COMMITTENTE

RFI
RETE FERROVIARIA ITALIANA
GRUPPO FERROVIE DELLO STATO ITALIANE

PROGETTAZIONE:

ITALFERR
GRUPPO FERROVIE DELLO STATO ITALIANE

DIREZIONE TECNICA

U.O. CORPO STRADALE E GEOTECNICA

PROGETTO DEFINITIVO

ITINERARIO NAPOLI – BARI
RADDOPPIO TRATTA CANCELLO – BENEVENTO
I° LOTTO FUNZIONALE CANCELLO – FRASSO TELESINO E VARIANTE ALLA LINEA ROMA NAPOLI VIA CASSINO NEL COMUNE DI MADDALONI

VIABILITA' di SOPPRESSIONE PL al KM 143+833 – Via Calabroni

RELAZIONE IDROLOGICA

SCALA: -

COMMESSA	LOTTO	FASE	ENTE	TIPO DOC.	OPERA/DISCIPLINA	PROGR.	REV.
IF0K	00	D	11	RI	ID0001	001	A

Rev.	Descrizione	Redatto	Data	Verificato	Data	Approvato	Data	Autorizzato Data
A	EMISSIONE ESECUTIVA	G.Grimaldi	Mar. 2015	E.Elisei	Mar. 2015	F.Cerrone	Mar. 2015	F.Sacchi Mar. 2015

File: IF0K00D11RIID0002001A.doc | n. Elab.: 32

ITALFERR S.p.A. U.O. CORPO STRADALE E GEOTECNICA Dott. Ing. FRANCESCO SACCHI Ordine degli Ingegneri della Provincia di Roma A2..72

INDICE

1. PREMESSA

Nell'ambito delle attività propedeutiche al futuro raddoppio della linea ferroviaria Napoli – Bari, sarà anticipata l'opera di soppressione del P.L. alla progressiva 143+833. Le opere in progetto prevedono la realizzazione di un collegamento stradale tra la viabilità locale e la S.P. 114 con un cavalcavia realizzato in parte in rilevato, in parte con scatolare ed in corrispondenza dell'esistente linea ferroviaria con un viadotto.

La lunghezza complessiva dell'intervento risulta pari a circa 445 m.

Nella presente relazione si riporta lo studio idrologico teso alla determinazione della legge di probabilità pluviometrica per il dimensionamento del sistema di drenaggio.

2. MODELLI PROBABILISTICI PER L'ANALISI STATISTICA REGIONALE DELLE PIOGGE

In questo capitolo vengono esposti i richiami fondamentali teorici relativamente all'analisi probabilistica degli estremi idrologici. Vengono descritte brevemente le due leggi teoriche più importanti (Gumbel e TCEV) con indicazioni sulle modalità di stima dei parametri.

2.1 Il modello probabilistico di Gumbel

L'espressione della probabilità cumulata della legge di Gumbel è

$$F(x) = \exp(-\exp(\alpha(x-\varepsilon)))$$

con α ed ε parametri della distribuzione, che vengono, di norma, stimati attraverso il metodo dei momenti:

$$\alpha = \frac{\pi}{\sigma\sqrt{6}} = \frac{1.283}{\sigma}$$

$$\varepsilon = \mu - 0.450\ \sigma$$

dove μ e σ sono rispettivamente la media e lo scarto quadratico medio dei dati.

Un diverso metodo di stima dei parametri è basato sulla massimizzazione della funzione di verosimiglianza della distribuzione (metodo della massima verosimiglianza). Le differenze tra i due metodi si apprezzano in particolare quando il grado di adattamento della distribuzione ai dati è basso. Infatti, il metodo dei momenti tende a privilegiare i valori di entità più elevata, che hanno forte influenza in particolare sul momento del secondo ordine. Il metodo della massima verosimiglianza fornisce invece una curva che rispetta maggiormente i pesi rappresentati dalle frequenze cumulate, per cui non si lascia influenzare molto da singoli valori molto elevati.

Per riportare opportunamente i valori di x corrispondenti ad una fissata probabilità F (o periodo di ritorno T) si può invertire la legge F(x) ottenendo

$$x_T = \varepsilon\left\{1-(\alpha\varepsilon)^{-1}\ln\ln\left[\frac{T}{T-1}\right]\right\}$$

in quanto vale T=1/(1-F).

Stimando i parametri con il metodo dei momenti è possibile esprimere direttamente x_T in funzione di media e scarto, attraverso l'espressione:

$$x_T = \mu\left\{1 - Cv_x[0.45 + \frac{\sqrt{6}}{\pi}\ln\ln\left(\frac{T}{T-1}\right)\right\}$$

dove Cv_x rappresenta il coefficiente di variazione dei dati.

L'espressione della legge di Gumbel può essere quindi rappresentata attraverso il prodotto della media per una quantità che rappresenta la *crescita* della media stessa in funzione del periodo di ritorno, quantità che è chiamata *fattore di crescita con il periodo di ritorno* (K_T), e che consente di rappresentare la relazione di frequenza delle precipitazioni secondo il prodotto:

$$x_T = \mu\, K_T$$

Questa rappresentazione risulta particolarmente utile nella determinazione su base regionale delle leggi di frequenza, in quanto molto spesso K_T risulta essere costante in ampie regioni.

2.2 Il modello probabilistico TCEV

Il modello a doppia componente denominato TCEV (Rossi et al., 1984) ipotizza che i massimi annuali delle portate al colmo di piena non provengano tutti dalla stessa popolazione ma da due popolazioni distinte legate a differenti fenomeni meteorologici. Tale ipotesi è peraltro giustificata dalla presenza in quasi tutte le serie storiche delle portate al colmo di uno o più valori (outliers) nettamente maggiori degli altri al punto da sembrare non provenienti dalla stessa popolazione dei rimanenti dati (v. a. Penta et al., 1978, Penta et al., 1980).

La funzione di probabilità cumulata (CDF dall'acronimo inglese *Cumulative Distribution Function*) del modello TCEV può essere espressa nella forma:

$$F_X(x) = \exp\left\{-\Lambda_1\exp\left(-x/\Theta_1\right) - \Lambda_2\exp\left(-x/\Theta_2\right)\right\} \quad x \geq 0$$

La funzione ha quattro parametri, Λ_1, Θ_1, Λ_2 e Θ_2. I parametri contraddistinti dal pedice 1 sono relativi agli eventi più frequenti (componente base) mentre quelli con pedice 2 si riferiscono ad eventi più gravosi e rari (componente straordinaria). Ognuna delle due componenti è, a tutti gli effetti, una legge di Gumbel.

I parametri Λ_1 e Λ_2 esprimono, rispettivamente per le due componenti, il numero medio annuo di eventi indipendenti superiori ad una soglia. I parametri Θ_1 e Θ_2 esprimono invece la media di tali eventi.

Spesso è utile fare riferimento, anziché alla X, alla variabile standardizzata

$$Y = \frac{X}{\Theta_1} - \ln\Lambda_1 ,$$

caratterizzata dalla CDF:

$$F_Y(y) = \exp\left\{-\exp(-y) - \Lambda_* \exp\left(-y/_{\Theta_*}\right)\right\}$$

nella quale risulta

$\Theta* = \Theta_2/\Theta_1$ e

$\Lambda* = \Lambda_2/\Lambda_1^{1/\Theta}$

L'espressione completa della CDF della TCEV può essere ulteriormente semplificata facendo riferimento alla variabile adimensionale $X' = \frac{X}{\bar{x}}$ dove con $\bar{x}$ si è indicato il *valore indice* (la media della variabile). La CDF di questa nuova variabile X' è la cosiddetta *curva di crescita* la quale dipende dai parametri $\Lambda*$, $\Theta*$, Λ_1 e Θ_1, l'ultimo dei quali è rappresentabile analiticamente in funzione della media.

Tale curva risulta avere validità nell'ambito di sottozone omogenee, per cui rappresenta uno strumento di uso particolarmente comodo. Infatti, nell'ambito delle suddette sottozone, è sufficiente determinare la media della variabile ($\bar{x}$) per avere, a partire dalla $F_{X'}(x')$, la distribuzione di probabilità finale

$F_X(x) = \bar{x}\ F_{X'}(x')$

2.3 Approccio gerarchico alla stima regionale dei parametri

Si sono già evidenziate le relazioni che intercorrono tra momenti teorici e parametri della distribuzione TCEV. Su queste relazioni si basa la strutturazione regionale della stima dei parametri del modello TCEV, in particolare con riferimento ai momenti del secondo e del terzo ordine.

Va innanzitutto detto che mediante l'espressione dei momenti teorici del modello TCEV, si dimostra che il coefficiente di variazione teorico dipende da $\Lambda*$, $\Theta*$ e Λ_1 ed è quindi indipendente da Θ_1, mentre il coefficiente di asimmetria teorico dipende da $\Lambda*$ e $\Theta*$ ed è quindi indipendente da Λ_1 e Θ_1.

La stima su base regionale di parametri dipendenti da momenti di ordine elevato si rende necessaria in quanto i coefficienti di asimmetria e di variazione campionari, espressi rispettivamente dalle relazioni:

$$C_A = \sqrt{N} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^3}{\left[\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2\right]^{3/2}} \qquad C_V = \frac{N}{\sqrt{N-1}} \cdot \frac{\left[\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2\right]^{3/2}}{\sum_{i=1}^{N} x_i}$$

stimati dalle serie storiche dei massimi annuali delle portate istantanee, o delle piogge di fissata durata, presentano una variabilità spaziale che nell'ambito di vaste aree non è superiore alla variabilità campionaria. In altri termini, presentano variabilità campionaria molto elevata, ma bassa variabilità spaziale.

Ciò consente di ipotizzare l'esistenza di regioni nelle quali si può ammettere che i valori teorici di tali momenti siano costanti. Per le relazioni di cui si è detto in precedenza si ha come conseguenza la costanza dei parametri del modello TCEV direttamente legati ai suddetti momenti campionari.

La procedura di regionalizzazione adottata nel programma VAPI è di tipo gerarchico strutturata su tre livelli:

I° Livello di regionalizzazione:

Si assume che il coefficiente di asimmetria C_A sia costante in una regione molto ampia (l'intera Italia Appenninica ed insulare ad eccezione della Sardegna). Ciò implica, per quanto detto in precedenza, la costanza dei parametri $\Lambda*$ e $\Theta*$ del modello TCEV nella medesima zona.

Inoltre in una regione omogenea rispetto a $\Lambda*$ e $\Theta*$, risulta unica la CDF della variabile standardizzata Y, in quanto essa dipende soltanto dai due suddetti parametri del modello. In assenza di dati sufficienti a mettere in discussione localmente la validità di questa assunzione, si pone che ovunque $\Lambda*$ e $\Theta*$ assumano i valori calcolati nell'ambito della zona unica.

II° Livello di regionalizzazione

Al secondo livello di regionalizzazione si assume che la regione omogenea rispetto a $\Lambda*$ e $\Theta*$ possa suddividersi in sottozone in cui il coefficiente di variazione C_V risulti costante, nel senso che vari con piccoli scarti di disturbo spaziale intorno a valori medi differenti da una zona all'altra.

Per il modello TCEV questo si traduce nella costanza del parametro Λ_1, nella sottozona omogenea, oltre che di $\Lambda*$ e $\Theta*$. Il valore di Λ_1 relativo alla sottozona va stimato utilizzando tutti i dati disponibili nella zona.

Se si individua una sottozona omogenea rispetto a Λ_1 la variabile $X' = X/\overline{x}$ risulta identicamente distribuita, si ha cioè una curva di crescita unica per l'intera sottozona.

III° Livello di regionalizzazione

Il terzo livello di regionalizzazione consiste nell'individuazione di aree omogenee nelle quali sia possibile determinare le relazioni che legano la media $\overline{x}$ (valore indice) alle caratteristiche fisiche di interesse. Infatti la variabilità della pioggia (o della piena) indice $\overline{x}$ con le caratteristiche morfologiche (es. quota) e climatiche è tale che l'ipotesi basata sulla ricerca di aree con $\overline{x}$ costante è applicabile solo per le piogge e spesso non è verificata.

3. ANALISI REGIONALE DELLE PRECIPITAZIONI INTENSE

La stima delle precipitazioni per fissata durata in corrispondenza di un dato tempo di ritorno avviene tramite il calcolo dei valori della media dei massimi delle precipitazioni stesse μ_t relative ad una generica durata t, e la successiva amplificazione delle stesse attraverso il fattore di crescita (della media con il periodo di ritorno) K_T

$$h_{t,T} = \mu_t \, K_T$$

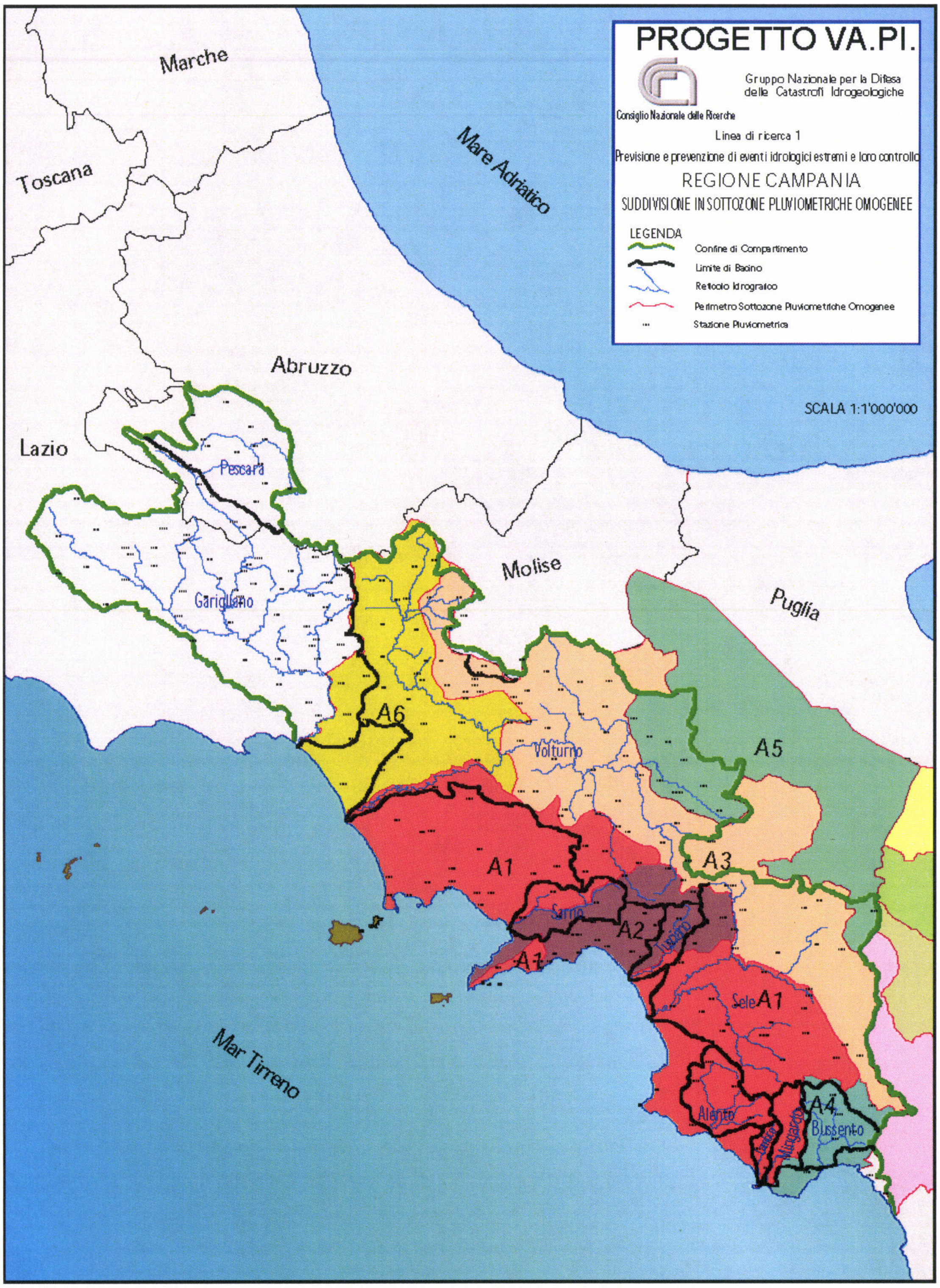
Nel paragrafo successivo si approfondiranno i metodi ed i problemi di stima dei parametri relativi al calcolo della media. Per quanto riguarda le curve di crescita, queste hanno carattere regionale e sono valutate con tecniche statistiche sofisticate, usando serie storiche relative a stazioni poste in un intorno molto ampio rispetto alla zona di interesse.

Nello studio di Rossi e Villani (1995), al terzo livello di regionalizzazione, sono state proposte sei aree pluviometriche omogenee per la Campania: A1, A2, A3, A4, A5 e A6.

La zona di interesse ricade ai margini dell'area omogenea A3 – Bacino del Volturno.

Nello studio di cui sopra si è proposto che sia statisticamente significativa l'ipotesi che la Regione Campania sia un'unica zona omogenea per la quale si riportano i coefficienti di crescita.

T (anni)	2	5	10	20	25	40	50
K_T (piogge)	0.93	1.22	1.43	1.65	1.73	1.90	1.98



Suddivisione Zone Omogenee

3.1 Le curve di probabilità pluviometrica

La rappresentazione di x_T secondo il modello probabilistico scelto (Gumbel o TCEV) si ritiene valida per massimi annui di pioggia in un qualsiasi intervallo di durata inferiore al giorno, considerando che la modalità di "crescita" del valore indice non cambia con la durata delle precipitazioni. Pertanto, la massima pioggia di generica durata corrispondente ad un periodo di ritorno T, sintetizzata nell'espressione

$$h_{t,T} = \mu_t K_T$$

rappresenta la famiglia di curve *di probabilità pluviometrica.*

Nel paragrafo seguente si tratterà della rappresentazione e stima della relazione altezza di pioggia-durata per le precipitazioni estreme annue (o, che è lo stesso, della relazione intensità-durata), con riferimento ai valori medi della grandezza.

3.1.1 La relazione intensità-durata delle precipitazioni

La legge di dipendenza della media dei massimi di precipitazione con la durata può esprimersi, nel caso più semplice, come:

$$\mu_t = a\, t^n$$

con i coefficienti a ed n da stimarsi tramite un modello di regressione sui dati disponibili, sugli Annali Idrologici, per le durate 1, 3, 6, 12 e 24 ore. Trattandosi di una legge di potenza, a ed n possono essere stimati tramite regressione lineare sui logaritmi di μ e t.

Poiché parte dei bacini considerati in questa analisi sono di dimensioni ridotte, si è ritenuto analizzare con attenzione anche la parte della legge di probabilità pluviometrica che interessa le durate inferiori all'ora.

Esiste una letteratura specifica sulla derivazione di leggi intensità-durata valide per durate molto brevi (v. es. Hall, 1984). Tra le relazioni più efficaci che sono in grado di tener conto del reale andamento delle intensità al disopra ed al disotto dell'ora, nello studio del VAPI si fa riferimento a quella iperbolica a tre parametri:

$$\mu_{it} = \mu_{i0} \frac{1}{\left(1 + \dfrac{t}{d_c}\right)^{\beta}}$$

Con $\beta = C - DxZ$ dove Z è la quota del bacino di riferimento.

I restanti parametri sono identificati per la sottozona pluviometrica alla quale appartiene l'area indagata.

Per la zona omogenea A3 (bacino del Volturno) i coefficienti sono:

$d_c = 0.0976$ ore

$\mu_{i0} = 116.70$ mm/h

C = 0.736

D 10^5= 8.73

Per la quota pari a circa 57 m s.m.m. il coefficiente β assume il valore pari a 0.731.

Pertando la curva di possibilità pluviometrica per l'area in esame assume l'espressione

$$\mu_{it} = 116.70 \cdot \left(\frac{0.0976}{0.0976 + t} \right)^{0.731}$$

Per i fini applicativi del metodo dell'invaso per il dimensionamento delle opere di drenaggio e del metodo della corrivazione per il dimensionamento delle opere di intercettazione superficiale, i parametri della curva di probabilità pluviometrica nella forma a t^n risultano:

a=19.90 mm/h

n = 0.2965 per t > 1 h

n = 0.4553 per t < 1 h

I valori degli esponenti "n" sono stati ricavato individuando la linea di tendenza della curva di probabilità pluviometrica di progetto.