elaborazione relativa al tempo di ritardo, non essendo disponibile un numero sufficiente di dati.

Per le rimanenti 18 stazioni sono stati calcolati i massimi annuali delle portate medie di durata pari a 0.5, 1, 2, 3, 4, 5, 6 e 12 ore, valutando poi la media per ciascuna delle 144 serie storiche così ottenute (Ferrari et al., 1989). Noto l'esponente  $\beta$  della legge di probabilità pluviometrica, è stato

calcolato il valore del tempo caratteristico  $t_c$  della legge empirica di riduzione dei volumi di piena e quindi il tempo di ritardo  $t_r$  con la procedura prima descritta.

Una seconda stima di  $t_r$ , e quindi di  $\bar{I}_v$ , è derivata in modo più semplice a partire dal valore di  $t_c$ , in analogia a quanto proposto da Silvagni (1984). In questo caso si è supposto costante per tutti i bacini della Calabria il rapporto  $t_c/t_r$  pari al valore 3.5, cioè alla media dei rapporti relativi ai 18 bacini considerati. I due diversi valori stimati per il tempo di ritardo e l'intensità di pioggia di durata corrispondente sono riportati in tab. 4.III.

Tab 4.I Statistiche e parametri  $\theta_1$  e  $\Lambda_1$  al primo livello di regionalizzazione delle 28 serie dei massimi annuali delle portate al colmo utilizzate per la stima di  $\Lambda_1$  e  $\theta_1$  (bacini italiani appenninici e insulari).

STAZIONE	N	$\bar{X}$ (m <sup>3</sup> /s)	G	Cv	$\theta_1$	$\Lambda_1$
SERCHIO A BORGO MOZZANO	38	793.0	1.655	0.521	12.917	205.998
SIEVE A FORNACINA	35	460.71	2.158	0.496	18.625	110.064
RENO A PRACCHIA	43	82.87	1.435	0.507	20.265	18.526
RENO A CASALECCHIO	48	763.08	1.724	0.463	28.187	161.988
TRONTO A TOLIGNANO DI MARINO	36	344.76	2.641	0.741	8.510	96.810
NERA A TORRE ORSINA	38	84.78	0.218	0.330	19.735	21.144
VELINO A IERRIA	39	147.58	1.226	0.405	28.290	31.984
ANIENE A SUBBIACO	39	43.82	1.490	0.414	35.254	8.972
ANIENE A LUNGHEZZA	38	228.84	2.445	0.813	24.454	44.109
SECCHIA A PONTE BACCHELLO	44	425.91	0.661	0.341	25.984	97.815
S. LEONARDO A MONUMENTALE	40	506.85	.982	0.639	4.995	174.856
ORETO A PARCO	44	114.07	1.433	0.652	8.141	31.454
ENTELLA A PANESI	36	628.72	1.992	0.539	14.240	157.186
BAGNONE A BAGNONE	35	93.64	3.440	0.907	6.384	27.526
MAGRA A CALAMAZZA	38	608.39	0.722	0.491	9.992	451.811
RIO ARNO A PONTE RIO ARNO	39	37.38	2.180	0.761	5.856	11.522
SAGITTARIO A CAPO CANALE	39	24.75	1.641	0.448	50.428	4.566
PESCARA A MARAONE	42	75.25	0.370	0.248	98.528	13.298
SANGRO AD ATELETA	38	160.91	1.609	0.504	17.669	37.946
LIRI A SORA	35	252.86	1.190	0.530	12.934	63.444
VOLTURNO AD AMOROSI	37	641.73	1.110	0.432	20.030	150.108
CALORE IRPINO A MONTELLA	40	52.55	2.821	0.482	18.590	12.868
CALORE IRPINO AD APICE	38	335.18	0.847	0.565	7.292	101.035
TANAGRO A POLLA	46	219.77	0.788	0.439	12.656	59.086
OFANTO A MONTEVERDE SCALO	35	505.41	0.137	0.442	7.078	169.326
BASENTO A GALLIPOLI	38	364.42	1.701	0.720	7.207	103.021
ALLI A ORSO	37	14.30	0.915	0.508	8.466	4.269
ANCINALE A RAZZONA	36	75.99	0.527	0.675	3.918	28.159

Tab 4.II Statistiche e parametri  $\theta_1$  e  $\Lambda_1$  al primo e al secondo livello di regionalizzazione delle 20 serie dei massimi annuali delle portate al colmo dei bacini calabresi con N $\geq$ 10 dati.

N°staz	STAZIONE	N°dati	$\bar{X}$ (m <sup>3</sup> /s)	G	$\theta_1$ I livello	$\Lambda_1$	$\theta_1$ II livello	$\Lambda_1$
24	ALACO A MAMMONE	19	13.60	1.626	4.28	5.52	5.35	3.05
25	ALACO A PIRRELLA	13	15.64	0.645	4.72	7.55	6.62	3.05
19	ALLI A ORSO	47	16.70	2.660	4.85	7.63	5.46	5.52
38	AMATO A MARINO	24	55.54	1.331	17.41	4.95	16.61	5.52
23	ANCINALE A RAZZONA	49	82.19	1.296	30.11	3.89	33.11	3.05
28	CARERI A BOSCO	10	30.11	1.641	8.09	5.92	10.61	3.05
21	CORACE A GRASCIO	35	151.84	1.782	47.97	5.86	49.07	5.52
9	COSCILE A CAMERATA	29	80.37	1.560	27.72	4.50	25.45	5.52
5	CRATI A CONCA	28	454.36	1.297	100.83	19.56	155.02	5.52
31	DUVERSO A S. GIORGIA	13	12.88	2.569	3.88	6.19	3.53	5.52
8	ESARO A LA MUSICA	18	338.39	1.426	96.70	5.67	74.97	10.15
43	LAO A PIE' DI BORGO	23	203.86	1.056	56.73	8.81	53.73	10.15
14	LESE A SCHIENA D'ASINO	12	19.00	0.609	6.86	4.96	6.58	5.52
20	MELITO A OLIVELLA	16	17.21	1.278	4.34	10.99	5.61	5.52
36	METRAMO A CASTAGNARA	12	6.39	1.067	0.96	174.22	2.34	5.52
37	METRAMO A CARMINE	12	73.08	2.461	18.89	6.48	20.08	5.52
44	NOCE A LA CALDA	28	31.87	-0.009	9.00	11.88	9.49	10.15
45	NOCE A LE FORNACI	11	149.73	0.541	26.26	95.48	46.60	10.15
17	TACINA A RIVIOTO	25	81.19	2.621	30.33	2.51	28.14	3.05
12	TRIONTO A DIFESA	16	8.76	2.865	2.59	5.42	2.57	5.52

Tab 4.III Parametri morfo-climatici dei 20 bacini calabresi con N<sub>≥</sub>10 dati di massimi annuali di portata al col

BACINI	A (km <sup>2</sup> )	Arid (km <sup>2</sup> )	Sli (km)	N1	P <sub>a</sub>	Dd (km <sup>-1</sup> )	Hm (m)	RB	RL	ic (ore)	tr1 (ore)	tr2 (ore)	lri (mm <sup>2</sup> )
ALACO A MAMMONE	14.95	14.95	76.14	209	0.0131	5.09	1051	3.79	1.94	4.29	1.3	1.23	35.85
ALACO A PIRRELLA	32.12	32.12	174.01	506	0.0266	5.42	893	4.58	2.61	-	-	-	-
ALLI A ORSO	45.61	45.61	225.10	538	0.0259	4.94	1076	4.98	2.74	13.12	3.0	3.75	19.67
AMATO A MARINO	113.00	113.00	406.61	783	0.0169	3.60	758	3.85	2.19	13.26	4.1	3.79	12.85
ANCINALE A RAZZONA	116.43	116.43	425.51	886	0.0114	3.65	880	4.08	1.61	12.83	3.7	3.67	20.88
CARERI A BOSCO	46.98	46.98	228.97	525	0.0339	4.87	593	3.64	1.18	2.04	0.5	0.58	56.56
CORACE A GRASCIO	182.07	182.07	810.42	820	0.0182	4.45	820	4.70	2.69	7.37	2.2	2.11	19.26
COSCILE A CAMERATA	285.17	85.55	442.36	788	0.0268	1.55	788	4.02	1.51	2.04	0.8	0.58	24.88
CRATI A CONCA	1338.76	1178.76	5910.85	9668	0.0294	4.42	664	4.60	2.30	19.85	5.5	5.67	8.79
DUVERSO A S. GIORGIA	29.30	29.30	90.85	159	0.0859	3.10	971	3.53	1.66	4.25	1.6	1.21	27.56
ESARO A LA MUSICA	519.61	519.61	1621.02	2902	0.0124	3.12	496	3.74	1.94	7.26	2.3	2.07	14.06
LAO A PIE' DI BORGO	279.78	279.78	843.56	1786	0.0176	3.02	832	3.61	1.69	10.15	3.0	2.90	15.39
LESE A SCHIENA D'ASINO	61.54	61.54	295.96	792	0.0294	4.81	1120	4.00	2.08	-	-	-	-
MELITO A OLIVELLA	41.27	41.27	205.13	572	0.0328	4.97	863	4.73	2.71	12.71	3.6	3.63	16.91
METRAMO A CASTAGNARA	16.51	16.51	64.08	122	0.0354	3.88	1007	3.47	1.36	12.26	3.0	3.50	20.22
METRAMO A CARMINE	239.41	239.41	739.93	1659	0.0166	3.09	516	4.32	2.42	8.70	2.8	2.49	18.35
NOCE A LA CALDA	42.53	42.53	206.58	593	0.0653	4.86	1124	3.71	2.18	4.26	1.3	1.22	23.16
NOCE A LE FORNACI	186.82	186.82	636.63	1339	0.0302	3.41	481	4.36	2.34	11.41	2.9	3.26	13.58
TACINA A RIVIOTO	79.41	79.41	337.88	805	0.0355	4.25	1332	5.30	3.00	4.32	1.3	1.23	29.29
TRIONTO A DIFESA	31.50	31.50	161.39	465	0.0097	5.12	1118	3.52	1.80	2.55	1.4	0.73	26.25

Tab 4.IV Leggi di probabilità pluviometrica dei bacini calabresi.

BACINI	% aree omogenee di appartenenza	LEGGI DI PROBABILITA' PLUVIOMETRICA
ALACO A MAMMONE	100 I3	$\bar{x}_1 = 39.58 t^{0.627}$
ALACO A PIRRELLA	100 I3	$\bar{x}_1 = 39.58 t^{0.578}$
ALLI A ORSO	100 C4	$\bar{x}_1 = 33.22 t^{0.523}$
AMATO A MARINO	66 T3 / 34 C4	$\bar{x}_1 = 28.84 t^{0.427}$
ANCINALE A RAZZONA	35 C5 / 65 I3	$\bar{x}_1 = 37.92 t^{0.544}$
CARERI A BOSCO	100 I3	$\bar{x}_1 = 39.58 t^{0.485}$
CORACE A GRASCIO	51 T3 / 49 C4	$\bar{x}_1 = 29.84 t^{0.445}$
COSCILE A CAMERATA	91 C1 / 9 T1	$\bar{x}_1 = 22.27 t^{0.545}$
CRATI A CONCA	15 C1 / 30 T3 / 15 T2 / 40 C2	$\bar{x}_1 = 24.27 t^{0.404}$
DUVERSO A S. GIORGIA	100 C5	$\bar{x}_1 = 34.99 t^{0.492}$
ESARO A LA MUSICA	18 T3 / 82 C1	$\bar{x}_1 = 22.13 t^{0.455}$
LAO A PIE' DI BORGO	100 T1	$\bar{x}_1 = 27.79 t^{0.462}$
LESE A SCHIENA D'ASINO	85 C3 / 15 C2	$\bar{x}_1 = 29.92 t^{0.497}$
MELITO A OLIVELLA	100 C4	$\bar{x}_1 = 33.22 t^{0.473}$
METRAMO A CASTAGNARA	100 C5	$\bar{x}_1 = 34.99 t^{0.501}$
METRAMO A CARMINE	100 C5	$\bar{x}_1 = 34.99 t^{0.373}$
NOCE A LA CALDA	100 T3	$\bar{x}_1 = 26.61 t^{0.470}$
NOCE A LE FORNACI	100 T3	$\bar{x}_1 = 26.61 t^{0.368}$
TACINA A RIVIOTO	74 C4 / 26 I2	$\bar{x}_1 = 32.66 t^{0.585}$
TRIONTO A DIFESA	100 C3	$\bar{x}_1 = 31.02 t^{0.504}$

Tab 4.V Matrici di correlazione (i valori dei coefficienti di correlazione posti al di sopra della diagonale principale si riferiscono alle regressioni in campo logaritmico, quelli al di sotto alle regressioni in campo lineare).

20 BACINI CON N $\geq$ 10 DATI

	$\bar{x}$	A	Arid	Sli	N1	Pa	Dd	Hm	Rb	Rl	tr1	tr2	ltr1	ltr2
$\bar{x}$	1.000	.240	.244	.228	.376	.224	.406	.596	.262	.177	.204	.300	.567	-.571
A	.920	1.000	.974	.971	.926	-.241	-.490	-.634	.237	.140	.355	.319	-.657	-.628
Arid	.940	.987	1.000	.984	.947	-.263	-.337	-.631	.250	.209	.454	.428	-.697	-.681
Sli	.879	.983	.982	1.000	.973	-.263	-.267	-.586	.319	.249	.411	.389	-.673	-.658
N1	.878	.982	.984	.996	1.000	-.280	-.183	-.549	.333	.291	.397	.372	-.651	-.634
Pa	-.229	-.148	-.163	-.107	-.115	1.000	.013	.208	.044	.007	-.211	-.116	.155	.091
Dd	-.282	-.212	-.148	-.060	-.068	-.022	1.000	.418	.206	.345	.089	.153	.171	.107
Hm	-.513	-.449	-.454	-.364	-.373	.260	.465	1.000	.052	.138	-.143	-.177	.354	.376
Rb	.133	.158	.158	.202	.195	-.126	.235	.117	1.000	.817	.286	.350	-.254	-.319
Rl	.074	.054	.094	.110	.110	-.067	.356	.193	.863	1.000	.424	.409	-.427	-.430
tr1	.499	.562	.605	.604	.611	-.243	.003	-.273	.270	.277	1.000	.962	-.867	-.881
tr2	.459	.521	.562	.570	.575	-.210	.054	-.245	.332	.291	.975	1.000	-.801	-.875
ltr1	-.498	-.453	-.474	-.421	-.429	.179	.299	.200	-.242	-.412	-.749	-.698	1.000	.975
ltr2	-.530	-.468	-.500	-.446	-.454	.175	.257	.272	-.314	-.432	-.813	-.803	.963	1.000

11 BACINI CON N $\geq$ 18 DATI

	$\bar{x}$	A	Arid	Sli	N1	Pa	Dd	Hm	Rb	Rl	tr1	tr2	ltr1	ltr2
$\bar{x}$	1.000	.940	.958	.937	.898	-.152	-.326	-.697	-.010	-.129	.391	.302	-.698	-.640
A	.922	1.000	.958	.964	.931	-.088	-.454	-.772	.014	-.191	.419	.327	-.788	-.727
Arid	.949	.986	1.000	.987	.965	-.138	-.222	-.729	.037	-.055	.587	.512	-.860	-.824
Sli	.884	.984	.983	1.000	.974	-.055	-.202	-.704	.110	-.010	.556	.485	-.851	-.817
N1	.887	.984	.985	.996	1.000	.018	-.167	-.650	.059	-.041	.564	.501	-.851	-.825
Pa	-.176	-.048	-.075	-.003	.012	1.000	.140	.463	.281	.397	-.331	-.288	.088	.081
Dd	-.175	-.116	-.022	.047	.032	.278	1.000	.484	.316	.672	.320	.423	.051	-.060
Hm	-.667	-.585	-.571	-.482	-.470	.488	.554	1.000	.389	.431	-.346	-.243	.682	.607
Rb	-.007	.074	.072	.153	.125	.112	.352	.447	1.000	.763	.072	.144	.066	-.004
Rl	-.073	-.067	-.010	.045	.018	.291	.631	.517	.822	1.000	.112	.201	-.004	-.083
tr1	.547	.620	.671	.677	.681	-.288	.121	-.424	.070	.012	1.000	.989	-.799	-.854
tr2	.499	.592	.642	.659	.663	-.248	.207	-.337	.169	.093	.984	1.000	-.739	-.813
ltr1	-.685	-.635	-.672	-.614	-.617	.129	.223	.685	.089	.052	-.780	-.739	1.000	.990
ltr2	-.655	-.603	-.657	-.603	-.608	.133	.092	.606	.023	-.036	-.824	-.802	.987	1.000

Tab 4.VI Confronto tra diverse stime di  $\bar{x}$ :

a) parametri ottenuti dai bacini con  $N \geq 18$ .

BACINI	$\bar{x}$ serie (m <sup>3</sup> /s)	Valori stimati (m <sup>3</sup> /s)					Errori percentuali				
		$\bar{x}$ stimato					4.11	4.12	4.13	4.15	4.16
ALACO A MAMMONE	13.65	15.26	17.05	13.51	23.55	8.47	.118	.249	-.010	.725	-.380
ALLI A ORSO	16.70	--	--	24.68	39.37	25.30	--	--	.478	1.358	.515
AMATO A MARINO	55.54	83.30	73.11	43.93	63.73	51.49	.500	.316	-.209	.147	-.078
ANCINALE A RAZZONA	82.19	85.42	76.05	88.63	106.70	96.88	.039	-.075	.078	.298	.179
CORACE A GRASCIO	51.84	124.29	133.13	140.48	153.90	147.07	-.181	.123	-.075	.014	-.031
COSCILE A CAMERATA	80.37	65.95	78.66	75.03	92.55	81.84	-.179	-.021	-.066	.152	.018
CRATI A CONCA	454.36	595.71	748.45	522.15	454.75	466.96	.311	.647	.149	.001	.028
ESARO A LA MUSICA	338.39	299.61	243.17	348.63	320.64	324.36	-.115	-.281	.030	-.052	-.041
LAO A PIE' DI BORGO	203.86	178.23	137.85	178.93	188.98	184.37	-.126	-.324	-.122	-.073	-.096
NOCE A LA CALDA	31.87	36.69	40.59	28.22	43.23	29.40	.151	.274	-.114	.356	-.078
TACINA A RIVIOTO	81.19	61.96	62.24	86.36	102.08	91.97	-.237	-.233	.064	.257	.133
						[medie]	.196	.254	.127	.312	.143

b) parametri ottenuti dai bacini con  $N \leq 18$ .

BACINI	$\bar{x}$ serie (m <sup>3</sup> /s)	Valori stimati (m <sup>3</sup> /s)			Errori percentuali			
		$\bar{x}$ stimato			4.11'	4.13'	4.16'	
ALACO A MAMMONE	13.65	16.63	13.31	7.42	.218	-.025	-.456	
ALLI A ORSO	16.70	--	28.79	26.92	--	.724	.612	
AMATO A MARINO	55.54	86.82	34.58	50.65	.563	-.377	-.088	
ANCINALE A RAZZONA	82.19	85.39	88.95	98.65	.039	.082	.200	
CORACE A GRASCIO	51.84	120.72	137.90	146.82	-.205	-.092	-.033	
COSCILE A CAMERATA	80.37	64.01	73.59	82.16	-.204	-.084	-.022	
CRATI A CONCA	454.36	730.49	588.75	490.32	.608	.296	.079	
ESARO A LA MUSICA	338.39	286.61	350.17	319.87	-.153	.035	-.055	
LAO A PIE' DI BORGO	203.86	173.37	174.23	182.44	-.150	-.145	-.105	
NOCE A LA CALDA	31.87	37.81	27.28	29.03	.186	-.144	-.089	
TACINA A RIVIOTO	81.19	59.47	88.49	93.34	-.268	.090	.150	
					[medie]	.259	.190	.172

## 5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE.

La procedura proposta nel rapporto sulla valutazione delle piene in Calabria (Versace et al., 1989; 1994) e richiamata nei paragrafi precedenti consente di ricostruire la funzione di probabilità cumulata  $F_x(x)$  dei massimi annuali delle piogge giornaliere  $X_g$  e dei massimi annuali delle portate al colmo  $X$  in qualsiasi punto della regione.

Per le piogge infatti i valori di  $\Lambda_1$  e di  $\theta_1$  sono dati dalle (3.1) e (3.2) mentre per stimare  $\Lambda_1$  basta localizzare il sito di interesse individuando in quale delle 3 sottozone (tirrenica, centrale, ionica) esso ricade. Il valore di  $\Lambda_1$  si ricava dalle (3.8). La curva di crescita che ne deriva è data da una delle 3 relazioni (3.9). Per passare dalla curva di crescita alla distribuzione delle  $X_g$  occorre determinare la  $\bar{X}_g$ , e ciò può essere fatto individuando l'area omogenea nella quale ricade il sito, e quindi utilizzando la (3.10) con gli appropriati coefficienti (tabella 3.III) e con il valore  $h$  della quota sul mare che caratterizza il sito.

Quella descritta è una stima di terzo livello, adatta ai casi nei quali manchino o siano insufficienti i dati pluviometrici disponibili. In presenza di una serie storica ci si può orientare verso il secondo o il primo livello, stimando dai dati, rispettivamente, o solo  $\bar{X}_g$  oppure  $\bar{X}_g$  (o  $\theta_1$ ) e  $\Lambda_1$ .

Nel caso delle piene la procedura è poco diversa. Per la stima di  $\Lambda_1$  e di  $\theta_1$  si utilizzano le (4.1) e (4.2). A seconda della sottozona pluviometrica in cui è compreso il bacino si ottiene dalle (4.6) la stima di  $\Lambda_1$ , e dalla (4.7) la curva di crescita.

Per la stima di  $\bar{X}$  si possono utilizzare la (4.8) che richiede la sola conoscenza dell'area, oppure la (4.10) o la (4.13) che richiedono anche la conoscenza di  $\bar{I}_v$ . Quest'ultima determinazione può essere fatta ricostruendo la curva di probabilità pluviometrica per il bacino utilizzando la (3.12) nella quale si pone  $h$  eguale all'altitudine media del bacino ed i coefficienti caratteristici dell'area omogenea in cui ricade il bacino, indicati dalla tabella 3.III. Per quanto riguarda la determinazione di  $t_r$  occorre sviluppare una indagine ad hoc prendendo a riferimento i dati dei bacini limitrofi.

E' da tener presente che nell'ambito del progetto VAPI una indagine effettuata sui dati calabresi non ha consentito di individuare relazioni particolarmente significative tra il tempo di ritardo ed i parametri che piu' di frequente sono ad esso correlati. Pur tuttavia, analogamente a quanto indicato da diversi autori, discreti risultati si ottengono dalla regressione sull'area ridotta  $A_{rid}$ , sul parametro  $L/Pa$  e sul tempo di corrivazione di Giandotti, quando si restringe l'analisi al gruppo di stazioni calabresi caratterizzato da stime di  $t_r$  ottenute in base ad almeno dieci anni di osservazione (Fig. 5.1, 5.2 e 5.3).

In p  
 numeric  
 piogge  
 Alci  
 richied

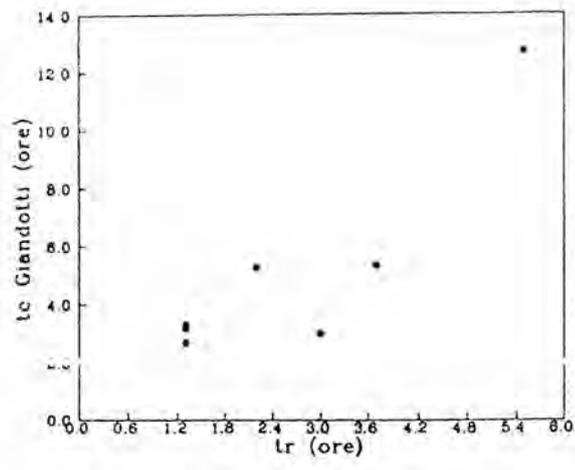


Fig. 5.1 Correlazione tr-tc Giandotti

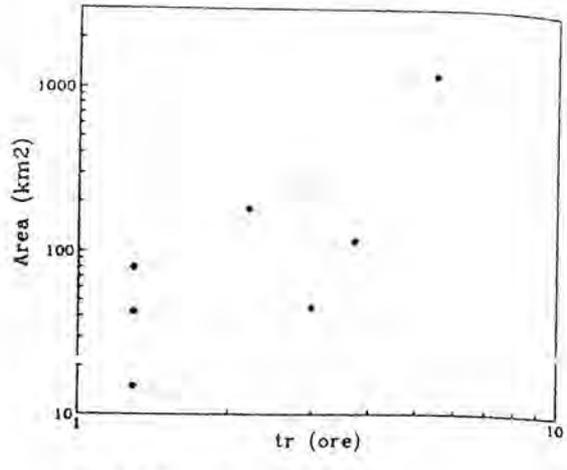


Fig. 5.2 Correlazione tr-Area

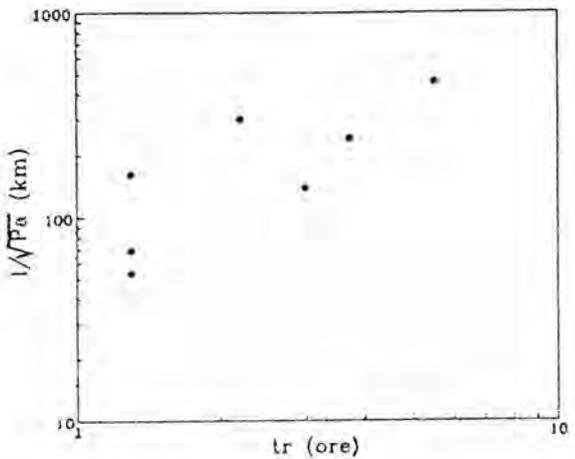


Fig. 5.3 Correlazione tr-l/vPa

Anche nel caso delle piene è possibile passare dal terzo livello di regionalizzazione, che è quello fin qui descritto, al secondo o al primo, utilizzando, qualora disponibili, i dati storici delle sezioni di misura.

E' da osservare inoltre che il bacino d'interesse può risultare compreso in due sottozone idrometriche o in due o più sottozone pluviometriche e aree pluviometriche omogenee.

Il primo aspetto incide sulla determinazione di  $\Lambda_1$  che si assume pari al minore dei due

valori. Il secondo aspetto incide sulla determinazione della curva di probabilità pluviometrica che può essere ottenuta come curva media, pesata rispetto alle aree di appartenenza, tra quelle relative alle diverse aree omogenee.

La procedura VAPI presenta incertezze notevoli, legate soprattutto alla stima dei valori indice, per i quali può essere commesso un errore in qualche caso rilevante come indicano, nel caso delle piene, i dati della tabella 4.VI. Pertanto ove possibile è bene utilizzare i dati campionari, che già per una dimensione pari a 8-10 anni forniscono risultati sufficientemente attendibili.

Più in generale l'utilizzazione della procedura VAPI non può essere considerata sostitutiva di una indagine idrologica specifica, soprattutto nell'affrontare i problemi di maggiore rilevanza. L'indagine idrologica deve in ogni caso verificare la adattabilità al caso specifico dei risultati VAPI, che essendo basati sui dati dell'intera regione finiscono in qualche misura per rappresentare una situazione media.

In particolare l'indagine specifica deve verificare la validità nel caso indagato dei coefficienti numerici delle relazioni utilizzate al terzo livello di regionalizzazione e quindi della (3.10) per le piogge e delle (4.8), (4.10), (4.13) per le piene.

Alcuni aspetti della procedura, in particolare quelli legati al terzo livello di regionalizzazione, richiedono ulteriori sviluppi ed approfondimenti.

## BIBLIOGRAFIA

- Arnell N.W. e S. Gabriele, 1986. "Regional flood frequency analysis using the two component extreme value distribution: an assessment using computer simulation experiments". Atti del seminario su 'Combined Efficiency of Direct and Indirect Estimates for Point and Regional Flood Prediction'. Centro Internazionale di Studi Colombella, Perugia.
- Arnell N. e S. Gabriele, 1988a. "The performance of the two-component extreme value distribution in regional flood frequency analysis". Water Resources Research, 24(6), pp.879-887.
- Arnell N. e S. Gabriele, 1988b. "Statistical properties of the hierarchical regional TCEV model with heterogeneous regions". Atti del XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.1, pp.183-195, L'Aquila.
- Arnell N. e S. Gabriele, 1991. "A hierarchical approach to regional flood frequency analysis". Water Resources Research, 27(6), pp. 1281-1289.
- Battista T., 1988. "Bacino del Crati: valutazione dei massimi annuali delle piogge areali con il metodo dei topoieti". CNR-IRPI, Rapp. int. n.240, Cosenza.
- Battista T. e A. D'Ippolito, 1987. "Modello TCEV: terzo livello di regionalizzazione delle piogge giornaliere in Calabria". CNR-IRPI, Rapp. int. n.209, Cosenza.
- Beran M., Hosking J.R.M. e N. Arnell, 1986. "Comment on -Two component extreme value distribution for flood frequency analysis- by F. Rossi, M. Fiorentino e P. Versace", Water Resources Research, 22(2), pp. 263-266.
- Caloiero D., Niccoli R. e C. Reali, 1990. "Le precipitazioni in Calabria (1921-80)". CNR-IRPI, Geodata n°36, Cosenza.
- Catalano E., Pascuzzi F. e P. Versace, 1989. "I massimi annuali delle piogge areali sul bacino del fiume Crati". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, GNDCI, CNR, Roma.
- Dell'Aera M., 1987. "Identificazione di zone pluviometriche omogenee mediante multivariate cluster analysis. Una applicazione al caso della Calabria". Tesi di laurea non pubblicata, Università della Calabria, Cosenza.
- D'Ippolito A., 1987. "Sulla determinazione delle piogge intense in Calabria". CNR-IRPI, Rapp. int. 219, Cosenza.
- Eagleson P.S., 1972. "Dynamics of flood frequency". Water Resources Research, 8(4), pp. 878-898.
- Ferrari E., S. Gabriele e P. Versace, 1988. "L'analisi dei massimi idrologici in Calabria". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87, GNDCI, CNR, Roma.
- Ferrari E., Villani P. e P. Versace, 1989a. "Terzo livello di analisi regionale delle piene in Calabria". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '88, GNDCI, CNR, Roma.
- Ferrari E., Gabriele S., R. Niccoli e D. Caloiero, 1989b. "Valutazione dei volumi di piena dei bacini calabresi: raccolta dei dati ed elaborazioni preliminari relative al tempo di ritardo". CNR-IRPI, Rapp. int. n.269., Cosenza
- Ferrari E., Gabriele S., Rossi F., Versace P. e P. Villani, 1990. "La valutazione delle piene in Calabria. Aspetti metodologici di una analisi a scala regionale", Atti del XXII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.3, pp.511-534, Cosenza.

- Ferrari E., Gabriele S., Rossi F., Versace P. e P. Villani, 1992. "Aspetti climatici, geologici e morfologici nella regionalizzazione delle piene", Atti del XXIII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Vol.5, Firenze.
- Ferrari E., 1993. "Leggi regionali di ricerca degli estremi idrologici in Italia", Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto 1990-91, GNDCI, CNR, Roma.
- Ferrari E., Gabriele S. e P. Villani, 1993. "Combined regional frequency analysis of extreme rainfalls and floods", Fourth Scientific Assembly of the IAHS, Yokohama, Japan.
- Fiorentino M., Gabriele S. e P. Versace, 1984. "Stima della pioggia di progetto per il proporzionamento delle fognature pluviali. Un modello regionale". Atti del seminario sui Deflussi Urbani, Cosenza.
- Fiorentino M. e S. Gabriele, 1984. "Analisi regionale delle piogge di breve durata per la progettazione delle fognature pluviali. Un'applicazione del modello a doppia componente al caso della Calabria". Atti del V Corso sulle Tecniche per la Difesa dell'inquinamento, Cosenza.
- Fiorentino M. e S. Gabriele, 1985. "Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche degli stimatori". Geodata 25, Cosenza.
- Fiorentino M., Versace P. e F. Rossi, 1985. "Regional flood frequency estimation using the two-component extreme value distribution" Hydrological Sciences Journal, 30, pp. 51-64.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F. e P. Versace, 1987a. "Hierarchical approach for regional flood frequency analysis". Regional Flood Frequency Analysis, edited by V.P. Singh, pp. 35-49, D. Reidel Publishing Company, Dordrech, Holland.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F. e P. Versace, 1987b. "Regional flood frequency analysis using the two-component extreme value distribution. A key reference abstract". Excerpta, Vol.2, pp. 39-50.
- Gabriele S. e G. Iiritano, 1994. "Alcuni aspetti teorici ed applicativi nella regionalizzazione delle piene con il modello TCEV", GNDCI, n°1089, CNR-IRPI, Cosenza.
- Natural Environment Research Council (NERC), 1975. "Flood Studies Report". Five volumes, London.
- Pascuzzi F. e E. Catalano, 1989. "Stima della pioggia areale: alcune applicazioni sul bacino del Crati". CNR-IRPI, Rapp. int. n.267, Cosenza.
- Penta A., rasulo G. e F. Rossi, 1972. "Criteri di similitudine idrologica per l'analisi dei massimi annuali di pioggia". Atti Giorn. di St. I sez. comm. int. genio rurale, Firenze.
- Penta A., Silvagni G., Rossi F., Veltri M. e P. Versace, 1980a. "Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge giornaliere in Italia Meridionale". Incontro di studi su: Distribuzioni spazio-temporali - Gestione dei serbatoi - Correlazioni multiple, CNR-IRPI, Perugia.
- Penta A., Rossi F., Silvagni G., Veltri M. e P. Versace, 1980b. "Un modello stocastico per l'analisi delle massime piogge giornaliere in presenza di grandi nubifragi". Atti del XVII Convegno di Idraulica e costruzioni idrauliche, Palermo.
- Rossi F. e P. Versace, 1982. "Criteri e metodi per l'analisi statistica delle piene". Valutazione delle piene, CNR- P.F. Conservazione del suolo, n°165, pp. 63-130.
- Rossi F., Fiorentino M. e P. Versace, 1984. "Two component extreme value distribution for flood frequency analysis". Water Resources Research, 20(7), pp.847-856.
- Rossi F., Fiorentino M. e P. Versace, 1986. "Reply to the comment of Beran et al.". Water Resources Research, 22(2), pp.267-269.

- Versace P., Fiorentino M. e F. Rossi, 1982. "Analysis of flood series by stochastic models". *Time Series Methods in Hydrosciences*, edited by A.H. El-Shaarawi and S.R. Esterby, pp. 315-324, Elsevier, New York.
- Versace P., 1987. "*Valutazione delle piene*". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '86, GNDCI, CNR, Roma.
- Versace P., 1988. "*Valutazione delle piene*". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, Rapporto '87, GNDCI, CNR, Roma.
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S. e F. Rossi, 1989. "*Valutazione delle piene in Calabria*" (bozza finale), CNR-IRPI, Geodata 30, Cosenza.
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S. e F. Rossi, 1994. "*Valutazione delle piene in Calabria*", CNR-IRPI, Cosenza.
- Villani P., Gabriele S., Rossi F e P. Versace, 1993. "*Alcune ipotesi sulla regionalizzazione delle piene in Italia*". Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo. Rapporto 1990-91, GNDCI, CNR, Roma

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

UU. OO. 1.32 - 3.11 - Università di Palermo - Istituto di Idraulica - Palermo  
U. O. 1.10 - Università di Palermo - Istituto di Idraulica Agraria - Palermo

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**L - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN SICILIA**

a cura di  
M. Cannarozzo e V. Ferro



# VALUTAZIONE DELLE PIENE IN SICILIA

## INDICE

	Pag.
INTRODUZIONE	1-1
CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO E RETE DI MISURA	2-1
ANALISI REGIONALE DELLE PIOGGE ESTREME	3-1
3.1 Cenni al modello probabilistico TCEV e alla tecnica di regionalizzazione adottata	3-1
3.2 Analisi regionale delle piogge di breve durata (1,3,6,12 e 24 ore)	3-2
3.2.1 <i>Primo livello di regionalizzazione</i>	3-2
3.2.2 <i>Secondo livello di regionalizzazione</i>	3-2
3.2.3 <i>Terzo livello di regionalizzazione</i>	3-4
4. ANALISI REGIONALE DELLE PORTATE AL COLMO	4-1
4.1 Primo livello di regionalizzazione	4-1
4.2 Secondo livello di regionalizzazione	4-1
4.3 Terzo livello di regionalizzazione	4-2
5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE	5-1
6. RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	6-1

## 1. INTRODUZIONE

Il Rapporto Regionale Sicilia è stato predisposto in collaborazione tra le differenti Unità Operative del GNDCI. In particolare le U.O. 1.10 e 3.11, dirette rispettivamente dai Proff. I. Melisenda Giambertoni e M. Santoro, hanno sviluppato la procedura regionale con riferimento alle piogge di massima intensità e durata 1, 3, 6, 12 e 24 ore; l'U. O. 1.32 diretta dal Prof. G. Benfratello ha invece condotto l'analisi di frequenza delle piene.

Il Rapporto Regionale Sicilia, pur avendo usufruito dell'impostazione metodologica dell'U.O. del CNR - IRPI di Cosenza, è stato predisposto seguendo anche procedure che si discostano dalle linee direttrici del Rapporto Regionale Calabria.

Allo stato attuale l'U.O. 1.32 ha effettuato una stesura preliminare del Rapporto Regionale che è stata sottoposta a revisione da parte delle Unità Operative del GNDCI.

L'indagine pluviometrica, sviluppata facendo ricorso ai massimi annuali delle piogge di breve durata, ha evidenziato una dipendenza dei parametri regionali e sottozonali del modello probabilistico TCEV dalla durata. I risultati dell'indagine sono stati pubblicati sul n.6 del 1990 della rivista *Idrotecnica* e sono stati anche presentati alla FAO European Forestry Commission, 17th Session of the Working Party on Management of Mountain Watershed svoltosi a Vicenza nel 1990.

L'analisi delle piene è stata effettuata facendo ricorso ai massimi annuali sia delle portate al colmo sia delle portate medie giornaliere, caratterizzate queste ultime da una base dati più ampia. I risultati dell'indagine sono oggetto della memoria "Contributo alla valutazione probabilistica delle piene nei corsi d'acqua siciliani" di M. Cannarozzo & V. Ferro, pubblicata sul n.5 del 1991 della rivista *Idrotecnica*.

Un approfondimento del terzo livello di regionalizzazione delle piene, che ha richiesto sia una particolare caratterizzazione geologica dei suoli con riferimento alla loro attitudine ad essere "infiltrati" sia la determinazione della copertura boscata dei bacini in studio, ha condotto ad un nuovo criterio di stima della portata indice. I risultati dell'indagine sono oggetto della memoria "Un criterio di valutazione della portata al colmo di piena per i piccoli bacini siciliani. Contributo alla stima della portata indice" di F. D'Asaro, L. Ercoli & V. Ferro, pubblicata sul n.4 del 1992 della rivista *Idrotecnica*.

I risultati complessivi dell'indagine sono stati sintetizzati nella memoria "Regional rainfall and flood frequency analysis for Sicily using the TCEV distribution" che sarà pubblicata sul n. 1 del 1995 della rivista *Hydrological Sciences Journal*.

La relazione è articolata in tre sezioni. La prima presenta una breve descrizione delle caratteristiche del sistema idrografico isolano, con particolare riferimento ai corsi d'acqua che rivestono un interesse per i fenomeni alluvionali, unitamente alla rete di misura delle stazioni pluviografiche ed idrometriche utilizzate per lo svolgimento dell'indagine regionale.

Segue, dopo una breve presentazione del modello probabilistico adottato e delle specifiche procedure di regionalizzazione utilizzate, l'esposizione dei risultati dell'analisi regionale dei massimi annuali, rispettivamente, delle piogge di breve durata e delle portate di piena.

## 2. CARATTERISTICHE DEL SISTEMA IDROGRAFICO E RETE DI MISURA

Il territorio della Sicilia, che ha una estensione di circa 26.000 km<sup>2</sup>, è suddiviso in tre versanti in cui ricadono, secondo la suddivisione operata dal Servizio Idrografico Italiano, 192 tra bacini e sottobacini. Riferirsi ai versanti, negli studi idrologici condotti per il territorio siciliano (Quignones, 1974), (Cannarozzo & Ferro, 1985), ha significato raggruppare bacini *simili* dal punto di vista idrologico, aventi esposizione e latitudine non molto dissimili, e tenendo in tal modo in considerazione anche l'incidenza delle eventuali diversità esistenti nel regime pluviometrico.

Il carattere spiccatamente torrentizio di tutti i corsi d'acqua siciliani, anche di quelli che hanno un notevole bacino imbrifero e percorrono lunghi tratti in pianura, ha da sempre determinato esondazioni delle piene ed allagamenti dei terreni rivieraschi con danni ingenti (Santoro, 1986).

Il principale corso d'acqua isolano, che ha caratteristiche di perennità, è il Fiume Simeto che ha un bacino idrografico esteso 4200 km<sup>2</sup>, quasi un sesto dell'intera isola, e che comprende, oltre al corso d'acqua principale lungo 120 km, anche tre importanti affluenti: il Salso, il Dittaino, il Gornalunga aventi bacini, rispettivamente, di 800 km<sup>2</sup>, 920 km<sup>2</sup> e 980 km<sup>2</sup>. L'interesse verso i complessi problemi idraulici della sua rete di corsi d'acqua naturali e di bonifica è connessa ai problemi di protezione idraulica della piana di Catania (Bonvissuto, 1984).

Altri corsi d'acqua isolani che rivestono interesse sia per l'estensione del proprio bacino sia per i danni che eventuali loro esondazioni provocherebbero ad importanti centri abitati (Santoro, 1988) sono l'Imera Meridionale, l'Oreto e la rete idrografica che domina l'abitato di Trapani.

L'Imera Meridionale, che poco prima dello sbocco a mare nel Canale di Sicilia attraversa l'abitato di Licata, ha un corso d'acqua principale lungo 144 km che percorre un bacino esteso 2015 km<sup>2</sup> dai versanti meridionali delle Madonie con cime fra le più alte della Sicilia, fino al Canale di Sicilia, occupando gran parte della zona centrale dell'isola.

L'Oreto ha un bacino idrografico esteso 136 km<sup>2</sup>. La rete idrografica che domina l'abitato di Palermo risulta particolarmente complessa per la presenza di corsi d'acqua (Cannizzaro e Papireto) la cui connessione idrografica con l'Oreto si è evoluta nel tempo a seguito di azione antropiche correttive determinate da eventi alluvionali.

Il bacino idrografico che domina Trapani e le sue immediate adiacenze è da considerarsi un "piccolo bacino", interessando una superficie di poco superiore ai 100 km<sup>2</sup>; eppure la grave soggezione dei centri urbani e delle altre infrastrutture del Trapanese al rischio di alluvione è apparsa evidente in più occasioni. Il sistema idrografico principale è costituito dalle due aste dei torrenti Lenzi e Paceco, i quali, sottendono bacini estesi, rispettivamente, 55 km<sup>2</sup> e 44 km<sup>2</sup>. Il territorio attorno a Trapani può porsi ad esempio delle situazioni idrologiche ed orografiche, in Sicilia molto diversificate, e pur tutte di difficile soluzione. La pianura costiera

quasi orizzontale, e - a contrasto - il massiccio del monte Erice, con ripidi versanti incombenti sulla pianura stessa e direttamente sulla città, ha imposto provvedimenti *sui generis* di difesa diretta dalle alluvioni articolata con quella indiretta.

La rete di misura delle precipitazioni del Servizio Idrografico Italiano (fig.1) è costituita da 370 stazioni di cui 250 pluviografiche; tra quest'ultime 172 vantano almeno un decennio di osservazione nel periodo che va dal 1928 al 1981. I 172 pluviografi sono equamente distribuiti nel territorio isolano: il 32% nel versante settentrionale, il 38% in quello sud-occidentale ed il 30% in quello orientale.

La dimensione delle serie storiche, variabile dai 10 ai 45 anni, è mediamente pari a 23 anni per un totale di 3929 dati.

Le stazioni idrometriche siciliane (fig.2), che vantano almeno dieci anni di funzionamento, sono ventisette e sono anch'esse sufficientemente ben distribuite nei tre versanti: il 36% delle stazioni ricade nel versante settentrionale, il 43% in quello sud-occidentale ed il 21%, infine, in quello orientale.

I dati di portata al colmo utilizzati nell'indagine, reperiti sia nella pubblicazione n.17 del S.I.I. sia forniti dalla Sezione del S.I.I. di Palermo, sono 588 pari ad un numero medio di 22 osservazioni per stazione. Sono state prese in considerazione anche le serie storiche dei valori massimi annuali delle portate medie giornaliere, pubblicate fino al 1982 negli Annali Idrologici del S.I.I., relative a 33 stazioni idrometriche caratterizzate da una dimensione campionaria N maggiore o uguale a 10 anni.

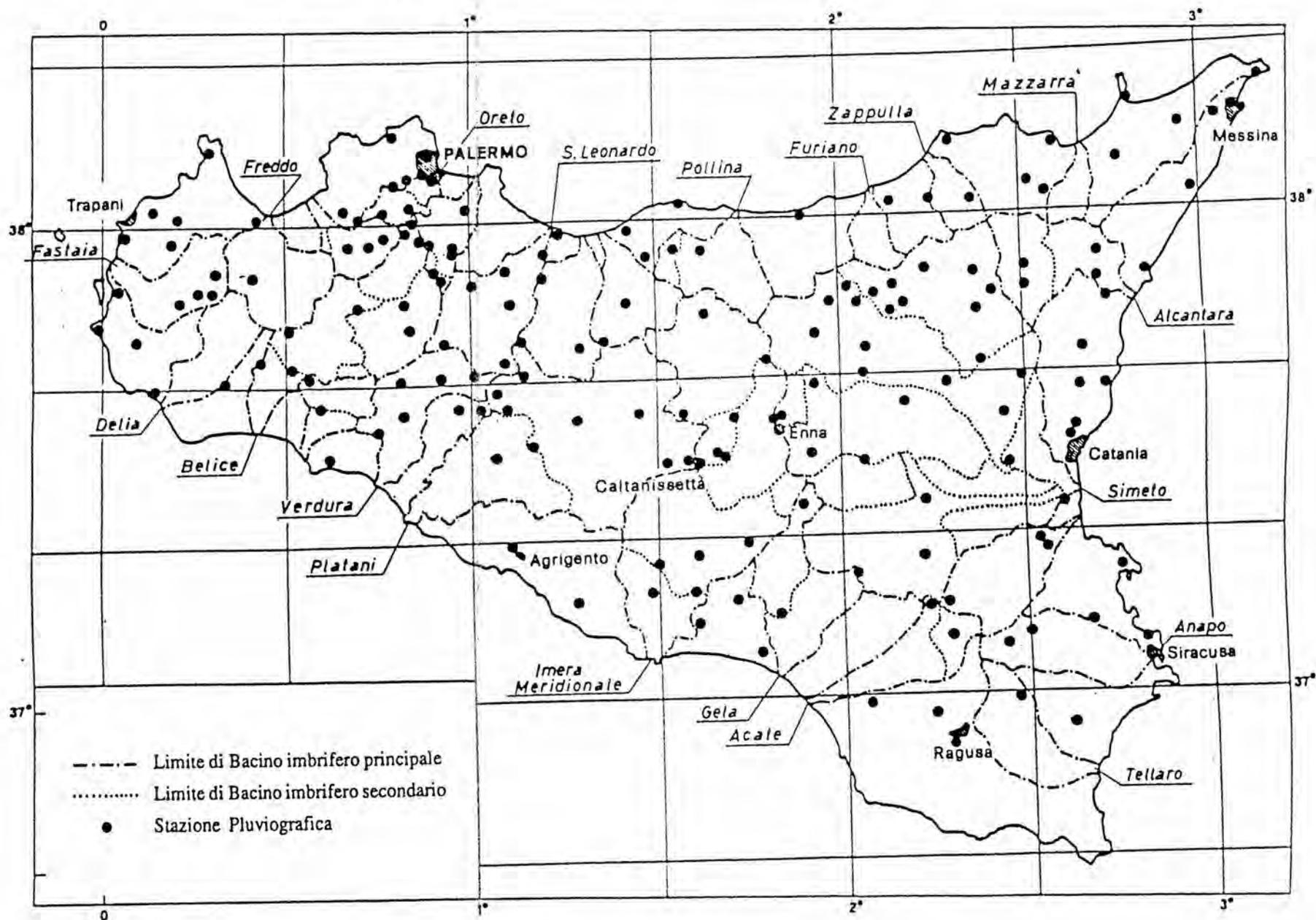


Fig. 1 Stazioni pluviografiche siciliane considerate nell'indagine

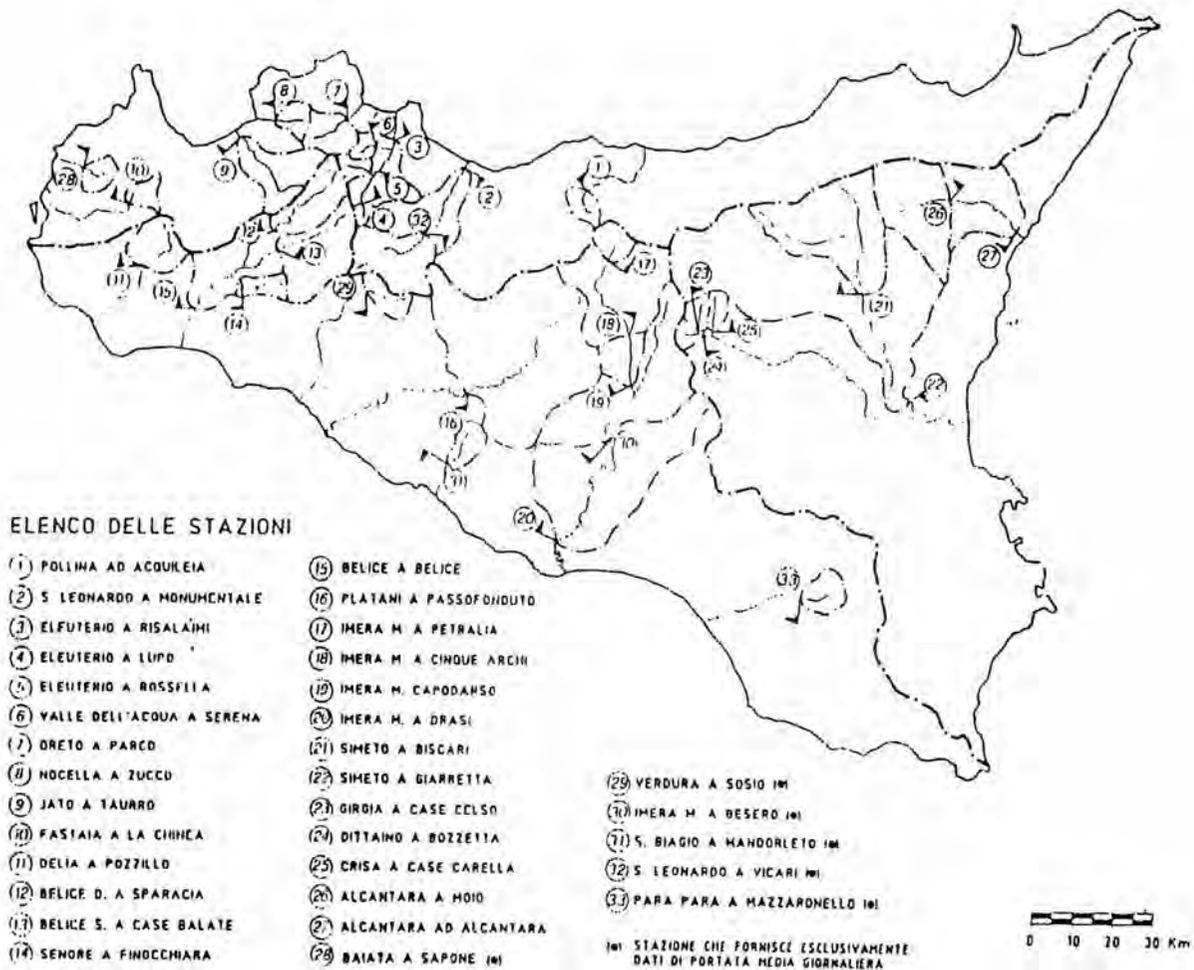


Fig. 2 Stazioni idrometriche siciliane considerate nell'indagine

### 3. ANALISI REGIONALE DELLE PIOGGE ESTREME

#### 3.1 Cenni al modello probabilistico TCEV e alla tecnica di regionalizzazione adottata

L'osservazione empirica dei campioni dei massimi annuali delle portate al colmo e delle piogge di assegnata durata ha portato a riconoscere l'esistenza di alcuni valori estremamente più elevati degli altri denominati *outliers*. Per tradurre in termini statistici la differente provenienza degli estremi idrologici è stata proposta la seguente legge di distribuzione di probabilità, denominata TCEV :

$$P(x) = \exp \left[ -\lambda_1 \exp \frac{-x}{\theta_1} - \lambda_2 \exp \frac{-x}{\theta_2} \right] \quad (1)$$

in cui si è indicato con  $P(x)$  la probabilità di non superamento della variabile idrologica  $x$  (altezza di pioggia di assegnata durata  $t$ ) e con  $\lambda_1, \lambda_2, \theta_1, \theta_2$  i quattro parametri della legge.

Se si utilizza la variabile ridotta della componente base  $y$ , la (1) diventa:

$$P(y) = \exp \left[ -\exp(-y) - \Lambda^* \exp \left( \frac{-y}{\Theta^*} \right) \right] \quad (2)$$

in cui si è indicato con  $\Lambda^*$  e  $\Theta^*$  i due parametri regionali.

Dall'analisi svolta da Beran, Hosking & Arnell (1986), condotta in tutto il campo dei valori reali di  $y$ , deriva la procedura gerarchica di regionalizzazione che si articola su tre livelli successivi in ognuno dei quali è possibile ritenere costanti alcuni statistici.

Nel *primo livello di regionalizzazione* è stato verificato, analizzando la distribuzione empirica di frequenza sia del coefficiente di asimmetria sia della variabile ridotta  $y$ , che la Sicilia è un'unica zona pluviometrica e idrometrica omogenea. Di conseguenza, per ciascuna variabile idrologica  $x$  esaminata (pioggia di fissata durata o portata al colmo), i parametri regionali  $\Lambda^*$  e  $\Theta^*$  assumono un valore unico per l'intero territorio isolano.

Nel *secondo livello di regionalizzazione* sono state individuate tre sottozone omogenee, che sono risultate coincidenti per l'analisi delle piogge e delle piene, nelle quali risultano costanti i tre parametri  $\Lambda^*$  e  $\Theta^*$  e  $\lambda_1$ . In ciascuna sottozona omogenea è così completamente individuata la *curva di crescita*:

$$P(x') = \exp \left[ -\lambda_1 (\exp(\alpha))^{-x'} - \Lambda^* \lambda_1^{1/\Theta^*} \left( \exp \left( \frac{\alpha}{\Theta^*} \right) \right)^{-x'} \right] \quad (3)$$

nella quale si è indicato con  $x'$  la variabile adimensionale  $x/\mu$  essendo  $\mu$  la media della legge TCEV e con  $\alpha$  il rapporto tra la media  $\mu$  ed il parametro  $\theta_1$ .

Nel *terzo livello di regionalizzazione* si procede, infine, alla determinazione di criteri regionali per la stima del parametro centrale della distribuzione di probabilità.

## 3.2 Analisi regionale delle piogge di breve durata (1, 3, 6, 12 e 24 ore)

### 3.2.1 Primo livello di regionalizzazione

L'analisi dei massimi annuali delle piogge di durata 1, 3, 6, 12 e 24 ore ha evidenziato la dipendenza dei parametri regionali dalla durata  $t$  (ore) ed ha condotto, unitamente alla conoscenza dei parametri regionali determinati per le piogge giornaliere (Ferrari, 1985), alle seguenti relazioni valide per l'intera Sicilia:

$$\begin{aligned}\Theta^* &= 1.95 + 0.0284t \\ \Lambda^* &= 0.175t^{0.301}\end{aligned}\quad (4)$$

La distribuzione di probabilità della variabile ridotta  $y$  assume allora la seguente espressione:

$$P(y) = \exp\left[\exp(-y) - 0.175t^{0.301} \exp\left(\frac{-y}{1.95 + 0.0284t}\right)\right] \quad (5)$$

### 3.2.2 Secondo livello di regionalizzazione

L'individuazione delle sottozone pluviometriche omogenee è stata effettuata facendo ricorso alla tecnica di raggruppamento denominata *cluster analysis* e caratterizzando ciascuna stazione oltre che con il valore del coefficiente di variazione della componente base CVI anche con le sue coordinate geografiche piane valutate rispetto ad un sistema di riferimento arbitrariamente prescelto.

L'analisi ha condotto a suddivisioni praticamente invariabili con la durata e pertanto è stata assunta un'unica suddivisione che è quella di fig.3.

La Sicilia è stata così divisa nelle seguenti tre sottozone:

**A - Sottozona Ovest**, delimitata ad est dallo spartiacque del F. Imera Meridionale e del F. Pollina;

**B - Sottozona Nord - Est**, delimitata dai bacini del F. Pollina ad ovest e del F. Salso-Simeto a sud;

**C - Sottozona Sud - Est**, delimitata a nord dal bacino del F. Salso-Simeto e ad ovest dallo spartiacque del F. Imera Meridionale.

Si è attribuito a ciascuna sottozona, per ciascuna durata, un valore costante del parametro  $\lambda_1$ ,  $\Lambda_1$ , pari alla media aritmetica dei valori che competono alle singole stazioni ricadenti nella sottozona. La funzione  $\Lambda_1(t)$  è di tipo monomio e, per ciascuna sottozona, assume la seguente espressione:

$$\text{Sottozona A} \quad \Lambda_1 = 14.55 t^{0.2419} \quad (6a)$$

$$\text{Sottozona B} \quad \Lambda_1 = 12.40 t^{0.1802} \quad (6b)$$

$$\text{Sottozona C} \quad \Lambda_1 = 11.96 t^{0.0960} \quad (6c)$$

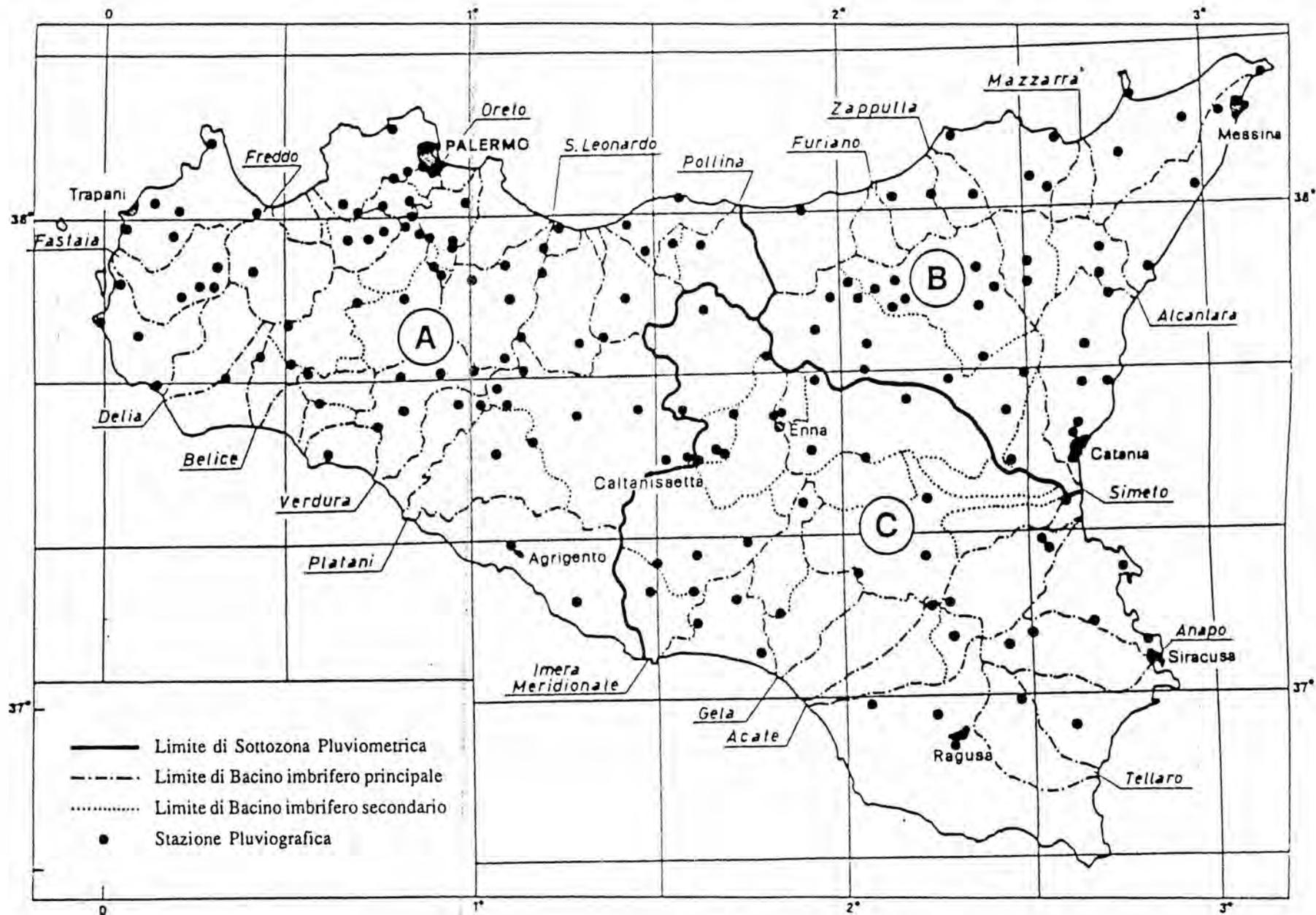


Fig. 3 Sottozone pluviometriche omogenee

Anche il parametro  $\alpha$ , che compare nella curva di crescita (3) è funzione, per ciascuna sottozona, della durata  $t$ :

$$\text{Sottozona A} \quad \alpha = 3.5208 t^{0.1034} \quad (7a)$$

$$\text{Sottozona B} \quad \alpha = 3.3536 t^{0.0945} \quad (7b)$$

$$\text{Sottozona C} \quad \alpha = 3.3081 t^{0.0765} \quad (7c)$$

Poiché la curva di crescita (3) non è esplicitabile rispetto ad  $x'$ , cioè non è direttamente deducibile il valore di  $x'$  corrispondente ad una prefissata frequenza probabile, sono state dedotte le seguenti espressioni esplicite *approssimate* valide per valori del tempo di ritorno  $T \geq 10$  anni:

*Sottozona A*

$$x'_{t,T} = 0.5391 - 0.001635t + (0.0002212t^2 + 0.00117t + 0.9966) \log T \quad (8a)$$

*Sottozona B*

$$x'_{t,T} = 0.5135 - 0.002264t + (0.0001980t^2 + 0.00329t + 1.0508) \log T \quad (8b)$$

*Sottozona C*

$$x'_{t,T} = 0.5015 - 0.003516t + (0.0003720t^2 + 0.00102t + 1.0101) \log T \quad (8c)$$

in cui si è indicato con  $\log$  il logaritmo decimale.

L'espressione della curva di probabilità pluviometrica si ottiene, infine, moltiplicando ciascuna delle equazioni (8) per la legge di variazione della media  $\mu$  del modello TCEV con la durata  $t$ , ovvero:

$$x_{t,T} = x'_{t,T} \mu(t) \quad (9)$$

### 3.2.3 Terzo livello di regionalizzazione

Il confronto tra la media teorica  $\mu$  e quella campionaria  $m_c$  ha evidenziato che, per ciascuna durata, i suddetti statistici possono ritenersi coincidenti. Si è fatto allora riferimento ai valori della media campionaria della quale è stata studiata la regionalizzazione.

In questo modo si può svincolare il terzo livello di regionalizzazione dalla procedura gerarchica potendosi aggiornare il valore della media campionaria indipendentemente dalle fasi precedenti.

La media  $m_c$ , per le 172 stazioni pluviografiche, relativa alle cinque durate studiate varia con la durata stessa secondo il seguente legame di tipo monomio:

$$m_c(t) = a t^n \quad (10)$$

una  
Tale risultato consente di definire la curva di probabilità pluviometrica con i soli due parametri  $a$  e  $n$  della (10) riportati in Tab.1.

7a) Per i siti sprovvisti di stazioni di misura i valori di  $a$  e di  $n$  possono essere dedotti, rispettivamente, dalle carte di fig.4 e 5 dove sono tracciate le linee ad egual valore di  $a$  (iso- $a$ ) e di  $n$  (iso- $n$ ).

7c)  
nte  
ate  
di

3a)  
3b)  
3c)

do  
la

9)

er  
to  
ra  
le  
te

))

Tab. 1 - Valori delle costanti a e n della (10) per le stazioni pluviografiche siciliane

Codice	Stazione	Bacino di appartenenza	a	n
1	Monforte S. Giorgio	Niceto	35.9	0.3391
2	Milazzo	Tra Muto e Mela	30.3	0.2208
3	Castroreale	Longano	27.4	0.4470
4	Montalbano Elicona	Mazzarrà	26.2	0.4255
5	Tindari	Tra Mazzarrà e Timeto	26.5	0.2977
6	S. Piero Patti	Timeto	28.3	0.3369
7	Capo d'Orlando	Tra Naso e Zappulla	20.5	0.2934
8	Tortorici	Zappulla	28.4	0.3347
9	Alcara Li Fusi	Rosmarino	23.2	0.3970
10	Sanfratello	Inganno	21.9	0.3723
11	S. Stefano di Camastra	S. Stefano	26.7	0.2560
12	Castelbuono	Pollina	25.6	0.3451
13	Isnello	Pollina	25.0	0.4109
14	Cefalù	Pollina	27.3	0.2827
15	Collesano	Roccella	28.1	0.3880
16	Caltavuturo	Imera Settentrionale	20.4	0.4252
17	Gioia (Fattoria)	Torto	20.5	0.3147
18	Termini Imerese	Tra Torto e S. Leonardo	30.5	0.2635
19	Imbriaca	S. Leonardo	22.6	0.3567
20	Vicari	S. Leonardo	22.5	0.3205
21	Campofelice di Fitalia	S. Leonardo	22.9	0.2244
22	Mezzoiuso	S. Leonardo	20.6	0.3415
23	Sambuchi	S. Leonardo	19.5	0.3172
24	Caccamo	S. Leonardo	22.0	0.3414
25	Ciminna	S. Leonardo	20.8	0.3529
26	Monumentale	S. Leonardo	29.3	0.2608
27	Turdiepi (Fattoria)	Eleuterio	21.6	0.3511
28	Lupo	Eleuterio	24.9	0.2819
29	Ficuzza	Eleuterio	22.2	0.3088
30	Ficuzza Bosco	Eleuterio	24.1	0.3792
31	Marineo	Eleuterio	27.4	0.2979
32	Risalaimi	Eleuterio	24.9	0.3272
33	Misilmeri	Eleuterio	21.0	0.3054
34	Pioppo	Oreto	27.4	0.4032
35	Altofonte	Oreto	25.0.	0.3567
36	Romitello	Tra Oreto e Giancaldara	30.1	0.2972
37	S. Martino delle Scale	Tra Oreto e Giancaldara	28.2	0.3327
38	Montepellegrino	Tra Oreto e Giancaldara	29.5	0.2733
39	Partinico	Tra Oreto e Giancaldara	21.2	0.3120
40	Palermo Ist. Zoot.	Tra Oreto e Giancaldara	25.1	0.2928
41	Palermo Serv. Idr.	Tra Oreto e Giancaldara	28.7	0.3143
42	Palermo Oss. Astr.	Tra Oreto e Giancaldara	22.2	0.2687

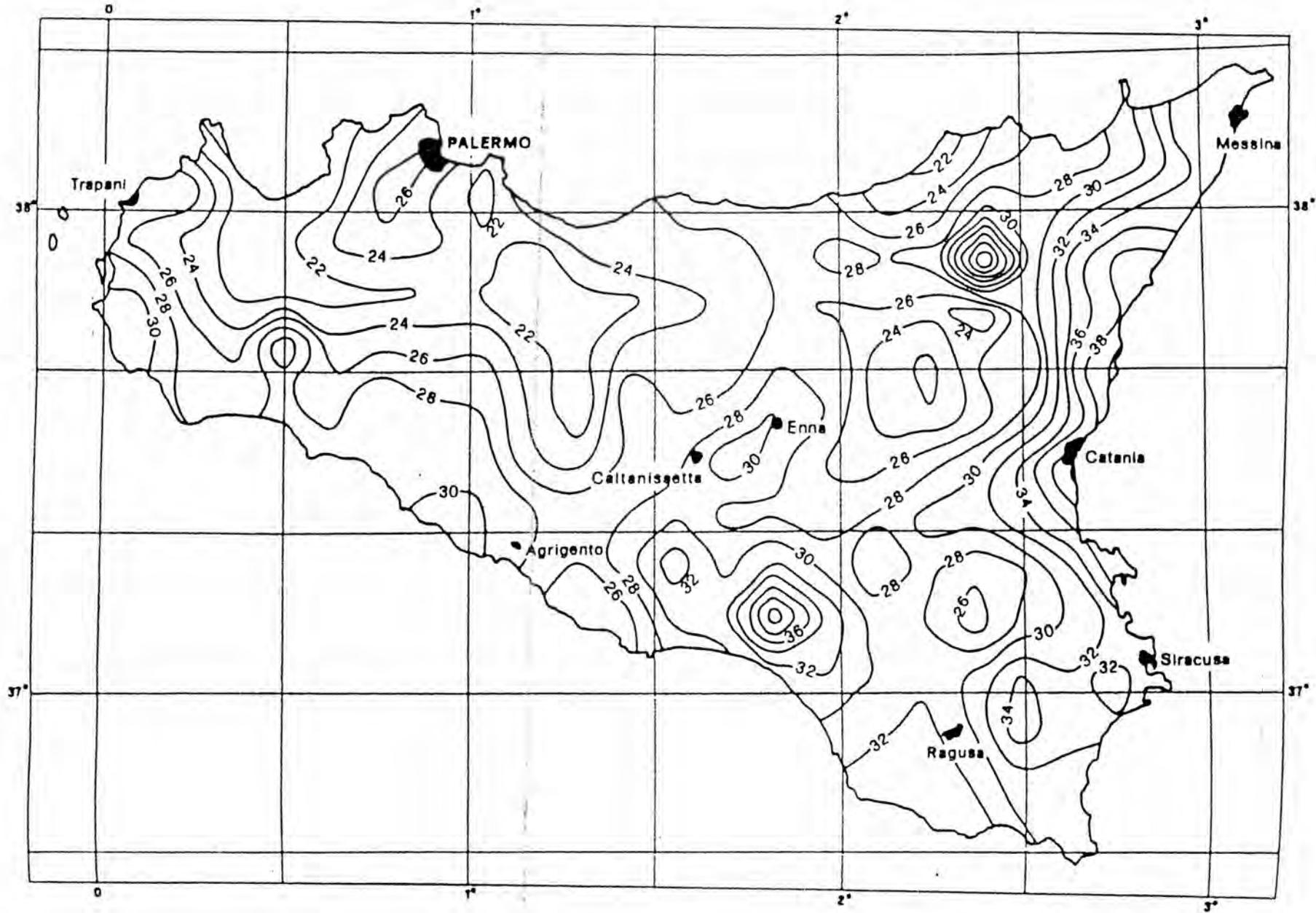


Fig. 4 Carta delle iso-a

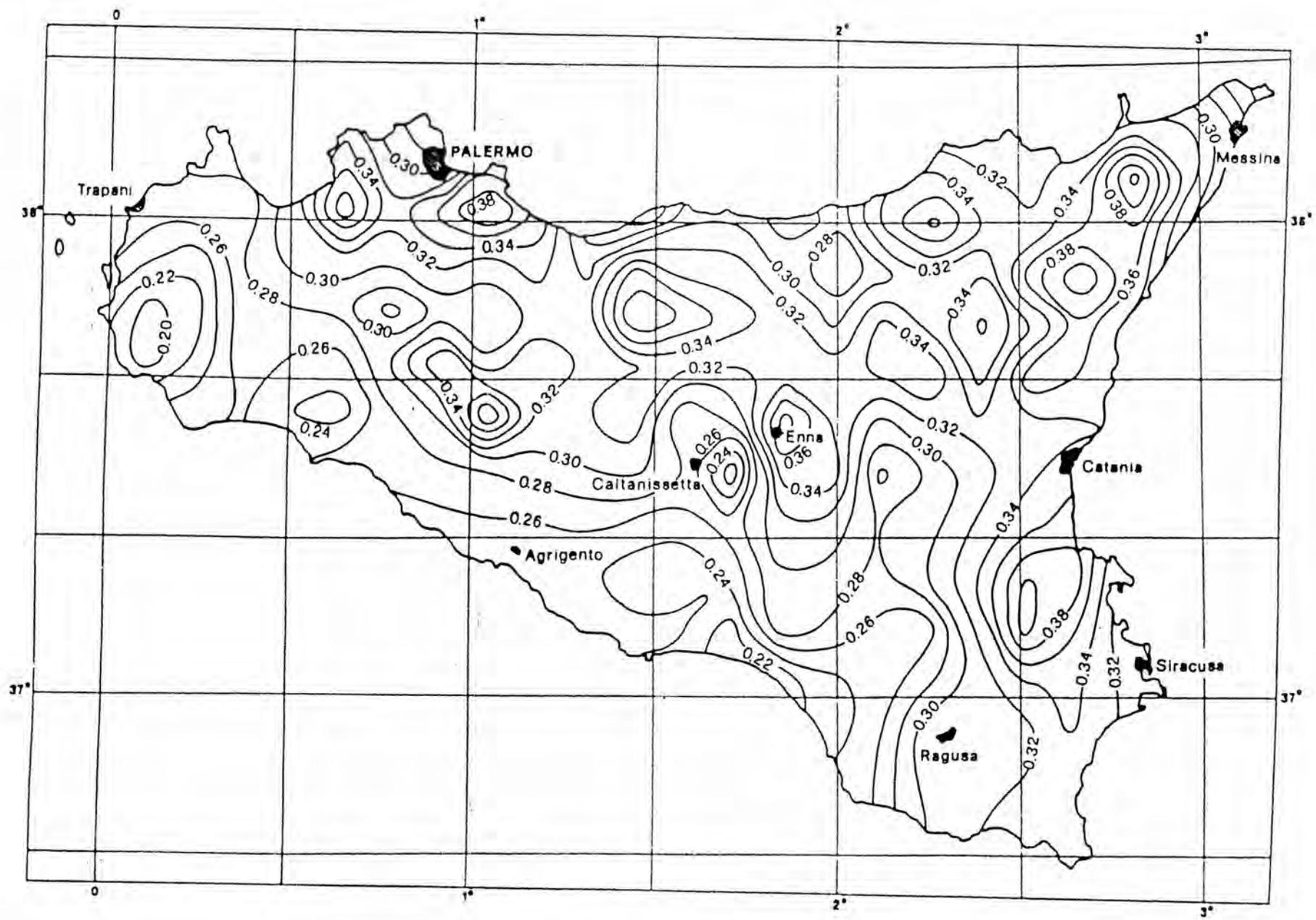


Fig. 5 Carta delle iso-n

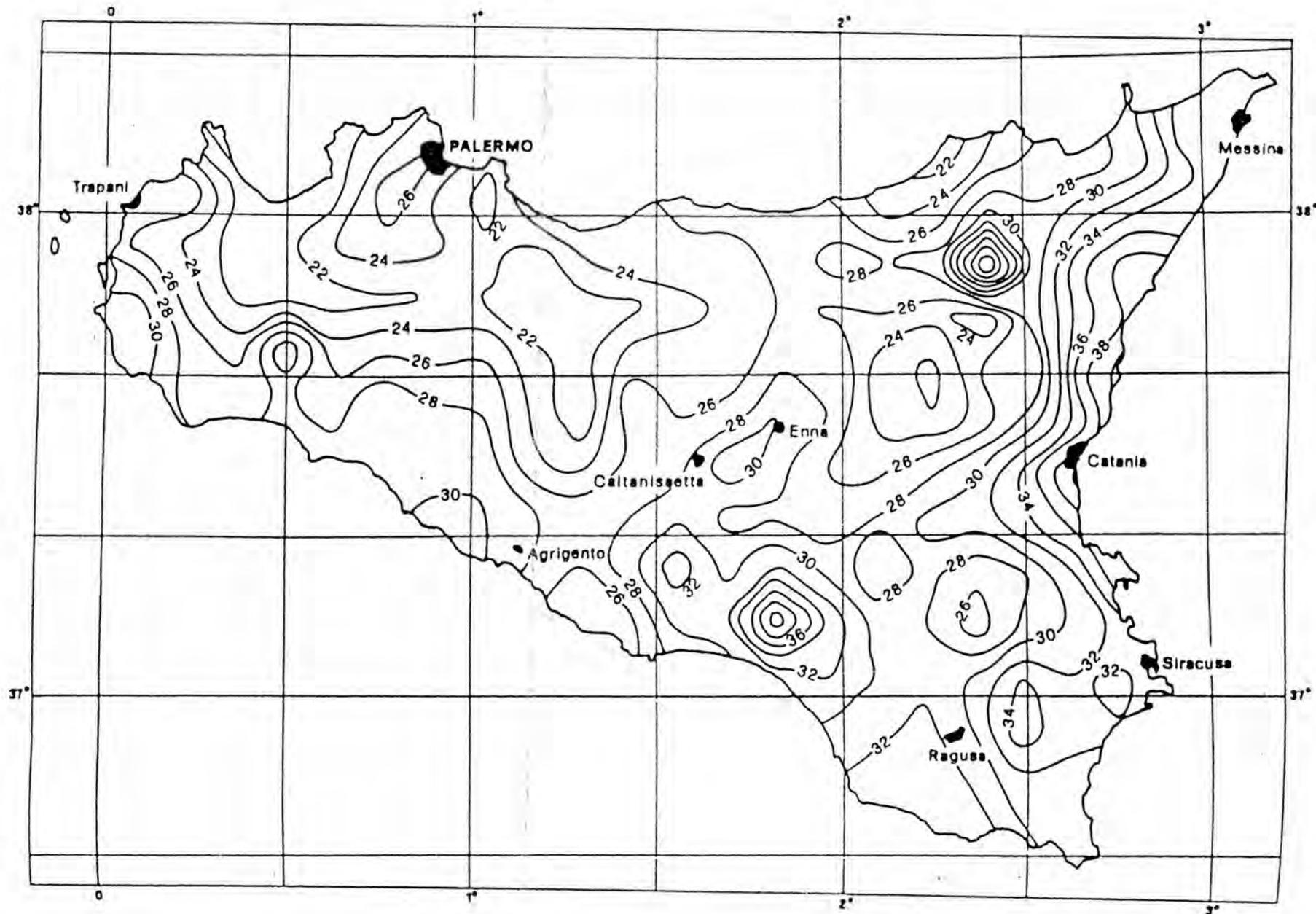


Fig. 4 Carta delle iso-a

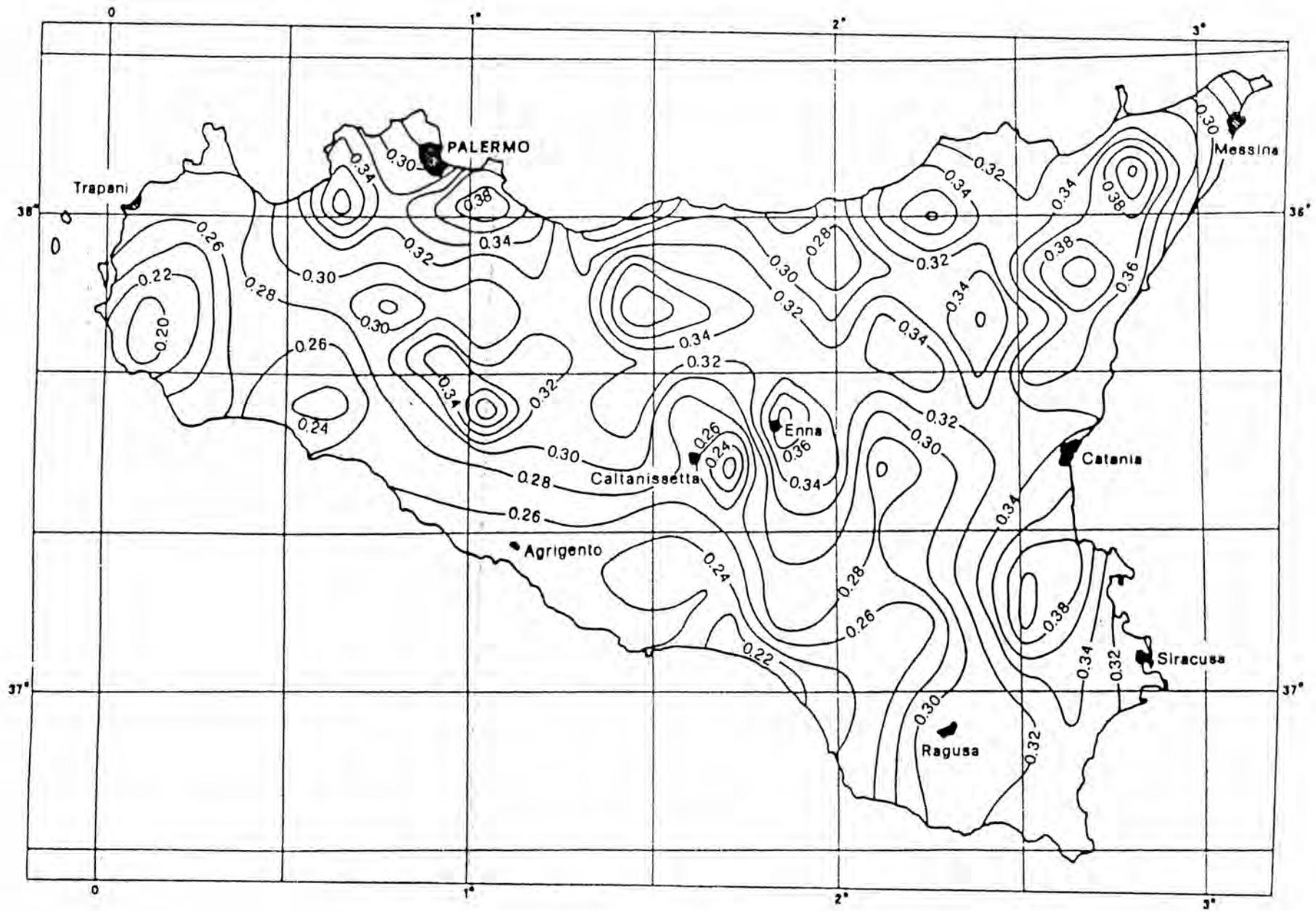


Fig. 5 Carta delle iso-n

## 4. Analisi regionale delle portate al colmo

### 4.1 Primo livello di regionalizzazione

Il confronto tra le distribuzioni empiriche di frequenza dell'asimmetria dei 27 campioni per i quali si dispone sia delle portate al colmo sia delle corrispondenti portate medie giornaliere, ha mostrato la sostanziale coincidenza tra le due curve. Pertanto nell'analisi di frequenza delle piene è stata utilizzata l'informazione idrologica contenuta nelle serie storiche, numericamente più consistenti, dei massimi annuali delle portate medie giornaliere.

Le stime dei parametri regionali, condotte con le 33 serie di portata media giornaliera, sono le seguenti:

$$\Lambda^* = 0.8320 \quad (11a)$$

$$\Theta^* = 3.3110 \quad (11b)$$

### 4.2 Secondo livello di regionalizzazione

Le motivazioni di carattere idrologico, legate al regime pluviale del territorio siciliano e le verifiche effettuate, pur con i limiti derivanti dalla base dati attualmente disponibile, hanno suggerito di adottare nell'analisi di frequenza delle piene la stessa suddivisione in sottozone omogenee adottata nell'analisi di frequenza delle piogge brevi (fig.3).

Il confronto tra la curva di crescita *empirica* relativa al campione dei massimi annuali delle portate al colmo e la curva di crescita *teorica* i cui parametri sono stimati utilizzando o i dati al colmo o quelli giornalieri, ha dimostrato che sono da preferire le stime dei parametri su base giornaliera di seguito riportate:

*Sottozona A*

$$\lambda_1 = 9.6289 \quad \alpha = 4.7415 \quad (12a)$$

*Sottozona B*

$$\lambda_1 = 6.7115 \quad \alpha = 4.3805 \quad (12b)$$

*Sottozona C*

$$\lambda_1 = 4.1923 \quad \alpha = 3.9099 \quad (12c)$$

Le curve di crescita esplicite, seppure approssimate e valide per  $T \geq 5$  anni, hanno le seguenti espressioni:

$$\text{Sottozona A} \quad x'_T = 0.3232 + 1.6071 \log T \quad (13a)$$

$$\text{Sottozona B} \quad x'_T = 0.2670 + 1.7503 \log T \quad (13b)$$

$$\text{Sottozona C} \quad x'_T = 0.1785 + 1.9611 \log T \quad (13c)$$

In definitiva la portata  $Q_T$  di assegnato tempo di ritorno può essere stimata con la semplice relazione:

$$Q_T = x'_T \mu = x'_T m_c \quad (14)$$

### 4.3 Terzo livello di regionalizzazione

Obiettivo del terzo livello di regionalizzazione è quello di fornire uno strumento di stima della portata indice, generalmente assunta coincidente con la media campionaria  $m_c$ , individuando un legame tra i valori di  $m_c$  rilevati nelle sezioni strumentate e le caratteristiche geomorfoclimatiche, di uso del suolo e copertura vegetale dei relativi bacini idrografici.

Per il territorio siciliano è stata individuata una relazione (fig. 6) tra  $m_c$  e la superficie del bacino idrografico  $S$  espressa in  $\text{km}^2$ :

$$m_c = 3.09 S^{0.736} \quad (15)$$

Una ulteriore analisi condotta su dodici piccoli bacini, aventi superficie compresa tra 10 e 139  $\text{km}^2$ , ha condotto alla seguente relazione per la stima di  $m_c$ :

$$m_c = 3.42 \frac{0.35^{n-1}}{S_p + S_b} a S^{0.5(n+1)} \quad (16)$$

in cui  $S_p$  è la percentuale di superficie permeabile, determinata sulla base dei tipi litologici ricadenti nel bacino e classificati secondo quanto riportato in Tab.2,  $S_b$  è la percentuale di superficie boscata,  $a$  e  $n$  (Tab. 1, figg. 4 e 5) sono i parametri della curva di probabilità pluviometrica adottati per il bacino.

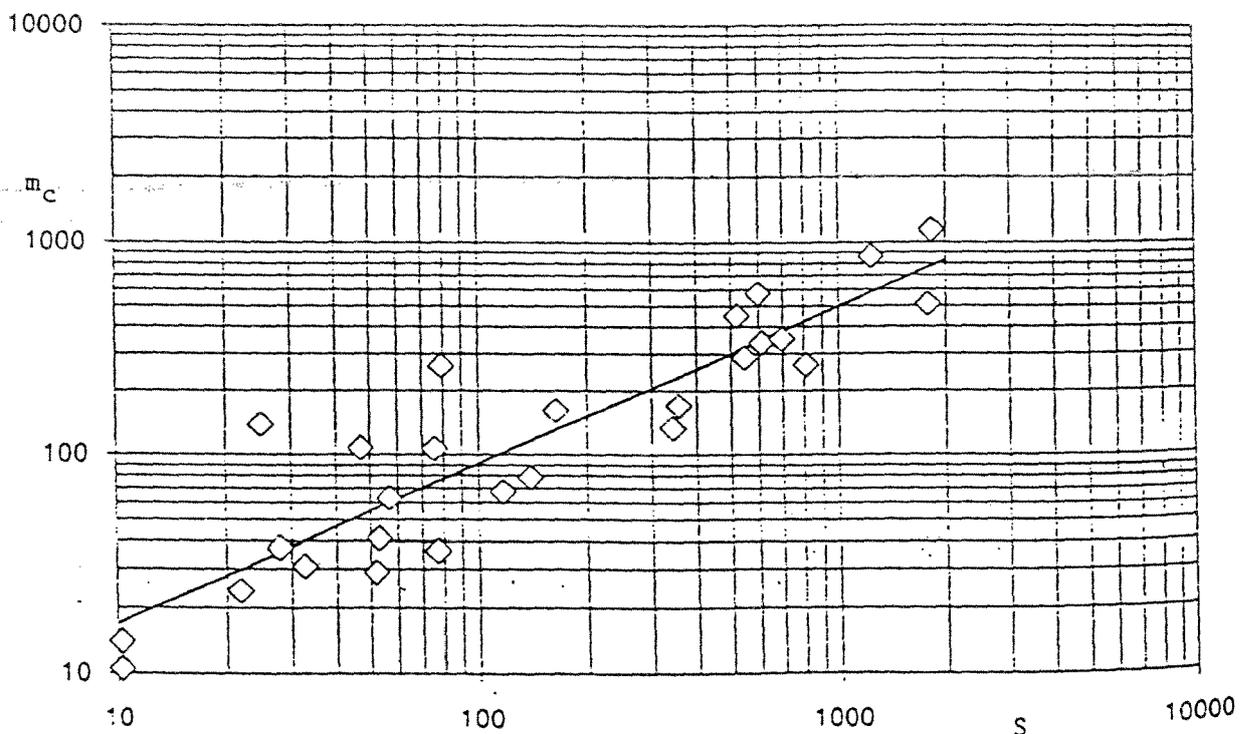


Fig. 6 Correlazione tra la media dei massimi annuali delle portate al colmo  $m_c$  e la superficie del bacino idrografico  $S$

Tab.2 Classificazione delle permeabilità per le diverse formazioni litologiche presenti nei bacini in istudio

## 4. Analisi regionale delle portate al colmo

### 4.1 Primo livello di regionalizzazione

Il confronto tra le distribuzioni empiriche di frequenza dell'asimmetria dei 27 campioni per i quali si dispone sia delle portate al colmo sia delle corrispondenti portate medie giornaliere, ha mostrato la sostanziale coincidenza tra le due curve. Pertanto nell'analisi di frequenza delle piene è stata utilizzata l'informazione idrologica contenuta nelle serie storiche, numericamente più consistenti, dei massimi annuali delle portate medie giornaliere.

Le stime dei parametri regionali, condotte con le 33 serie di portata media giornaliera, sono le seguenti:

$$\Lambda^* = 0.8320 \quad (11a)$$

$$\Theta^* = 3.3110 \quad (11b)$$

### 4.2 Secondo livello di regionalizzazione

Le motivazioni di carattere idrologico, legate al regime pluviale del territorio siciliano e le verifiche effettuate, pur con i limiti derivanti dalla base dati attualmente disponibile, hanno suggerito di adottare nell'analisi di frequenza delle piene la stessa suddivisione in sottozone omogenee adottata nell'analisi di frequenza delle piogge brevi (fig.3).

Il confronto tra la curva di crescita *empirica* relativa al campione dei massimi annuali delle portate al colmo e la curva di crescita *teorica* i cui parametri sono stimati utilizzando o i dati al colmo o quelli giornalieri, ha dimostrato che sono da preferire le stime dei parametri su base giornaliera di seguito riportate:

*Sottozona A*

$$\lambda_1 = 9.6289 \quad \alpha = 4.7415 \quad (12a)$$

*Sottozona B*

$$\lambda_1 = 6.7115 \quad \alpha = 4.3805 \quad (12b)$$

*Sottozona C*

$$\lambda_1 = 4.1923 \quad \alpha = 3.9099 \quad (12c)$$

Le curve di crescita esplicite, seppure approssimate e valide per  $T \geq 5$  anni, hanno le seguenti espressioni:

$$\text{Sottozona A} \quad x'_T = 0.3232 + 1.6071 \log T \quad (13a)$$

$$\text{Sottozona B} \quad x'_T = 0.2670 + 1.7503 \log T \quad (13b)$$

$$\text{Sottozona C} \quad x'_T = 0.1785 + 1.9611 \log T \quad (13c)$$

In definitiva la portata  $Q_T$  di assegnato tempo di ritorno può essere stimata con la semplice relazione:

$$Q_T = x'_T \mu = x'_T m_c \quad (14)$$

### 4.3 Terzo livello di regionalizzazione

Obiettivo del terzo livello di regionalizzazione è quello di fornire uno strumento di stima della portata indice, generalmente assunta coincidente con la media campionaria  $m_c$ , individuando un legame tra i valori di  $m_c$  rilevati nelle sezioni strumentate e le caratteristiche geomorfoclimatiche, di uso del suolo e copertura vegetale dei relativi bacini idrografici.

Per il territorio siciliano è stata individuata una relazione (fig. 6) tra  $m_c$  e la superficie del bacino idrografico  $S$  espressa in  $\text{km}^2$ :

$$m_c = 3.09 S^{0.736} \quad (15)$$

Una ulteriore analisi condotta su dodici piccoli bacini, aventi superficie compresa tra 10 e 139  $\text{km}^2$ , ha condotto alla seguente relazione per la stima di  $m_c$ :

$$m_c = 3.42 \frac{0.35^{n-1}}{S_p + S_b} a S^{0.5(n+1)} \quad (16)$$

in cui  $S_p$  è la percentuale di superficie permeabile, determinata sulla base dei tipi litologici ricadenti nel bacino e classificati secondo quanto riportato in Tab.2,  $S_b$  è la percentuale di superficie boscata,  $a$  e  $n$  (Tab. 1, figg. 4 e 5) sono i parametri della curva di probabilità pluviometrica adottati per il bacino.

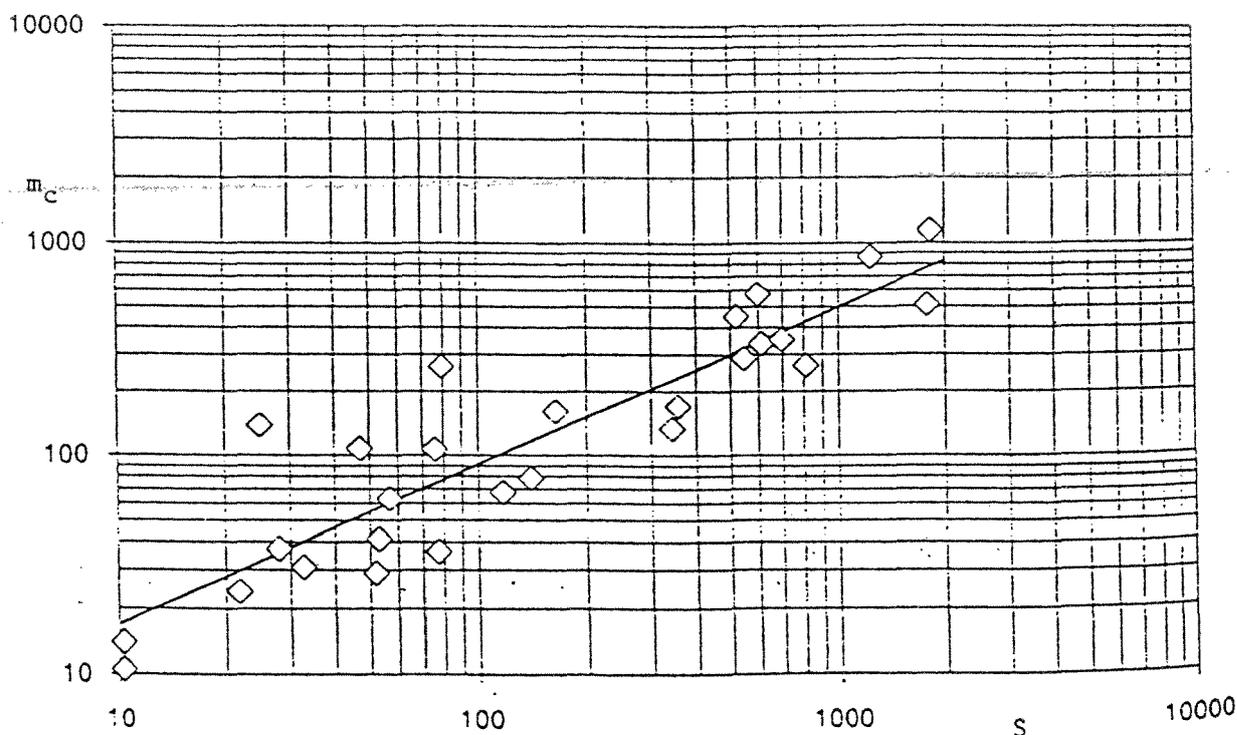


Fig. 6 Correlazione tra la media dei massimi annuali delle portate al colmo  $m_c$  e la superficie del bacino idrografico  $S$

Tab.2 Classificazione delle permeabilità per le diverse formazioni litologiche presenti nei bacini in istudio

Tab.2 Classificazione delle permeabilità per le diverse formazioni litologiche presenti nei bacini in istudio

STRATO SUPERFICIALE PERMEABILE	STRATO SUPERFICIALE MEDIAMENTE PERMEABILE	STRATO SUPERFICIALE A BASSA PERMEABILITA'
<p>Alluvioni ghialose (<i>Olocene</i>)</p> <p>Detrito di falda costituito da elementi lapidei in scarsa matrice limoso - sabbiosa</p> <p>Calcareniti bioclastiche, sabbie, arenarie e conglomerati (<i>Tirreniano - Pliocene sup.</i>)</p> <p>Gessi selenitici e saccaroidi, straterellati o in grossi banchi (<i>Messiniano</i>)</p> <p>Calcarei evaporitici vacuolari, brecciatl o compatti (<i>Messiniano</i>)</p> <p>Conglomerati, sabbie ed arenarie (<i>Tortoniano</i>)</p> <p>Quarzareniti ed arenarie quarzose in banchi, talora con scarse intercalazioni pelitiche (<i>Miocene inf. - Oligocene</i>)</p> <p>Calclutiti e calcari marnosi, talora selciferi, talora con intercalazioni arenitiche e di megabrecce (<i>Eocene inf. - Cretaceo</i>)</p> <p>Calcarei detritici e detrito-organogeni (<i>Cretaceo inf. - Giura sup.</i>)</p> <p>Dolomie saccaroidi o brecciate, calcari dolomitici in grossi strati (<i>Trias sup. - Lias inf.</i>)</p> <p>Calcarei, talora dolomitici, a grana fine o grossa, stratificati, con sottili intercalazioni marnose e noduli di selce (<i>Trias sup. Cretaceo inf.</i>)</p>	<p>Detrito di falda in matrice a grana medio fine (<i>Olocene</i>)</p> <p>Depositi alluvionali terrazzati e lacustri, a granulometria eterogenea (<i>Quaternario</i>)</p> <p>Sabbie, arenarie ed argille sabbiose (<i>Pliocene sup.</i>)</p> <p>Marne, calcari marnosi e marne argillose (<i>Pliocene inf.</i>)</p> <p>Diatomiti con intercalazioni argillo - arenacee (<i>Miocene sup.</i>)</p> <p>Marne sabbiose, sabbie e conglomerati (<i>Tortoniano sup. - Messiniano</i>)</p> <p>Molasse, sabbie argillose ed argille sabbiose (<i>Miocene medio</i>)</p> <p>Calcareniti, calciruditi e marne (<i>Miocene inf.</i>)</p> <p>Quarzareniti, in fitta alternanza con peliti e siltiti (<i>Oligocene sup. - Miocene inf.</i>)</p> <p>Argille marnose con intercalazioni di arenarie, conglomerati e breccie (<i>Eocene sup. - Oligocene</i>)</p> <p>Calcarei e calcari marnosi straterellati con intercalazioni di marne ed argille marnose (<i>Eocene sup. - Oligocene</i>)</p> <p>Marne calcaree e calcari marnosi duri e compatti, con rare intercalazioni di argille e arenarie siltose (<i>Eocene medio - sup.</i>)</p> <p>Calclutiti, calcisiltiti e marne compatte con passaggi verso termini più argillosi (<i>Cretaceo sup. - Eocene medio sup.</i>)</p> <p>Marne, calclutiti selciferi, radiolariti ed argilliti straterellate con intercalazioni di calcari detritici (<i>Cretaceo medio - Lias sup.</i>)</p> <p>Calclutiti, marne e marne argillose, straterellate con intercalazioni di calcari detritici e lenti di selce (<i>Trias sup.</i>)</p>	<p>Limi palustri ed alluvioni a grana fine (<i>Quaternario</i>)</p> <p>Argille e marne argillose (<i>Pliocene medio</i>)</p> <p>Argille gessose (<i>Messiniano</i>)</p> <p>Argille siltose a frattura concoide con rare intercalazioni di sabbie più o meno argillose, con rare lenti conglomeratiche (<i>Tortoniano</i>)</p> <p>Argille e argille marnose e sabbiose con cristalli di gesso (<i>Miocene medio - sup.</i>)</p> <p>Brecce argillose inglobanti lembi di altre formazioni (<i>Miocene medio - sup.</i>)</p> <p>Argilliti talora siltose, con rare e sottili intercalazioni di siltiti, ed arenarie quarzose (<i>Oligocene sup. - Miocene inf.</i>)</p> <p>Marne argillose con sottili livelli arenacei, argille e marne a volte scagliettate (<i>Miocene inf. - Tortoniano</i>)</p> <p>Argille scagliose o caotiche inglobanti lembi di altre formazioni, con rare intercalazioni di diaspri (<i>Eocene - Cretaceo sup.</i>)</p>

## 5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Il Rapporto Regionale Sicilia, che raccoglie tutte le analisi idrologiche condotte per il territorio isolano, è stato predisposto evidenziando le difformità e le eventuali novità procedurali introdotte rispetto alle linee direttrici tracciate dal Rapporto Calabria.

In particolare l'analisi delle piogge di breve durata ha evidenziato che i parametri regionali e sottozonali del modello TCEV risultano dipendenti dalla durata.

Per ciascuna sottozona omogenea viene fornita una semplice relazione che approssima la legge inversa della curva di crescita del modello TCEV.

Per i due parametri che figurano nella legge monomia che lega la media dell'altezza di pioggia di assegnata durata alla durata stessa, è fornita una rappresentazione territoriale del tipo ad iso-linee non essendosi riscontrata alcuna dipendenza dall'altitudine della stazione di misura.

Nell'analisi probabilistica delle piene sono stati stimati i parametri regionali della TCEV facendo ricorso alle serie storiche dei valori massimi annuali delle portate medie giornaliere.

Nel secondo livello di regionalizzazione sono state assunte le sottozone idrometriche omogenee coincidenti con quelle pluviometriche ed il confronto, per ciascuna sottozona, tra la curva di crescita empirica e quelle teoriche (portate al colmo, portate medie giornaliere) ha indotto a preferire ancora una volta la stima del parametro sottozonale su base media giornaliera.

L'ultimo livello dell'analisi regionale è stato sviluppato sia fornendo una semplice relazione che lega la media dei massimi annuali delle portate al colmo con la superficie del bacino idrografico, sia deducendo, per piccoli bacini, un'espressione della portata indice in cui figurano le caratteristiche di permeabilità e di copertura boscata del bacino in istudio.

Allo stato attuale della ricerca il terzo livello di regionalizzazione è invero quello che necessita di ulteriori approfondimenti, al fine di individuare criteri alternativi per la stima della portata indice in sezioni non strumentate o con una modesta informazione idrologica.

Va ricordato, in conclusione, che gli strumenti predisposti nel Rapporto Regionale Sicilia, suscettibili sicuramente di miglioramenti ed eventuali aggiornamenti, forniscono stime sufficientemente attendibili della portata di piena di assegnata frequenza probabile.

E' chiaro però che l'analisi regionale, proprio perchè utilizza una estesa base-dati, può indurre delle mitigazioni sui fattori locali che, essendo peculiari di un singolo bacino, influiscono sul valore della portata indice.

In sede applicativa gli strumenti analitici presentati vanno pertanto utilizzati con le necessarie integrazioni provenienti da studi specifici a scala di bacino.

## 6. RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- BERAN M., HOSKING J.R.M., ARNELL N.: Comment on "Two component extreme value distribution for flood frequency analysis by F. Rossi, M. Fiorentino, P. Versace". *Water Resources Research*, Vol. 22, 2, 1986.
- BONVISSUTO G. : La evoluzione dei criteri sistematori della rete idrografica del maggiore bacino siciliano in venticinque anni di studi, di interventi e di controlli. *Atti Acc. Naz. Sc. Lett. e Arti di Palermo*, Serie V, Vol. IV, Parte I, 1983-84.
- CANNAROZZO M., FERRO V.: Un semplice modello regionale per la valutazione del trasporto solido in sospensione nei corsi d'acqua siciliani. *Atti Acc. Naz. Sc. Lett. e Arti di Palermo*, Serie V, Vol. V, Parte I, 1984-85.
- CANNAROZZO M., D'ASARO F., FERRO V.: Analisi regionale dei massimi annuali delle piogge di breve durata per il territorio siciliano. *Idrotecnica*, 6, 1990.
- CANNAROZZO M., FERRO V.: Contributo alla valutazione probabilistica delle piene dei corsi d'acqua siciliani. *Idrotecnica*, 5, 1991.
- CANNAROZZO M., FERRO V., NASELLO C.: Valutazione delle piene in Sicilia. *Rapporto 90/91 del GNDCI*, Roma, Dicembre 1992.
- CANNAROZZO M., D'ASARO F., FERRO V.: Valutazione delle piene in Sicilia. Rapporto Regionale. Consiglio Nazionale delle Ricerche, GNDCI - Linea 1, Palermo, giugno 1993.
- CANNAROZZO M., D'ASARO F., FERRO V.: Regional rainfall and flood frequency analysis for Sicily using the TCEV distribution. *Hydrological Sciences Journal*, 1, 1995.
- FERRARI E.: Modelli idrologici per lo studio delle massime altezze di pioggia giornaliere. Un'applicazione al caso della Sicilia. *Tesi di Laurea non pubblicata*, Università della Calabria, Cosenza, 1985.
- QUIGNONES R.: Correlazione tra gli afflussi e i deflussi dei principali bacini siciliani. Parte I. Correlazione tra afflussi e deflussi annuali. *L'Ingegnere*, 6, 1974.
- SANTORO M: Studi sulla difesa dalle inondazioni dei tronchi vallivi dei grandi fiumi siciliani. *Rapporto 1986 del GNDCI*, Linea 3, Roma, Dicembre 1986.
- SANTORO M: Studi sulla difesa dalle esondazioni dei tronchi vallivi dei grandi fiumi siciliani. *Rapporto 1988 del GNDCI*, Linea 3, Roma, Dicembre 1988.



CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE  
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLE CATASTROFI IDROGEOLOGICHE

U. O. 1.7 - Università di Cagliari - Dipart. di Ing. del Territorio - Sez. Ing. Idraulica

**PROGETTO VAPI**  
RAPPORTO NAZIONALE

**M - VALUTAZIONE DELLE PIENE IN SARDEGNA**

a cura di  
G. M. Sechi



# VALUTAZIONE DELLE PIENE IN SARDEGNA

## INDICE

	Pag.
1. PREMESSE	1-1
1.1 Introduzione	1-1
1.2 Caratteristiche e consistenze della base dati acquisista	1-2
2. MODELLAZIONE PROBABILISTICA DELLE PIENE	2-1
2.1 Premessa	2-1
2.2 Il metodo basato sulla distribuzione lognormale	2-1
2.3 Il metodo basato sulla distribuzione TCEV	2-4
2.4 Verifiche delle prestazioni e confronti tra i due modelli	2-7
2.4.1 <i>Aspetti generali</i>	2-7
2.4.2 <i>Verifiche sul coefficiente di variazione</i>	2-7
2.4.3 <i>Verifiche preliminari sul coefficiente di asimmetria</i>	2-7
2.4.4 <i>Ulteriori verifiche sul coefficiente di asimmetria</i>	2-12
2.5 Considerazioni sull'uso dei modelli probabilistici esaminati	2-12
2.6 Utilizzazione delle portate massime giornaliere	2-13
3. ANALISI DELLE PIOGGE BREVI ED INTENSE	3-1
3.1 Premessa	3-1
3.2 Indagini preliminari	3-3
3.3 Il modello regionale TCEV per le massime piogge giornaliere	3-5
3.3.1 <i>Primo livello</i>	3-5
3.3.2 <i>Secondo livello</i>	3-7
3.3.3 <i>Terzo livello</i>	3-11
3.4 Verifiche sulla regionalizzazione TCEV per le massime piogge giornaliere	3-11
3.5 Prime analisi comparative tra la modellazione delle piogge giornaliere e delle portate al colmo	3-14
4. BIBLIOGRAFIA	4-1

## 1. PREMESSE

### 1.1 Introduzione

L'Unità Operativa 1.7 del Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche ha operato all'interno della Linea di ricerca L1, rivolta alla previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo, con particolare riferimento alle attività connesse col progetto speciale VAPI, orientato alla valutazione delle massime portate di piena in funzione del corrispondente grado di rischio idrologico.

Conformemente alle indicazioni contenute nel "Programma di Progetto" del Gruppo ed agli impegni assunti, l'attività della U.O. è stata dedicata alla elaborazione del "Rapporto Regionale per la valutazione delle piene dei corsi d'acqua", che, in prima stesura, è stato ultimato nel novembre 1991 (CAO ET AL., 1991).

Due osservazioni preliminari sono opportune per fornire una chiave di lettura di questa sintesi del Rapporto sotto il profilo del contenuto, che è necessariamente parziale ed incompleto, e della impostazione metodologica seguita.

Una prima osservazione si riferisce in particolare al progetto VAPI e riguarda l'utilizzazione dell'informazione pluviometrica ai fini della modellazione probabilistica regionale delle portate al colmo. Già in sede di impostazione del lavoro si era ravvisata l'esigenza di ricorrere anche a questa informazione al fine di sopperire alla ben nota carenza di osservazioni idrometriche, in base ad ovvie considerazioni di carattere generale ed alla esperienza maturata nel corso dei precedenti studi sull'idrologia della regione. Durante lo svolgimento delle indagini, l'esigenza di procedere in tal senso si è andata ulteriormente evidenziando e precisando sia alla luce di un esame critico dei primi risultati conseguiti che in relazione alla opportunità di uniformare l'approccio metodologico, ove possibile, a quello che si andava via via sviluppando nell'ambito del Gruppo.

In particolare, si fa riferimento alla circostanza che, per quanto attiene alla tecnica di regionalizzazione basata sulla distribuzione TCEV, ha trovato ampio credito in seno al Gruppo la proposta di utilizzare le analogie che di norma intercorrono tra alcune statistiche di carattere idrometrico e pluviometrico, relative ad ambiti territoriali omogenei, sia per una definizione più precisa della zonizzazione di secondo livello che per ridurre l'incertezza di stima della piena indice nelle sezioni di interesse. In merito, tuttavia, è doveroso anche rammentare che le modalità di utilizzo dell'informazione pluviometrica nell'ambito della modellazione probabilistica delle piene sono tutt'ora oggetto di indagine da parte di diverse U.O..

L'U.O. 1.7 che aveva provveduto, con notevole anticipo, ad elaborare e confrontare due modelli probabilistici regionali degli eventi di piena basati esclusivamente sull'informazione idrometrica, ha tuttavia ancora in corso un'analisi complessiva sulla possibilità di trattare

entrambi i fenomeni mediante una metodologia unitaria intesa a conseguire la massima affidabilità delle procedure di stima.

Al riguardo si osserva, inoltre, che la presente sintesi riporta anche risultati ed elaborazioni successive alla prima stesura del Rapporto; in particolare ci si riferisce ai risultati dalla modellazione TCEV delle precipitazioni giornaliere che sono stati ottenuti da DEIDDA ET AL, (1993).

La seconda osservazione riguarda il contenuto del presente Rapporto che si discosta per certi aspetti in modo sostanziale da quelli elaborati dalle altre Unità Operative.

Il motivo di tale differenza risiede principalmente nel fatto che la Sardegna è stata oggetto in passato di numerosi studi improntati a finalità del tutto analoghe a quelle stabilite per il progetto VAPI, e simili sotto il profilo metodologico, presumibilmente perché la condizione di insularità e la conseguente limitata estensione dei bacini imbriferi hanno indotto i ricercatori, forse inconsciamente, a privilegiare un approccio regionale "ante litteram" per la soluzione dei problemi di natura idrologica.

Ora, considerato anche che detti studi "pregressi" costituiscono attualmente il principale punto di riferimento dei progettisti per il dimensionamento delle opere di difesa dalle piene, si è ritenuto indispensabile tenerne conto in sede di elaborazione del Rapporto tanto da dedicare una quota consistente di ricerche proprio all'analisi critica ed al parziale aggiornamento dei metodi di valutazione delle piene già entrati nella prassi corrente in Sardegna.

Nella presente sintesi, tuttavia, non si è ritenuto opportuno, essenzialmente per motivi di spazio disponibile, riportare i risultati di queste analisi se non per le parti che potevano essere utili per un confronto diretto con la modellazione basata sulla distribuzione TCEV.

Sulla base delle osservazioni precedenti, considerato che la modellazione TCEV sulle piene è stata condotta in modo autonomo ed in tempi antecedenti la modellazione delle piogge intense, la struttura della sintesi del Rapporto Regionale per la Sardegna è stata modificata rispetto allo schema fornito nel capitolo A e pertanto di seguito sono dati dapprima i risultati della modellazione delle piene e successivamente quelli delle precipitazioni.

## **1.2 Caratteristiche e Consistenza della base dati acquisita.**

L'ambito territoriale al quale si rivolge lo studio è l'intera superficie della Sardegna.

In relazione alle finalità già indicate, una parte dello studio è stata dedicata all'acquisizione ed elaborazione dell'informazione idrometrica, meteorologica e morfologica dei bacini che sono stati oggetto di osservazione.

Relativamente all'informazione idrometrica sono state individuate le sezioni oggetto di misure direttamente da parte del Servizio Idrografico o date in gestione ad altri Enti e Consorzi. Nella Tabella 1.1 è riportato l'elenco complessivo delle 46 stazioni idrometriche installate in Sardegna mentre nella cartografia allegata al Rapporto Regionale è riportata la loro ubicazione e sono indicati i bacini sottesi da ciascuna sezione. È tuttavia subito da notare

TABELLA 1.1 : ELENCO E CARATTERISTICHE DELLE STAZIONI IDROMETRICHE

N. Prog.	N. Codice	STAZIONE	Tipo App.	Ente di Gestione	Superficie Bacino (km <sup>2</sup> )	Altitudine Media (m s.l.m.)	Anno Inizio Osservazioni	N. Anni
								Completi
1	S.O.2	MANNU DI S. SPERATE A MONASTIR	I	S.I.	467.38	291	1924	28
2	S.O.3	CINERRI A UTA	I	S.I.	530.98	241	1923	40
3	S.O.4	RIO DI PALMAS A MONTI PRANU	IR	S.I.	435.62	291	1930	42
4	S.O.5	FLUMINENTERRA A FLUMINENTERRA	IR	S.I.	62.11	186	1925	41
5	S.O.6	FLUMINIMAGGIORE A FLUMINIMAGGIORE	IR	S.I.	80.41	389	1925	46
6	S.O.35	RIO LENI A VILLACIDRO	IR	S.I.	56.32	652	1957	14
7	S.O.36	RIO BIDDÀ SCEMIA A VILLACIDRO	IR	S.I.	17.99	707	1961	11
8	S.O.31	MOGORO A S. VITTORIA	I	S.I.	250.31	255	1930	28
9	S.O.1	FLUMINIMANNU A IS ACQUAS	I	S.I.	58.01	643	1922	21
10	S.O.34	FLUMINIMANNU A SARCIDANO	IR	S.I.	86.03	601	1955	19
11	S.O.7	TIRSO A RIFORNITORE TIRSO	IR	S.I.	578.47	585	1922	47
12	S.O.44	OLAI A PRATOBELLO	IR	S.I.	27.25	1067	1971	5
13	S.O.45	GOVOSAI A PONTE GUSPENE	IR	S.I.	25.01	1083	1969	7
14	S.O.8	TALORO ALLA PASSERELLA GAVOI	IR	S.I.	222.04	1003	1922	36
15	S.O.41	TALORO I SALTO	IR	ENEL	246.68	987	1964	12
16	S.O.40	TALORO II SALTO	IR	ENEL	354.23	932	-	0
17	S.O.9	TIRSO A S. CHIARA D'ULA	IR	S.I.	2077.35	540	1924	29
18	S.O.10	ARANISI A ORTO SCIABICO	IR	S.I.	122.49	817	1922	39
19	S.O.11	FLUMINEDDU O MASSARI AD ALLAI	IR	S.I.	789.87	507	1925	34
20	S.O.12	TEMIO A REINAMARE	IR	S.I.	173.57	403	1924	43
21	S.O.46	BIDIGHINZU A PONTE BIDIGHINZU	IR	S.I.	28.73	441	1961	15
22	S.O.39	BIDIGHINZU A M. OZZASTRU	IR	CASMEZ	51.65	441	1964	12
23	S.O.13	MANNU DI PORTO TORRES A P. ALVAS	I	S.I.	226.50	377	1925	24
24	S.O.37	CALAMIBRU A BONORVA	IR	S.I.	44.38	666	1969	5
25	S.O.38	MANNU DI MORES A PONTE VALENTI	IR	S.I.	140.03	511	1970	2
26	S.O.14	MANNU DI OZIERI A PONTE DELLA LEGNA	I	S.I.	334.94	467	1925	28
27	S.O.15	RIO DI BUTTULE A BUTTULE	IR	S.I.	174.58	674	1925	28
28	S.O.16	MANNU DI OZIERI A FRAIGAS	IR	S.I.	751.70	466	1922	37
29	S.O.17	MANNU DI BERCHIDDA A BERCHIDDA	IR	S.I.	355.88	506	1923	34
30	S.O.32	MANNU DI BERCHIDDA A PEDREDU	I	S.I.	782.28	553	1923	3
31	S.O.18	RIO DI OSCHIRI A CONCARABELLA	IR	S.I.	353.80	630	1922	41
32	S.O.19	COGHINAS A MUZZONE	IR	S.I.	1889.18	473	1927	28
33	S.O.33	COGHINAS A CANTONIERA COGHINAS	I	S.I.	2021.89	468	1923	3
34	S.O.20	LISCIA A LISCIA	I	S.I.	561.48	345	1926	35
35	S.O.21	CEDRINO A CEDRINO	IR	S.I.	621.43	620	1926	41
36	S.O.22	FODDEDDU A CORONGIU	IR	S.I.	53.14	392	1924	32
37	S.O.23	BAU'E MELA A BAU'E MELA	IR	S.I.	94.71	1189	1926	12
38	S.O.24	BAU'E MANDARA A BAU'E MANDARA	IR	S.I.	22.92	1045	1926	11
39	S.O.25	SICCA D'ERBA A BAU MUGGERIS	IR	S.I.	61.24	931	1926	12
40	S.O.48	FLUMENDOSA I SALTO	IR	ENEL	178.86	1082	1949	18
41	S.O.26	FLUMENDOSA A GADONI	IR	S.I.	425.10	1024	1923	33
42	S.O.27	FLUMENDOSA A VILLANOVATULO	IR	S.I.	552.11	958	1922	20
43	S.O.42	FLUMENDOSA A NURAGHE ARRUBIU	IR	EAF	751.96	876	1965	8
44	S.O.28	FLUMENDOSA A MONTE SCROCCA	IR	S.I.	1017.46	757	1923	18
45	S.O.29	FLUMINEDDU A STANALI	IR	S.I.	392.86	645	1923	16
46	S.O.30	SA PICCOCCA A MONTE ACUTO	IR	S.I.	119.71	500	1923	35

che un consistente numero di stazioni sono situate in corrispondenza di rilevanti opere di sbarramento e sono state assunte dal S.I. a ruolo di stazioni idrometriche a seguito di operazioni di ricostruzione del bilancio idrico dei rispettivi bacini di invaso sulla base dei dati di gestione. Invero tale operazione di bilancio per la valutazione indiretta del volume e, conseguentemente, della portata media affluita all'invaso puo', con le opportune cautele, ritenersi praticabile per una valutazione estesa ad intervalli unitari di tempo non inferiore al giorno e preclude, di fatto, la possibilita' di valutare le portate massime istantanee di piena.

A titolo di informazione si ricorda che la raccolta completa su base mensile e per il periodo 1922-1975 dei dati editi di deflusso per le 46 stazioni sopra menzionate e l'analisi critica dell'attendibilita' di tali dati nonche' l'integrazione, per alcune stazioni, con dati inediti rintracciati presso l'archivio della Sezione di Cagliari del Servizio Idrografico, sono date nello Studio dell'Idrologia Superficiale della Sardegna (CAO ET AL., 1980).

Nel presente rapporto l'informazione idrometrica relativa agli eventi di piena e' stata in primo luogo acquisita dalla pubblicazione n. 17 del Servizio Idrografico ove sono riportati i valori delle massime portate al colmo annuali.

I dati pubblicati abbracciano il periodo 1922-70 e sono relativi a 25 stazioni di misura. Tra i valori delle portate al colmo sono pero' stati scartati, in quanto considerati non attendibili, i dati relativi agli anni nei quali il massimo al colmo coincideva con il valore della portata massima giornaliera nelle stazioni non fornite di apparecchio registratore. Inoltre sono stati considerati rappresentativi, e dunque utilizzabili per le successive analisi, solo i campioni composti da almeno 10 dati. In definitiva le portate al colmo utilizzate sono quelle relative a 19 stazioni di misura per un totale di 452 valori di portata.

E' stata inoltre acquisita dal Servizio Idrografico la base dati costituita dai tracciati idrometrografici per le stazioni munite di apparecchio registratore. In via preliminare si e' provveduto ad estrarre i massimi eventi di ciascun mese osservato nel periodo 1922-1975 stimando le principali grandezze caratteristiche di ciascun evento: portata al colmo, volume di piena, tempo di concentrazione ed esaurimento. La consistenza della base dati gia' disponibile in una prima fase di indagini e' risultata di circa 3000 idrogrammi di piena. Nella Tabella 1.2 e' fornito un quadro sintetico della consistenza di tale base dati.

Per quanto attiene l'informazione pluviometrica, l'operazione di raccolta dati ha riguardato complessivamente 391 stazioni di misura nella gran parte afferenti al Servizio Idrografico ed alcune gestite dal Servizio Meteorologico dell'Aeronautica Militare nella quale le caratteristiche delle stazioni si riferiscono alla situazione attuale di ciascun apparecchio, se ancora in funzione, o, comunque, dell'ultimo di cui si aveva memoria. Di queste stazioni 311 sono state utilizzate nelle elaborazioni di cui si riferisce nel paragrafo 3; di esse nelle Tabelle 1.3 e 1.4 si danno l'elenco e le statistiche principali.

Relativamente a 46 stazioni pluviografiche per le quali si disponeva di un significativo periodo di osservazione sono stati raccolti e registrati su supporto magnetico i valori delle

TABELLA 1.2 : EVENTI DI PIENA - CONSISTENZA DEI DATI IDROMETROGRAFICI

N.COD	STAZIONE	GEN		FEB		MAR		APR		MAG		OTT		NOV		DIC	
		R	U	R	U	R	U	R	U	R	U	R	U	R	U	R	U
S.O. 4	Rio di Palmas a M. Pranu	5	5	7	7	7	7	7	7	7	7	6	6	7	7	6	6
S.O. 5	Flumentepido a Flumentepido	8	5	11	7	10	8	9	8	7	6	10	8	8	7	5	4
S.O. 6	Fluminittaggiore a Fluminimag.	29	26	29	23	28	24	29	25	29	27	31	28	30	25	30	26
S.O. 35	Rio Leni a Villacidro	8	7	8	7	8	7	7	6	7	6	7	6	7	6	6	6
S.O. 36	Rio Bidda Scema a Villacidro	8	8	8	8	8	7	9	9	9	9	8	5	8	5	9	8
S.O. 34	Fluminimannu a Sarcidano	4	4	5	5	5	5	5	5	5	5	3	2	3	3	4	4
S.O. 7	Tirso a Rifornitore Tirso	33	29	36	32	34	28	34	30	34	30	32	30	32	28	30	26
S.O. 8	Taloro alla Passarella Gavoi	11	11	12	10	11	9	13	12	11	11	13	12	11	9	11	7
S.O. 10	Araxisi a Orto Sciavico	30	29	29	28	30	28	31	30	30	30	29	29	28	28	30	29
S.O. 11	Flumineddu o Massari ad Allai	21	20	24	23	22	21	19	18	18	17	22	18	22	21	18	18
S.O. 12	Temo a Reinatare	30	28	31	28	32	28	34	31	36	35	33	29	29	26	29	27
S.O. 13	Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	8	8	9	9	9	9	10	10	10	10	10	10	11	11	9	9
S.O. 37	Calambro a Bonorva	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	4	4	5	5
S.O. 38	Mannu di Mores a Ponte Valenti	3	2	3	3	4	4	4	4	4	4	3	3	3	3	1	1
S.O. 15	Rio di Buttule a Buttule	12	5	16	8	14	7	15	8	15	10	15	9	17	8	16	10
S.O. 16	Mannu di Ozieri a Fraigas	29	27	26	25	27	26	28	26	27	26	26	26	27	27	26	26
S.O. 17	Mannu di Berehidda a Berehidda	6	6	7	7	7	7	8	7	8	8	8	7	8	7	6	5
S.O. 18	Rio di Oseliri a Concarabella	26	23	28	26	29	27	29	26	33	29	30	27	30	27	26	25
S.O. 21	Cedrimo a Cedrimo	22	22	25	24	26	25	26	23	23	23	26	25	26	23	23	22
S.O. 22	Foddeddu a Corongiu	21	19	26	24	26	25	27	26	28	27	26	24	26	25	24	24
S.O. 23	Bau 'e Mela a Bau 'e Mela	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
S.O. 24	Bau 'e Mandara a Bau 'e Mandara	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	1	1
S.O. 25	Sicca d'Erba a Bau Muggeris	10	10	10	9	10	10	11	11	10	9	10	9	10	10	9	8
S.O. 26	Flumendosa a Gaduri	5	1	6	2	7	3	7	3	7	3	7	3	7	3	7	3
S.O. 27	Flumendosa a Villanovatulo	2	1	1	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0
S.O. 28	Flumendosa a Monte Scroeca	5	0	6	1	6	2	6	2	5	1	4	1	5	1	5	1
S.O. 29	Flumineddu a Stanali	9	9	10	8	10	10	11	11	10	10	9	9	8	8	8	8
S.O. 30	Sa Picoeca a Monte Acuto	17	17	16	16	16	16	16	16	16	16	16	14	16	15	18	17

Tabella 1.3 - Elenco e principali statistiche delle 200 stazioni pluviometriche di base.

Segue Tab

codice	nome	campione completo			campione parziale			
		anni	M	CV	G	M	CV	G
1	Sarcidano (Col. Pen.)	51	48.09	0.309	1.470	48.53	0.321	1.549
2	Is Acquas (Sarcidano)	55	51.32	0.364	1.539	49.19	0.331	0.992
3	Villamar F.C.	46	42.44	0.266	0.064	43.04	0.262	0.133
4	Lunamatrone F.C.	44	41.96	0.407	1.255	42.74	0.402	1.379
5	Mandas F.C.	58	48.92	0.379	1.014	52.69	0.375	0.851
6	Segariu	49	43.32	0.353	1.981	42.41	0.371	2.175
7	Monti Mannu (Caserma)	43	80.43	0.374	1.651	80.59	0.385	1.617
8	Villacidro F.C.	48	55.38	0.543	2.121	56.66	0.570	2.095
9	Hureminis	49	43.21	0.368	1.566	43.77	0.386	1.558
10	Villasor FF.SS.	47	48.97	0.636	2.573	51.26	0.636	2.515
11	Vallemosa	48	60.90	0.752	2.690	56.71	0.655	3.456
12	Gesico F.C.	50	48.12	0.535	2.066	48.66	0.585	1.881
13	Guasila	48	42.17	0.364	1.135	42.64	0.382	1.082
14	Senorbi' F.C.	57	41.25	0.352	1.331	42.17	0.383	1.293
15	S. Andrea Frius	47	52.67	0.371	0.852	53.51	0.372	0.874
16	Barrali	48	41.88	0.451	2.268	39.39	0.390	1.809
17	Decimomannu	48	47.24	0.462	0.906	48.10	0.469	0.928
18	Iglesias	50	55.80	0.359	1.036	57.73	0.365	0.978
19	S. Giovanni (Domusnovas)	52	49.08	0.260	0.753	48.18	0.251	0.043
20	Villanassargis	49	51.81	0.454	2.289	51.27	0.393	1.421
21	Siliqua FF.SS.	46	64.21	0.758	3.583	63.34	0.754	4.073
22	Capoterra	46	63.00	0.462	0.841	64.10	0.462	0.840
23	Is Cannoneris (Caserma)	50	92.16	0.447	2.568	93.21	0.475	2.494
24	Pula	45	51.55	0.517	1.497	51.91	0.472	1.472
25	Domus de Maria	45	53.92	0.365	1.702	53.71	0.380	1.727
26	Teulada	54	46.59	0.351	1.495	47.47	0.345	1.597
27	S. Anna Arresi	48	43.79	0.416	1.359	43.09	0.437	1.516
28	Pantaleo	49	76.37	0.403	1.463	79.72	0.363	1.648
29	Santadi	48	53.83	0.401	1.139	57.74	0.371	1.073
30	Campanalissa (C.ra)	48	72.68	0.507	1.588	73.31	0.440	1.292
31	Rozas (M.ra)	42	65.78	0.509	1.907	65.44	0.515	1.975
32	Terraeanu	47	56.02	0.399	1.935	54.22	0.327	0.991
33	Palmas (C.ra)	49	40.48	0.344	1.115	39.38	0.318	0.860
34	S. Antiocho	57	49.27	0.361	1.101	49.73	0.338	0.534
35	Carloforte	50	33.92	0.439	0.916	34.72	0.438	1.037
36	Flumentepido (C.ra)	48	47.61	0.334	1.000	48.96	0.339	0.928
37	Monteponi (M.ra)	48	59.94	0.408	1.061	61.22	0.386	0.887
38	Su Zurfuru (M.ra)	50	50.62	0.362	1.025	48.66	0.406	1.289
39	Fluminimaggiore	49	48.76	0.261	0.801	48.80	0.272	0.874
40	Montevecchio (M.ra)	51	53.10	0.379	1.985	53.72	0.391	2.140
41	Gonnosfanadiga	40	65.17	0.489	1.576	65.17	0.489	1.576
42	S. Gavino FF.SS.	44	46.22	0.403	1.160	46.39	0.411	1.212
43	Sardara	49	39.29	0.435	1.131	41.80	0.419	0.996
44	Pabillonis	45	47.47	0.378	1.282	47.03	0.374	1.271
45	Villa Verde - Bannari	59	47.87	0.260	0.754	48.70	0.266	0.801
46	Ales F.C.	44	55.98	0.447	2.290	56.51	0.462	2.176
47	Baradili F.C.	46	45.77	0.298	0.469	46.47	0.301	0.467
48	Mogoro	49	45.39	0.471	2.071	45.04	0.513	2.822
49	Uras FF.SS.	45	38.41	0.377	1.134	38.06	0.377	1.124
50	Arborea	40	50.07	0.380	1.549	50.07	0.380	1.549
51	Marrubiu (C.ra)	48	41.60	0.271	1.535	41.13	0.285	1.692
52	S. Anna-Oriстано	50	40.23	0.290	0.424	40.44	0.299	0.364
53	S. Giusta	58	40.58	0.317	0.630	40.74	0.313	0.511
54	Oriстано FF.SS.	45	44.06	0.279	0.609	44.64	0.277	0.658
55	Osidda F.C.	45	48.06	0.378	1.100	48.44	0.390	1.079
56	Benetutti	47	51.96	0.614	2.916	54.12	0.623	2.761
57	Pottida F.C.	43	52.17	0.403	0.711	51.69	0.418	0.763
58	Riformitore Tirso	55	51.19	0.502	2.537	51.65	0.534	2.647
59	Sig.ra Marta (C.ra)	49	47.11	0.442	2.047	48.30	0.471	1.790
60	Orani	45	54.64	0.356	1.180	55.58	0.395	1.167
61	Bolotana F.C.	49	52.51	0.321	0.268	51.78	0.329	0.216
62	Ottana	48	47.26	0.420	1.872	48.51	0.431	1.799
63	Macomer	49	62.02	0.399	1.558	63.75	0.396	1.489
64	Borore	41	49.50	0.298	0.672	49.56	0.301	0.652
65	Noragugune	49	46.52	0.298	1.237	46.67	0.306	1.360
66	Fonni	56	59.55	0.326	1.168	65.14	0.300	1.105
67	Gavoi	48	52.49	0.303	0.407	51.49	0.317	0.456
68	Tiana	46	58.05	0.290	0.324	57.32	0.293	0.407
69	Sedilo	48	49.13	0.398	1.121	46.60	0.372	1.006

codice	nome	campione completo			campione p.		
		anni	M	CV	G	M	CV
70	Ghilarza	45	52.50	0.294	0.622	52.23	0.305
71	S. Chiara d'Ula	44	55.15	0.444	1.658	57.19	0.437
72	Busechi	40	47.21	0.339	0.989	47.21	0.33
73	Desulo	59	69.49	0.410	2.246	72.71	0.45
74	Tonara	59	64.65	0.296	0.899	67.42	0.30
75	Coesetzu (C.ra)	48	56.12	0.296	0.307	57.50	0.295
76	Sorgono F.C.	51	55.93	0.313	0.948	57.30	0.310
77	Austis	48	53.54	0.332	1.386	55.10	0.379
78	Ottueri	50	55.03	0.312	1.344	55.74	0.324
79	Laconi F.C.	46	49.61	0.313	1.064	49.30	0.312
80	Genoni	44	42.96	0.315	0.361	43.60	0.310
81	Samugheo	56	49.39	0.269	0.336	47.92	0.252
82	Allei	43	47.17	0.303	0.821	47.58	0.310
83	Abbasanta	50	61.55	0.324	1.220	62.98	0.342
84	Paulilatino	51	52.62	0.388	2.743	52.62	0.423
85	Mogoralle	47	46.45	0.299	1.451	46.27	0.302
86	Sinaxis	57	42.18	0.360	1.525	43.30	0.368
87	Riola	49	48.74	0.388	1.145	50.10	0.38
88	Santulussurgiu	45	88.18	0.370	1.679	83.72	0.38
89	Seneghe	48	60.81	0.323	0.778	61.89	0.32
90	Tega (C.ra)	47	48.29	0.342	2.298	49.17	0.34
91	Tresnuraghe F.C.	40	48.24	0.320	0.583	48.24	0.32
92	Cuglieri	51	51.37	0.275	0.680	51.44	0.28
93	Villanova Monteleone	52	63.81	0.399	2.596	63.17	0.43
94	Reinennere (C.ra)	48	48.98	0.409	2.259	48.87	0.43
95	Campeza	45	54.29	0.358	1.611	55.04	0.36
96	Sindia F.C.	48	55.97	0.338	1.258	58.39	0.37
97	Boa	43	49.08	0.458	1.447	48.16	0.4
98	Ittiri	48	55.02	0.389	2.075	56.25	0.40
99	Pulifigari	49	47.18	0.320	0.722	45.58	0.37
100	Kudus (C.ra)	47	47.23	0.394	1.084	46.66	0.35
101	Olmedo F.C.	49	48.07	0.431	2.237	47.59	0.47
102	Thiesi	45	43.53	0.280	1.047	43.75	0.29
103	Planu (C.ra)	42	61.75	0.533	4.161	61.52	0.541
104	Uri	46	48.68	0.409	1.527	48.49	0.42
105	Ploaghe	50	56.12	0.509	2.741	56.28	0.537
106	Caalo	49	54.90	0.364	0.679	52.72	0.361
107	Bunnari	49	50.10	0.476	1.903	49.74	0.506
108	Saessari R.U.	51	44.52	0.413	0.954	44.25	0.394
109	Fermata S. Giorgio	44	53.45	0.681	2.738	53.95	0.690
110	Macciadusa (C.ra)	41	49.86	0.453	2.040	48.73	0.444
111	Sennori	48	53.52	0.568	2.051	55.70	0.579
112	Porto Torres	50	42.20	0.540	1.816	40.61	0.500
113	S. Giovanni Coghinis (C.ra)	51	60.96	0.388	1.202	59.48	0.370
114	Torrealba FF.SS.	44	50.38	0.347	0.788	49.61	0.349
115	Ardara	45	39.97	0.471	1.930	40.15	0.484
116	Chilivani (Cabina)	41	39.75	0.342	1.267	39.77	0.34
117	Ozieri	59	46.59	0.394	2.288	48.31	0.41
118	Fraigas (C.ra)	49	44.91	0.348	0.734	43.23	0.33
119	Oschiri	50	49.90	0.405	1.060	50.22	0.42
120	Monti	51	80.88	0.498	1.210	85.36	0.500
121	Zuighe (C.ra)	51	97.28	0.504	1.357	98.61	0.4
122	Maccinaiu (C.ra)	50	82.94	0.478	1.156	87.50	0.4
123	Cardeu (C.ra)	50	72.16	0.375	1.458	72.78	0.374
124	Coghinas (C.ra)	49	54.54	0.379	1.001	54.30	0.400
125	Marittu	53	46.81	0.381	1.048	48.68	0.358
126	Sedini	56	60.33	0.503	1.617	58.69	0.490
127	Perfugas	45	46.67	0.417	0.976	46.46	0.413
128	S. Maria Coghinis (C.ra)	44	40.88	0.411	1.435	41.95	0.411
129	S. Francesco d'Aglientu	50	61.17	0.413	0.124	69.08	0.296
130	S. Teresa Gallura	44	61.38	0.389	1.590	61.65	0.397
131	Curadorreddu (C.ra)	51	73.62	0.384	1.230	71.91	0.362
132	Tempio	56	58.93	0.412	1.569	61.47	0.41
133	Aggius	58	70.47	0.351	0.915	73.57	0.347
134	Pedulo (C.ra)	46	64.97	0.530	2.343	67.38	0.534
135	Celangianus	49	86.94	0.477	1.169	87.22	0.509
136	Luogosanto	45	67.80	0.403	0.471	70.44	0.375
137	Bassacutena (C.ra)	56	68.40	0.369	1.059	68.31	0.399
138	Falau	49	65.92	0.422	1.259	67.66	0.424

Tabella 1.4 - Elenco e principali statistiche delle 111 stazioni pluviometriche con base dati ridotta.

Segue Tabella 1.4

codice	nome	campiono completo			
		anni	M	CV	G
201	Isili	31	57.07	0.275	1.181
202	Gergei	37	45.96	0.243	-130
203	Barumini F.C.	18	47.44	0.381	2.070
204	Santuri F.C.	18	42.67	0.371	0.817
205	Santuri (O.N.C.)	30	45.54	0.304	0.649
206	Pimpisu (Ente Flumendosa)	28	48.27	0.471	1.279
207	Serrenti	29	43.19	0.423	1.314
208	Planusanguini (C.ra)	24	63.67	0.502	2.342
209	Planusanguini (Col. Mont.)	15	55.04	0.282	0.462
210	Donori F.C.	20	39.23	0.291	0.680
211	Donori S. Michele	26	46.01	0.723	3.358
212	Ballicai (Privata)	26	41.84	0.333	1.087
213	Punta Gennerta (Diga)	15	57.83	0.303	0.097
214	Margana (M.ra)	17	64.48	0.250	-381
215	Uta (C.R.A.)	27	65.43	1.094	3.974
216	Piscinamanna (Caserma)	24	80.35	0.405	1.720
217	Porto Pino	30	36.88	0.364	1.484
218	Terracciu (C.M.)	16	82.01	0.412	1.311
219	Flumini Adamu (C.M.)	16	79.25	0.359	0.329
220	Bou Preessiu (C.M.)	15	57.08	0.364	0.441
221	Narcao	17	58.92	0.471	1.139
222	Capo Sperone	17	33.06	0.432	0.719
223	Gonnesa	16	41.54	0.332	1.768
224	Masua (M.ra)	15	48.27	0.443	1.794
225	Ingiurtozu (M.ra)	16	51.86	0.384	1.523
226	Sassu Idrovora	30	46.72	0.431	2.365
227	Sos Canales (C.M.)	19	57.38	0.414	-0.111
228	S. Giovanni- Bitti (C.ra)	18	68.17	0.378	0.585
229	Illorai	34	51.49	0.402	1.490
230	Donnacori (C.ra)	16	50.14	0.444	0.919
231	Silianu	34	60.11	0.282	1.208
232	S'Arena (C.ra)	24	92.61	0.391	0.543
233	Govossai (C.M.)	16	63.31	0.321	0.383
234	Fonte Merchia (C.ra)	37	59.46	0.310	0.150
235	Aritzo	16	61.66	0.290	1.043
236	Desulo-Tonara F.C.	16	64.14	0.321	0.245
237	Meana	19	54.54	0.236	0.392
238	Meanasardo	28	52.09	0.370	1.937
239	Ortuabis F.C.	38	56.88	0.328	0.561
240	Assolo	19	43.47	0.185	0.160
241	Asuni	17	49.03	0.395	1.258
242	Ex Tanca Regia	19	61.31	0.204	0.135
243	Fordongianus	19	53.95	0.494	2.492
244	Santa Vittoria	29	42.16	0.318	0.869
245	Cabras	20	46.04	0.309	0.944
246	Bauladu	38	47.28	0.292	0.705
247	Cadreas (C.ra)	17	50.26	0.262	0.895
248	Mudegiu (C.ra)	29	55.66	0.461	2.845
249	Fozzomaggiore	20	54.07	0.368	1.871
250	Bonorva	39	51.86	0.394	1.996
251	Raddelongo (C.ra)	20	63.10	0.417	2.229
252	Alghero (Col. Penale)	32	53.16	0.371	0.912
253	Alghero	24	53.46	0.393	1.156
254	Fertilia	23	45.59	0.198	1.119
255	Capo Caccia	17	53.12	0.443	0.531
256	Argentiera (M.ra)	17	48.24	0.347	0.762
257	Stintino	37	45.93	0.397	1.358
258	Asinara (Senaforo)	16	43.63	0.352	0.836
259	Biddighinzu-Diga (C.M.)	20	48.34	0.291	0.583
260	Figuriu (C.ra)	17	50.35	0.342	1.682
261	Cargeghe	29	58.75	0.485	1.994
262	Sassari (Genio Civile)	15	49.97	0.509	1.688
263	S. Lucia di Bonorva (C.ra)	32	45.10	0.368	1.803
264	Bonorva (D.A.C.)	15	52.35	0.517	2.395
265	Florentini (Caserma)	15	60.61	0.549	2.214
266	Ittireddu	39	42.84	0.374	1.277
267	Carolzu (C.ra)	32	53.14	0.328	1.111

codice	nome	campiono completo			
		anni	M	CV	G
268	Planu Ledu (C.ra)	36	42.06	0.335	1.432
269	Tula	19	52.31	0.387	0.830
270	Monte Uri (C.ra)	33	46.27	0.348	0.631
271	Berchidda	18	60.68	0.458	2.158
272	Budduso'	38	65.52	0.349	1.246
273	Pedredu (C.ra)	20	48.71	0.421	2.075
274	Muzzone (Diga)	39	47.29	0.337	0.819
275	Nulvi	17	54.21	0.338	0.772
276	Codaruina	36	42.63	0.453	1.687
277	Trinita' d'Agultu	19	45.05	0.598	1.115
278	Capo Testa	19	57.90	0.551	1.753
279	Val Licciola (Caserma)	32	90.87	0.366	0.540
280	La Maddalena	34	55.14	0.417	0.559
281	Capo Ferro	20	48.98	0.525	1.962
282	Capo Figari	17	49.15	0.471	1.221
283	Putzolu (C.ra)	38	77.00	0.400	0.567
284	Pedru	35	97.74	0.522	0.757
285	Budoni (C.ra)	25	75.22	0.407	1.342
286	S. Teodoro (C.ra)	20	79.69	0.501	2.295
287	Mamone (Colonia Penale)	15	66.63	0.792	2.220
288	Lode'	26	96.66	0.577	0.991
289	S. Anna Siniacola (C.ra)	19	105.86	0.484	0.715
290	Montes (Caserma)	38	99.85	0.434	0.625
291	Su Giumini (C.ra)	16	61.76	0.564	1.377
292	Sa Mendula (C.ra)	18	73.48	0.496	1.268
293	Orune	35	45.63	0.420	1.204
294	Cala Gonone	26	78.53	0.391	0.787
295	Flumendosa I salto	26	128.94	0.672	2.056
296	Sa Teula (centrale)	30	149.35	0.588	1.499
297	Bau de' Muggerris	29	123.26	0.601	1.108
298	Correbol (C.ra)	27	93.17	0.610	1.946
299	Bau Mela	28	123.79	0.692	1.780
300	Bau Mandara	27	104.78	0.662	1.434
301	Funtana Raminosa (M.ra)	17	72.79	0.346	2.504
302	Taccu Zippiri	26	61.14	0.339	0.783
303	Arqueri' (C.ra)	38	75.71	0.575	2.287
304	Donigala Siurgus F.C.	19	54.13	0.318	0.809
305	Tuviois (M.ra)	36	85.87	0.511	1.731
306	Castiadas (Colonia Penale)	39	82.31	0.601	1.839
307	Capo Carbonara	16	43.47	0.368	0.512
308	Cagliari R.U.	20	52.74	0.532	1.329
309	Cagliari S.I.	34	45.89	0.444	1.360
310	Cagliari (Marina)	20	52.66	0.523	1.182
311	Monte Arrubiu	18	62.43	0.446	1.193

massime piogge annue per le durate di 15, 30 e 45 minuti e di 1, 3, 6, 12, e 24 ore. I dati relativi alle durate inferiori e pari all'ora sono stati ottenuti rilevando, mediante digitizer, gli ietogrammi degli eventi piu' intensi di ciascun anno ottenuti dalle strisciate originali del Servizio Idrografico e determinando, via software, i massimi valori annui. I dati relativi alle durate di 3, 6, 12 e 24 ore, invece, sono stati semplicemente desunti dagli annali.

Tutti i dati rilevati sono stati sottoposti ad un controllo di congruita' per le diverse durate, correggendo laddove possibile o, in alternativa, scartando i dati errati. In totale, relativamente alle 46 stazioni pluviografiche, sono stati raccolti 1422 valori di massima pioggia annua per ognuna delle durate inferiori all'ora e 1463 valori per ognuna delle durate superiori all'ora.

Per la valutazione delle principali caratteristiche morfometriche dei bacini, in prima battuta si e' ritenuto opportuno, anziche' limitarsi a quelli sottesi dalle sole sezioni di misura sopra dette, riprendere dal citato Studio (CAO ET AL., 1980) l'elenco completo delle sezioni di interesse che includono, oltre le sezioni misurate, quelle di interesse sia in ambito di pianificazione delle risorse idriche che di protezione dalle piene.

## 2. MODELLAZIONE PROBABILISTICA DELLE PIENE

### 2.1 Premessa

Il problema della modellazione probabilistica degli eventi di piena su scala regionale e' stato affrontato a suo tempo da LAZZARI (1967), (1968), con riferimento ai corsi d'acqua della Sardegna. mediante tecniche fondate sulla teoria della regressione e sull'impiego della distribuzione lognormale. I risultati già allora ottenuti appaiono sostanzialmente accettabili soprattutto per quanto riguarda la identificazione di ambiti territoriali omogenei che e' basata sull'analisi della varianza.

Le analisi svolte nell'ambito del GNDCI e presentate da CAO ET AL., (1988), si sono proposte anzitutto di confrontare fra loro, le capacita' interpretative delle tecniche di analisi regionale basate rispettivamente sulla distribuzione lognormale e sulla distribuzione TCEV, sempre con riferimento alle osservazioni degli eventi di piena in Sardegna.

Ai fini della ricerca, sono state utilizzate le serie dei massimi annuali delle portate al colmo riportate nella pubblicazione n°17 del Servizio Idrografico, integrate dalle informazioni sugli eventi di carattere eccezionale desunte dagli Annali Idrologici. I dati, come già detto precedentemente, abbracciano il periodo 1922-70 e si riferiscono a 19 stazioni di misura per un totale di 452 valori di portata pari, quindi, ad un numero medio di 24 osservazioni per stazione. Come si vede, la consistenza dei dati e' piuttosto modesta, anche se e' confrontabile con quella media italiana, a parita' di superficie territoriale, ed e' comunque superiore di circa il 50% rispetto a quella considerata a suo tempo da LAZZARI (1968).

In Tabella 2.1 sono riportate le principali caratteristiche morfologiche dei bacini sottesi da ciascuna stazione e le principali statistiche delle serie osservate. Si badi che le prime 12 stazioni riguardano i bacini del versante occidentale dell'Isola e le altre 7 quelli del versante orientale, secondo la suddivisione già introdotta da Lazzari nei lavori citati.

### 2.2 Il metodo basato sulla distribuzione Lognormale

I risultati della applicazione del metodo ai corsi d'acqua della Sardegna sono riassunti brevemente qui appresso.

L'ipotesi di normalita' della variabile trasformata  $y = \ln x$  della portata di piena  $x$  e' stata considerata complessivamente accettabile, in prima approssimazione, per tutte le stazioni considerate, compatibilmente con l'applicabilita' del test del  $\chi^2$  ai campioni di numerosita' limitata. Pertanto, dette rispettivamente  $m_y$  ed  $s_y$  la media e lo scarto relativi, si e' assunto che la variabile ridotta:

$$u = (y - m_y) / s_y,$$

fosse distribuita secondo la legge normale standard.

TABELLA 2.1 : CARATTERISTICHE DEI BACINI SOTTESI DALLE STAZIONI DI MISURA E STATISTICHE DELLE PORTATE DI PIENA.

Legenda:

- S = superficie del bacino (km<sup>2</sup>);  
 H = altitudine media (m.s.l.m.);  
 N = numero di osservazioni;  
 m = media;  
 s<sup>2</sup> = varianza;  
 d = coefficiente di variazione;  
 g = coefficiente di asimmetria.

STAZIONE	S	H	N	m <sub>x</sub>	s <sub>x</sub> <sup>2</sup>	d <sub>x</sub>	g <sub>x</sub>
<b>Bacini Occidentali</b>							
Fluminimannu ad Is Acquas	61	643	11	43.94	4137.18	1.464	1.628
Rio di Palmas a Monti Pranu	436	313	12	182.53	37158.47	1.056	2.661
Fluminimaggiore a Fluminimagg.	83	421	17	34.74	541.42	0.670	0.953
Tirso a Rif. Tirso	587	579	33	258.66	84021.55	1.121	1.977
Taloro a Passerela Gavoi	226	992	22	154.14	21584.55	0.953	2.021
Araxisi a Orto Sciavico	121	740	29	48.31	2346.85	1.003	2.956
Flumineddu ad Allai	787	500	12	340.92	89904.41	0.880	1.460
Temo a Reinamare	176	395	42	180.80	14824.99	0.673	2.035
Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	225	381	16	95.59	2321.58	0.504	0.354
Rio di Buttule a Buttule	169	705	20	93.78	10600.35	1.098	2.626
Mannu di Ozieri a Fraigas	757	471	37	275.47	37234.42	0.700	1.325
Rio di Oschiri a Concarabella	364	525	36	124.31	13827.04	0.946	2.263
<b>Bacini Orientali</b>							
Cedrino a Cedrino	621	617	27	562.22	378769.28	1.095	1.929
Flumendosa a Bau 'e Mela	94	1200	10	126.67	16758.85	1.022	2.217
Flumendosa a Gadoni	423	1007	35	451.15	299315.87	1.213	2.443
Flumendosa a Villanovatulo	548	940	19	517.58	421288.06	1.254	2.112
Flumendosa a Monte Scrocca	1011	741	33	571.47	477019.72	1.209	1.268
Flumineddu a Stanali	389	640	12	284.92	63498.58	0.884	2.293
Sa Picocca a Monte Acuto	119	520	29	102.82	7632.60	0.850	2.976

Il test di Bartlett sulla omogeneita' della varianza  $s_y^2$  ha evidenziato la opportunita' di considerare almeno due gruppi distinti di stazioni e confermato che questi possono essere individuati in base al versante di appartenenza, come gia' suggerito negli studi precedenti.

L'analisi di regressione ha indicato anzitutto che, a parte la superficie del bacino, le altre caratteristiche utilizzate a livello di tentativo forniscono un contributo trascurabile alla spiegazione della varianza della media  $m_y$  per ambedue i gruppi. Inoltre, nel caso dei bacini occidentali, l'analisi ha portato a scartare i dati del Temo che presentavano una media decisamente piu' elevata, in relazione alla superficie sottesa, rispetto a quella degli altri bacini. D'altro canto, il tentativo di aggregare il Temo ai bacini orientali, peraltro discutibile, non e' risultato praticabile a causa della varianza estremamente ridotta delle relative osservazioni. La circostanza meriterebbe senz'altro un esame piu' approfondito che, tuttavia, si e' ritenuto opportuno rimandare ad altra sede. In definitiva, una volta eliminato il Temo, le varianze ottenute per ciascun gruppo risultano:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_y^2 &= 0.6646 && \text{bacini occidentali;} \\ \hat{\sigma}_y^2 &= 1.0454 && \text{bacini orientali}\end{aligned}\tag{2.1}$$

mentre le relazioni tra medie  $\hat{\mu}_y$  e superfici S dei bacini sono forniti dalle espressioni seguenti:

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_y &= \ln \hat{x}_\mu = -0.6547 + 0.9104 \ln S && \text{bacini occidentali;} \\ \hat{\mu}_y &= \ln \hat{x}_\mu = 1.534 + 0.6388 \ln S && \text{bacini orientali}\end{aligned}\tag{2.2}$$

ove S e' espresso in  $\text{km}^2$  ed  $x_\mu$  in  $\text{m}^3/\text{s}$ . Quest'ultimo rappresenta evidentemente l'antitrasformata  $x_\mu = \exp(\mu_y)$  della media  $\mu_y$  che, nel caso attuale, corrisponde al valore mediano delle portate di piena.

Come e' noto, per la distribuzione lognormale, i coefficienti di variazione  $\delta_x$  e di asimmetria  $\gamma_x$  della variabile originaria x sono legati alla varianza  $\sigma_y^2$  dalle relazioni:

$$\begin{aligned}\delta_x &= (\exp(\sigma_y^2) - 1)^{1/2} \\ \gamma_x &= (\exp(\sigma_y^2) - 1)^{1/2} (\exp(\sigma_y^2) + 2)\end{aligned}\tag{2.3}$$

Pertanto, utilizzando le stime (2.1) si ottengono per le due zone i valori seguenti:

$$\begin{aligned}\hat{\delta}_x &= 0.97 && \hat{\gamma}_x = 3.83 && \text{bacini occidentali} \\ \hat{\delta}_x &= 1.36 && \hat{\gamma}_x = 6.58 && \text{bacini orientali}\end{aligned}\tag{2.4}$$

dai quali emerge la buona rispondenza con i dati campionari per quanto riguarda i coefficienti di variazione e, di contro, la netta discordanza relativamente ai coefficienti di asimmetria.

Questo fatto e' certamente imputabile alla ridotta dimensione delle serie osservate che comporta di regola una notevole distorsione verso il basso dei valori campionari. Tuttavia, dall'esame delle caratteristiche delle serie trasformate emerge una chiara tendenza dell'asimmetria  $\gamma_y$  ad assumere valori positivi, in contrasto col valore mediamente nullo che compete invece ad una variabile normale, e questo fatto induce a ritenere che la discordanza suindicata possa non dipendere esclusivamente dall'effetto di campionatura.

### 2.3 Il metodo basato sulla distribuzione TCEV

Il metodo di regionalizzazione proposto da ROSSI ET AL., (1984) e rielaborato successivamente da FIORENTINO E GABRIELE, (1985) e da FIORENTINO ED AL., (1986) si basa sull'impiego della distribuzione TCEV, per la quale si rimanda al capitolo A.

I risultati ottenuti dall'applicazione del metodo basato sulla distribuzione TCEV ai corsi d'acqua della Sardegna sono riportati di seguito con l'avvertenza che, per esigenze di confronto con le risultanze del metodo basato sulla lognormale, non e' stata considerata la serie di osservazioni relative al Temo.

Per quanto concerne il primo livello di analisi regionale, si e' ritenuto coerente allo spirito del metodo non operare alcuna differenziazione territoriale, non ostante la gia' rilevata tendenza dell'asimmetria ad assumere valori mediamente piu' elevati per i bacini orientali e il valore abnorme che essa presenta per il bacino del Mannu di P.to Torres.

In base a questa ipotesi, si sono ottenute le seguenti stime dei parametri adimensionali:

$$\begin{aligned} \Lambda^* &= 0.3938 \\ \theta^* &= 5.8866 \end{aligned} \tag{2.5}$$

Al secondo livello di analisi, le stazioni sono state differenziate in relazione al versante di appartenenza, conformemente alle risultanze ottenute col metodo precedentemente illustrato. La stima dei valori del parametro  $\Lambda_1$  relativi a ciascuno dei due gruppi e' stata effettuata sulla base delle stime preliminari mediante la tecnica suggerita da FIORENTINO E GABRIELE, (1985), ottenendo in definitiva:

$$\begin{aligned} \Lambda_1 &= 6.286 && \text{bacini occidentali,} \\ \Lambda_1 &= 4.571 && \text{bacini orientali.} \end{aligned} \tag{2.6}$$

Alle stime (2.6) conseguono i valori  $\theta_1$  riportati in tabella 2.2 che derivano dall'applicazione del criterio della massima verosimiglianza alle singole serie, condizionatamente al rispetto dei valori dei parametri regionali e zionali gia' ottenuti. In tabella 2.2 sono anche consegnati i corrispondenti valori  $\hat{\epsilon}_1$ .

TABELLA 2.2 : PARAMETRI DI DISTRIBUZIONE TCEV (SECONDO LIVELLO DI REGIONALIZZAZIONE)

Stazione	S	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\varepsilon}_1$
<b>Bacini Occidentali</b>			
Fluminimannu ad is Acquis	61	6.518	11.982
Rio di Palmas a Monti Pranu	436	47.238	86.838
Fluminimaggiore a Fluminimaggiore	83	9.348	17.185
Tirso a Rifornitore Tirso	587	52.759	96.988
Taloro a Passarella Gavoi	226	33.594	61.756
Araxisi a Orto Sciavico	121	11.177	20.547
Flumineddu ad Allai	787	80.191	147.416
Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	225	31.300	57.539
Rio di Buttule a Buttule	169	23.618	43.418
Mannu di Ozieri a Fraigas	757	71.415	131.284
Rio di Oschiri a Concarabella	364	27.471	50.500
<b>Bacini Orientali</b>			
Cedrino a Cedrino	621	123.742	188.064
Flumendosa a Bau 'e Mela	94	33.747	51.289
Flumendosa a Gadoni	423	108.002	164.144
Flumendosa a Villanovatulo	548	112.415	170.850
Flumendosa a Monte Scrocca	1011	114.059	173.349
Flumineddu a Stanali	389	88.606	134.665
Sa Picocca a Monte Acuto	119	32.152	48.866

Per quanto riguarda, infine, il terzo livello di analisi, i valori di  $\hat{\varepsilon}_1$  ottenuti al passo precedente sono stati regolarizzati in funzione della superficie S dei bacini mediante una regressione lineare sul piano bilogaritmico, in modo del tutto analogo a quanto già riferito al paragrafo precedente a proposito delle medie  $\mu_y$ .

Le relazioni ottenute si scrivono, per S espresso in km<sup>2</sup>:

$$\begin{aligned} \ln \hat{\varepsilon}_1 &= -1.1954 + 0.9235 \ln S && \text{bacini occidentali;} \\ \ln \hat{\varepsilon}_1 &= 0.9882 + 0.6452 \ln S && \text{bacini orientali.} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Dai confronti fra le (2.7) e le (2.2) risulta che le corrispondenti rette rappresentative sono pressoché parallele e che, pertanto, il rapporto  $\hat{\varepsilon}_1 / \hat{x}_\mu$  è approssimativamente costante per tutti i bacini di ciascun gruppo. Ciò si può spiegare se si ammette, com'è logico, che ad ambedue le distribuzioni, sia lognormale che TCEV, corrispondano valori della media  $\mu_x$  di ciascuna stazione poco dissimili tra loro, in quanto interpretano correttamente le osservazioni campionarie. Infatti, dato che il rapporto  $\varepsilon_1 / \mu_x$  dipende solo dai parametri  $\Lambda^*$ ,  $\theta^*$  e  $\Lambda_1$ , per la TCEV (\*), e che il rapporto  $x_\mu / \mu_x$  dipende solo dalla varianza  $\sigma_y^2$ , per la lognormale, segue immediatamente che il rapporto  $\varepsilon_1 / x_\mu$  deve essere costante per ciascuna zona che si consideri omogenea rispetto ad ambedue i metodi. I riscontri numerici effettuati confermano pienamente queste considerazioni e, in particolare, che la variabilità peraltro modesta del rapporto  $\hat{\varepsilon}_1 / \hat{x}_\mu$  e la diversa pendenza delle rette di regressione (2.7) e (2.2) dipende esclusivamente dalle differenze di valore che  $\mu_x$  assume nei due casi.

Relativamente ai valori del coefficiente di variazione  $\delta_x$  e di asimmetria  $\gamma_x$  che corrispondono alle stime dei parametri sopra riportate, c'è da osservare che essi risultano, rispettivamente:

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_x &= 1.06 & \hat{\gamma}_x &= 3.18 && \text{bacini occidentali;} \\ \hat{\delta}_x &= 1.14 & \hat{\gamma}_x &= 3.18 && \text{bacini orientali,} \end{aligned} \quad (2.8)$$

e non sono sostanzialmente molto lontani da quelli ottenuti nel caso della distribuzione lognormale salvo il fatto della indipendenza dell'asimmetria dal versante di appartenenza dei bacini.

(\*) Il risultato si deduce facilmente dalle espressioni dei momenti fornite da Beran (1986).

## 2.4 - Verifiche delle prestazioni e confronti tra i due modelli

### 2.4.1 Aspetti generali.

In senso lato, il controllo dell'attitudine di un metodo di analisi regionale ad interpretare un complesso di eventi di piena osservati consiste nel verificare se le statistiche campionarie più significative sono compatibili con l'ipotesi modellistica in base all'entità degli scostamenti che esse presentano rispetto ai corrispondenti valori attesi, tenuto conto della limitata estensione del campione.

Per motivi di uniformità, ai fini del confronto fra i due metodi di analisi regionale utilizzati, si è operato sempre con tecniche di simulazione numerica anche quando ciò non era strettamente indispensabile in quanto un controllo statistico adeguato era già stato effettuato in sede di stima dei parametri.

A questo scopo, per ognuna delle 18 stazioni considerate ai fini della procedura di stima (esclusa quindi la stazione sul Temo, per quanto già detto) sono state generate 1000 serie di massime piene artificiali, di numerosità pari a quella campionaria, tenendo conto dei pertinenti parametri di distribuzione. Questi riguardano la sola varianza  $\sigma_V^2$ , per il caso lognormale, ed i parametri  $\Lambda^*$ ,  $\theta^*$  e  $\Lambda_1$ , per il caso della distribuzione TCEV, essendo tutti gli altri ininfluenti rispetto alla determinazione delle due statistiche di interesse.

### 2.4.2 Verifiche sul coefficiente di variazione.

I risultati ottenuti per il coefficiente di variazione sono consegnati nelle tabelle 2.3 e 2.4 che riportano, per ciascuno dei due metodi, le medie, le varianze, i limiti fiduciali al 2.5 e 97.5% e, per confronto, i valori relativi alle serie osservate di questa statistica. Si notino le differenze dovute alla diversa numerosità delle serie e le oscillazioni causate dalla limitata estensione della simulazione.

Com'era da attendersi, in base ai test già effettuati, i dati campionari sono di norma compresi entro detti limiti ad esclusione di quello relativo al Fluminimannu ad Is Acquas che, nel caso della distribuzione lognormale, risulta lievemente troppo alto. Rispetto al quadro complessivo, la circostanza è comunque compatibile con il livello di significatività prescelto.

Le verifiche sul coefficiente di variazione sono state limitate a queste valutazioni che, per quanto sommarie, sono sembrate adeguate, al momento, per assicurare una sufficiente e confrontabile rispondenza di ambedue i modelli alle caratteristiche campionarie, tenuto conto dell'esito positivo dei test condotti in sede di stima.

### 2.4.3 Verifiche preliminari sul coefficiente di asimmetria.

Relativamente al coefficiente di asimmetria, i risultati della simulazione sono consegnati alle tabelle 2.5 e 2.6 in forma analoga alle precedenti.

TABELLA 2.3 : CARATTERISTICHE DI DISTRIBUZIONE DEL COEFFICIENTE DI VARIAZIONE NEL CASO DELLA DISTRIBUZIONE LOGNORMALE

Legenda:

- N = numero osservazioni;
- m = media;
- s<sup>2</sup> = varianza;
- d<sub>5</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 2.5%;
- d<sub>95</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 97.5%;
- d<sub>X</sub> = valore osservato.

Stazione	N	m	s <sup>2</sup>	d <sub>5</sub>	d <sub>95</sub>	d <sub>X</sub>
<b>Bacini Occidentali</b>						
Fluminimannu ad Is Acquas	11	0.776	0.065	0.431	1.401	1.464
Rio di Palmas a Monti Pranu	12	0.772	0.054	0.436	1.328	1.056
Fluminimaggiore a Fluminimagg.	17	0.823	0.056	0.487	1.408	0.670
Tirso a Rifronitore Tirso	33	0.885	0.046	0.584	1.450	1.121
Taloro a Passerella Gavoi	22	0.852	0.055	0.541	1.448	0.953
Araxisi a Orto Sciavico	29	0.873	0.045	0.582	1.423	1.003
Flumineddu ad Allai	12	0.791	0.063	0.435	1.423	0.880
Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	16	0.800	0.049	0.484	1.374	0.504
Rio di Buttule a Buttule	20	0.851	0.059	0.525	1.427	1.098
Mannu di Ozieri a Fraigas	37	0.898	0.051	0.616	1.369	0.700
Rio di Oschiri a Concarabella	36	0.885	0.043	0.593	1.382	0.946
<b>Bacini Orientali</b>						
Cedrino a Cedrino	27	1.108	0.103	0.693	1.929	1.095
Flumendosa a Bau 'e Mela	10	0.927	0.094	0.490	1.692	1.022
Flumendosa a Gadoni	35	1.153	0.114	0.734	2.005	1.213
Flumendosa a Villanovatulo	19	1.073	0.104	0.621	1.901	1.254
Flumendosa a Monte Scrocca	33	1.153	0.107	0.715	2.012	1.209
Flumineddu a Stanali	12	0.979	0.103	0.528	1.831	0.884
Sa Picocca a Monte Acuto	29	1.125	0.099	0.687	1.919	0.850

TABELLA 2.4 : CARATTERISTICHE DI DISTRIBUZIONE DEL COEFFICIENTE DI VARIAZIONE NEL CASO DELLA DISTRIBUZIONE TCEV

Legenda:

- N = numero osservazioni;  
 m = media;  
 $s^2$  = varianza;  
 $d_5$  = frattile corrispondente alla probabilita' del 2.5%;  
 $d_{95}$  = frattile corrispondente alla probabilita' del 97.5%;  
 $d_x$  = valore osservato.

Stazione	N	m	$s^2$	$d_5$	$d_{95}$	$d_x$
<b>Bacini Occidentali</b>						
Fluminimannu ad Is Aquas	11	0.830	0.073	0.389	1.485	1.464
Rio di Palmas a Monti Pranu	12	0.836	0.070	0.412	1.439	1.056
Fluminimaggiore a Fluminimagg.	17	0.906	0.065	0.487	1.497	0.670
Tirso a Rifronitore Tirso	33	0.957	0.041	0.598	1.408	1.121
Taloro a Passerella Gavoi	22	0.925	0.055	0.522	1.436	0.953
Araxisi a Orto Sciavico	29	0.956	0.040	0.606	1.390	1.003
Flumineddu ad Allai	12	0.847	0.069	0.416	1.480	0.880
Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	16	0.889	0.060	0.486	1.466	0.504
Rio di Buttule a Buttule	20	0.927	0.054	0.524	1.506	1.098
Mannu di Ozieri a Fraigas	37	0.988	0.038	0.655	1.461	0.700
Rio di Oschiri a Concarabella	36	0.968	0.037	0.632	1.430	0.946
<b>Bacini Orientali</b>						
Cedrino a Cedrino	27	1.024	0.052	0.638	1.536	1.095
Flumendosa a Bau 'e Mela	10	0.875	0.084	0.402	1.516	1.022
Flumendosa a Gadoni	35	1.049	0.041	0.699	1.483	1.213
Flumendosa a Villanovatulo	19	0.976	0.062	0.558	1.535	1.254
Flumendosa a Monte Scrocca	33	1.038	0.042	0.677	1.501	1.209
Flumineddu a Stanali	12	0.920	0.072	0.479	1.555	0.884
Sa Picocca a Monte Acuto	29	1.023	0.042	0.641	1.470	0.850

TABELLA 2.5 : CARATTERISTICHE DI DISTRIBUZIONE DEL COEFFICIENTE DI ASIMMETRIA NEL CASO DELLA DISTRIBUZIONE LOGNORMALE

Legenda:

N = numero osservazioni;

m = media;

s<sup>2</sup> = varianza;

g<sub>5</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 2.5%;

g<sub>95</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 97.5%;

g<sub>X</sub> = valore osservato.

Stazione	N	m	s <sup>2</sup>	g <sub>5</sub>	g <sub>95</sub>	g <sub>X</sub>
<b>Bacini Occidentali</b>						
Fluminimannu ad Is Acguas	11	1.154	0.473	-0.049	2.547	1.628
Rio di Palmas a Monti Pranu	12	1.168	0.470	-0.010	2.614	2.661
Fluminimaggiore a Fluminimagg.	17	1.466	0.558	0.276	3.251	0.953
Tirso a Rifronitore Tirso	33	1.920	0.760	0.633	4.141	1.977
Taloro a Passerella Gavoi	22	1.636	0.668	0.417	3.639	2.021
Araxisi a Orto Sciavico	29	1.846	0.045	0.580	3.934	2.956
Flumineddu ad Allai	12	1.214	0.511	0.045	2.669	1.460
Mannu di P, Torres a Pedras Alvas	16	1.373	0.543	0.105	2.961	0.354
Rio di Buttule a Buttule	20	1.598	0.644	0.367	3.481	2.626
Mannu di Ozieri a Fraigas	37	2.028	0.818	0.752	4.333	1.325
Rio di Oschiri a Concarabella	36	1.992	0.754	0.729	4.147	2.263
<b>Bacini Orientali</b>						
Cedrino a Cedrino	27	2.087	0.811	0.696	4.179	1.929
Flumendosa a Bau 'e Mela	10	1.229	0.470	0.009	2.528	2.217
Flumendosa a Gadoni	35	2.330	0.922	0.923	4.641	2.443
Flumendosa a Villanovatulo	19	1.857	0.676	0.499	3.578	2.112
Flumendosa a Monte Scrocca	33	2.327	0.943	0.826	4.623	2.268
Flumineddu a Stanali	12	1.415	0.511	0.181	2.857	2.293
Sa Picocca a Monte Acuto	29	2.208	0.865	0.743	4.281	2.976

TABELLA 2.6 : CARATTERISTICHE DI DISTRIBUZIONE DEL COEFFICIENTE DI ASIMMETRIA NEL CASO DELLA DISTRIBUZIONE TCEV

Legenda:

- N = numero osservazioni;
- m = media;
- s<sup>2</sup> = varianza;
- g<sub>5</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 2.5%;
- g<sub>95</sub> = frattile corrispondente alla probabilita' del 97.5%;
- g<sub>X</sub> = valore osservato.

Stazione	N	m	s <sup>2</sup>	g <sub>5</sub>	g <sub>95</sub>	g <sub>X</sub>
<b>Bacini Occidentali</b>						
Fluminimannu ad Is Acquas	11	1.387	0.479	0.049	2.618	1.628
Rio di Palmas a Monti Pranu	12	1.449	0.503	0.089	2.794	2.661
Fluminimaggiore a Fluminimagg.	17	1.796	0.578	0.404	3.319	0.953
Tirso a Rifronitore Tirso	33	2.193	0.555	0.998	3.996	1.977
Taloro a Passerella Gavoi	22	1.951	0.542	0.636	3.627	2.021
Araxisi a Orto Sciavico	29	2.148	0.534	0.966	3.894	2.956
Flumineddu ad Allai	12	1.481	0.484	0.079	2.770	1.460
Mannu di P. Torres a Pedras Alvas	16	1.724	0.505	0.489	3.254	0.354
Rio di Buttule a Buttule	20	1.928	0.537	0.637	3.460	2.626
Mannu di Ozieri a Fraigas	37	2.309	0.629	1.152	4.271	1.325
Rio di Oschiri a Concarabella	36	2.269	0.620	1.055	4.147	2.263
<b>Bacini Orientali</b>						
Cedrino a Cedrino	27	2.066	0.541	0.906	3.947	1.929
Flumendosa a Bau 'e Mela	10	1.293	0.490	-0.075	2.537	2.217
Flumendosa a Gadoni	35	2.259	0.531	1.102	4.067	2.443
Flumendosa a Villanovatulo	19	1.827	0.534	0.502	3.399	2.112
Flumendosa a Monte Scrocca	33	2.194	0.541	0.983	3.814	2.268
Flumineddu a Stanali	12	1.510	0.461	0.291	2.769	2.293
Sa Picocca a Monte Acuto	29	2.104	0.479	0.973	3.765	2.976

Per ambedue i metodi, un solo valore campionario risulta appena al di fuori dei limiti fiduciali e, precisamente, quello relativo al Rio di Palmas, nel caso della distribuzione lognormale, e quello relativo al Mannu di P.to Torres nel caso della TCEV.

Comunque l'analisi sembra indicare, sia pure in via di massima, che ambedue i metodi sono in grado di interpretare in modo accettabile le caratteristiche delle serie osservate e, in particolare, che queste non sembrano mostrare una tendenza alla separazione rispetto alla distribuzione lognormale. Di fatto, l'unico elemento sospetto, nel caso lognormale, è la predominanza di valori campionari superiori alla corrispondente media attesa che si riscontra, tuttavia, anche per la distribuzione TCEV, sebbene limitatamente ai bacini orientali.

#### 2.4.4 Ulteriori verifiche sul coefficiente di asimmetria.

Si sono considerate le frequenze attese che competono ai valori di asimmetria campionari, in base alle corrispondenti distribuzioni ottenute per simulazione, e si è verificato se la distribuzione relativa non si discosta in modo significativo da quella uniforme. Questa impostazione, riconduce il problema nell'ambito classico di applicazione del test del  $\chi^2$ . Effettivamente la situazione di numerosità campionaria variabile non differisce, sotto questo profilo, da quella più semplice di numerosità costante ad esclusione del fatto che le asimmetrie osservate non devono intendersi estratte dalla stessa distribuzione.

Si è stabilito di operare con 8 classi di pari frequenza. La distribuzione della statistica di controllo, ottenuta mediante 1000 estrazioni simulate di 18 elementi ciascuna, non differisce praticamente da una distribuzione del  $\chi^2$  a 7 gradi di libertà per probabilità comprese fra l'1% e il 99%, come tutto sommato era da attendersi. Pertanto, le successive valutazioni sono state basate direttamente sui frattili di quest'ultima distribuzione.

A conti fatti la statistica di controllo assume rispettivamente i valori 6.0, nel caso della distribuzione lognormale, e 4.2, nel caso della distribuzione TCEV che rientrano ampiamente nel limite  $\chi^2_{(1-\alpha)} = 14.1$  corrispondente ad un livello di significatività del 5%. L'equivalenza sostanziale di questi valori conferma, inoltre, che ambedue i modelli, a questo livello di analisi, sembrano parimenti adeguati allo scopo.

Per verifica, il test è stato ripetuto, nelle medesime condizioni, direttamente sui valori di asimmetria delle trasformate logaritmiche delle serie osservate ottenendo per la statistica di controllo il valore 5.5, del tutto analogo ai precedenti.

#### **2.5 Considerazioni sull'uso dei modelli probabilistici esaminati.**

Le verifiche effettuate per valutare l'adeguatezza dei metodi di analisi regionale basati sulla distribuzione lognormale e TCEV, relativamente all'interpretazione probabilistica degli eventi di piena in Sardegna, hanno mostrato che ambedue possono ritenersi parimenti accettabili almeno per quanto riguarda la capacità di riprodurre la variabilità campionaria dei coefficienti di variazione e di asimmetria.

Invero, sussiste qualche indicazione in merito alla superiorita' del secondo metodo che tuttavia puo' dipendere dalla maggiore flessibilita' della distribuzione TCEV. Di contro, il primo metodo presenta alcuni vantaggi non trascurabili relativamente alla possibilita' di controllo delle ipotesi via via introdotte.

Non e' improbabile che piu' d'un modello probabilistico si riveli alla fine adeguato anche perche' la notevole limitatezza della base dati e la relativa omogeneita' climatica della Sardegna non consentono un elevato grado di discriminazione. In tal caso, la scelta potra' essere effettuata in base a criteri di parsimonia rispetto al numero dei parametri e di semplicita' del modello purché cio' non comporti incrementi significativi di errore nella stima dei frattali di elevato periodo di ritorno e sia assicurata una adeguata "robustness" del metodo nel suo complesso (KUCZERA, 1982; ARNELL E GABRIELE, 1988).

Ma, allo stato attuale delle ricerche, l'aspetto meno soddisfacente delle tecniche di analisi regionale riguarda il problema della stima del parametro locale caratteristico di ciascuna sezione d'interesse, che non sembra trovare adeguata soluzione negli usuali metodi di correlazione utilizzati.

Resta dunque confermata la validita' del criterio, che porta a preferire, ovunque siano disponibili, i valori delle piene indice effettivamente osservati, anche se desunte da un campione limitato, piuttosto che confidare su stime di carattere sostanzialmente empirico e, comunque, affette da una variabilita' eccessiva ai fini di una corretta interpretazione della realta'.

## 2.6 Utilizzazione delle portate massime giornaliere

Nella modellazione delle portate di piena una ben piu' consistente base dati si avrebbe a disposizione allorquando si esaminassero, anziche' le massime portate di piena al colmo  $q_c$ , i valori di portata massima giornaliera  $q_g$  pubblicate negli Annali del Servizio Idrografico. Sulla base di questa considerazione, in (CANAROZZO ET AL., 1993), per la Sicilia e' stata verificata la sostanziale coincidenza, relativamente alle serie di  $q_c$  e  $q_g$ , delle distribuzioni campionarie del coefficiente di asimmetria e di quelle del coefficiente di variazione considerando, ovviamente, campioni di pari numerosita'. In queste condizioni, in ciascuna sottozona idrometrica del territorio siciliano la distribuzione delle portate al colmo adimensionalizzate rispetto alla media e' stata completamente definita una volta stimati i parametri TCEV su base giornaliera.

Semberebbe quindi ipotizzabile anche per i bacini della Sardegna il ricorso alle massime portate giornaliere nella modellazione TCEV stimando poi la piena indice al colmo sulla base dei valori osservati o, in alternativa, tramite una relazione tra la media dei massimi valori giornalieri ed al colmo.

In effetti, relativamente ai bacini sardi e con riferimento ai campioni di portate massime giornaliere corrispondenti alle portate al colmo disponibili ed utilizzate nei precedenti studi, e' stato possibile individuare la seguente relazione di tipo regressivo:

$$m_c = 3.02 m_g^{0.96836} S^{-0.0316} \quad (2.9)$$

caratterizzata da un coefficiente di correlazione pari a 0.9962, nella quale S e' la superficie del bacino (km<sup>2</sup>), m<sub>c</sub> ed m<sub>g</sub> i valori medi di portata massima annua al colmo e giornaliera.

Si nota che, nell'ambito della modellazione delle piene al colmo gia' sviluppata in precedenza, questa relazione consente, per le stazioni che dispongono perlomeno di serie di portate massime giornaliere, di effettuare la stima della piena indice con una maggiore accuratezza rispetto al valore ottenibile sulla base delle sole caratteristiche morfometriche del bacino, come ipotizzato in (CAO ET AL., 1988).

Tuttavia, relativamente alla possibilita' di utilizzare i valori giornalieri nella modellazione TCEV, dalle Figure 2.1 e 2.2 si nota che per il territorio sardo le distribuzioni risultanti dalle frequenze empiriche osservate sia per il coefficiente di asimmetria che per quello di variazione evidenziano una sostanziale diversificazione tra i campioni di q<sub>c</sub> e di q<sub>g</sub>. Diversamente da quanto riscontrato in (CANNAROZZO ET AL., 1993), questo sembra un chiaro indice della impossibilita', almeno relativamente alla Sardegna, di passare in modo immediato dalla modellazione probabilistica TCEV delle portate giornaliere a quelle di colmo.

Ad un risultato sostanzialmente identico era comunque giunto anche LAZZARI, (1968) che aveva indicato la possibilita' di rappresentare il legame tra un fattore morfologico (pari al prodotto della superficie per la quota media del bacino) ed i valori medi delle portate di piena giornaliera ed al colmo tramite due rette parallele in campo logaritmico, il che porta alle semplici relazioni fra le due variabili:

$$m_{c \text{ occid.}} = 1.9788 m_g \quad (2.10)$$

$$m_{c \text{ orient.}} = 2.0235 m_g \quad (2.11)$$

Tuttavia, nel medesimo lavoro, per la modellazione regionale della distribuzione Lognormale si era pervenuti a due stime significativamente differenti della varianza dei campioni delle trasformate logaritmiche delle q<sub>c</sub> e q<sub>g</sub> il che implica valori teorici differenti delle asimmetrie e dei coefficienti di variazione per le due variabili originarie. Infatti, come e' noto, per la distribuzione Lognormale i coefficienti di variazione δ e di asimmetria γ della variabile originaria sono legati alla varianza σ<sup>2</sup> della trasformata logaritmica dalle relazioni:

$$\delta = \left( e^{\sigma^2} - 1 \right)^{1/2} \quad (2.12)$$

$$\gamma = \left( e^{\sigma^2} - 1 \right)^{1/2} \left( e^{\sigma^2} + 2 \right) \quad (2.13)$$

(2.9)

e del  
enza, i  
rtate  
ezza  
sino,  
ione  
falle  
ione  
e da  
lalla  
lal  
che  
i al  
iena  
alle

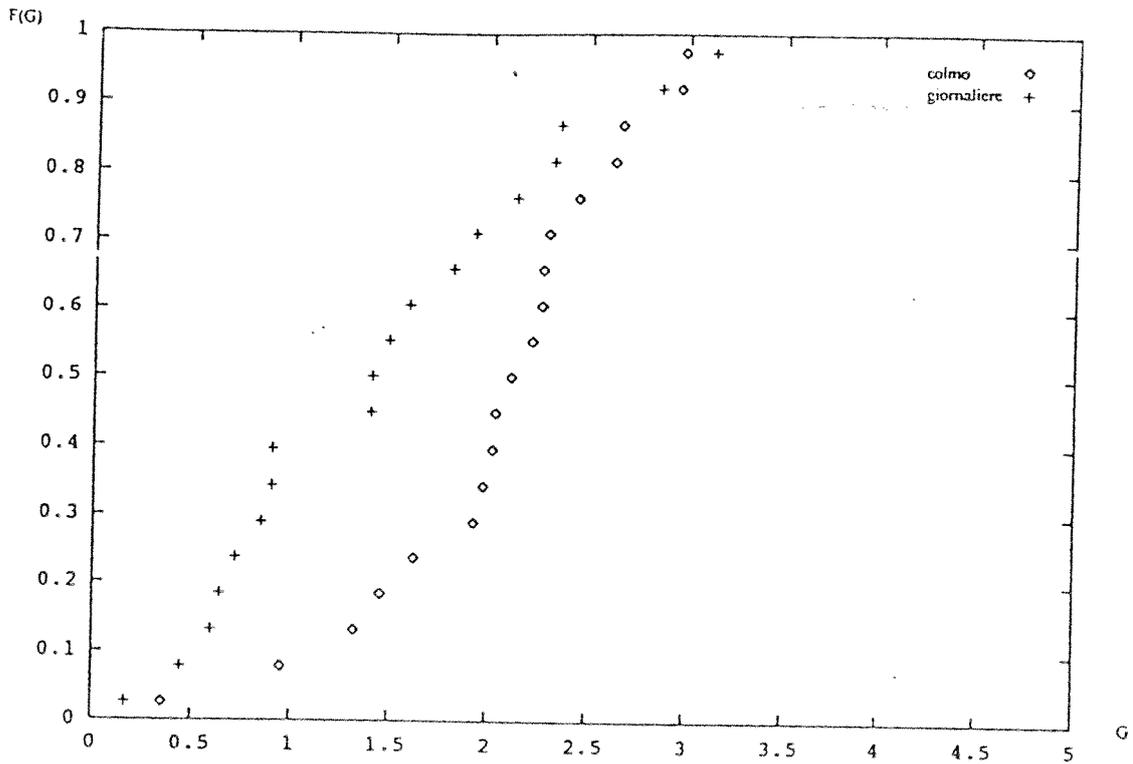


Figura 2.1 - Funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria per le massime portate al colmo e giornaliere.

(2.10)  
(2.11)  
nale  
elle  
ie  
r la  
bile  
(2.12)  
(2.13)

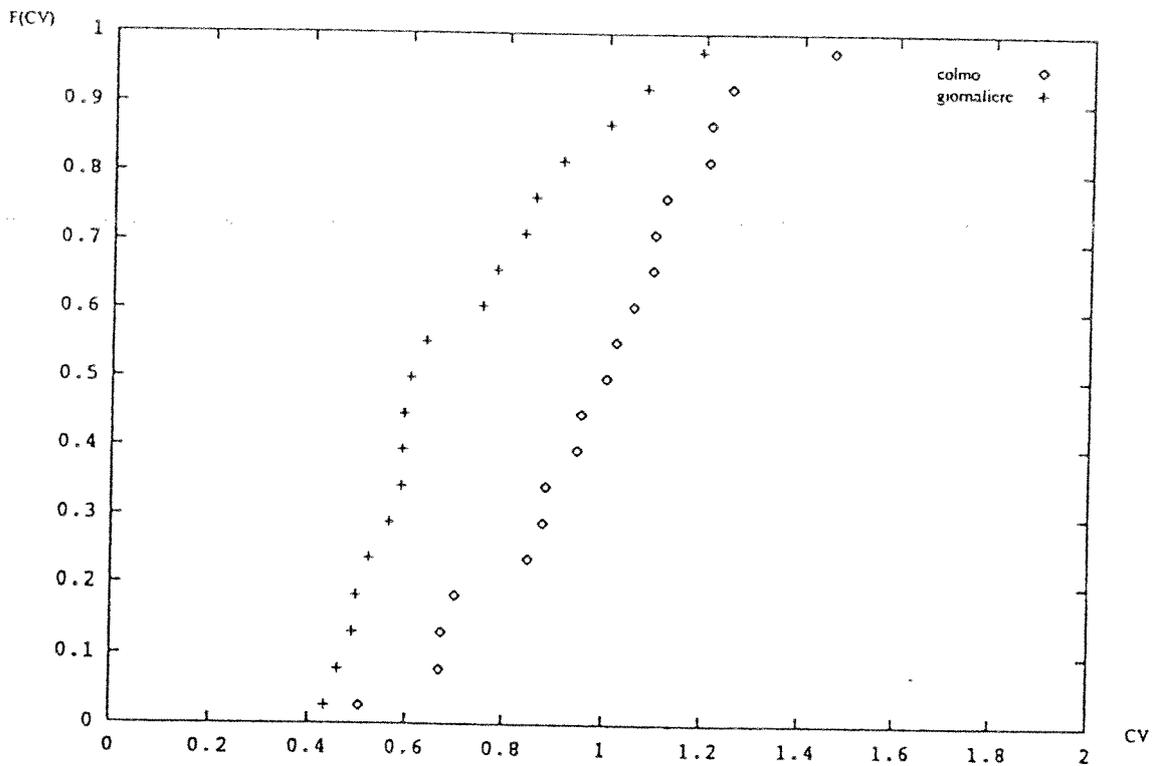


Figura 2.2 - Funzioni di ripartizione del coefficiente di variazione per le massime portate al colmo e giornaliere.

E' infine da sottolineare che anche l'utilizzazione della relazione (2.9) per passare sui singoli valori dei campioni dalla portata giornaliera alla portata di punta, non contribuisce a sanare le differenze sopra evidenziate ma, anzi, porta a valori del coefficiente di asimmetria, in media, ancora inferiori rispetto ai valori originali.

Pertanto, come già notato precedentemente, la relazione può essere utilizzata per valutare la portata indice, in alternativa alle stime sulla base delle sole caratteristiche morfometriche del bacino, ma non fornisce un valore corretto per i quantili della distribuzione delle portate al colmo.

### 3. ANALISI DELLE PIOGGE BREVI ED INTENSE

#### 3.1 Premessa

Precedenti studi sulle piogge brevi ed intense in Sardegna avevano consentito di individuare sul territorio esaminato quattro zone climaticamente omogenee e di ricavare per ognuna di esse le espressioni delle corrispondenti curve di possibilita' pluviometrica (CAO ET AL., 1969), (CAO, 1974), (FIGA ET AL., 1985).

Nell'ultimo lavoro sopra citato l'indagine ha riguardato le massime piogge annue di durata pari a 15, 30, 45 e 60 minuti primi e 3, 6, 12, e 24 ore relative a 46 stazioni pluviografiche con registrazione settimanale. Le osservazioni raccolte sono state analizzate, applicando la metodologia statistica inizialmente suggerita da CAO ET AL., (1969) che si richiama brevemente di seguito.

Poiche' l'applicazione dei tests di omogeneita' richiede che le variabili siano distribuite normalmente, si e' reso necessario, in primo luogo, applicare alle altezze di pioggia la trasformazione logaritmica che e' risultata adeguata allo scopo. Si e' proceduto, innanzi tutto, a verificare, con tutti i dati disponibili, l'omogeneita' di quattro aggruppamenti di stazioni. Queste verifiche sono consistite nell'applicazione degli usuali tests di Bartlett e del  $v^2$ . Allo scopo di identificare le aggregazioni, la composizione originaria dei gruppi e' stata modificata per tentativi, selezionando le stazioni da eliminare o inserire in ogni gruppo sulla base dei valori delle medie e degli scarti nelle varie durate. Nella tabella 3.1 e' riportata la suddivisione finale nei 4 gruppi ottenuta per le stazioni in esame.

Una volta stabilita la composizione dei gruppi omogenei, i dati di ciascun aggruppamento sono stati considerati globalmente come appartenenti ad una sola stazione pluviografica. Per dedurre le curve di possibilita' pluviometrica del singolo gruppo, e' stato adottato, un metodo basato sulla teoria della regressione di una variabile aleatoria in funzione di una variabile indipendente non aleatoria. La sua applicazione richiede l'unicita' del tipo di distribuzione della variabile aleatoria, la linearita' della regressione delle relative medie rispetto alla variabile indipendente nonche' l'indipendenza stocastica delle osservazioni.

Il metodo ha consentito di ottenere delle espressioni monomie particolarmente semplici delle curve di possibilita' pluviometrica allorquando si adottino come variabili aleatorie ed indipendenti rispettivamente le trasformate logaritmiche dell'altezza di pioggia  $h$  e della durata  $\tau$  e si possa inoltre assumere che anche lo scarto quadratico medio della variabile aleatoria sia una funzione lineare della variabile indipendente.

In tali condizioni infatti la curva di possibilita' pluviometrica si riconduce alla forma:

$$h = h_1 \tau^{(a_1 + a_2 u)}$$

con

$$\log(h_1) = b_1 + b_2 u$$

TABELLA 3.1 : ELENCO DELLE STAZIONI PLUVIOGRAFICHE

STAZIONI	Numero osser.		QUOTA m s.l.m.	Gruppi omogenei
	t ≤ 1ora	t > 1ora		
CAGLIARI	41	47	7	I Gruppo
MARTIS	28	22	300	
TULA	31	27	10	
BOSA	34	33	13	
S. GIUSTA	38	39	10	
SANLURI	36	34	68	
OZIERI	37	44	390	
FLUMINIMAGGIORE	35	37	45	
SASSARI	35	27	224	
ALLAI	34	35	50	
MANDAS	25	25	491	
SARCIDANO	28	28	699	
PALMAS	21	21	12	
FERTILIA	22	20	39	
BUNNARI	24	23	284	
CAMPEDA	33	31	651	
TEMPIO	46	45	558	
SENEGHE	48	40	300	
SORGONO	42	36	687	
FONNI	39	34	992	
PLANUSANGUNI	20	19	651	
CORONGIU	34	38	126	
IGLESIAS	34	40	193	
OSILO	27	26	650	
TACCU ZIPPURI	20	18	825	
OLBIA	20	18	15	
SOS CANALES	21	21	712	
DESULO	40	46	920	III Gruppo
SANTULUSSURGIU	20	20	557	
PIRA DI ONNI	26	26	870	
IS CANNERIS	36	35	716	
IERZU	27	27	550	
CAMPUOMU	25	25	380	
CALAGONONE	23	22	25	
CAMPANASSISSA	24	23	220	
MONTI	31	35	296	
SEUI	30	24	812	IV Gruppo
PISCINAMANNA	26	26	255	
ARZANA	34	41	674	
LANUSEI	31	36	595	
TALANA	33	40	682	Stazioni non classificate
SICCA D'ERBA	32	28	825	
BALLAO	29	32	100	
NURRI	29	28	557	
NUORO	36	38	545	
VILLANOVA MONTEL.	37	37	567	

dove  $h$  e' l'altezza di precipitazione di durata  $\tau$ ,  $h_1$  quella di durata unitaria,  $u$  e' il frattile della distribuzione normale standardizzata mentre  $a_1, b_1$  e  $a_2, b_2$  sono i coefficienti delle due relazioni lineari che caratterizzano rispettivamente l'andamento delle medie e degli scarti della variabile aleatoria in funzione della variabile indipendente.

Esprimendo le altezze di pioggia in millimetri e le durate in ore, le equazioni di possibilita' pluviometrica dei quattro gruppi considerati sono risultate:

I gruppo	$h = h_1 \tau (0.305041 - 0.017147u)$ $\log(h_1) = 1.273178 + 0.179732u;$	
II gruppo	$h = h_1 \tau (0.359696 - 0.017941u)$ $\log(h_1) = 1.296212 + 0.167488u;$	
III gruppo	$h = h_1 \tau (0.418212 + 0.009093u)$ $\log(h_1) = 1.379048 + 0.164598u;$	
IV gruppo	$h = h_1 \tau (0.497207 + 0.041251u)$ $\log(h_1) = 1.460774 + 0.191832u;$	(3.1)

Sebbene tale modellazione abbia evidenziato soddisfacenti capacita' interpretative degli eventi estremi, nell'ambito del progetto VAPI si e' ritenuto opportuno approfondire l'analisi del modello probabilistico assunto a rappresentare le caratteristiche pluviometriche della Regione.

Di seguito si riferisce sinteticamente sull'applicazione del modello TCEV ai valori massimi annui delle piogge giornaliere in Sardegna (DEIDDA ET AL., 1993). Vengono preliminarmente illustrate le indagini volte ad accertare i limiti interpretativi delle distribuzioni Lognormale e di Gumbel e di seguito la costruzione del modello TCEV regionale.

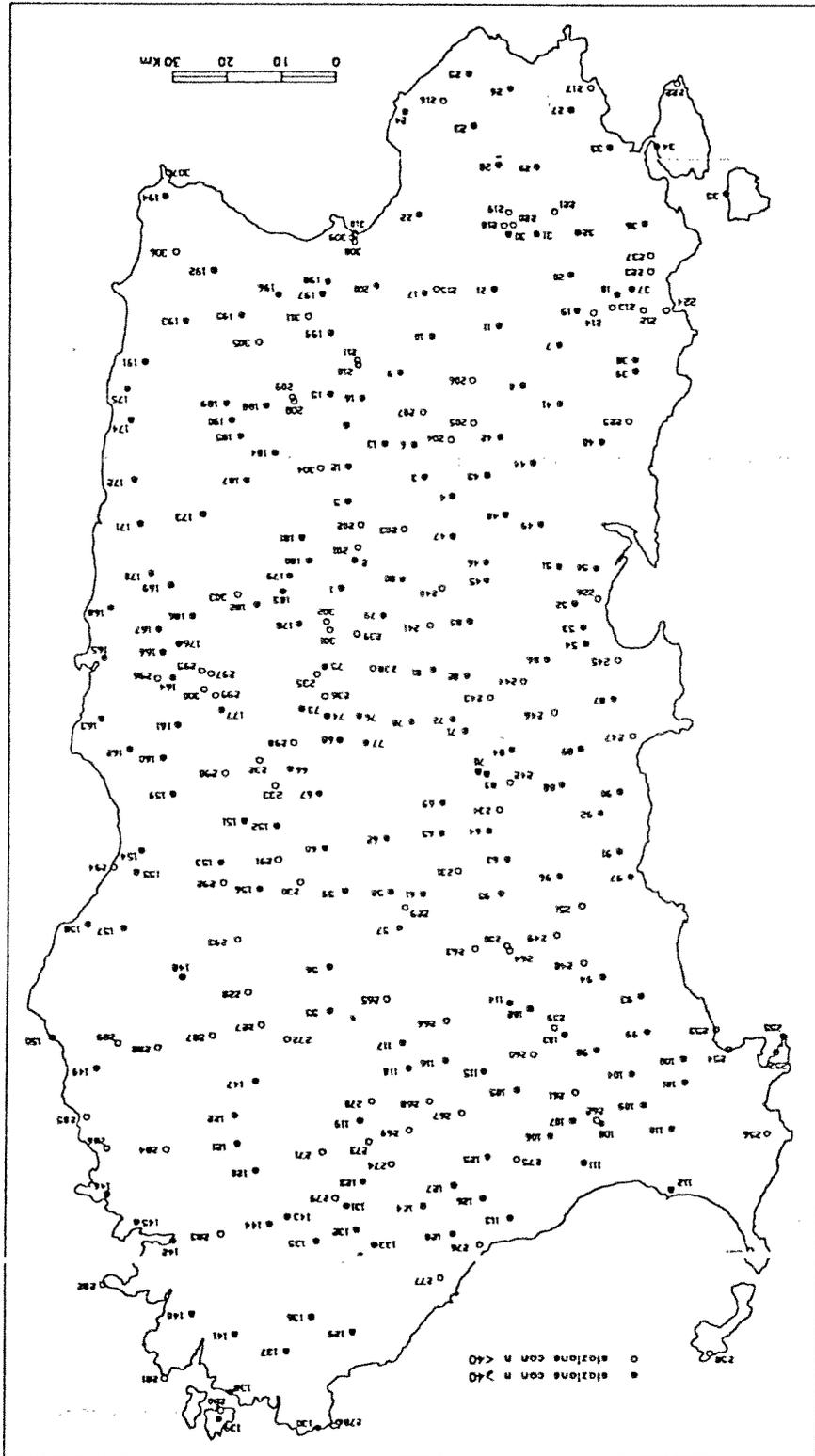
La base dati e' costituita dalle serie storiche dei massimi annui delle piogge giornaliere di 200 stazioni pluviometriche, estratte dalla piu' ampia base dati regionale che presentano almeno 40 anni di osservazioni nel periodo 1922-80. Nella Tabella 1.3 sono consegnati le principali statistiche delle stazioni mentre nella Figura 3.1 sono riportate le ubicazioni geografiche.

A scopo di verifica ed affinamento delle determinazioni effettuate per la regionalizzazione della TCEV, sono stati inoltre utilizzate, come illustrato nel seguito, i dati di altre 111 stazioni che presentano un numero inferiore di anni d'osservazione, compreso tra 15 e 39. La loro localizzazione planimetrica e' anch'essa riportata nella Figura 3.1 mentre il loro elenco e le principali caratteristiche sono riportate nella Tabella 1.4.

### 3.2 Indagini preliminari

Preliminarmente all'applicazione del modello probabilistico TCEV alle massime piogge giornaliere, si e' ritenuto necessario condurre alcune verifiche dirette al controllo della capacita' dei modelli probabilistici Lognormale e Gumbel di riprodurre adeguatamente la

Figura 3.1 - Ubicazione delle stazioni pluviometriche.



distribuzione del coefficiente d'asimmetria campionario convalidandole con la verifica della distribuzione del massimo valore dei dati costituenti ogni campione.

Stimati i parametri di ML per i 200 campioni, nelle Figure 3.2 e 3.3 sono riportate le funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria  $G$  dei campioni osservati ed ottenuti generando 50 serie sintetiche per ogni stazione con parametri e numerosita' uguale a quella dei campioni osservati.

Per entrambe le distribuzioni le funzioni di ripartizione ottenute per generazione si discostano nettamente da quelle relative ai valori osservati, mostrando una sistematica sottostima dell'asimmetria in corrispondenza alla medesima frequenza, crescente all'aumentare di quest'ultima. A completamento dell'indagine si e' quindi esaminato l'adattamento dei massimi valori campionari osservati alle relative distribuzioni teoriche, che sono state ottenute per omogeneita', anche per questa indagine, con tecniche tipo Montecarlo. Gli andamenti delle distribuzioni dei massimi valori osservati e generati sono riportati nelle Figure 3.4 e 3.5. In entrambi i casi i valori osservati risultano regolarmente piu' elevati, a pari frequenza, di quanto indicato dalle distribuzioni teoriche.

Le indagini preliminari indicano quindi che entrambe le distribuzioni probabilistiche Lognormale e di Gumbel paiono inadeguate a riprodurre le serie storiche dei massimi valori di pioggia giornaliera ed in particolare non risultano sufficientemente accurate nel rappresentarne l'estremo superiore e tendendo a sottostimare in modo evidente gli eventi con tempo di ritorno piu' elevato.

### 3.3 Il modello regionale TCEV per le massime piogge giornaliere

#### 3.3.1 *Primo livello*

Sulla base delle applicazioni della modellazione regionale TCEV in ambiti territoriali con dimensioni anche superiori a quella in esame ed a seguito dei risultati di una analisi preliminare sulla distribuzione spaziale del coefficiente d'asimmetria, e' stata in primo luogo verificata l'ipotesi che tutto il territorio insulare costituisca al primo livello un'unica zona omogenea caratterizzata dalla costanza dei parametri  $\Lambda^*$  e  $\theta^*$  e quindi del coefficiente d'asimmetria teorico e che, corrispondentemente, la variabilita' riscontrata nei valori osservati di questa statistica sia imputabile ad un semplice fatto campionario. La stima di massima verosimiglianza dei parametri  $\Lambda^*$  e  $\theta^*$  ha fornito i valori:

$$\Lambda^* = 0.5717 ; \quad \theta^* = 2.207 \quad (3.2)$$

Il valore del coefficiente d'asimmetria teorico e' risultato pari a 1.88 mentre la probabilita' che il massimo annuo derivi dalla componente straordinaria e' risultato uguale a 0.38.

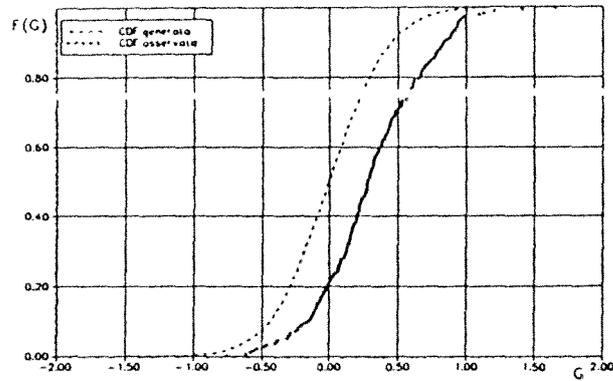


Figura 3.2 - Distribuzione Lognormale: confronto tra le funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria ottenuti dai campioni osservati e generati.

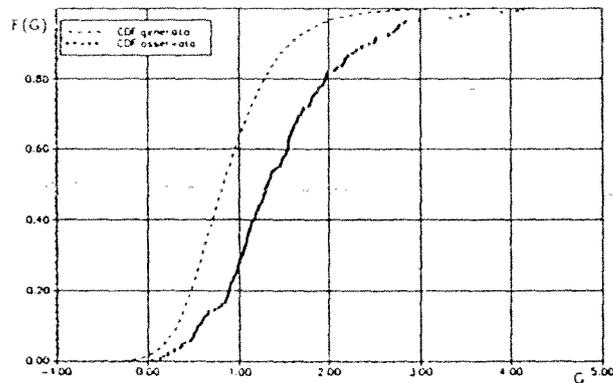


Figura 3.3 - Distribuzione di Gumbel: confronto tra le funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria ottenuti dai campioni osservati e generati.

Per verificare l'ipotesi di unica zona omogenea al primo livello, non potendosi fare riferimento ad una sola curva di ripartizione di  $G$  a causa delle differenti numerosità campionarie, è stato effettuato il controllo statistico già suggerito da CAO ET AL., (1988) per le portate di piena e riportato nel paragrafo 2.4, basato sull'uniformità della distribuzione delle probabilità di non superamento dei coefficienti d'asimmetria osservati, desunte per ogni stazione dalle corrispondenti distribuzioni teoriche.

L'ipotesi assunta è stata quindi verificata controllando mediante il test del  $\chi^2$  che la distribuzione di tali probabilità fosse uniforme ottenendo con 20 classi  $\chi^2 = 24.8$ . Confermano questo risultato positivo i valori delle medie e degli scarti dei coefficienti d'asimmetria generati ed osservati, molto prossimi tra loro, come indicato nella Tabella seguente:

$G$	medie	scarti
osservati	1.470	0.731
generati	1.446	0.664

Il confronto fra la distribuzione dell'asimmetria teorica ed osservata, data in Figura 3.6, mostra come l'effetto di separazione è drasticamente ridotto adottando la distribuzione TCEV rispetto alle distribuzioni Lognormale e Gumbel viste precedentemente.

### 3.3.2. Secondo livello

Al fine di ottenere una prima stima del valore regionale del parametro  $\Lambda_1$  si è fatto riferimento allo stimatore  $CV_1$ , coefficiente di variazione della componente di base, secondo la procedura proposta da FIORENTINO E GABRIELE, (1985). Si è quindi proceduto, come già suggerito da COPERTINO E FIORENTINO, (1988), ad un successivo affinamento della stima regionale di  $\Lambda_1$  con l'impiego di tecniche Montecarlo ricercando per tentativi organizzati quel valore del parametro tale da riprodurre, nelle sottozone considerate al secondo livello di regionalizzazione, un valore medio del coefficiente di variazione campionario  $CV$  pari a quello delle serie osservate. Per identificare degli aggruppamenti di stazioni candidati a costituire sottozone omogenee, si è adottata una procedura che utilizza tecniche di analisi dei grappoli.

Nella scelta del criterio di aggregazione si è optato per un metodo che favorisse la formazione di zone regolari ed internamente connesse, privilegiando la continuità territoriale rispetto a quella parametrica. Si è quindi imposto che le successive aggregazioni di singole stazioni o grappoli già costituiti avvenissero solo tra elementi limitrofi, che presentassero almeno un lato dei relativi topoleti (o gruppi di topoleti contigui) in comune. Gli elementi da unire venivano identificati sulla base del criterio di Ward, che richiede ad ogni passo d'aggregazione il minimo incremento della devianza entro i gruppi della variabile  $CV_1$  (ANDBERG, 1973).

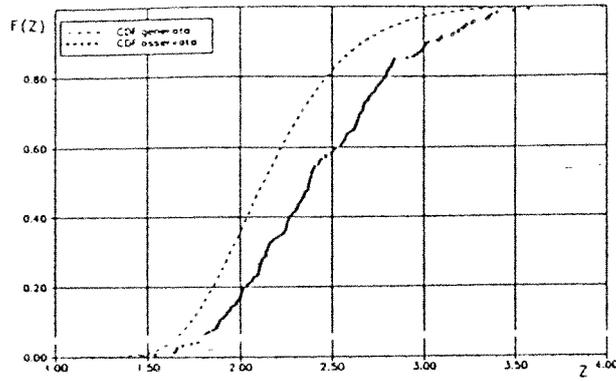


Figura 3.4 - Distribuzione Lognormale: confronto tra le funzioni di ripartizione dei massimi valori ridotti ottenuti dai campioni osservati e generati.

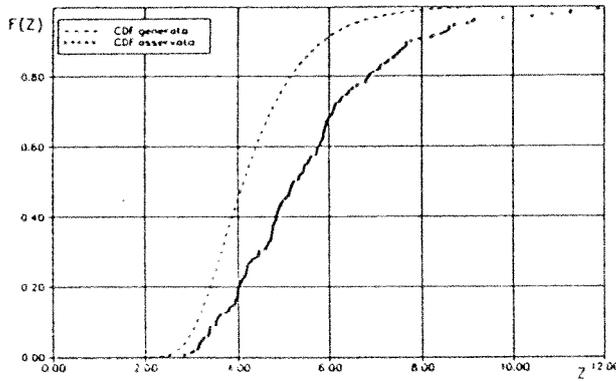


Figura 3.5 - Distribuzione di Gumbel: confronto tra le funzioni di ripartizione dei massimi valori ridotti ottenuti dai campioni osservati e generati.

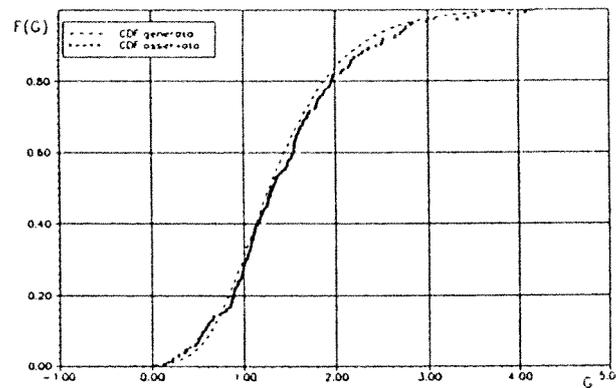


Figura 3.6 - Distribuzione TCEV: confronto tra le funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria ottenuti dai campioni osservati e generati.

Da un punto di vista geografico i gruppi finali individuano chiaramente sul territorio quattro differenti zone che si dipartono dal massiccio centrale del Gennargentu, orientativamente, nelle quattro direzioni cardinali. Per le zone settentrionale e meridionale e' stata tuttavia riscontrata sia la modesta differenza tra le rispettive medie e varianze del coefficiente di variazione  $CV$ , sia la possibilita' di consentire, senza eccessive forzature sui criteri di limitofia, l'aggregazione dei due gruppi. Poiche' anche per la sottozona risultante i test su  $CV$  hanno fornito un esito positivo, si e' considerata, in definitiva, la Sardegna suddivisa in sole tre sottozone omogenee.

Il risultato finale della delimitazione geografica delle sottozone e' riportato nella Figura 3.7 dove i confini sono stati tracciati regolarizzando con delle spline la spezzata costituita dai lati dei topoceti che separavano stazioni appartenenti a diverse sottozone.

Le stime del terzo parametro TCEV ottenute dalle 200 stazioni a base dati estesa per le tre zone omogenee al secondo livello di regionalizzazione sono risultate le seguenti:

$$\begin{aligned}
 1^{\wedge} \text{ SZO (occidentale):} & \quad \Lambda_1 = 74.50; \\
 2^{\wedge} \text{ SZO (settentrionale e meridionale):} & \quad \Lambda_1 = 21.20; \\
 3^{\wedge} \text{ SZO (orientale):} & \quad \Lambda_1 = 6.68.
 \end{aligned}
 \tag{3.3}$$

Sulla base di tali valori, con le modalita' gia' descritte per il coefficiente di asimmetria, e' stata quindi eseguita una verifica finale della distribuzione dei  $CV$  nelle tre sottozone, operando con il test del  $\chi^2$  con dieci classi equiprobabili. Nella tabella seguente sono riportati i valori osservati e generati delle medie e degli scarti di  $CV$  per ogni sottozona, unitamente ai risultati del test del  $\chi^2$ .

Sottozone	n. stazioni	$CV$	medie	scarti	$\chi^2$
1^ SZO	62	osservati	0.345	0.0557	5.74
		generati	0.345	0.0577	
2^ SZO	99	osservati	0.441	0.0884	10.6
		generati	0.441	0.0702	
3^ SZO	39	osservati	0.587	0.0777	7.92
		generati	0.587	0.0885	

I valori ottenuti dal test si possono considerare ampiamente positivi anche con le condizioni piu' restrittive sui gradi di liberta' la cui definizione non e' agevole in questo contesto.

I valori locali del parametro  $\theta_1$ , vincolati a  $\Lambda^*$ ,  $\theta^*$  e  $\Lambda_1$ , nonche' le corrispondenti stime della media teorica  $\mu$  della distribuzione, sono consegnate nella Tabella 3.2.

Tabella 3.2 -

Stime di massima verosimiglianza delle  $\mu$  e dei  $\theta_1$  delle massime piogge giornaliere al secondo livello di regionalizzazione.

cod.	SZO	$\mu$	$\theta_1$	cod.	SZO	$\mu$	$\theta_1$	cod.	SZO	$\mu$	$\theta_1$
1	1	49.46	8.447	68	1	58.64	10.013	135	2	83.39	18.133
2	2	53.86	11.711	69	1	44.41	7.920	136	2	77.07	17.777
3	2	48.18	10.056	70	1	53.16	9.079	137	2	70.16	15.256
4	2	42.72	9.289	71	1	51.34	8.768	138	2	66.29	14.415
5	2	50.28	10.934	72	1	46.80	7.993	139	2	46.65	10.145
6	2	46.02	10.006	73	1	68.38	11.678	140	2	63.45	13.796
7	1	79.41	13.561	74	1	65.82	11.241	141	2	63.11	13.723
8	2	53.09	11.544	75	1	56.19	9.595	142	2	64.67	14.062
9	2	45.24	9.837	76	1	56.05	9.572	143	2	77.71	16.898
10	2	45.09	9.805	77	1	53.90	9.205	144	2	79.05	17.189
11	2	54.91	11.939	78	1	56.48	9.646	145	2	72.69	15.806
12	2	47.05	10.231	79	1	50.35	8.598	146	2	80.16	17.431
13	2	43.95	9.558	80	2	45.57	9.908	147	2	88.39	19.220
14	2	43.40	9.437	81	1	50.79	8.674	148	3	106.53	30.930
15	2	54.22	11.789	82	1	47.88	8.177	149	2	75.37	16.389
16	2	42.83	9.313	83	1	62.04	10.594	150	3	74.43	21.611
17	2	45.51	9.897	84	1	52.98	9.048	151	2	61.67	13.409
18	1	54.42	9.293	85	1	47.93	8.185	152	2	64.59	14.045
19	1	50.47	8.619	86	1	41.62	7.107	153	3	91.85	26.670
20	1	49.75	8.496	87	1	46.78	7.989	154	3	139.12	40.392
21	2	58.38	12.695	88	1	84.70	14.465	155	3	129.14	37.496
22	2	60.49	13.153	89	1	60.55	10.341	156	3	67.03	19.462
23	2	94.93	20.643	90	1	49.39	8.434	157	3	92.86	26.963
24	2	49.18	10.693	91	1	47.98	8.193	158	3	71.63	20.799
25	2	56.79	12.348	92	1	53.25	9.094	159	3	140.25	40.721
26	2	49.18	10.694	93	1	63.86	10.906	160	3	132.06	38.344
27	2	44.45	9.665	94	1	47.06	8.036	161	3	116.79	33.910
28	2	78.05	16.972	95	1	54.17	9.250	162	3	114.61	33.277
29	2	54.75	11.904	96	1	55.79	9.527	163	3	126.71	36.791
30	2	70.03	15.227	97	1	44.60	7.617	164	3	136.55	39.647
31	2	64.62	14.051	98	1	54.61	9.327	165	3	90.92	26.399
32	1	54.86	9.368	99	1	47.12	8.047	166	3	130.74	37.961
33	1	40.31	6.884	100	2	48.13	10.466	167	3	127.18	36.927
34	2	51.33	11.161	101	2	49.26	10.711	168	3	105.98	30.771
35	2	33.59	7.304	102	1	45.31	7.737	169	3	95.46	27.717
36	1	47.22	8.065	103	1	59.71	10.196	170	3	119.51	34.700
37	1	56.21	9.600	104	2	49.83	10.835	171	3	114.85	33.347
38	1	48.87	8.345	105	2	56.02	12.181	172	3	120.88	35.096
39	1	51.16	8.737	106	2	56.86	12.364	173	3	90.04	26.145
40	1	52.27	8.926	107	2	49.95	10.861	174	3	95.48	27.724
41	2	63.92	13.899	108	2	44.73	9.726	175	3	80.42	23.352
42	2	47.11	10.244	109	2	50.29	10.935	176	3	159.19	46.222
43	2	38.95	8.469	110	2	50.46	10.972	177	3	93.15	27.047
44	1	46.24	7.896	111	2	51.00	11.089	178	2	59.54	12.946
45	1	50.13	8.562	112	2	40.68	8.846	179	2	57.29	12.458
46	2	57.33	12.465	113	2	62.75	13.644	180	2	53.74	11.686
47	2	49.01	10.657	114	1	49.37	8.432	181	2	54.80	11.916
48	2	46.17	10.040	115	2	39.74	8.642	182	3	73.10	21.224
49	2	39.75	8.644	116	1	39.67	6.775	183	2	60.74	13.208
50	1	49.59	8.469	117	1	45.66	7.798	184	3	67.44	19.581
51	1	43.61	7.447	118	1	43.58	7.443	185	3	78.13	22.686
52	1	40.82	6.971	119	2	50.45	10.970	186	3	123.03	35.723
53	1	40.26	6.876	120	2	77.09	16.763	187	3	70.03	20.335
54	1	45.36	7.746	121	2	93.24	20.275	188	3	81.12	23.554
55	2	49.56	10.777	122	2	80.20	17.439	189	3	93.63	27.186
56	2	49.60	10.786	123	2	75.11	16.332	190	3	90.71	26.339
57	2	52.44	11.403	124	2	55.91	12.156	191	3	87.08	25.285
58	2	50.96	11.082	125	2	48.26	10.495	192	3	97.17	28.214
59	2	48.09	10.457	126	2	58.68	12.760	193	3	100.93	29.306
60	2	55.74	12.121	127	2	46.64	10.142	194	2	68.86	14.973
61	2	55.35	12.035	128	2	41.82	9.095	195	3	94.11	27.324
62	1	45.52	7.773	129	2	59.85	13.013	196	2	53.90	11.719
63	1	60.05	10.254	130	2	63.45	13.798	197	2	44.27	9.627
64	1	50.32	8.593	131	2	75.88	16.500	198	2	48.90	10.633
65	1	47.81	8.166	132	2	59.92	13.029	199	2	52.18	11.347
66	1	63.42	10.216	133	2	73.56	15.996	200	2	44.92	9.767
67	1	52.40	8.949	134	2	63.96	13.909				

### 3.3.3 Terzo livello

Per la stima del parametro di posizione della distribuzione TCEV si e' preferito far riferimento alla media campionaria  $\mu$  che presenta il noto vantaggio di essere facilmente determinabile a prescindere dagli altri livelli gerarchici del modello TCEV e consente quindi di aggiornare rapidamente i risultati ottenuti allorquando si rendessero disponibili ulteriori dati o nuove stazioni.

Al fine di poter trasferire l'intero modello probabilistico alle localita' prive di osservazioni, si sono dapprima ricercate eventuali relazioni che legassero la pioggia indice all'altimetria del sito di ubicazione dei pluviometri.

Le indagini, effettuate anche suddividendo le sottozone in ulteriori aree di estensione piu' limitata salvaguardando la contiguita' spaziale e l'omogeneita' morfologica delle aree, non ha condotto a risultati apprezzabili.

Sulla base dei risultati recentemente riportati da DELL'AERA ET AL., (1992), si e' ricercato un riscontro tra classificazione delle principali perturbazioni atmosferiche (SERRA, 1971) e le caratteristiche degli eventi di pioggia rilevati. I risultati preliminari ottenuti non hanno, tuttavia, fornito risultati significativi ai fini della modellazione al terzo livello anche se ulteriori analisi si ritengono comunque opportune per esaminare in maggior dettaglio questo aspetto.

Si e' quindi ripiegato sulla usuale metodologia che consiste nel valutare la pioggia indice nei siti non osservati sulla base di una superficie interpolante i valori di precipitazione media rilevati nelle 200 stazioni di base gia' utilizzate negli altri livelli di regionalizzazione. Questa superficie e' facilmente rappresentabile col tracciamento delle relative isoiete, individuate nella Figura 3.8 con una procedura automatica che utilizza i valori puntuali delle sole 200 stazioni con base dati piu' ampia.

### 3.4 Verifiche sulla regionalizzazione TCEV

L'intera procedura di stima dei parametri TCEV e' stata effettuata considerando le sole 200 stazioni con numerosita' campionaria  $N$  superiore a 40 valori massimi annui.

La disponibilita' delle ulteriori 111 stazioni con base dati ridotta, consente di condurre una verifica sulla terza fase di regionalizzazione, nonche', come sara' precisato nel seguito, sulla complessiva modellazione della distribuzione TCEV alle massime precipitazioni giornaliere della Sardegna.

Relativamente alla pioggia indice, per ciascuna delle 111 stazioni, sono stati generati 1000 campioni sintetici di numerosita' pari a quella osservata e con i valori dei parametri  $\Lambda^*$  e  $\theta^*$  indicati nella (3.2), di  $\Lambda_1$  forniti dalla (3.3) e di  $m$  stimati sulla superficie interpolante in base all'ubicazione delle stazioni. Nelle Figure (3.9) e (3.10) sono consegnati gli andamenti delle funzioni di ripartizione delle medie ed asimmetrie ottenute dai campioni generati ed osservate

Figura 3.7 - Ripartizione del territorio regionale in tre sub-aree omogenee.

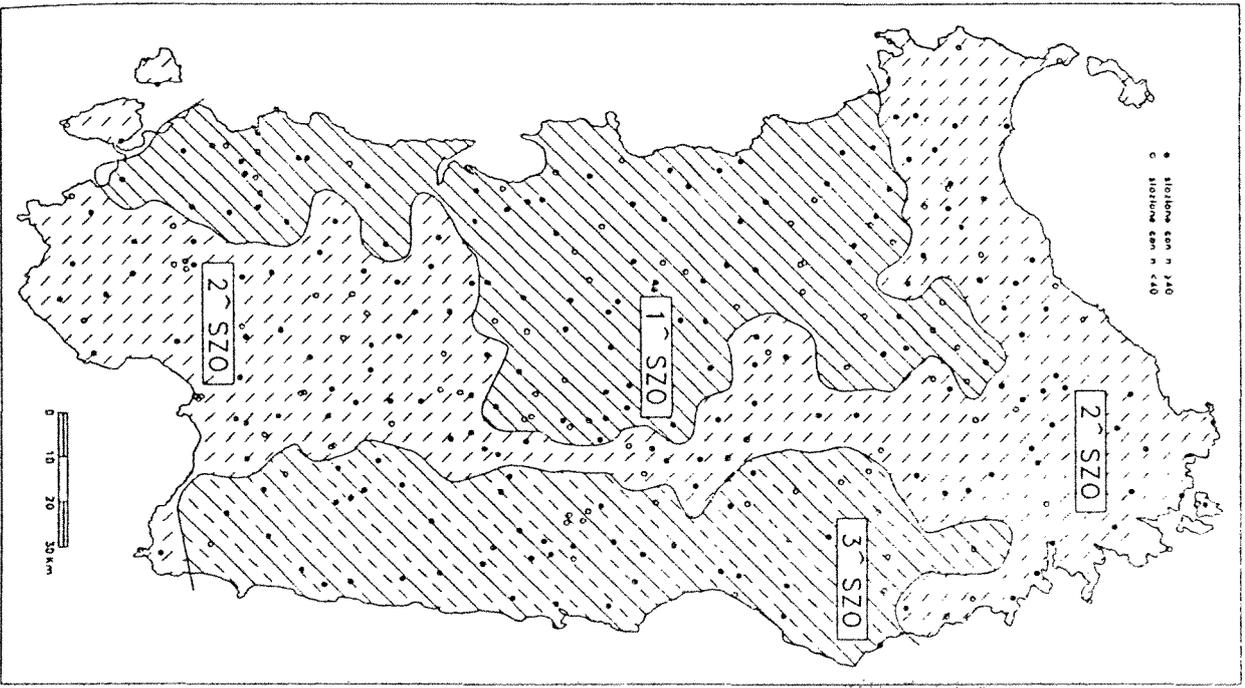
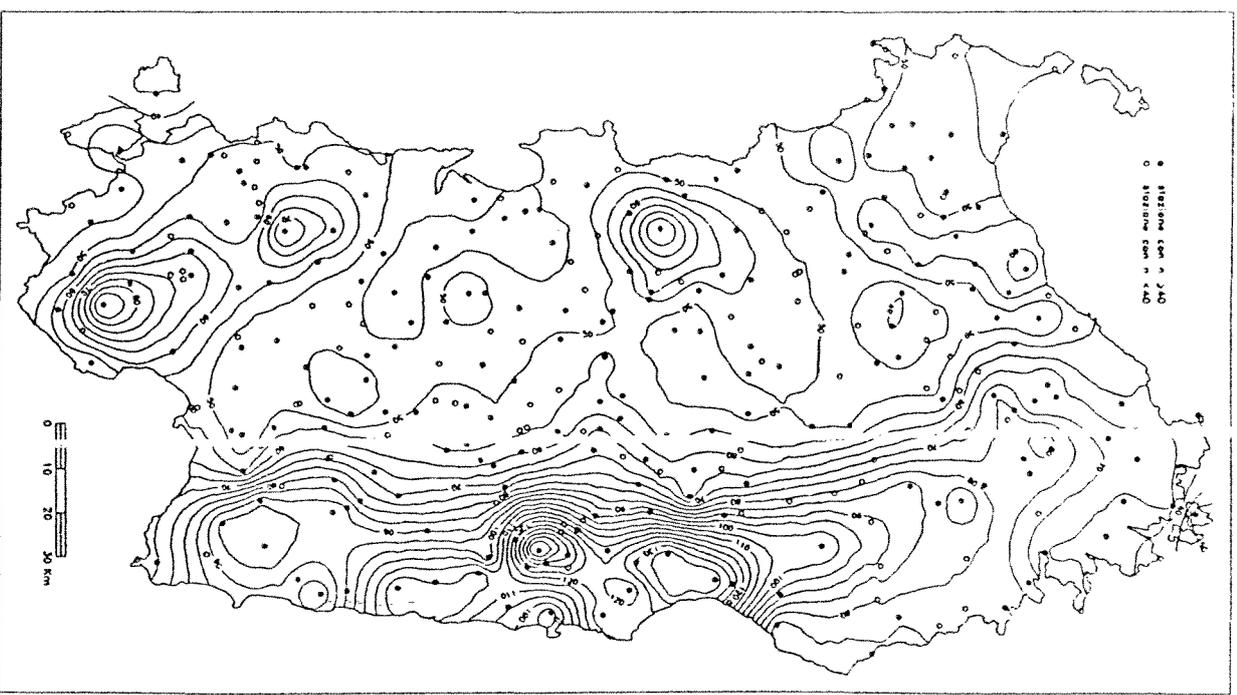


Figura 3.8 - Isopie della pioggia indice al ter. o livello di regionalizzazione.



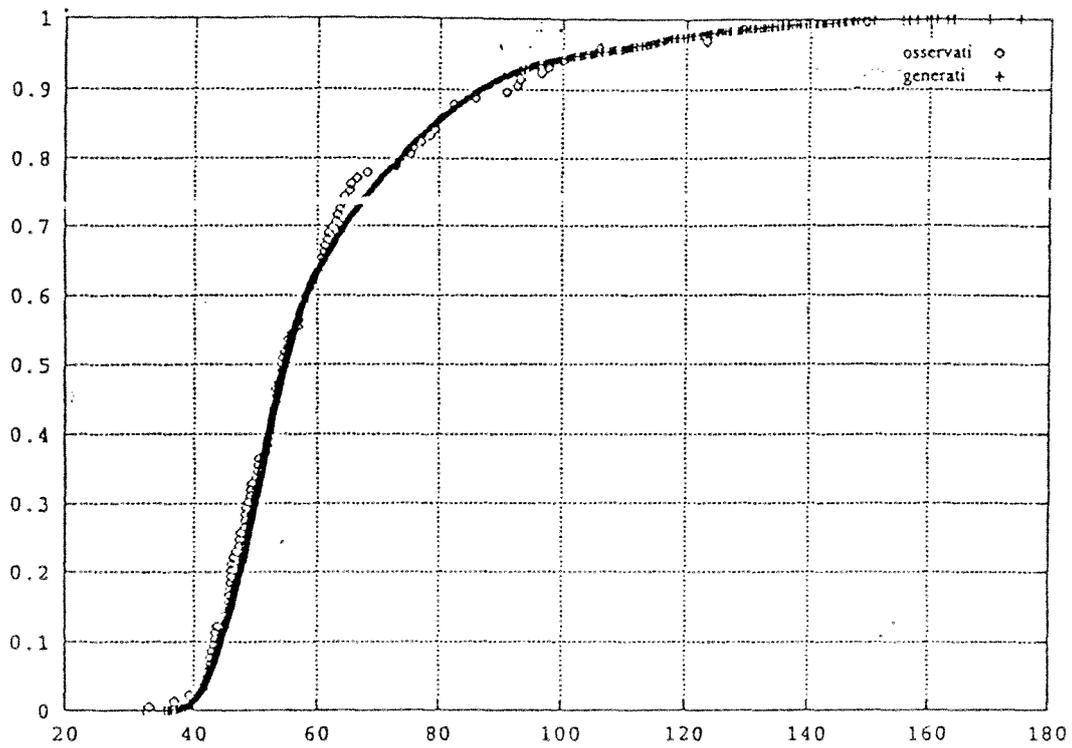


Figura 3.9 - Funzioni di ripartizione delle medie ottenute dai campioni osservati e generati.

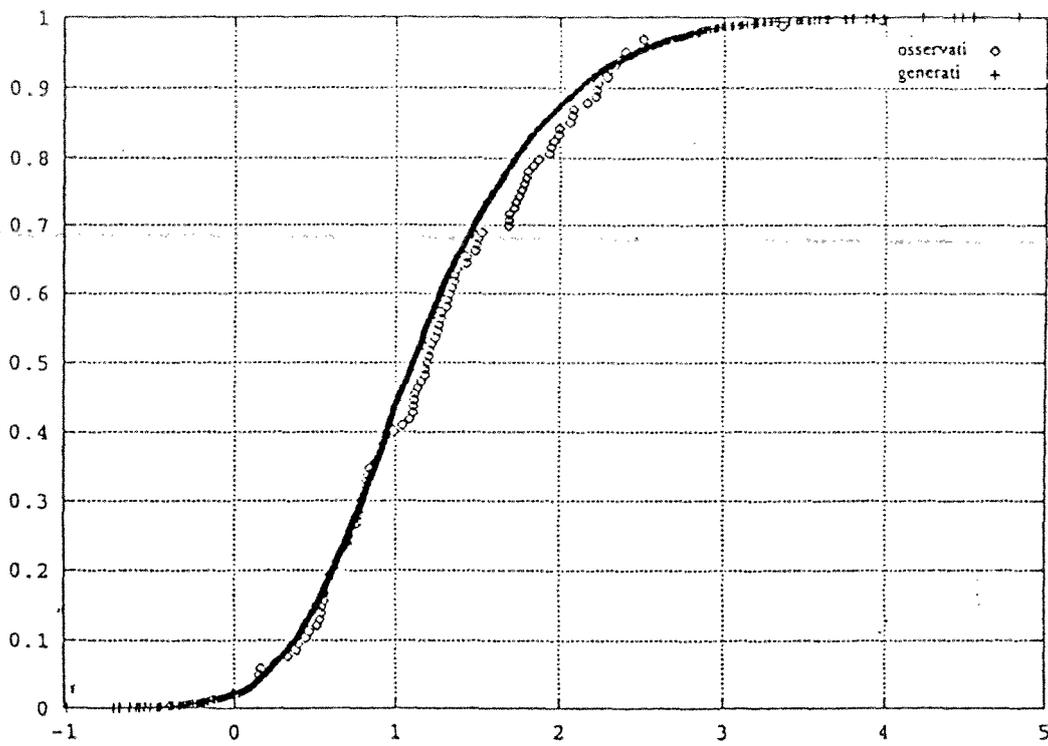


Figura 3.10 - Funzioni di ripartizione dei coefficienti di asimmetria ottenute dai campioni osservati e generati.

nelle 111 stazioni. A verifica della procedura di stima della pioggia indice, nelle Figure si riscontra il buon adattamento ai valori osservati in tutto il campo di probabilita'.

Nella Tabella seguente i valori delle medie e degli scarti dei valori osservati e generati della pioggia indice sono riportati separatamente per le tre sottozone.

statist.	sottozone	n.stazioni	medie		scarti	
			osservati	generati	osservati	generati
G	1^2^3^ SZO	111	1.252	1.171	0.742	0.695
CV	1^ SZO	40	0.351	0.337	0.078	0.079
	2^ SZO	53	0.430	0.429	0.134	0.097
	3^ SZO	18	0.545	0.575	0.116	0.114
$\mu$	1^ SZO	40	52.75	51.60	7.438	6.283
	2^ SZO	53	56.56	57.12	14.399	11.669
	3^ SZO	18	92.44	96.06	27.215	20.642

Nella medesima Tabella sono inoltre riportati i valori della media e scarto dei coefficienti di asimmetria e di variazione valutati dai campioni generati ed osservati nelle medesime 111 stazioni non utilizzate nella fase di stima. Si puo' rilevare che le differenze tra i valori osservati e quelli generati applicando il modello probabilistico risultano complessivamente accettabili e comunque non molto dissimili da quelle ottenute per le 200 stazioni di base.

### 3.5 Prime analisi comparative tra la modellazione delle piogge giornaliere e delle portate al colmo

Relativamente alla delimitazione territoriale delle SZO al secondo livello di regionalizzazione, e' da attendersi una sostanziale corrispondenza delle sottozone pluviometriche con quelle idrometriche, il che, come e' noto, equivale ad ammettere che in ciascuna sottozona si abbia un costante numero medio di eventi piovosi e di piena appartenenti alla componente di base. Inoltre e' ipotizzabile che il parametro  $\Lambda_1$  delle portate abbia un valore piu' contenuto del  $\Lambda_1$  delle piogge ed, inoltre, che il rapporto tra i due sia in qualche modo da porre in relazione alla capacita' di ritenzione idrica del bacino, come richiamato nel Rapporto Sicilia (CANNAROZZO ET AL., 1993).

Con una ulteriore approssimazione, seguendo quanto proposto in (VERSACE ET AL., 1989), si puo' inoltre ritenere che un bacino che ricada in piu' zone pluviometriche debba essere riportato ad una zona idrometrica caratterizzato dal valore piu' modesto di  $\Lambda_1$  ritenendo che eventi di pioggia che abbiano interessato solo una parte del bacino non possano dar luogo ad eventi di piena intensi nella sua sezione di chiusura totale.

Sulla base delle precedenti osservazioni e' possibile svolgere alcune considerazioni dal confronto della ubicazione delle SZO pluviometriche e dei bacini riportati nella Figura 3.11 nonche' sui criteri di attribuzione dei bacini non osservati. Si nota che i bacini totali sottesi dalle sezioni di misura del Cedrino (n.21), Bau e Mela (n.23), Gadoni (n.26), Villanovatulo (n.27), Monte Scrocca (n.28) Stanali (n.29) e Monte Acuto (n.30), attribuiti in (CAO ET AL.,

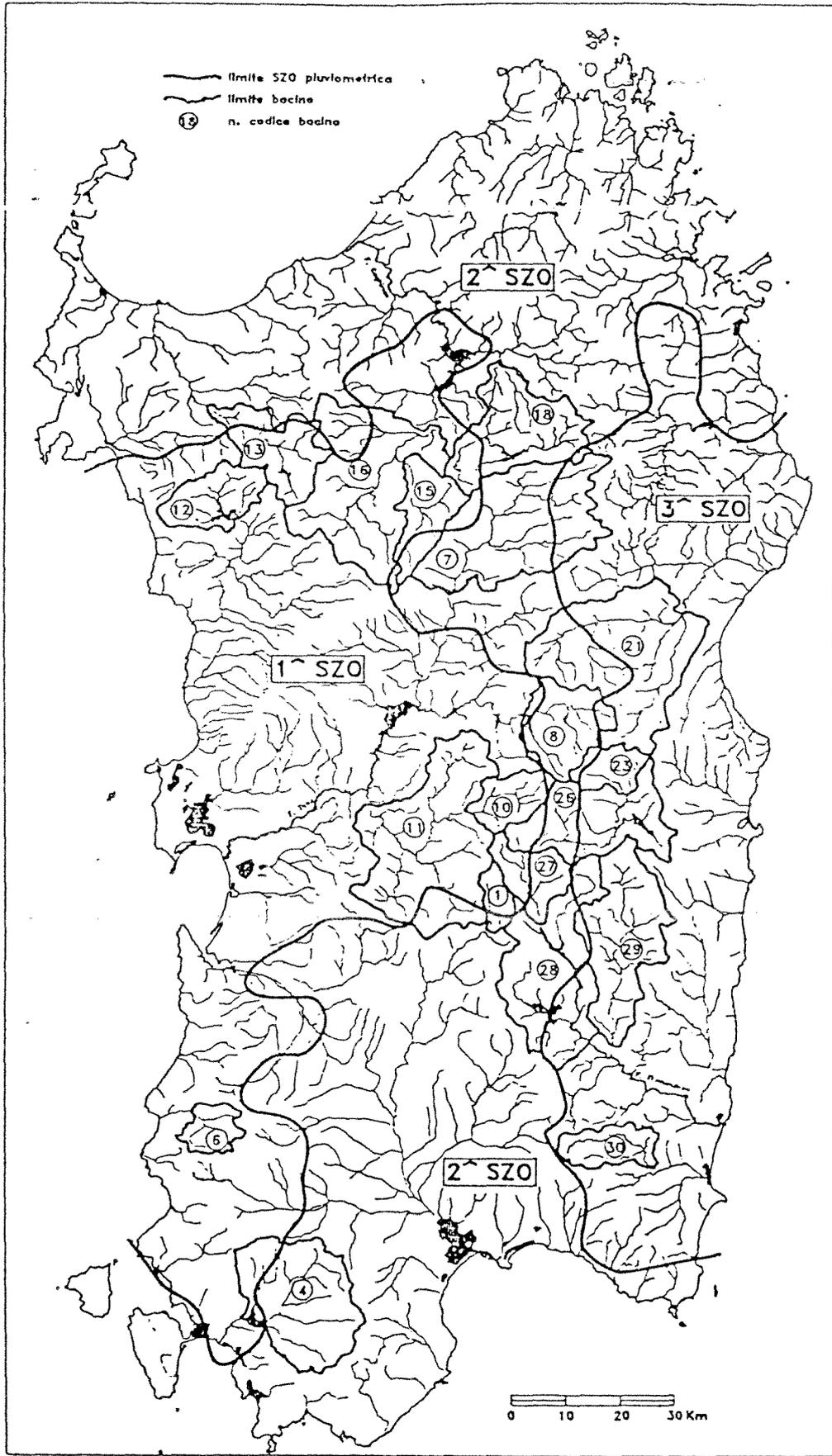


Figura 3.11 - Limiti delle sottozone omogenee pluviometriche e dei bacini osservati.

1989) al gruppo degli "orientali", ricadono tutti, almeno per una consistente quota di superficie, nella terza SZO pluviometrica precedentemente definita. I rimanenti bacini, attribuiti nel citato lavoro al gruppo degli "occidentali", ricadono esclusivamente nelle prime due sottozone pluviometriche, fatta eccezione per una modesta aliquota del bacino chiuso a Rifornitore Tirso (n.7) e Passerella Gavoi (n.8).

La mancanza di differenziazione nei riguardi della modellazione delle piene tra bacini ricadenti nelle prime due SZO pluviometriche, oltre che ai criteri di modellazione precedentemente richiamati, e' principalmente da attribuire alla esiguita' del numero di campioni disponibile. In proposito, sulla base di quanto riportato in (CAO ET AL., 1989) e' comunque possibile avere conferma della tendenza del coefficiente di variazione campionario ad assumere valori piu' elevati in quei bacini che ricadono almeno per una consistente aliquota nella seconda sottozona come, in particolare, per Rifornitore Tirso (n.7), Passerella Gavoi (n.8), M.Pranu (n.4) ed Is Acquas (n.1).

In relazione a quanto sopra richiamato, un ulteriore probabile effetto di compensazione sul parametro  $\Lambda_1$  deriva dalle caratteristiche dei suoli sulla base dei quali in (SALIS & SECHI, 1986), per ciascun bacino, e' stato valutato il valore medio del volume d'acqua  $F$  potenzialmente ritenibile nello strato agrario. Al riguardo si osserva che mentre i bacini orientali sono caratterizzati da un valore di  $F$  modesto e non molto differenziato da un bacino all'altro, tale valore ha un campo di variazione notevolmente piu' ampio per i bacini occidentali. Ulteriori analisi si ritengono comunque necessarie e sono tutt'ora in corso al riguardo.

Nell'applicazione del modello TCEV per la valutazione delle portate di piena nei bacini non osservati, in alternativa al criterio dato in (CAO ET AL., 1988), in prima approssimazione si puo' quindi ipotizzare di considerare "orientali" quelli che sono interessati per una significativa aliquota dalla terza sottozona pluviometrica mentre siano da considerare "occidentali" quelli che ricadono esclusivamente nelle prime due sottozone.

#### 4. BIBLIOGRAFIA

- ANDBERG M.R.: Cluster analysis for application. Academic Press, New York, 1973.
- ARNELL N.W., GABRIELE S.: "The Performance of Two-Component Extreme Value Distribution in Regional Flood Frequency Analysis", Water Resources Research, N.24, 1988.
- BERAN M., HOSKING J.R.M., ARNELL N.: "Comment on: Two-Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis, by F. Rossi, M. Fiorentino and P. Versace", Water Resources Research, N.22, 1986.
- CANNAROZZO M., D'ASARO M., FERRO V.: "Valutazione delle piene in Sicilia", Rapporto Regionale GNDCI, 1993.
- CAO C.: "A Contribution to Statistical Depth-Duration-Frequency analysis", Journal of Hydrology, 22, 1974.
- CAO C., PAZZAGLIA G., PUDDU P.: "Determinazione statistica delle curve di possibilita' pluviometrica: Applicazione alle piogge di durata inferiore alle 24 ore in Sardegna", Atti del Convegno Nazionale sull'Idrologia e la Sistemazione dei piccoli bacini, Roma, 1969.
- CAO C., PIGA E., SALIS M., SECHI G.M., SILVANO R.: "Studio dell'idrologia superficiale della Sardegna", Cassa per il Mezzogiorno - Regione Autonoma della Sardegna - Ente Autonomo del Flumendosa, Cagliari, 1980.
- CAO C., SECHI G.M., BECCIU G.: "Analisi regionale per la valutazione probabilistica delle piene in Sardegna", XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, L'Aquila, 1988.
- CAO C., PIGA E., SALIS M., SECHI G.M.: "Valutazione delle piene in Sardegna", Rapporto Regionale GNDCI, Cagliari, 1991.
- COPERTINO V., FIORENTINO M.: "Analisi regionale dei massimi annuali delle precipitazioni giornaliere della Puglia settentrionale", Rapporto 1988 GNDCI - Linea 1, Roma, 1988
- DELL'AERA M., GABRIELE S. E VILLANI P.: A Conceptual geostatistical approach to the mean of the maximum annual daily rainfall estimation. Proc. of 6 th Int. Symp. on Stochastic Hydraulics, Taipei, R.O.C., 1992.
- DEIDDA R., PIGA E., SECHI G.M.: "Studio Regionale delle massime precipitazioni giornaliere in Sardegna", Quaderni di Ricerca S.I.T., n.9, Cagliari, 1993.
- FIORENTINO M., GABRIELE S.: "Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprieta' statistiche degli stimatori", Geodata, n.25, 1985
- FIORENTINO M., GABRIELE S., ROSSI F., VERSACE P.: "Hierarchical Approach for Regional Flood Frequency Analysis", Proceedings of the International Symposium on Flood Frequency and Risk Analyses, V.P.Singh ed., Baton Rouge, 1986.
- LAZZARI E.: "Studio probabilistico delle piene con particolare riferimento ai corsi d'acqua della Sardegna", L'Energia Elettrica, Vol. XLIV, n.4, 1967.

- LAZZARI E.: "Predetermination des crues par etude statistique", Societe Hydrotechnique de France, Xemes Journees de l'Hydraulique, Paris, 1968.
- PIGA E., LIGUORI G.: "Il regime delle piogge intense in Sardegna - Raccolta di dati". Atti della Facolta' d'Ingegneria, Vol. 27, 1985.
- ROSSI F., FIORENTINO M., VERSACE P.: "Two-Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis", Water Resources Research, n.20, 1984.
- SALIS M., SECHI G. M.: "Metodi di valutazione delle portate di piena con riferimento alla Sardegna", Atti della Facolta' di Ingegneria di Cagliari, Vol.26, 1986.
- SERRA A.: Atlante della Sardegna, La Zattera, Cagliari, 1971.
- VERSACE P., FERRARI E., GABRIELE S. E ROSSI F.: "Valutazione delle piene della Calabria". CNR-IRPI, Geodata, Cosenza, 1989.