

# Le curve di Intensità-Durata-Frequenza (IDF) delle precipitazioni

## INDICE

1. Modelli probabilistici.....	2
1.1 Modello di Gumbel .....	2
1.2. Modello GEV.....	3
2. Le curve di probabilità pluviometrica (IDF).....	4
3. La relazione intensità-durata delle medie delle precipitazioni massime annue .....	5
4. Relazioni intensità-durata per durate brevi .....	7
5. Ietogrammi di progetto.....	9
5.1. Ietogramma Chicago .....	9
5.2. Curve di probabilità pluviometrica dipendenti dalla quota. <b>Errore. Il segnalibro non è definito.</b>	
5.3. Il fattore di riduzione areale .....	12
6. Applicazione di curve di probabilità pluviometrica in ambito di verifica. ....	15
6.1. Valutazione del Periodo di ritorno dell'evento del 24 Novembre 2002 .....	17

# 1. Modelli probabilistici

## 1.1 Modello di Gumbel

L'espressione della probabilità cumulata della legge di Gumbel è:

$$F(x) = \exp\left(-\exp\left(-\left(\frac{x - \theta_1}{\theta_2}\right)\right)\right) \quad (1.1)$$

con  $\theta_1$  ed  $\theta_2$  parametri della distribuzione, che vengono, di norma, stimati attraverso il metodo dei momenti:

$$\theta_2 = \sigma \cdot \frac{\sqrt{6}}{\pi} \quad (1.1.1)$$

$$\theta_1 = \mu - 0,45 \cdot \sigma = \mu - 0,5772 \cdot \theta_2 \quad (1.1.2)$$

dove  $\mu$  e  $\sigma$  sono rispettivamente la media e lo scarto quadratico medio dei dati.

In alternativa si possono stimare i parametri tramite il metodo della massima verosimiglianza o con il metodo degli L-Momenti. Le differenze tra i metodi si apprezzano 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 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 eccessivamente da singoli valori molto elevati. Un comportamento analogo si osserva nella curva stimata mediante gli L-Momenti.

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:

$$x_T = \theta_1 - \theta_2 \cdot \ln(-\ln(F)) \quad (1.1.3)$$

tenendo conto che 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:

$$x_T = \mu \left\{ 1 - Cv_x \left[ 0.45 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \ln \ln \left( \frac{T}{T-1} \right) \right] \right\} \quad (1.1.4)$$

dove  $Cv_x$  rappresenta il coefficiente di variazione dei dati. L'espressione della legge di Gumbel finisce quindi con l'essere il prodotto della media per una quantità che rappresenta il *tasso di 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:

$$x_T = \mu K_T \quad (1.1.5)$$

che corrisponde al *Metodo Indice* per la rappresentazione del quantile di una variabile casuale, in quanto la grandezza  $\mu$  viene chiamata '*Grandezza Indice*'.

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 e, nel caso particolare delle Curve IDF, risulta funzionale alla scrittura in forma compatta delle curve stesse in quanto si suppone che  $K_T$  non vari tra piogge estreme di diversa durata.

Per finalità di verifica, è inoltre possibile, a partire dalla 1.5, determinare il valore del periodo di ritorno a partire dalla conoscenza del fattore di crescita  $K_T$ :

$$T = \frac{e^{-\frac{\pi}{\sqrt{6}}\{0,45 + \frac{1}{Cv}[K_T - 1]\}}}{e^{-\frac{\pi}{\sqrt{6}}\{0,45 + \frac{1}{Cv}[K_T - 1]\}} - 1} \quad (1.7)$$

## 1.2. Modello GEV

Nei casi in cui la distribuzione di Gumbel è inadatta a descrivere i quantili ai periodi di ritorno più elevati, è possibile stimare il fattore di crescita  $K_T$  con la distribuzione adimensionale GEV:

$$K(T) = \left\{ \varepsilon + \frac{\alpha}{\vartheta_3} \left[ 1 - e^{-\vartheta_3 \left[ -\ln \left( \ln \left( \frac{T}{T-1} \right) \right) \right]} \right] \right\} \quad (1.8)$$

i cui parametri sono legati ai primi due parametri  $\theta_1$  e  $\theta_2$  della distribuzione dimensionale, mediante divisione per la media:

$$\varepsilon = \frac{\theta_1}{\mu} \quad \alpha = \frac{\theta_2}{\mu}$$

Per la stima dei tre parametri dimensionali si utilizza il metodo degli L-Momenti, per il quale le relazioni tra L-Momenti e parametri sono reperibili sulla dispensa :

[http://www.idrologia.polito.it/didattica/Idrologia/2013/Modulo\\_1\\_Statistica/DISPENSA\\_2\\_distribuzioni\\_corr\\_1.pdf](http://www.idrologia.polito.it/didattica/Idrologia/2013/Modulo_1_Statistica/DISPENSA_2_distribuzioni_corr_1.pdf)

Anche in questo caso, per fini di verifica è possibile determinare  $T$  a partire dalla conoscenza del fattore di crescita  $K_T$ , usando la relazione:

$$T = \frac{\exp\left\{\left[1 - \frac{\vartheta_3}{\alpha}[K_T - \varepsilon]\right]^{\frac{1}{\vartheta_3}}\right\}}{\exp\left\{\left[1 - \frac{\vartheta_3}{\alpha}[K_T - \varepsilon]\right]^{\frac{1}{\vartheta_3}}\right\} - 1} \quad (1.9)$$

## 2. Le curve di probabilità pluviometrica (IDF)

Considerando valida la rappresentazione di  $x_T$  secondo il modello di Gumbel per i massimi annui di pioggia relativi ad un qualsiasi intervallo di durata inferiore al giorno, le statistiche  $\mu$  e  $Cv_x$  risultano essere momenti variabili in funzione della durata considerata. In linea generale, la legge di Gumbel applicata ai massimi di generica durata  $d$  (in ore) può essere sintetizzata nella seguente espressione, che rappresenta la famiglia di *curve di probabilità pluviometrica*:

$$x_{d,T} = \mu_d K_T \quad (2.1)$$

$\mu_d$  è in questo caso una funzione, e descrive la variazione dell'altezza media di precipitazione in funzione della durata  $d$ .

Teoricamente, anche  $K_T$  dovrebbe dipendere dalla durata, a causa del fatto che il coefficiente di variazione  $Cv_x$  dovrebbe essere calcolato separatamente per ogni intervallo di riferimento. Tuttavia, la variabilità di questa grandezza con la durata risulta essere praticamente trascurabile, per cui si può assumere, con buona approssimazione, che  $Cv_x$  assuma un valore costante ( $Cv$ ), caratteristico del processo di precipitazione estrema, lungo l'arco delle durate comprese tra 1 e 24 ore. Di conseguenza, la curva di crescita ha parametri che non dipendono più dalla durata della precipitazione.

Si avrà, pertanto, nel caso Gumbel una relazione del tipo:

$$x_{d,T} = \mu_d \left\{ 1 - Cv \left[ 0.45 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \ln \ln \left( \frac{T}{T-1} \right) \right] \right\} \quad (2.2)$$

nella quale vanno stabilite le relazioni intercorrenti tra  $\mu_d$ , media del massimo annuo dell'altezza di precipitazione nella durata  $d$ , e la durata stessa.

Nel caso GEV, sono da determinare i valori medi (sulle diverse durate) dei parametri  $\varepsilon$  e  $\alpha$  per poter utilizzare la relazione (1.8)

### 3. Relazione intensità-durata delle medie delle precipitazioni massime annue

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

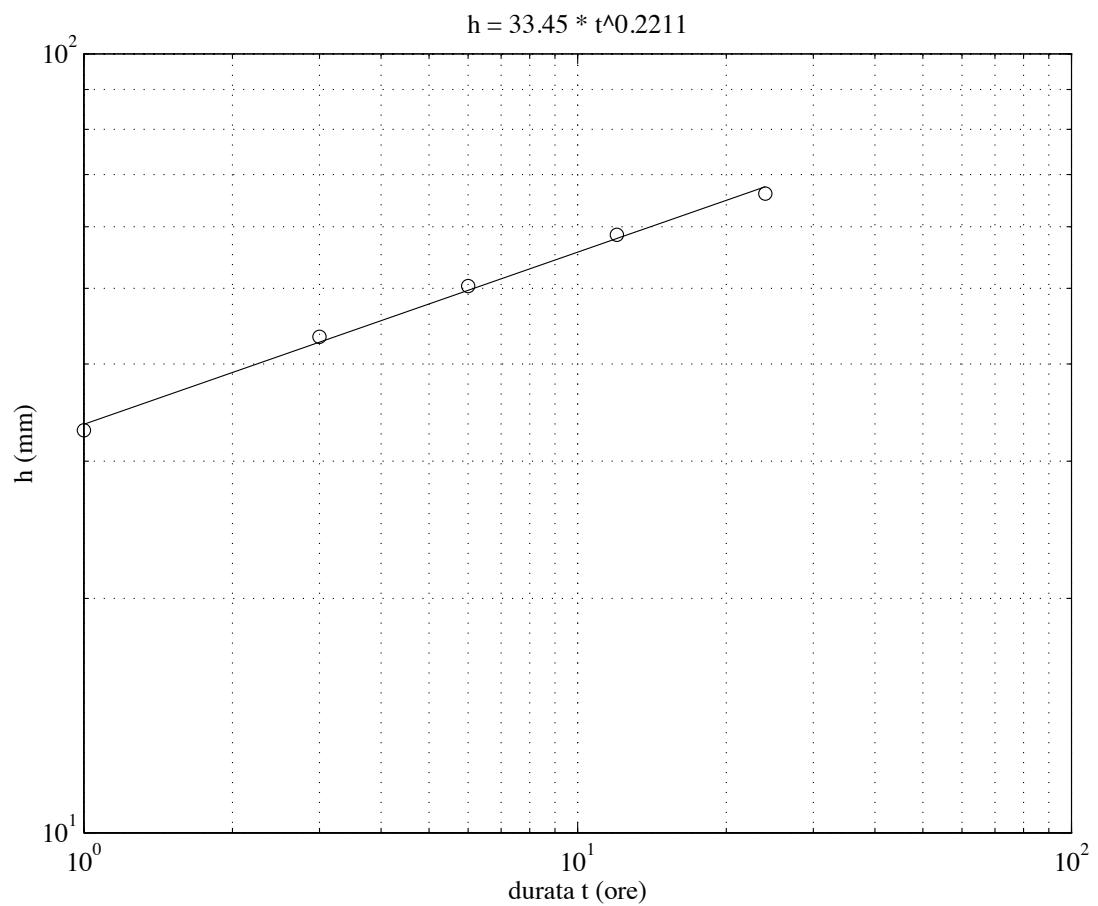
$$\mu_d = ad^n \quad (3.1)$$

con i coefficienti  $a$  ed  $n$  da stimarsi tramite un modello di regressione sui dati disponibili (ad esempio usando una regressione lineare sui logaritmi di  $\mu_d$  e  $d$ ). I dati sono pubblicati sugli Annali Idrologici per le durate 1, 3, 6, 12 e 24 ore (Parte I, Tabella III, 'Precipitazioni di massima intensità registrate ai pluviografi'). Il coefficiente  $a$  è una stima del valore  $\mu_I$  mentre, di solito,  $n$  risulta compreso tra 0.3 e 0.5.

La relazione di potenza (3.1) cade in difetto man mano che le durate si avvicinano allo zero in quanto, se ci si riferisce alle intensità medie per ciascuna durata, si ha:

$$i_d = ad^{n-1} \quad (3.2)$$

e ciò comporta che per  $d \rightarrow 0$   $i_d \rightarrow \infty$ .



**Figura 3-1.** Rappresentazione in carta LogLog della relazione intensità-durata con legge di potenza riferita alle medie degli estremi delle piogge orarie.

#### 4. Relazioni intensità-durata per durate brevi

Volendo considerare una relazione con buone caratteristiche di adattamento alle intensità medie di pioggia per durate qualsiasi (inferiori al giorno), si può usare la curva iperbolica a tre parametri:

$$i_d = \frac{i_0}{(1 + Bd)^\beta} \quad (4.1)$$

dove  $i_0$  rappresenta l'intensità di riferimento per durate tendenti a zero,  $d$  è la durata in ore e  $\beta$  è un coefficiente da stimare (con metodi numerici di minimizzazione della somma dei quadrati degli scarti tra valori osservati e stimati).

Tuttavia, in Italia ci si trova spesso in grande difficoltà nella fase di stima dei parametri di relazioni del genere, in quanto mancano dati sistematici relativi ai massimi annuali di durata inferiore all'ora. Questi sono, d'altra parte, essenziali per giustificare l'adozione di curve a tre parametri del tipo (4.1), sicuramente meno agevoli da stimare rispetto alle (3.1) (v. es. Modica e Rossi, 1988).

L'effettiva possibilità di usare una relazione del genere in assenza di dati di estremi di breve durata esiste solo se si effettua un'analisi regionale, come ad esempio quella realizzata da Rossi e Villani (1995) o da Calenda e Cosentino (1996).

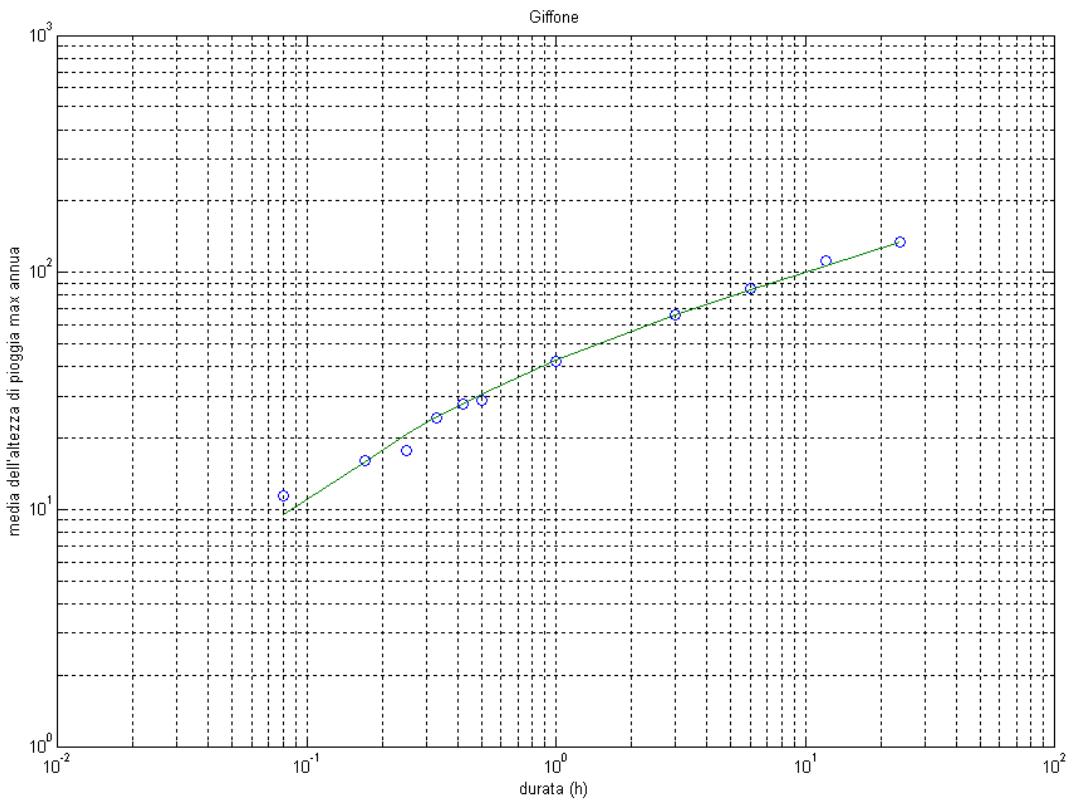
Le ipotesi assunte da Calenda e Cosentino (1996) per derivare espressioni della relazione intensità-durata valide su regioni omogenee sono:

1. Il rapporto tra intensità media della pioggia di 5' e quella della pioggia oraria è costante su tutta l'area esaminata, ed è desunto dallo studio delle piogge intense della stazione pluviometrica di Roma (Macao):

$$\left( \frac{i_{5'}}{i_1} \right) = 3.36 \quad (4.2)$$

Questo valore risulta determinante per la stima del valore  $i_0$ , da effettuarsi comunque per minimizzazione dell'errore quadratico medio.

2. L'esponente  $\beta$  ed il parametro di deformazione temporale  $B$  sono indipendenti dal periodo di ritorno  $T$ .



**Figura 4-1.** Rappresentazione in carta LogLog della relazione iperbolica tra intensità e durata riferita alle medie degli estremi delle piogge orarie.

## 5. Ietogrammi di progetto

### 5.1. Ietogramma Chicago

L'idea di base è quella di costruire uno ietogramma che sia interamente consistente con la curva di possibilità pluviometrica. La curva ottenuta per lo ietogramma dovrà quindi avere la proprietà che, per ogni durata  $d$ , il volume massimo sotteso sia pari alla relativa ordinata  $h_d$  della CPP.

Definita la CPP nella forma monomia  $h = a \cdot d^n$ , tenendo conto che la derivata dell'altezza di pioggia cumulata  $h$  corrisponde all'intensità istantanea di precipitazione, mentre l'intensità **media** di pioggia risulta:

$$i_{med}(d) = a \cdot d^{n-1} \quad (5.1)$$

il generico ietogramma risulta caratterizzato dalla posizione del picco (che normalmente non corrisponde all'istante iniziale dell'evento) individuabile attraverso una frazione  $\tau_p = rt_p$  della durata complessiva  $t_p$  della pioggia.

Se il picco fosse posto a cavallo del tempo 0 si avrebbe:

$$i(t) = n \cdot a \cdot \left( -\frac{t}{r} \right)^{n-1} \quad \text{per } t < 0 \quad (5.2)$$

$$i(t) = n \cdot a \cdot \left( \frac{t}{1-r} \right)^{n-1} \quad \text{per } t > 0 \quad (5.3)$$

Nel caso di picco posto alla distanza  $\tau_p = rt_p$  dall'inizio dell'evento di pioggia, diventano

$$i(t) = n \cdot a \cdot \left( \frac{\tau_p - t}{r} \right)^{n-1} \quad \text{per } t < \tau_p \quad (5.4)$$

$$i(t) = n \cdot a \cdot \left( \frac{t - \tau_p}{r} \right)^{n-1} \quad \text{per } t > \tau_p \quad (5.5)$$

La relazione monomia presenta l'incongruenza di fornire valori dell'intensità media tendenti all'infinito per durate tendenti a zero. Se si vuole applicare questo tipo di procedura bisogna quindi necessariamente fare ricorso ad una forma più completa della curva di possibilità pluviometrica, che

sia consistente anche per durate brevi. In particolare, si fa spesso riferimento ad una forma a tre parametri:

$$i_{med}(t_p) = \frac{i_0}{(1 + Bt_p)^\beta} \quad (5.6)$$

In questo caso, per durate tendenti a zero, l'intensità media non va all'infinito, ma tende invece ad  $i_0$ . Le relazioni dalla (5.2) alla (5.4) sono ottenute a partire dalla caratteristica dell'intensità media di pioggia di essere una funzione decrescente e dal fatto che lo ietogramma presenta un massimo all'istante  $\tau_p = rt_p$  (posizione del picco): ciò permette di individuare la massima intensità media di pioggia nel momento in cui le due intensità si uguaglano, ossia quando la finestra di integrazione  $d$  è compresa nell'intervallo  $[\tau_p - r \cdot t_p; \tau_p + (1 - r) \cdot t_p]$ . Se ora si esegue una semplice traslazione degli assi, in maniera tale che il picco si verifichi in corrispondenza dell'istante  $t = 0$ , si può definire la forma dello ietogramma  $i(t)$  come:

$$i_{med}(t_p) = \frac{1}{t_p} \int_{-rt_p}^{(1-r)t_p} i(t) dt \quad (5.7)$$

Dopo pochi passaggi risulta:

$$\frac{\partial(d \cdot i_{med}(t_p))}{\partial t_p} = (1 - r) \cdot i((1 - r) \cdot t_p) + r \cdot i(-r \cdot t_p), \quad (5.8)$$

e, supponendo

$$i((1 - r) \cdot t_p) = i(-r \cdot t_p) \quad (5.9)$$

si ricava:

$$\frac{\partial(d \cdot i_{med}(t_p))}{\partial t_p} = i(-r \cdot t_p) \quad \text{per la fase precedente il picco} \quad (5.10)$$

$$\frac{\partial(d \cdot i_{med}(t_p))}{\partial t_p} = i((1 - r) \cdot t_p) \quad \text{per la fase successiva al picco} \quad (5.11)$$

che permette di definire le relazioni (5.3) e (5.4) riportate.

Lo stesso tipo di procedura può essere applicata anche alla curva di possibilità pluviometrica espressa nella forma a tre parametri riportata in (5.6), che comporta:

$$\begin{aligned} \frac{\partial(d \cdot i_{med}(t_p))}{\partial t_p} &= i((1-r) \cdot t_p) = i_{med}(t_p) + t_p \frac{\partial(i_{med}(t_p))}{\partial t_p} = \\ &= \frac{i_0 \cdot \beta \cdot B \cdot t_p}{(1 + Bt_p)^3} - \frac{i_0 \cdot \beta \cdot B \cdot t_p}{(1 + Bt_p)^{3+1}} = \frac{i_0 \cdot \beta \cdot B \cdot t_p}{(1 + Bt_p)^{3+1}} \end{aligned} \quad (5.12)$$

da cui si ottiene, con le opportune sostituzioni:

$$i(t) = i_0 \frac{1 + (1 - \beta) \cdot B \frac{t}{1-r}}{\left(1 + B \frac{t}{1-r}\right)^{\beta+1}} \quad \text{per } t > 0, \quad (5.13)$$

$$i(t) = i_0 \frac{1 - (1 - \beta) \cdot B \frac{t}{r}}{\left(1 - B \frac{t}{r}\right)^{\beta+1}} \quad \text{per } t < 0 \quad (5.14)$$

**Figura 5-1.** Rappresentazione di uno ietogramma 'Chicago' costruito a partire dalla relazione iperbolica tra intensità e durata riferita alle medie degli estremi delle piogge orarie.

Il problema dell'utilizzo dello ietogramma Chicago è essenzialmente legato al fatto che esso tende a sovrastimare le intensità, dal momento che tutte le intensità critiche sono raggruppate in un unico evento pluviometrico, quando invece nella realtà esse solitamente derivano da eventi diversi.

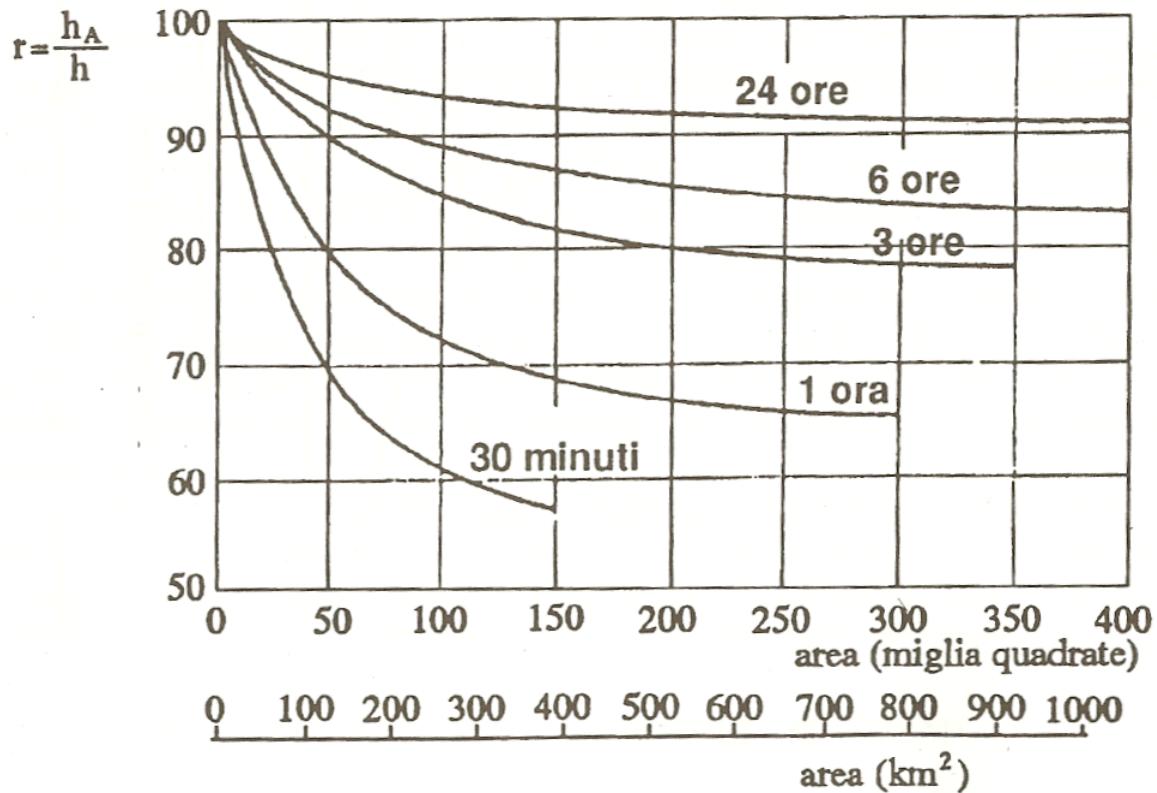
## 5.2. Il fattore di riduzione areale

I valori dei coefficienti  $a$  ed  $n$  della CPP media possono essere ricalcolati sulle aree competenti ai bacini idrografici attraverso metodi di distribuzione spaziale dei parametri puntuali. A seguito di questa operazione si ottengono quindi medie spaziali degli stessi parametri. Questa operazione di media non tiene però conto delle modificazioni che intervengono nel fenomeno di precipitazione in rapporto alla sua scala spaziale. Di fatto, andrebbe considerato che con l'aumentare dell'area del bacino aumenta la probabilità di non contemporaneità dell'evento di pioggia sulla sua superficie.

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

$$K(A, d, T) = \frac{I_A(d, T)}{I_p(d, T)} \quad (5.15)$$

tra  $I_A(d, T)$ , ovvero il valore dell'intensità di pioggia areale per assegnata durata  $d$  e fissato periodo di ritorno  $T$ , ed il corrispondente valore  $I_p(d, T)$  dell'intensità di pioggia puntuale o da essa direttamente derivato (Fig. 5.2).



**Figura 5-2.** Rapporto tra pioggia puntuale ed areale al variare della durata e dell'area (US Weather Bureau)

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

$$K(A, d) = 1 - f_1(A)f_2(d) \quad (5.16)$$

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

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

$$f_1(A) = 1 - \exp(-c_1 A); \quad f_2(d) = \exp(-c_2 d^{c_3}) \quad (5.17)$$

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

$$I_p = ad^{(n-1)}; \quad I_A = a' d^{(n'-1)} \quad (5.18)$$

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

$$K(A, t) = \frac{a'}{a} t^{(n'-n)} \quad (5.19)$$

Componendo la (5.27) con le (5.23) e (5.24), si ha (Villani, 1990):

$$\frac{a'}{a} = 1 - c_1 e^{-c_2 A} + \frac{1}{2} c_1^2 e^{-2c_2 A^2} \quad (5.20)$$

$$n' - n = K_1 A \quad (5.21)$$

Come esempio pratico di determinazione dei coefficienti  $c_1$  e  $c_2$  si può considerare quelli relativi alla Basilicata, determinati da Penta (1974), che risultano pari a:

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

Ammettendo che nella (5.25) valga (Eagleson, 1972)

$$c_3 = 0.25$$

risulta poi (Villani, 1990):

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

con cui si è in grado di determinare  $a'$  ed  $n'$  noti  $a$  ed  $n$ .

L'applicazione di questo metodo è limitata a bacini di area compresa tra 10 e 2000 Km<sup>2</sup>.

## 6. Applicazione di curve di probabilità pluviometrica in ambito di verifica.

Viene qui riportato un esempio di applicazione di curve di probabilità pluviometrica per la determinazione del periodo di ritorno di un evento osservato, che ha prodotto danni.

Si considerano i dati della stazione pluviometrica dell'Osservatorio di Chiavari: 57 anni di osservazione disponibili dal 1932 al 1989.

Tali dati sono gestiti dal Servizio Idrografico Nazionale che ha elaborato e pubblicato, anno per anno, sugli Annali Idrologici, le seguenti informazioni:

- altezze di pioggia relative a piogge di breve durata e notevole intensità,  $h_d^*$  (non utilizzate in questo esempio)
- massimi annuali  $h_d$  delle altezze di pioggia nelle durate  $d=1$  ora, 3 ore, 6 ore, 12 ore e 24 ore;

Per ritrovare una relazione tra altezza di pioggia  $x$  e periodo di ritorno  $T$  si può far riferimento alla legge di Gumbel, secondo la quale l'altezza di precipitazione  $x_{d,T}$  relativa alla durata  $t$  ed al periodo di ritorno  $T$  è data da:

$$x_{d,T} = \mu_d \left\{ 1 - Cv_{x_d} \left[ 0.45 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \ln \ln \left( \frac{T}{T-1} \right) \right] \right\} \quad (6.1)$$

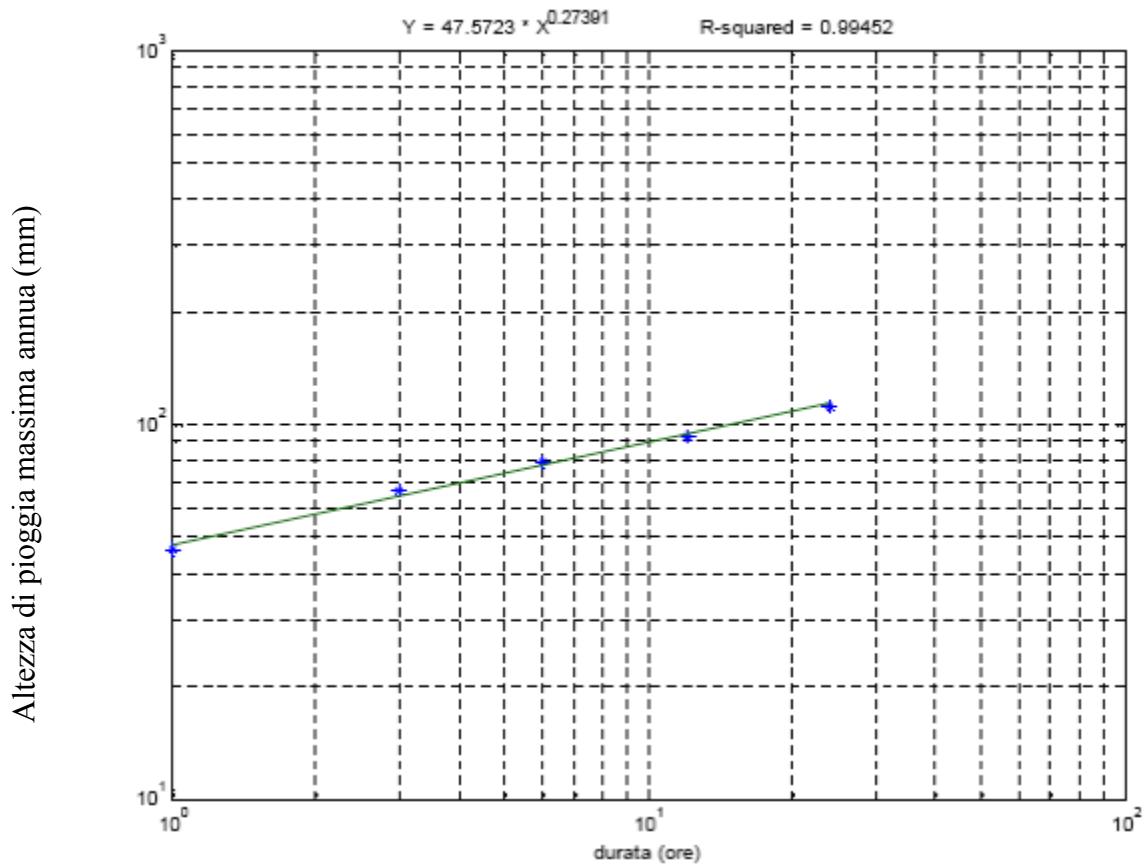
con  $\mu_d$ : media della pioggia massima annua di durata  $d$ .

Tenendo conto che il coefficiente di variazione  $Cv_{x_d}$  varia poco con la durata di riferimento si può assumere, con buona approssimazione, che un valore costante di  $Cv_x$ , pari al valor medio dei  $Cv_{x_d}$  calcolati per le diverse durate  $d$ , sia caratteristico del fenomeno lungo tutto l'arco delle durate di interesse tecnico.

La legge di dipendenza della media dei massimi di precipitazione con la durata può esprimersi, nel caso più semplice, con la relazione:  $\mu_d = a d^n$ , con i coefficienti  $a$  ed  $n$  da stimarsi tramite un modello di regressione sui valori medi calcolati per la diverse durate. Trattandosi di una legge di potenza,  $a$  ed  $n$  possono essere stimati tramite regressione lineare sui logaritmi di  $h$  e  $d$ .

Nel caso dei dati di Chiavari la funzione assume la forma (*Figura 6-1*):  $\mu_d = 47.57 d^{0.2739}$

I momenti statistici di primo e secondo ordine: media e deviazione standard ed il loro rapporto - coefficiente di variazione sono riassunti in Tabella 6.1, insieme al coefficiente di variazione medio.



**Figura 6-1.** Curva media di probabilità pluviometrica relativa alla stazione di Chiavari.

**Tabella 6.1.** Caratteristiche statistiche della serie storica delle precipitazioni registrate presso il pluviometro dell'osservatorio di Chiavari

	1 ora	3 ore	6 ore	12 ore	24 ore	Cv medio
Media (mm)	46.27	66.33	79.32	93.23	111.78	
Scarto (mm)	25.60	36.47	40.33	42.65	46.24	
Cv	0.55	0.55	0.51	0.46	0.41	0.50

Assumendo la distribuzione di Gumbel per introdurre il fattore 'frequenza' come elemento moltiplicativo della legge intensità-durata si ottiene la seguente relazione per l'altezza di pioggia relativa al periodo di ritorno T:

$$x_T = \mu K_T \quad (6.2)$$

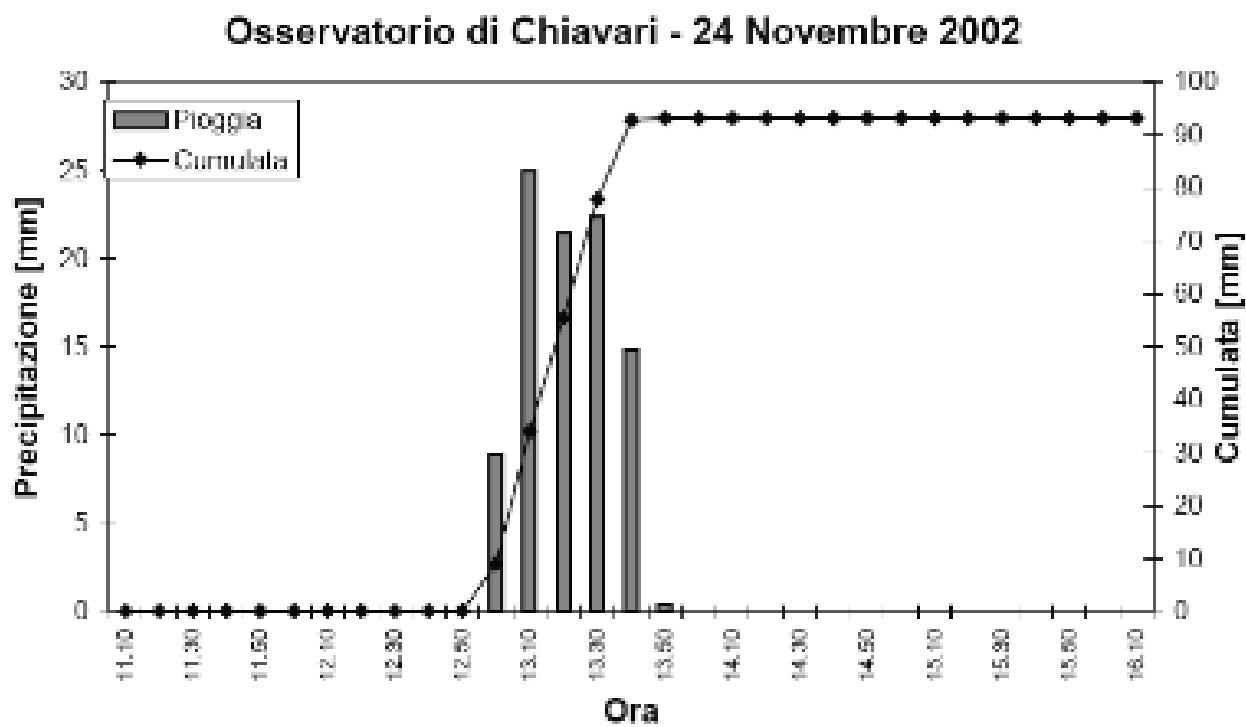
con  $K_T$  desunto dalla (6.1). Ne risulta la tabella seguente per i principali valori di  $K_T$ .

**Tabella 6.2.** Legame tra il fattore di crescita ed il periodo di ritorno.

K <sub>T</sub> 10 anni	K <sub>T</sub> 20 anni	K <sub>T</sub> 30 anni	K <sub>T</sub> 50 anni	K <sub>T</sub> 100 anni	K <sub>T</sub> 200 anni	K <sub>T</sub> 500 anni
1.648	1.926	2.087	2.287	2.557	2.827	3.182

### 6.1. Valutazione del Periodo di ritorno dell'evento del 24 Novembre 2002

Il giorno 24 Novembre 2002 la città di Chiavari è stata interessata da un evento meteorico di rilevante intensità. In Figura 6 è riportata la registrazione di tale evento effettuata dal pluviometro dell'Osservatorio di Chiavari. Come si può notare l'evento ha inizio alle ore 13.00 e termina alle ore 14.00 con altezze di precipitazione significative per una durata pari a 50 minuti. Più in dettaglio, l'altezza massima di precipitazione registrata su finestra oraria è pari a 93 mm che diventano 92,6 mm su durata 50 minuti, 83,7 mm su durata 40 minuti e 68,8 mm su durata 30 minuti.



**Figura 6-2.** Precipitazione e precipitazione cumulata dell'evento del 24 Novembre 2002 misurato dal pluviometro dell'osservatorio di Chiavari.

I dati di precipitazione relativi all'evento meteorico possono essere paragonati a quanto ottenuto relativamente alle curve di probabilità pluviometrica (Tabella 6.3). I risultati sono riportati in

Tabella 6.4 ed in Figura (6-3). Si evidenzia come l'evento del 24 Novembre 2002 abbia presentato componenti caratterizzate da periodi di ritorno sempre superiori ai 10 anni per attestarsi su valori prossimi ai 20 anni per durate della pioggia pari a 40-50 minuti.

**Tabella 6.3.** Dati di precipitazione relativi all'evento meteorico paragonati con quanto ottenuto dalle curve di probabilità pluviometrica

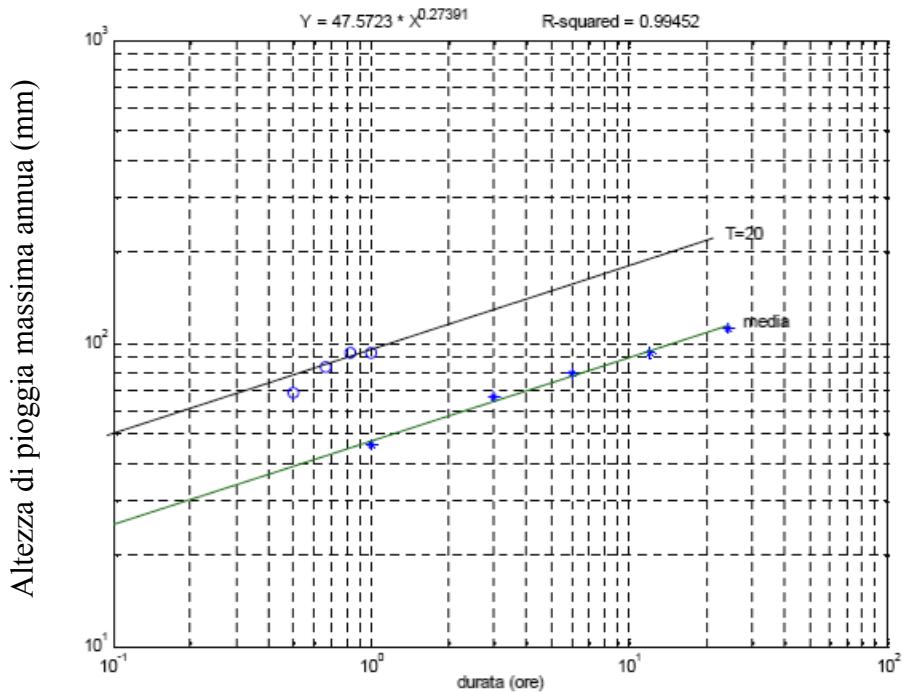
Data	Ora	h Pioggia	Cumulata	intens. marg.	int. media progress.	d (ore)	durata	max h su finestra variab (cpp)
24/11/2002	12.3	0	0					
"	12.4	0	0					
"	12.5	0	0					
"	13	8.9	8.9	53.4	53.4	0.167	10	
"	13.1	25	33.9	150	101.7	0.333	20	
"	13.2	21.4	55.3	128.4	110.6	0.5	30	68.8
"	13.3	22.4	77.7	134.4	116.55	0.667	40	83.7
"	13.4	14.9	92.6	89.4	111.12	0.833	50	92.6
"	13.5	0.4	93	2.4	93	1	60	93
"	14	0		media	98.674			

**Tabella 6.4.** Confronto fra le altezze di pioggia cumulate su diverse durate osservate durante l'evento del 24 Novembre 2002 e le altezze di pioggia cumulate sulle stesse durate previste dal modello scala invariante ( $cv=cost.$ ) con riferimento a diversi periodi di ritorno.

Durata [min]	Pioggia Osservata [mm]	T=10 anni [mm]	T=30 anni [mm]	T=50 anni [mm]
60	93,0	78,1	98,8	108,3
50	92,6	74,3	94,0	103,0
40	83,7	69,9	88,4	96,9
30	68,8	64,6	81,7	89,5

Riportando i dati osservati nell'evento sulla scala bilogaritmica e confrontandoli con i valori corrispondenti alle curve relative a diversi periodi di ritorno, si rileva come i valori (cerchi in Figura 6-3) si dispongano in corrispondenza della curva relativa a T=20 anni.

Si può quindi concludere che l'evento pluviometrico del 24 Novembre 2002, per quanto è relativo all'analisi dei dati pluviometrici è caratterizzato da un periodo di ritorno dell'ordine dei 20 anni.



**Figura 6-3.** Curve di probabilità pluviometrica media e per  $T=20$  anni relative alla stazione di Chiavari. I cerchi indicano i dati relativi all'evento del 24/11/0

Ricostruzione analitica per  $d= 1$  ora;

d	m	s	eps	alf	1/alf	Xmax	F
1	46,27	25,6	34,8	0,050	19,95	93	0,95
3	66,33	36,47	49,9	0,035	28,43		
6	79,32	40,33	61,2	0,032	31,43		
12	93,23	42,65	74,0	0,030	33,24		
24	111,78	46,24	91,0	0,028	36,04		

## Bibliografia

- Calenda, G. e C. Cosentino, Analisi regionale delle piogge brevi dell'Italia Centrale, L'Acqua, n.1, 20-31, 1996.
- Copertino, V.A. e M. Fiorentino (a cura di), *Valutazione delle piene in Puglia*, Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università della Basilicata e GNDCI-CNR, 1994.
- Eagleson P.S. Dynamics of flood frequency, *Water Resour. Res.*, Vol.8, n.4, 878-898, 1972.
- Hall, M.J. *Urban Hydrology*, Elsevier, London, 1984.
- Modica, C. e G. Rossi, Analisi delle piogge intense di durata inferiore ad 1 ora in Sicilia, in: Penta A. Distribuzione di probabilità del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera su un bacino, Atti XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Napoli, 1974.
- Rossi F. e P. Villani (a cura di), *Valutazione delle piene in Campania*, Dipartimento di Ingegneria Civile dell'Università di Salerno e GNDCI (Gruppo Nazionale per la difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche), Salerno, 1995.
- U.S. Weather Bureau, 1957-1960. Rainfall intensity-frequency regime 1-5, *Tech. Paper N. 29*, Washington D.C.
- Villani P. Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media, in F. Rossi (a cura di), *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo*, Rapporto 1988, CNR-GNDCI, L1, Roma, 1990.