# 12. SINTESI DEL RAPPORTO REGIONALE SARDEGNA

## 12.1 Premessa

In questa breve nota vengono sintetizzati i risultati salienti del Progetto VAPI per la stima delle portate di assegnato tempo di ritorno, per qualsiasi sezione del reticolo idrografico dei corsi d'acqua della Sardegna.

La sintesi è stata articolata con riferimento a:

- indagini effettuate nella modellazione dei dati pluviometrici ed idrometrici della regione, contenute nel Rapporto Regionale pubblicato, *Valutazione delle Piene in Sardegna* [Cao et al., 1991];
- indagini derivate da analisi e materiali prodotti in data successiva [Deidda et al., 1993; Deidda e Piga, 1996; Deidda et al., 1997], che costituiscono la base per l'aggiornamento del Rapporto stesso, che sarà oggetto di successive attività di ricerca dell'U.O. 1.7 del GNDCI, presso l'Università di Cagliari.

La presentazione sintetica dei risultati, che si riporta nel seguito, fornisce unicamente le indicazioni essenziali all'applicazione delle procedure proposte.

## 12.2 Base dati utilizzata

### *12.2.1 Pluviometria*

L'applicazione del modello probabilistico TCEV alle **piogge giornaliere** massime annue è stata basata sui dati di 200 stazioni pluviometriche con almeno 40 anni di osservazioni nel periodo 1922-80. A scopo di verifica, sono state inoltre utilizzate altre 111 stazioni con un numero di anni osservati compreso tra 15 e 39. Entrambi i due gruppi di apparecchi sono distribuiti in modo abbastanza uniforme sul territorio regionale, come si evince dalla Figura 12.1.

Le elaborazioni relative agli **eventi brevi ed intensi** sono state condotte su di una base dati costituita dalle massime piogge annue di durata pari a 30, 45 e 60 minuti e 3, 6, 12 e 24 ore, rilevate nel periodo 1929-82 in 46 stazioni pluviografiche (Figura 12.2) con almeno 17 anni di osservazioni.

Le osservazioni sopraindicate sono state in parte estratte dagli Annali Idrologici del Compartimento di Cagliari del SIMN e, in parte, digitalizzate direttamente dai diagrammi pluviografici, messi a disposizione dallo stesso compartimento. I dati osservati sono stati sottoposti a verifica controllando in ogni stazione la congruenza tra l'altezza di pioggia giornaliera e quella di 24 ore e, più in particolare, tra altezze di pioggia di differente durata.

### *12.2.2 Idrometria*

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 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. Dal complesso delle osservazioni disponibili sono state scartate, in quanto ritenute non attendibili, quelle nelle quali la portata al colmo coincideva con la portata media giornaliera. Le stazioni sono state suddivise in due gruppi: 12 stazioni riguardano i bacini del versante occidentale dell'isola, le altre 7 quelli del versante orientale.

## 12.3 Leggi di variazione dei coefficienti di crescita con il periodo di ritorno

### *12.3.1 Pluviometria*

#### 12.3.1.1 Piogge giornaliere

Al primo livello di regionalizzazione è stata verificata ed accolta l'ipotesi che tutto il territorio regionale ricada in una unica Zona Omogenea, caratterizzata dalla costanza in tutti i punti del territorio del coefficiente d'asimmetria e dei parametri di modello $\Lambda_*$ e $\theta_*$. Le loro stime, effettuate col metodo di massima verosimiglianza (MV), sono risultate :

$$\Lambda_* = 0.5717 \; ; \quad \theta_* = 2.207 \tag{12.1a}$$

Le verifiche di questa ipotesi sono state condotte generando, per ogni serie osservata, 1000 serie sintetiche di pari numerosità, costruendo da questi dati la curva di ripartizione teorica del coefficiente d'asimmetria campionario, determinando la probabilità di non superamento relativa al valore del coefficiente d'asimmetria osservato e verificando infine l'uniformità della distribuzione delle 200 probabilità di non superamento ottenute per le 200 stazioni. L'analisi è stata supportata dal confronto visivo tra la distribuzione empirica dei 200 valori di asimmetria osservati e la distribuzione di riferimento, costituita dai 200000 valori calcolati delle generazioni.

Al secondo livello di regionalizzazione è stata riconosciuta la necessità di ripartire il territorio in tre sottozone omogenee (SZO), ognuna caratterizzata dalla costanza del coefficiente di variazione e del parametro $\Lambda_1$. L'aggregazione delle stazioni in gruppi omogenei è stata condotta con tecniche di cluster analysis. La stima dei parametri è stata condotta dapprima col metodo di massima verosimiglianza ed è stata in seguito affinata variando iterativamente i valori dei parametri sino ad ottenere nelle serie generate sinteticamente gli stessi coefficienti di variazione (CV) osservati in media in ciascuna SZO. Per la verifica di queste stime è stato adottato un procedimento analogo a quello impiegato al primo livello di regionalizzazione. La delimitazione territoriale delle SZO è stata effettuata utilizzando anche i dati delle 111 stazioni con minor numero di osservazioni, le quali sono state attribuite ai tre gruppi mediante tecniche di analisi discriminante, ed è semplicemente basata sull'aggregazione dei topoieti delle stazioni appartenenti ad una medesima SZO. La spezzata costituita dai lati di confine, che separano topoieti appartenenti a diverse SZO, è stata regolarizzata con una spline function.

I valori del parametro $\Lambda_1$ nelle tre SZO sono risultati:

$$\begin{array}{ll} 1^a \text{ SZO} & \Lambda_1 = 74.50 \\ 2^a \text{ SZO} & \Lambda_1 = 21.20 \\ 3^a \text{ SZO} & \Lambda_1 = 6.68 \end{array} \tag{12.1b}$$

mentre la delimitazione geografica delle tre sottozone è riportata nella Figura 12.2.

Fissati i parametri di forma e di scala della distribuzione di probabilità cumulata (DPC) all'interno di ciascuna SZO previamente identificata, resta univocamente determinata la relazione fra periodo di ritorno T e valore del coefficiente di crescita $K_T$, definito dal rapporto fra la precipitazione di assegnato tempo di ritorno e la pioggia indice:

$$T = \frac{1}{1 - F_K(k)} = \frac{1}{1 - \exp\left(-\Lambda_1 e^{-\eta k} - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\theta_*} e^{-\eta k/\theta_*}\right)} \qquad (12.2)$$

Nella Tabella 12.1 sono riportati in sintesi i parametri dell'equazione (12.2) ottenuti per le differenti SZO della Sardegna:

| | | | |
|---|---|---|---|
| Piogge giornaliere | SZO 1 | $\Lambda_1$ = 74.50 | $\eta$= 5.856 |
| $\theta_*$ = 2.207 | SZO 2 | $\Lambda_1$ = 21.20 | $\eta$= 4.599 |
| $\Lambda_*$ = 0.5717 | SZO 3 | $\Lambda_1$ = 6.68 | $\eta$= 3.444 |

Tab. 12.1: Parametri della distribuzione di probabilità dei massimi annuali delle piogge giornaliere in Sardegna

Più utile dal punto di vista pratico è la forma inversa della (12.2) per cui, fissato un valore T del periodo di ritorno, si ricava il corrispondente valore del coefficiente di crescita $K_T$. Per la distribuzione TCEV tale relazione non è analiticamente ottenibile. Si riportano di seguito, nella Tab. 12.2, i valori di $K_T$ ottenuti numericamente dalla (12.2) per alcuni valori del periodo di ritorno.

| T (anni) | 2 | 5 | 10 | 20 | 25 | 40 | 50 | 100 | 200 | 500 | 1000 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $K_T$ (SZO1) | 0.92 | 1.21 | 1.44 | 1.68 | 1.76 | 1.93 | 2.01 | 2.26 | 2.52 | 2.87 | 3.13 |
| $K_T$ (SZO2) | 0.90 | 1.27 | 1.56 | 1.86 | 1.96 | 2.18 | 2.28 | 2.61 | 2.94 | 3.38 | 3.71 |
| $K_T$ (SZO3) | 0.86 | 1.36 | 1.74 | 2.15 | 2.28 | 2.57 | 2.71 | 3.15 | 3.59 | 4.18 | 4.62 |

Tab. 12.2: valori teorici del coefficiente probabilistico di crescita $K_T$ per le piogge giornaliere in Sardegna, per alcuni valori del periodo di ritorno T.

Allo scopo di semplificare l'applicazione del modello, sono state ricavate tre espressioni esplicite di $K_T$ in funzione del logaritmo decimale del tempo di ritorno T dell'evento, espresso in anni. Dette relazioni, valide per tempi di ritorno compresi tra 2 e 1000 anni, risultano:

$$1° \text{ SZO } K_T = 0.69319 + 0.72015 \text{ Log T} + 3.1364\ 10^{-2} (\text{LogT})^2 \qquad (12.3a)$$

$$2° \text{ SZO } K_T = 0.60937 + 0.91699 \text{ Log T} + 3.9932\ 10^{-2} (\text{LogT})^2 \qquad (12.3b)$$

$$3° \text{ SZO } K_T = 0.47839 + 1.2245 \text{ Log T} + 5.3321\ 10^{-2} (\text{LogT})^2 \qquad (12.3c)$$

12.3.1.2 Piogge brevi ed intense

Nell'analisi delle piogge brevi ed intense sono state adottate al primo ed al secondo livello di regionalizzazione le medesime procedure di stima dei parametri e di verifica dei valori ottenuti, già impiegate per le piogge giornaliere.

In particolare, è stata verificata ed accolta per tutte le durate l'esistenza di una sola ZO al primo livello di regionalizzazione e la ripartizione del territorio in tre SZO al secondo livello di regionalizzazione.

Per quanto riguarda i parametri $\Lambda_*$, $\theta_*$ e $\Lambda_1$, l'indagine ha evidenziato una stretta dipendenza dei loro valori dalla durata dell'evento. I valori di $\Lambda_*$ e $\theta_*$ forniti dall'algoritmo di MV sono stati regolarizzati al variare della durata, come indicato nella tabella 12.3 di seguito riportata:

| durata | $\Lambda_*$ | $\theta_*$ | $\Lambda_1$ | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1ª SZO | 2ª SZO | 3ª SZO |
| 30' | 0.5717 | 1.402 | 12.88 | 11.78 | 10.35 |
| 45' | 0.5717 | 1.805 | 17.80 | 15.11 | 13.20 |
| 60' | 0.5717 | 2.207 | 26.55 | 20.85 | 16.55 |
| 3 ore | 0.5717 | 2.207 | 31.06 | 27.40 | 15.31 |
| 6 ore | 0.5717 | 2.207 | 47.39 | 29.16 | 12.94 |
| 12 ore | 0.5717 | 2.207 | 45.85 | 31.57 | 10.17 |
| 24 ore | 0.5717 | 2.207 | 56.29 | 27.12 | 8.07 |

Tab. 12.3: parametri statistici dei massimi annuali delle altezze di pioggia di diversa durata

Anche per le piogge brevi ed intense sono state ricavate delle espressioni approssimate di $K_T$, funzione della durata de del tempo di ritorno T. Per ottenere queste espressioni, sono stati calcolati in ciascuna delle tre SZO e per tempi di ritorno da 2 a 1000 anni i valori di $K_T$ corrispondenti alle durate da 0.5 a 24 ore. Mentre per tempi di ritorno sino a 10 anni l'andamento di $K_T$ al variare della durata d risulta adeguatamente interpretato in tutto il campo da un'unica espressione monomia del tipo:

$$K_T = a_1\, d^{n_1} \tag{12.4}$$

dove i coefficienti $a_1$ ed $n_1$ dipendono dal tempo di ritorno T, al crescere di questa grandezza l'andamento presenta un ginocchio sempre più marcato in corrispondenza alla durata di 1 ora, dovuto ad un analogo andamento riscontrato nelle statistiche di ordine superiore, che ha imposto l'adozione di due differenti espressioni monomie valide rispettivamente per durate inferiori e superiori ad 1 ora:

$$K_T = a_2'\, d^{n_2'} \quad \text{per} \quad d <= 1 \text{ ora} \tag{12.5a}$$

$$K_T = a_2''\, d^{n_2''} \quad \text{per} \quad d >= 1 \text{ ora} \tag{12.5b}$$

Ovviamente, i valori dei coefficienti $a_2'$ e $a_2''$, che rappresentano entrambi la stima della pioggia oraria, debbono risultare uguali tra loro.

In particolare, i coefficienti $a_1$ e $n_1$ dell'espressione monomia relativa a tempi di ritorno non superiori a 10 anni risultano:

1° SZO $a_1 = 0.66105 + 0.85994 \text{ Log } T$ ; $n_1 = -0.13558\ 10^{-3} - 0.13660\ 10^{-1} \text{ Log } T$ (12.6a)

2° SZO $a_1 = 0.64767 + 0.89360 \text{ Log } T$ ; $n_1 = -0.60189\ 10^{-2} + 0.32950\ 10^{-3} \text{ Log } T$ (12.6b)

3° SZO $a_1 = 0.62408 + 0.95234 \text{ Log } T$ ; $n_1 = -0.25392\ 10^{-1} + 0.47188\ 10^{-1} \text{ Log } T$ (12.6c)

mentre, per tempi di ritorno da 10 a 1000 anni, i coefficienti delle due espressioni monomie valgono:

1° SZO (12.7a)

$a_2' = a_2'' = 0.46378 + 1.0386$ Log T;

$n_2' = -0.18449 + 0.23032$ Log T - $0.33330\ 10^{-1}$ (Log T)$^2$;

$n_2'' = -0.10563\ 10^{-1} -0.79034\ 10^{-2}$ Log T ;

2° SZO (12.7b)

$a_2' = a_2'' = 0.44182 + 1.0817$ Log T;

$n_2' = -0.18676 + 0.24310$ Log T - $0.35453\ 10^{-1}$ (Log T)$^2$;

$n_2'' = -0.56593\ 10^{-2} - 0.40872\ 10^{-2}$ Log T ;

3° SZO (12.7c)

$a_2' = a_2'' = 0.41273 + 1.1370$ Log T;

$n_2' = -0.19055 + 0.25937$ Log T - $0.38160\ 10^{-1}$ (Log T)$^2$;

$n_2'' = 0.15878\ 10^{-1} + 0.76250\ 10^{-2}$ Log T ;

### *12.3.2 Idrometria: portate istantanee al colmo di piena*

#### 12.3.2.1 Premesse

Le analisi svolte nell'ambito del GNDCI hanno preso in considerazione la modellazione probabilistica delle portate al colmo in Sardegna aggiornando il modello basato sulla distribuzione Lognormale, già da tempo disponibile per la regione, predisponendo il modello basato sulla distribuzione TCEV ed effettuando un confronto fra le loro capacita' interpretative. Di seguito vengono forniti gli elementi essenziali per la utilizzazione dei due modelli per la previsione delle portate al colmo nei corsi d'acqua della Sardegna.

#### 12.3.2.2 Modello Lognormale

Adottando la variabile trasformata $y = \ln x$ della portata di piena al colmo $x$, si può assumere che la variabile ridotta $u = (y - m_y)/s_y$ sia distribuita secondo la normale standard.

Sulla base dei test di omogeneità si possono utilizzare le seguenti stime dei valori delle varianze per i bacini occidentali ed orientali:

Bacini occidentali $\hat{s}_y^2 = 0.6646$ (12.8a)

Bacini orientali $\hat{s}_y^2 = 1.0454$ (12.8b)

La valutazione della portata al colmo con assegnato tempo di ritorno può essere effettuata sulla base della semplice attribuzione del bacino al versante orientale o occidentale dell'isola dalla quale dipende, come sarà' illustrato più avanti, il valore della piena indice.

Si osserva tuttavia che le analisi effettuate per i bacini occidentali hanno portato a scartare i dati del bacino del Temo che presentano una media decisamente più elevata, in relazione alla superficie sottesa, rispetto a quella degli altri bacini.

#### 12.3.2.3 Modello TCEV

I risultati ottenuti dall'applicazione del metodo di regionalizzazione basato sulla distribuzione TCEV sono riportati di seguito con l'avvertenza che anche in tale modello non sono stati considerate le osservazioni relative al Temo.

Per quanto concerne il primo livello di analisi regionale, si è ritenuto coerente allo spirito del metodo non operare alcuna differenziazione territoriale, nonostante la tendenza dell'asimmetria ad assumere valori mediamente più elevati per i bacini orientali ed il valore molto basso che si ha per il Mannu di P.to Torres. Si sono pertanto ottenute le seguenti stime dei parametri $\Lambda_*$ e $\theta_*$ di modello:

$$\Lambda_* = 0.3938 \; ; \qquad \theta_* = 5.887$$

che caratterizzano l'intero territorio dell'isola.

Al secondo livello di regionalizzazione, le stazioni sono state differenziate in relazione al versante di appartenenza, conformemente alla suddivisione precedentemente effettuata per il modello Lognormale ed alle indicazioni ottenute dalle stime preliminari di $\Lambda_1$ per ciascuna stazione. Le stime dei valori di MV del parametro per i due versanti risultano:

$$\text{Bacini occidentali } \Lambda_1 = 6.286 \tag{12.9a}$$

$$\text{Bacini orientali } \Lambda_1 = 4.571 \tag{12.9b}$$

Pertanto, in sintesi, i parametri ottenuti per la Sardegna sono riportati in Tab. 12.4.

| | | | |
|---|---|---|---|
| $\theta_* = 5.8866$ | Bacini occidentali | $\Lambda_1 = 6.286$ | $\eta = 4.377$ |
| $\Lambda_* = 0.3938$ | Bacini orientali. | $\Lambda_1 = 4.571$ | $\eta = 4.058$ |

Tab. 12.4: Parametri della distribuzione di probabilità dei massimi annuali delle portate in Sardegna

Si riportano di seguito, nella Tab. 12.5, i valori di $K_T$ ottenuti numericamente dalla (12.2) per alcuni valori del periodo di ritorno.

| T (anni) | 2 | 5 | 10 | 20 | 25 | 40 | 50 | 100 | 200 | 500 | 1000 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $K_T$ (Bac. Occ.) | 0.65 | 1.31 | 2.20 | 3.16 | 3.47 | 4.11 | 4.41 | 5.35 | 6.29 | 7.52 | 8.46 |
| $K_T$ (Bac. Orien.) | 0.63 | 1.34 | 2.29 | 3.33 | 3.66 | 4.36 | 4.68 | 5.70 | 6.71 | 8.04 | 9.04 |

Tab. 12.5: valori teorici del coefficiente probabilistico di crescita $K_T$ per le portate in Sardegna, per alcuni valori del periodo di ritorno T.

Nelle pratiche approssimazioni, per periodi di ritorno adeguatamente elevati, è possibile anche fare riferimento ad una espressione semplificata del tipo:

$$K_T = \left( \frac{\theta_* \operatorname{Ln} \Lambda_*}{\eta} + \frac{\operatorname{Ln} \Lambda_1}{\eta} \right) + \frac{\theta_*}{\eta} \operatorname{Ln} T \qquad (12.10)$$

che, dati i valori assunti dai parametri della distribuzione TCEV in Sardegna, diventa:

(Bacini Occidentali) $K_T = -0.833 + 1.345 \operatorname{Ln} T$ (12.11a)

(Bacini Orientali) $K_T = -0.977 + 1.451 \operatorname{Ln} T$ (12.11b)

Tali espressioni comportano, per valori del periodo di ritorno superiori a 5 anni, un errore di stima sempre inferiore al 3 %.

## 12.4 Stima del valore medio

### *12.4.1 Leggi di probabilità pluviometriche*

Al terzo livello di regionalizzazione, viene presa in considerazione come pioggia indice la media del massimo annuale dell'altezza di precipitazione giornaliera $m[h_g]$. Per definire la distribuzione sul territorio della pioggia indice sono stati formulati tre differenti modelli di trasposizione e sono state confrontate le relative prestazioni:

- il primo modello è basato sulla mappatura spaziale della grandezza di interesse, attraverso tecniche di Kriging;
- il secondo è fondato sull'identificazione di aree omogenee caratterizzate da correlazioni lineari tra il logaritmo della pioggia indice e la quota sul mare della stazione;
- il terzo è basato sull'applicazione di modelli neurali.

La taratura dei tre modelli è stata effettuata utilizzando le osservazioni delle 200 stazioni con base dati più estesa, mentre la loro verifica è stata condotta raffrontando i risultati con le osservazioni delle 111 stazioni con minor numero di dati, non impiegate nel processo di taratura.

Le indagini hanno evidenziato la miglior capacità interpretativa del modello basato sulle tecniche di Kriging. Per facilitare l'impiego del modello, sono stati preliminarmente stimati i valori di $m[h_g]$ in corrispondenza ai nodi di un reticolo di 1 km di lato, ricoprente l'intero territorio regionale. Il valore della pioggia indice in qualunque punto del territorio può essere facilmente stimato mediante interpolazione lineare tra i valori nei quattro nodi circostanti. Una sintesi cartografica delle elaborazioni effettuate è mostrata in Figura 12.1.

Per le piogge brevi ed intense, il legame tra la pioggia indice m[h(d)] e la durata d è risultato ben descritto in tutti i siti considerati da una espressione monomia analoga a quella impiegata per rappresentare le curve di crescita:

$$m[h(d)] = a_o \, d^{n_o} \qquad (12.12)$$

Per trasferire i valori di $a_o$ ed $n_o$ a siti non osservati, dopo aver esplorato alcune ipotesi alternative basate su correlazioni con i parametri morfologici e sull'impiego di superfici interpolari, risultate non praticabili per l'esiguo numero di stazioni osservate, si è prescelto di ricercare delle relazioni generali con l'altezza di pioggia giornaliera media, che è facilmente calcolabile in tutti i punti del territorio.

Le relazioni ritrovate risultano:

$$a_o = m[h_g] / (0.886\ 24^{\,n_o}) \qquad (12.13a)$$

$$n_o = -0.493 + 0.476 \text{ Log } m[h_g] \qquad (12.13b)$$

### *12.4.2 Piena media annua*

12.4.2.1 Portata al colmo di piena istantanea: modelli empirici

**Modello Lognormale**: per la valutazione del valor medio del logaritmo delle portate al colmo di piena, si possono utilizzare le stime fornite dalle seguenti espressioni, sempre con riferimento ai bacini occidentali ed orientali:

$$\text{Bacini occidentali} \quad \hat{m}_y = \ln \hat{x}_m = -0.6547 + 0.9104 \ln S \qquad (12.14a)$$

$$\text{Bacini orientali} \quad \hat{m}_y = \ln \hat{x}_m = 1.534 + 0.6388 \ln S \qquad (12.14b)$$

nelle quali $S$ e' espressa in $(km^2)$ ed $x_m$ in $(m^3/s)$. Quest'ultimo rappresenta, evidentemente l'anti-trasformata della media $m_y$.

Si ricorda, comunque, che le analisi effettuate per i bacini occidentali hanno portato a scartare i dati del bacino del Temo che presentano una media decisamente più elevata, in relazione alla superficie sottesa, rispetto a quella degli altri bacini.

**Modello TCEV**: per quanto riguarda infine il terzo livello di analisi delle piene, nella struttura gerarchica del modello TCEV, si è fatto riferimento all'analisi del parametro modale $\varepsilon_1$ della distribuzione TCEV. Il legame teorico tra questo parametro e la piena media annua $\mu_x$ è:

$$\mu_x = \frac{e_1}{Ln(\Lambda_1)} h \qquad (12.15)$$

La stima di $\varepsilon_1$ avviene attraverso l'espressione

$$e_1 = q_1 \ln l_1 \qquad (12.16)$$

in cui i parametri $\theta_1$ e $\Lambda_1$ sono stimati MV: il primo dalla singola serie, il secondo regionalmente, attraverso i valori in Tab. 12.4.

I valori stimati nelle singole stazioni idrometriche sono stati regolarizzati in funzione della superficie del bacino $S$ in modo analogo a quanto fatto per le medie nel modello precedente ottenendo le seguenti relazioni:

$$\text{Bacini occidentali} \quad \ln e_1 = -1.1954 + 0.9235 \ln S \qquad (12.17a)$$

$$\text{Bacini orientali} \quad \ln e_1 = 0.9882 + 0.6452 \ln S \qquad (12.17b)$$

Si può osservare come queste ultime relazioni per stimare il parametro locale siano pressoché parallele a quelle utilizzate nel modello Lognormale e, pertanto, il rapporto $e_1 / x_m$ risulta approssimativamente costante per tutti i bacini di un medesimo versante. Questo fatto si giustifica con la considerazione preliminare che la media $m_x$ risulta poco dissimile in ambedue le distribuzioni che interpretano correttamente le variabili campionarie. Inoltre

$e_1 / m_x$ dipende solo dai parametri $l^*, q^*$ e $l_1$ per la TCEV , costanti nella sottozona, mentre per la Lognormale il rapporto $x_m / m_x$ dipende solo dalla varianza $s_y^2$ pure costante nelle medesime sottozone.

La stretta interdipendenza tra la stima del parametro locale nei due modelli indica, comunque, che il grado di approssimazione nella stima del parametro per le stazioni non osservate e' dello stesso ordine di grandezza per ambedue gli approcci modellistici quando si usano le relazioni precedenti .

#### 12.4.2.2 Portata al colmo di piena giornaliera

E' da osservare che una ben più consistente base dati si ha a disposizione allorquando si possono prendere in esame le portate massime giornaliere $Q_g$, pubblicate negli Annali Idrografici.

Relativamente ai bacini sardi e' stato possibile individuare la seguente relazione regressiva tra le medie delle massime portate al colmo e le massime giornaliere:

$$m(Q_c) = 3.02\ m(Q_g)^{0.9684}\ S^{-0.0316} \qquad (12.18)$$

caratterizzata da un coefficiente di correlazione lineare di 0.965. Nell'ambito dei modelli regionali, questa relazione consente di effettuare la stima della piena indice con maggiore accuratezza per le stazioni delle quali si dispongano perlomeno delle serie giornaliere, rispetto al valore ottenibile sulla base delle sole caratteristiche di ubicazione e superficie del bacino sotteso.

## Riferimenti bibliografici

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, 1998.

Cao C., Piga E., Salis M. , Sechi G.M., *Valutazione delle Piene in Sardegna*, Rapporto Regionale GNDCI, Pubbl. N. 1418, Graphical Loddo & C., Cagliari, 1991.

Deidda R., Piga E., Sechi G., *Studio regionale delle massime precipitazioni giornaliere in Sardegna.* D.I.T., Quaderni di ricerca, n. 9, Cagliari, 1993.

Deidda R., Piga E., *Studio regionale delle piogge brevi ed intense in Sardegna.* D.I.T., Quaderni di ricerca, n.11, Cagliari, 1996.

Deidda R., Piga E., Sechi G., *Confronto tra alcuni modelli regionali per la valutazione della pioggia indice.* D.I.T., Quaderni di ricerca, n. 13, Cagliari, 1997.