



REGIONE LIGURIA

AUTORITA' DI BACINO REGIONALE

TORRENTE LAVAGNA

PIANO DI BACINO STRALCIO PER L'ASSETTO IDROGEOLOGICO

IDROLOGIA

| | |
|--------------------------------|---|
| PRIMA APPROVAZIONE | Delibera del Consiglio Provinciale di Genova n. 29 del 09/04/2002 |
| ULTIMA MODIFICA DELL'ELABORATO | Delibera del Consiglio Regionale n. 8 del 29/03/2016 |
| ENTRATA IN VIGORE | Pubblicazione sul BURL n. 17 del 27/04/2016 |

Previsione statistica del rischio idrometeorologico e rischio idrometeorologico nel bacino del torrente Lavagna.

1.0 Introduzione

In diversi settori dell'ingegneria (civile, ambientale, territoriale), così come in altri campi della scienza, la previsione quantitativa delle piogge intense, che vengono a rovesciarsi su una data località durante un nubifragio, riveste una importanza fondamentale. Nello specifico settore delle infrastrutture territoriali, ad esempio, richiedono una valutazione accurata delle piogge intense la progettazione di reti di drenaggio, sia in ambiente urbano sia rurale, gli interventi di difesa e conservazione del suolo, per progettare le opere idrauliche e, più in generale, il dimensionamento di tutti i manufatti soggetti, in modo diretto o indiretto, all'azione meteorica. Poiché i nubifragi forniscono la principale sollecitazione idrometeorologica sul territorio, la loro *previsione* costituisce un requisito essenziale per valutare il *rischio idrologico* e *geologico*, sia dal punto di vista strettamente alluvionale, sia per quanto riguarda la stabilità dei versanti e l'erosione superficiale.

Le previsioni dei nubifragi vengono condotte valutando la sollecitazione meteorica temibile con assegnata frequenza, prefissata dal progettista, utilizzando una impostazione probabilistica. Risulta infatti tuttora abbastanza frammentaria e di limitata applicabilità, almeno in campo tecnico, la conoscenza del fenomeno delle precipitazioni, nel suo complesso, e dei processi fisici di natura deterministica, che ne controllano la genesi e la dinamica. A maggior ragione, sono poco noti, dal punto di vista quantitativo, i meccanismi specifici che controllano la formazione e la dinamica dei rovesci di elevata entità. Nella previsione delle piogge intense riveste quindi un ruolo fondamentale la descrizione probabilistica del processo in esame e, di conseguenza, lo studio delle sue proprietà statistiche, quali emergono dalle osservazioni sperimentali.

In quest'ottica la previsione statistica dei nubifragi comporta, in prima istanza, l'analisi del comportamento locale della pioggia nel tempo in termini globali, vale a dire lo studio del fenomeno in un punto dello spazio. Generalmente questo punto corrisponde alla localizzazione di una stazione di misura pluviometrica dotata di una serie di osservazioni sufficientemente lunga e l'analisi si basa sulla elaborazione statistica di tale serie. In caso contrario, l'informazione ottenuta dalle osservazioni nelle stazioni della rete pluviometrica viene estrapolata nello spazio al fine di fornire indicazioni sul sito in esame. In particolare, poiché il tasso di precipitazione varia nel tempo in modo assai marcato, l'accumulo di precipitazione rilasciato dal nubifragio, in termini di volume specifico o di tasso medio di precipitazione, varia notevolmente con la lunghezza dell'intervallo temporale considerato, così da richiedere l'esame di tale variabilità. Le *Linee Segnalatrici di Probabilità Pluviometrica* (LSP) forniscono una risposta a questa necessità.

2.0 Formulazione Analitica delle Linee Segnalatrici di Probabilità Pluviometrica

2.1 DEFINIZIONI

L'intensità di pioggia in un punto dello spazio, generalmente identificato dal sito in cui è ubicata una stazione pluviografica, rappresenta il volume di pioggia per unità di tempo e per unità di superficie rilasciato dal nubifragio. L'intensità di pioggia ha quindi le dimensioni di una velocità, cioè $[X]=L/T$, avendo indicato con L la dimensione lineare e con T quella temporale. Indicata con $X(t)$ l'intensità, a simboleggiare la sua variabilità nel tempo, propria dei processi stocastici continui, l'altezza di pioggia caduta in un prefissato intervallo di tempo, di lunghezza T , si ottiene integrando il processo stocastico $X(t)$, ossia:

$$Z_T(t) = \int_{t-T/2}^{t+T/2} X(\xi) d\xi \quad (1.)$$

con $[Z_T] = L$, ovvero dimensionalmente equivalente ad un volume specifico (cioè per unità di superficie).

L'interesse dell'analisi di rischio idrologico per i valori più intensi della precipitazione conduce all'analisi di alcuni particolari valori del processo integrale $Z_T(t)$ e, in particolare, dei valori massimi osservati in un prefissato intervallo di tempo $(0, \Delta t)$. La probabilità che il valore massimo di $Z_T(t)$ non superi una certa altezza di pioggia h durante tale intervallo, espressa dalla:

$$F(h) = Pr [\text{Max } Z_T(t) \leq h, 0 < t \leq \Delta t] \quad (2.)$$

costituisce la *funzione di affidabilità*, che caratterizza la sollecitazione meteorica locale, per l'assegnata *durata* T , durante un periodo omogeneo di riferimento di lunghezza Δt . La (2) stabilisce una relazione analitica, del tutto generale, tra l'altezza di pioggia h , la durata T , ed il livello di affidabilità F . Quando si fissi un valore della frequenza di non superamento F , la relazione tra il quantile F -esimo, h_F , cioè il valore di altezza di pioggia superato con frequenza $(1-F)$, e la durata porge la curva di crescita dell'altezza di pioggia temibile al crescere della durata, comunemente nota come *linea segnalatrice di probabilità pluviometrica locale*. Tale curva, solitamente rappresentata sul piano (h,T) , rappresenta lo strumento tecnico di riferimento per la determinazione del rischio idrometeorologico di una particolare località geografica.

Nella pratica idrologica, in luogo del livello di affidabilità, rappresentato dalla $F(h)$, viene spesso impiegato il periodo di ritorno R , definito, in generale, da:

$$R = \frac{\Delta t (t_a / \Delta t)}{1 - F(h)} \quad (3.)$$

dove Δt è un periodo omogeneo dal punto di vista climatico (p. es. un certo mese od una certa stagione) e t_a è il periodo di riferimento (di solito l'anno). Se il periodo di riferimento è l'anno, la (3) fornisce la relazione tra la probabilità F e il periodo di ritorno R , misurato in questo caso in anni, scritta come:

$$R = 1/(1 - F) \quad (4.)$$

Sostituendo la (4) nella (2) si ottiene:

$$\frac{1}{R} = Pr \left[\max_{0 < t \leq \Delta t = 1 \text{ anno}} Z(t, T) > h \right] \quad (5.)$$

che fornisce, in modo implicito, il valore di altezza di pioggia h che può rovesciarsi in una durata T nel periodo di riferimento pari a R . Il periodo di ritorno R esprime quindi l'intervallo di tempo medio tra due eventi di intensità superiore ad una prefissata altezza di pioggia (per una certa durata). Prefissando¹ un valore di R e specificando il legame funzionale tra frequenza (periodo di ritorno) e massime altezze di precipitazione, si ottiene una relazione analitica tra altezza di pioggia, h , durata, T , e periodo di ritorno, R , che fornisce la *linea segnalatrice di probabilità pluviometrica locale R-ennale*, indicata con $h_R(T)$, nella forma di uso comune nella progettazione idraulica. Tale curva porge, come già indicato, la curva di crescita dell'altezza di pioggia temibile al variare della durata per un assegnato valore del periodo di ritorno.

Se Δt rappresenta invece un periodo climatico ben definito, p. es. un certo mese od una certa stagione, la (3) fornisce la linea segnalatrice R -ennale per le piogge di quel periodo, mentre la linea segnalatrice R -ennale di progetto viene determinata come problema di massimo dei massimi per ogni periodo (Todorovich & Rousselle, 1971).

2.2 DATI DI PIOGGIA MASSIMA ANNUALE

In virtù delle definizioni precedenti, la determinazione delle linee segnalatrici richiede una preliminare elaborazione degli ietogrammi registrati dalla stazione pluviografica presa in esame, al fine di determinare il campione di osservazioni sperimentali della variabile aleatoria:

$$H_T = \text{Max } [Z_T(t)], 0 < t \leq \Delta t \quad (6.)$$

per diversi valori di T , ossia una serie di altezze di pioggia massime per diversa durata di campionamento. Lo schema di campionamento atto a determinare tale massimo (v. *Figura 1*) consiste nello scorrimento di una finestra mobile di lunghezza T sull'asse dei tempi dello ietogramma sperimentale $[X(t), 0 < t \leq \Delta t]$, determinando così la serie integrale $[Z_T(t), 0 < t \leq \Delta t]$, il cui massimo porge la realizzazione di H_T nel periodo Δt considerato. In pratica, vengono prese in considerazione un certo numero di durate diverse, T_k con $k=1, \dots, K$, ed i dati ottenuti

¹ Generalmente il periodo di ritorno è prefissato in base a considerazioni sul rischio ammissibile per la località e le circostanze in esame.

dall'analisi di più periodi (anni) di registrazione potranno venire organizzati in forma matriciale, $[h_{ik}]$, dove ogni elemento h_{ik} corrisponde alla massima altezza di pioggia osservata nell'anno i -esimo in relazione alla k -esima durata presa in considerazione, T_k . Gli Annali Idrologici, editi a cura del Servizio Idrografico Italiano (oggi Servizio Idrografico e Mareografico Italiano), riportano, nella Parte I, per ogni stazione pluviografica, le serie dei dati di massimi annuali di altezza di pioggia cadute in 1, 3, 6, 12 e 24 ore consecutive. Riportano inoltre i massimi da 1 a 5 giorni consecutivi, un dato però riferito a rilevazioni a passo fisso (dalle ore 9 alle 9 del giorno successivo) e quindi non perfettamente coerente con lo schema a finestra seguito per la determinazione dei precedenti.

Nel caso in cui le durate riportate dagli annali non forniscano un'informazione sufficiente agli scopi progettuali (per esempio siano necessari dati di pioggia per durate molto brevi) si deve fare ricorso alla lettura diretta delle registrazioni. L'operazione è naturalmente agevolata dalla disponibilità dei dati nella forma digitale propria dalle moderne stazioni idrometeorologiche, sempre che la procedura di archiviazione mantenga un sufficiente dettaglio temporale. Per l'elaborazione dei dati storici è però quasi sempre necessario ricorrere ai diagrammi originali, la cui lettura può essere comunque condotta in modo automatico, eliminando così le fonti d'errore soggettivo da parte dell'operatore [cfr. Federici & Rosso, 1984]. In ogni caso, l'elaborazione delle strisce pluviografiche può essere ovviamente limitata, ai fini della caratterizzazione delle piogge intense, all'analisi dei nubifragi salienti in ogni anno di registrazione.

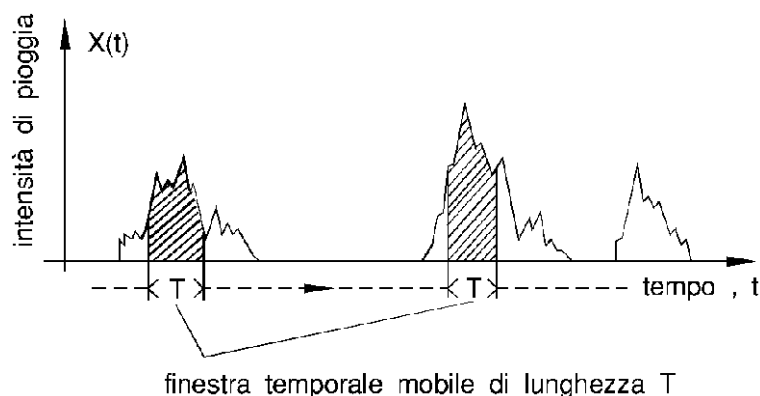


Figura 1 - Schema di integrazione a finestra mobile per la valutazione della massima altezza di pioggia caduta in assegnata durata.

2.3 CORRENTE PRATICA DI STIMA

Nella tradizionale pratica idrologica si ipotizza che, indipendentemente dalla durata presa in esame, la (2) sia rappresentabile con uno stesso modello probabilistico per qualsiasi valore di durata; si assume cioè che la (2) sia descrivibile mediante una certa forma analitica di distribuzione di probabilità, invariante con la durata. Questa ipotesi risulta di norma valida per un certo campo di valori $[T_{inf}, T_{sup}]$ dell'intervallo di integrazione, più o meno esteso a seconda delle caratteristiche intrinseche di fluttuazione del fenomeno meteorico: essa va quindi verificata statisticamente per il campo delle durate di interesse tecnico, ossia l'insieme delle durate T_1, T_2, \dots, T_k prese in esame. Indicata con $F(h; \Omega_h(T))$ la forma parametrica scelta per rappresentare la (2), dove $\Omega_h(T)$ denota il vettore dei parametri dipendenti dalla durata, essa viene particolarizzata stimando il valore dei parametri a partire dalle osservazioni sperimentali della variabile aleatoria H_T , ossia in base alla matrice di osservazioni $[h_{ik}]$, di cui un esempio è riportato in *Tabella*. L'operazione viene generalmente condotta separatamente per ogni durata presa in esame all'interno di tale campo, ottenendo così una stima del vettore di parametri $\hat{\Omega}_h(T_k)$ per ogni k -esima durata considerata.

Per un assegnato valore del periodo di ritorno, R , si determina quindi il quantile R -ennale $\hat{h}_R(T)$ invertendo la funzione $F(h; \hat{\Omega}_h(T_k))$. Iterando questa procedura per ognuna delle varie durate esaminate, ed interpolando i valori di $\hat{h}_R(T)$ così ottenuti si determina una relazione empirica tra i valori di h e di T , che corrisponde alla curva di crescita dell'afflusso meteorico, con la durata, $h_R(T)$, avendo prefissato un certo periodo di ritorno quale indice di rischio o affidabilità progettuale. Questa procedura è comunemente indicata con il nome di *metodo dei quantili*, poiché si basa sulla regolarizzazione delle previsioni, a diversa durata, relative ad uno specifico quantile.

In Italia, come in altri paesi europei, la forma della curva sul piano h - T a R assegnato viene descritta mediante una legge di potenza del tipo:

$$h_R(T) = a(R)T^{v(R)}, \quad (7.)$$

i cui parametri $a(R)$ e $v(R)$, secondo la procedura sopra descritta, dipendono dallo specifico quantile preso in esame, ossia dal periodo di ritorno considerato. I valori di a e di v vengono di solito stimati mediante una regressione ai minimi quadrati delle previsioni R -ennali, ottenute con il metodo dei quantili, sulle rispettive durate. Se, ad esempio, si impiega la legge di Gumbel per rappresentare la $F(\cdot)$ e si considerano le cinque durate canoniche (1, 3, 6, 12 e 24 ore), questo procedimento richiede la stima di 10 parametri della distribuzione - 2 parametri per le cinque durate - e di due parametri - a_R e v_R - per ogni regolarizzazione (ossia per ogni periodo di ritorno). Questo indica come l'impiego del metodo dei quantili regolarizzati comporti una certa iperparametrizzazione della soluzione, tanto più significativa quanto più è elevato il numero dei parametri della distribuzione e quanto più è elevato il numero dei periodi di ritorno considerati.

Per limitare i problemi legati all'iperparametrizzazione, numerose esperienze hanno indicato come la dipendenza dell'esponente v della (7) dal periodo di ritorno risulti modesta; alcuni autori hanno inoltre evidenziato come l'invarianza di v con R corrisponda all'invarianza del coefficiente di variazione della $F(h)$ con la durata, almeno per alcune distribuzioni di uso comune la distribuzione lognormale (Viparelli, 1965) e la distribuzione di Gumbel (Moisello, 1976). Questa proprietà, talvolta, non può ritenersi statisticamente valida per l'intero campo di durate preso in esame², obbligando così a procedere, in questi casi, per via empirica, suddividendo il campo delle durate in due o più intervalli, per i quali si possa ritenere ancora valida l'ipotesi di invarianza di v .

Tabella. - Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore, stazione di Neirone

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1948 | 76.6 | 104.4 | 104.6 | 130.6 | 167.4 |
| 1949 | 59.2 | 59.4 | 75.0 | 140.0 | 200.0 |
| 1950 | 25.0 | 65.0 | 109.0 | 145.0 | 177.8 |
| 1951 | 39.0 | 60.6 | 91.0 | 156.2 | 190.6 |
| 1952 | 38.0 | 61.0 | 73.0 | 79.8 | 112.4 |
| 1953 | 100.0 | 139.4 | 140.8 | 167.0 | 201.0 |
| 1954 | 57.6 | 66.6 | 73.4 | 94.2 | 130.2 |
| 1955 | 29.4 | 42.8 | 64.4 | 90.6 | 117.6 |
| 1956 | 21.0 | 27.0 | 43.0 | 73.2 | 101.2 |
| 1957 | 42.2 | 79.0 | 99.0 | 189.0 | 220.2 |
| 1958 | 35.8 | 70.0 | 118.0 | 122.0 | 200.0 |
| 1959 | 43.4 | 80.0 | 113.4 | 144.0 | 194.0 |
| 1960 | 51.0 | 82.6 | 94.4 | 107.6 | 108.6 |
| 1961 | 43.0 | 82.0 | 110.0 | 131.0 | 145.2 |
| 1962 | 22.2 | 41.2 | 56.6 | 89.2 | 110.4 |
| 1963 | 80.0 | 115.4 | 115.4 | 120.4 | 155.6 |
| 1964 | 49.0 | 93.0 | 141.4 | 152.4 | 167.6 |
| 1965 | 47.0 | 109.6 | 110.0 | 139.0 | 204.0 |
| 1966 | 44.0 | 44.0 | 71.4 | 86.4 | 120.4 |
| 1967 | 39.0 | 72.6 | 105.0 | 128.0 | 148.4 |
| 1968 | 38.4 | 47.0 | 88.0 | 104.0 | 142.2 |
| 1969 | 40.0 | 93.0 | 120.6 | 146.0 | 174.8 |
| 1970 | 73.0 | 128.6 | 131.0 | 147.6 | 205.6 |
| 1971 | 38.4 | 65.0 | 73.4 | 95.8 | 132.6 |
| 1972 | 43.8 | 76.8 | 78.0 | 104.0 | 130.8 |

² Questo effetto è ben evidenziato, ad esempio, nello studio di Moisello [1976] sulle piogge di Milano, dove si mostra come esponenti più elevati siano necessari a spiegare la variabilità delle piogge molto brevi.

| | | | | | |
|------|------|------|-------|-------|-------|
| 1973 | 65.0 | 77.0 | 136.6 | 155.0 | 163.4 |
| 1974 | 31.0 | 61.4 | 85.6 | 100.4 | 130.0 |
| 1975 | 44.0 | 95.0 | 159.0 | 193.0 | 233.0 |
| 1976 | 49.7 | 73.0 | 91.8 | 104.2 | 140.0 |
| 1977 | 30.0 | 61.8 | 100.0 | 109.8 | 137.6 |

3.0 Il Modello Scala-Invariante

3.1 PROPRIETÀ DELL'INVARIANZA DI SCALA

Va rilevato come la legge di potenza (7) fosse già stata utilizzata per caratterizzare le prime analisi quantitative dei nubifragi, che vennero condotte, secondo un'impostazione puramente deterministica, a cavallo tra questo e il secolo scorso. In base a questi studi si era potuto stabilire come, a grandi linee, i nubifragi presentassero la proprietà fisica:

$$\frac{Z_{\lambda T}(t)}{Z_T(t)} = \lambda^n \quad (8.)$$

oggi nota come *invarianza di scala* (Feder, 1988, p.26). Nel Capitolo II del testo di *Supino* [1964] viene riportata, ad esempio, una ricca collezione di eventi interpretabili secondo questo schema; e pure si mostra come tale proprietà risulti sostanzialmente ancora verificata quando si prendano in esame i casi critici, ossia i massimi relativi delle osservazioni sperimentali di pioggia ottenuti da eventi anche diversi. È quindi lecito assumere, se gli eventi più intensi sono il frutto di piogge omogenee, che la relazione (8) valga in generale, almeno per un certo campo di scale di integrazione.

In termini probabilistici, la (8) implica:

$$Z_{\lambda T} \stackrel{d}{=} \lambda^n Z_T(t) \quad (9.)$$

dove $\stackrel{d}{=}$ indica l'uguaglianza in distribuzione di probabilità, λ è un fattore di scala e n rappresenta un esponente caratteristico del processo $X(t)$. Sotto condizioni di stazionarietà del processo, si ha ancora la validità della relazione (9) per i massimi definiti dalla (6), vale a dire:

$$H_{\lambda T} \stackrel{d}{=} \lambda^n H_T \quad (10.)$$

da cui:

$$F(h_{\lambda T}) = F(\lambda^n h_T) \quad (11.)$$

L'*invarianza di scala* appena definita implica l'invarianza di scala dei quantili:

$$h_R(\lambda T) = \lambda^n h_R(T) \quad (12.)$$

nonché dei momenti d'ordine qualsivoglia, ossia:

$$E[H_{\lambda T}^j] = \lambda^{jn} E[H_T^j], \quad j=1, 2, 3, \dots \quad (13.)$$

dove il simbolo $E[\cdot]$ indica l'operatore valore atteso (media) e j indica l'ordine del momento.

In virtù della (12) media e varianza vengono a riscalarsi secondo i fattori λ^n e λ^{2n} , rispettivamente, e valgono quindi le relazioni:

$$E[H_{\lambda T}] = \lambda^n E[H_T] \quad (14.)$$

$$\text{var}[H_{\lambda T}] = \lambda^{2n} \text{var}[H_T] \quad (15.)$$

Il controllo dell'invarianza di scala, cioè la verifica della (10) attraverso la (11), è abbastanza laborioso, quando si vogliono analizzare le osservazioni di processi naturali in campo geofisico, anche per i problemi di campionamento dovuti all'insufficiente lunghezza delle serie disponibili con una adeguata risoluzione temporale. Più agevole è invece verificare la validità, quale ipotesi di lavoro, della proprietà (13), espressa in termini di momenti, definibile come *invarianza di scala in senso debole* (Waymire & Gupta, 1990)³, e lasciare libera la forma della distribuzione di probabilità.

Nell'analisi dei fenomeni fisici, come mostrato da diversi autori (Rosso et al., 1991; Nikora, 1991), la proprietà dell'invarianza di scala non può applicarsi al continuo illimitato delle scale possibili, ma va verificata all'interno di un ragionevole campo di scale. Questo campo è in primo luogo dettato dalla fenomenologia esaminata e dalla capacità di osservarne sperimentalmente le caratteristiche. In secondo luogo, è il campo di interesse delle applicazioni tecniche a indicare la necessità che la proprietà in esame sia verificata anche solo in un intervallo ristretto.

Indicando con $[T_{inf}, T_{sup}]$ l'intervallo di durate, entro il quale la precipitazione in un punto dello spazio si presenta scala-invariante nel tempo, e prendendo in esame una qualunque durata τ di riferimento, tale che $T_{inf} \leq \tau \leq T_{sup}$, la (11) e la (12) si possono rispettivamente scrivere, per $\tau = \lambda T$, come:

$$F(h(T)) = F\left(h(\tau)\left(\frac{T}{\tau}\right)^n\right) \quad (16.)$$

$$\frac{h_R(\tau)}{h_R(T)} = \left(\frac{\tau}{T}\right)^n \quad (17.)$$

dove $h_R(\tau)$ è il quantile R -ennale dell'altezza di pioggia per la durata di riferimento τ . Allo stesso modo, dalla (14) e dalla (15) si ricavano le relazioni:

$$E[H_T] = \frac{E[H_\tau]}{\tau^n} T^n \quad (18.)$$

$$\text{var}[H_T] = \frac{\text{var}[H_\tau]}{\tau^{2n}} T^{2n} \quad (19.)$$

dove H è la massima altezza di pioggia per la durata di riferimento τ . In virtù delle (17) e (18) si può osservare come il coefficiente di variazione descritto dal rapporto:

$$V = \sqrt{\text{var}[H_T] / E^2[H_T]}$$

non venga a dipendere dalla durata: l'invarianza di scala comporta quindi l'invarianza del coefficiente di variazione, V , con la durata. Più in generale, l'invarianza di scala comporta, per le statistiche di ogni ordine j -esimo, l'indipendenza da T del rapporto:

$$E\left[\left(H_T - E[H_T]\right)^j\right] \left(\sqrt{\text{var}[H_T]}\right)^{-j}$$

indicando come siano indipendenti dalla durata anche il coefficiente di asimmetria e quello di appiattimento.

I modelli probabilistici capaci di rappresentare le piogge scala-invarianti devono presentare questa proprietà: si può dimostrare, ad esempio, come, nel caso della distribuzione gamma, il suo parametro di forma debba risultare costante per ogni durata; nel caso della lognormale, sia la varianza della trasformata logaritmica del massimo annuale a dover risultare costante; nel caso della legge di Gumbel, sia il rapporto tra i parametri di scala e di

³ Si può peraltro osservare che l'invarianza di scala in senso debole - eq. (13) - implica l'invarianza di scala in senso forte - cioè in distribuzione, eq. (9) - solo se il processo in esame possiede i momenti di qualsiasi ordine.

posizione; nel caso della legge di Frechet, sia il parametro di forma; e nel caso della distribuzione GEV siano i parametri di scala e di forma.

3.2 FORMULAZIONE SCALA-INVARIANTE

In generale, il quantile R -ennale dell'altezza di pioggia può essere determinato come:

$$h_R(T) = E[H_T] + K_R \sqrt{\text{var}[H_T]} \quad (20.)$$

dove K_R è il fattore di frequenza, introdotto da *Chow* [1953]. Per una data forma analitica del modello probabilistico indicato nella (2), il fattore K_R dipende in molti casi dal solo livello di affidabilità, ovvero dal periodo di ritorno: così accade, per esempio, se la (2) segue la distribuzione di Gauss o quella di Gumbel. Tenendo conto delle (18) e (19), dall'espressione del quantile R -ennale si può ottenere la famiglia delle linee segnalatrici scala-invarianti attraverso la relazione:

$$h_R(T) = \left(\frac{E[H_\tau]}{\tau^n} \right) (1 + VK_R) T^n \quad (21.)$$

dove τ è la durata di riferimento, $T' \leq \tau \leq T''$, e V indica il coefficiente di variazione dell'altezza di pioggia, invariante con la durata per $T' \leq T \leq T''$. Se, per semplicità, si assume, senza perdita di generalità, una durata di riferimento τ unitaria nell'unità di misura adottata, si ottiene la relazione:

$$h_R(T) = \mu_1 (1 + VK_R) T^n \quad (22.)$$

che porge la famiglia delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica scala-invarianti per la stazione esaminata in funzione di tre soli parametri: l'esponente di scala, n , il coefficiente di variazione globale, V , e la media dell'altezza di pioggia caduta nella durata di riferimento, solitamente, come detto, assunta unitaria nell'unità di misura adottata e quindi pari a $\mu_1 = E[H_1] \cdot 1^{-n}$.

Come è immediato notare, l'espressione della linea segnalatrice è ottenuta indipendentemente dalla scelta della distribuzione di probabilità che caratterizza il campione dei massimi annuali di precipitazione. Indipendenti da tale scelta sono anche i parametri, stimati, come descritto qui di seguito, in base all'analisi dei soli dati osservati. Non è invece propriamente un parametro il fattore di frequenza, K_R , considerata la sua dipendenza dalla distribuzione di probabilità scelta per caratterizzare il campione dei massimi annuali di precipitazione.

3.3 STIMA DEI PARAMETRI μ_1 , “ N ” E “ V ”

Come appena ribadito, è in pratica conveniente misurare la durata in unità pari a τ , così che $\mu_1 = 1^{-n} E[H_1]$ assume un valore pari alla media delle piogge massime cadute in una durata unitaria. Il valore di μ_1 può venire stimato, unitamente a quello dell'esponente n , mediante la regressione delle medie di altezza di pioggia stimate a partire dalle osservazioni per le varie durate, contro le stesse durate esaminate (operando la trasformazione logarimica delle variabili, il problema si riduce al semplice caso lineare). La stima di V è fornita a sua volta dal coefficiente di variazione globale valutato in base alla matrice delle osservazioni $[h_{ik}]$.

La stima dei parametri del modello scala-invariante può essere agevolmente condotta a scala regionale, utilizzando i dati di altezza di pioggia massima annuale per le diverse durate di interesse, elaborati dalle registrazioni di ogni stazione pluviografica della rete di rilevamento. Una volta calcolate le statistiche locali, le stime di μ , n e V ottenute per ogni stazione della rete possono venire interpolate nello spazio, ricavando in tale modo delle mappe regionali con cui valutare i parametri del modello per qualunque sito di interesse, dove si voglia localizzare il centro di scroscio (Burlando e Rosso, 1966).

3.4 PREVISIONE CON I MODELLI PROBABILISTICI DI GUMBEL, DI FRECHET E LOGNORMALE

3.4.1 LSPS Scala-Invarianti secondo il modello di Gumbel

Se la (2) segue la legge EV1, ovvero del valore estremo di primo tipo (Gumbel, 1958), e assume quindi la forma:

$$F(h) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{h-b_T}{a_T}\right)\right] \quad (23.)$$

il fattore di frequenza, dipende dal solo livello di probabilità (ovvero dal periodo di ritorno) preso in esame e può scriversi come:

$$K_R = -\sqrt{6}/\pi \left\{ \varepsilon + \text{Log}\left[\text{Log}(1/F)\right] \right\} \quad (24.)$$

dove $\varepsilon = 0.5772\dots$ è il numero di Nepero, e y_R la doppia trasformata logaritmica della probabilità cumulata, nota come variabile ridotta. Sostituendo la (24) nella (22) si ottiene quindi:

$$h_R(T) = \mu \left[1 - V\sqrt{6} / \pi \left(\varepsilon + \text{Log Log} \frac{R}{R-1} \right) \right] T^n \quad (25.)$$

dove è evidente il significato dei simboli, già sopra introdotti, e $[\mu_1]=LT^{-n}$. Naturalmente, la (25) può derivarsi anche con la semplice ipotesi statistica di coefficiente di variazione costante per il campo di durate considerato. Inoltre si può notare come l'adozione della (23) riproduca non solo l'invarianza di scala in senso debole, poiché la (23) comporta l'invarianza dei coefficienti di asimmetria ed appiattimento con la durata, ma anche l'invarianza in distribuzione.

Poiché i parametri della (23) sono dati da:

$$a_T = (\sqrt{6} / \pi) V \mu T^n \quad (26.)$$

$$b_T = \left[1 - (\sqrt{6} / \pi) \varepsilon V \right] \mu T^n \quad (27.)$$

queste due relazioni consentono il controllo di affidabilità del metodo scala-invariante confrontando le previsioni ottenute dalla (23) con quelle ricavabili, per ogni durata, mediante la stima diretta dei quantili in base ai soli dati relativi a tale durata. In pratica si può confrontare la (23) quale risulta parametrizzata dalla stima di a_T e b_T direttamente ottenuta dai dati relativi ad una certa durata, con la (23) parametrizzata in base alla (26) ed alla (27).

3.4.2 LSPP Scala-Invarianti secondo il modello di Fréchet

Se la (2) segue la legge EV2, ovvero del valore estremo di secondo tipo (Kottegoda and Rosso, 1997), altrimenti nota come distribuzione di Fréchet, e vale quindi la.

$$F(h) = \exp\left[-\left(\frac{u_T}{h}\right)^{\kappa_T}\right] \quad (28.)$$

il quantile R -ennale può venire espresso come:

$$h_R(T) = u_T \left(\text{Log} \frac{R}{R-1} \right)^{-1/\kappa_T} \quad (29.)$$

dove u_T rappresenta il parametro di scala e κ_T il parametro di forma della distribuzione.

In questo caso, i momenti di ordine j -esimo della H_T esistono soltanto per $j < \zeta_T$ e sono dati dalla relazione:

$$E[H_T^j] = u_T^j \Gamma\left(1 - \frac{j}{\kappa_T}\right) \quad (30.)$$

dove $\Gamma(\cdot)$ indica la funzione gamma. In base a tale insieme di relazioni, si può facilmente osservare come il parametro di forma sia funzione soltanto del coefficiente di variazione e risulti quindi, nel caso scala-invariante, indipendente dalla durata T . La soluzione della equazione:

$$V = \sqrt{\frac{\Gamma(1-2/\kappa)}{\Gamma^2(1-1/\kappa)} - 1} \quad (31.)$$

nell'incognita κ porge quindi il valore del parametro di forma, $\kappa(V)$, della distribuzione nel caso scala-invariante e può essere facilmente risolta e diagrammata (Benjamin e Cornell, 1970). Il parametro di scala della distribuzione risulta quindi espresso dalla:

$$u_T = \frac{E[H_T]}{\Gamma(1-1/\kappa_T)} \quad (32.)$$

che, nell'ipotesi di invarianza di scala, viene a riscalarsi con la stessa legge di potenza dei momenti, ovvero:

$$u_T = \frac{E[H_\tau] \tau^n T^n}{\Gamma(1-1/\kappa)} \quad (33.)$$

Le linee segnalatrici risultano in definitiva esprimibili come:

$$h_R(T) = \frac{\mu_1}{1-\Gamma(1/\kappa)} \left(\text{Log} \frac{R}{R-1} \right)^{-1/\kappa} T^n, \quad (34.)$$

dove, con identico significato a quanto sopra introdotto, μ_1 indica la media dei massimi di pioggia per durata unitaria (ossia, $\mu_1 = E[H_\tau] \tau^{-n}$ per $\tau=1$), n indica l'esponente della legge di invarianza di scala e $\kappa = \kappa(V)$, dove V è ancora il coefficiente di variazione globale.

Si può infine osservare come il fattore di frequenza della (21) risulti in questo caso:

$$K_R = \sqrt{\frac{\Gamma^2(1-1/\kappa)}{\Gamma(1-2/\kappa) - \Gamma^2(1-2/\kappa)}} \left[\frac{1}{\Gamma(1-2/\kappa)} \left(\text{Log} \frac{R}{R-1} \right)^{-1/\kappa} - 1 \right] \quad (35.)$$

e venga a dipendere da κ , e quindi da V .

Poiché i momenti j -esimi sono funzioni della potenza j -esima del parametro di scala, la distribuzione di Fréchet costituisce un perfetto modello probabilistico scala-invariante se il parametro di forma κ non dipende dalla scala di integrazione del processo in esame. In questo caso è facile verificare come non solo il coefficiente di variazione, ma anche quelli di asimmetria e di appiattimento, se esistono, siano indipendenti dalla durata T .

3.4.3 LSPP Scala-Invarianti secondo il modello di Gibrat-Galton (Lognormale)

Se la (2) viene rappresentata con il modello lognormale, ossia vale la:

$$F(h) = \int_0^h \frac{1}{\xi \sigma_{\ln H_T} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln \xi - \mu_{\ln H_T}}{\sigma_{\ln H_T}} \right)^2 \right] d\xi \quad (36.)$$

il quantile R -ennale può venire espresso come:

$$\ln h_R(T) = \mu_{\ln H_T} + \Phi_R \sigma_{\ln H_T} \quad (37.)$$

dove $\mu_{\ln H_T}$ e $\sigma_{\ln H_T}$ rappresentano la media e la deviazione standard di $\ln H_T$, mentre il fattore di frequenza Φ_R corrisponde all'inversa della funzione di distribuzione di probabilità gaussiana standard calcolata in $1-1/R$. Poichè la media e la deviazione standard di $\ln H_T$ sono legate alla media ed alla varianza di H_T dalle relazioni:

$$\mu_{\ln H_T} = \ln E[H_T] - \frac{1}{2} \ln \left(1 + \frac{\text{var}[H_T]}{E^2[H_T]} \right) \quad (38.)$$

$$\sigma_{\ln H_T} = \sqrt{\ln \left(1 + \frac{\text{var}[H_T]}{E^2[H_T]} \right)} \quad (39.)$$

l'invarianza di scala comporta che:

$$\mu_{\ln H_T} = \ln \frac{E[H_T] \tau^{-n} T^n}{\sqrt{1+V^2}} \quad (40.)$$

$$\sigma_{\ln H_T} = \sqrt{\ln(1+V^2)} \quad (41.)$$

così che le linee segnalatrici possono essere riformulate come:

$$h_R(T) = \mu_1 \frac{\exp \left[\Phi_R \sqrt{\text{Log}(1+V^2)} \right]}{\sqrt{1+V^2}} T^n \quad (42.)$$

dove V indica sempre il coefficiente di variazione globale, μ_1 la media dei massimi di pioggia per durata unitaria e n l'esponente della legge di invarianza di scala.

Al fine di verificare l'attendibilità dell'ipotesi di invarianza di scala, i valori dei parametri della distribuzione di probabilità lognormale scala-invariante dell'altezza di pioggia massima annuale di durata T , ossia i valori di $\mu_{\ln H_T}$ e $\sigma_{\ln H_T}$ stimati da:

$$\mu_{LT} = \text{Log} \frac{\mu_1 T^n}{\sqrt{1+V^2}} \quad (43.)$$

$$\sigma_{LT} = \sqrt{\text{Log}(1+V^2)} \quad (44.)$$

possono venire confrontati con le stime di $\mu_{\ln H_T}$ e $\sigma_{\ln H_T}$ effettuate direttamente dai dati relativi ad ogni durata di interesse. Analogo confronto può venire condotto in base ai valori dei quantili, confrontandone le loro stime dirette con i valori dei quantili $h_R(T)$ determinati in base al modello scala-invariante.

Si può infine osservare come, per il modello lognormale, l'ipotesi di coefficiente di variazione indipendente dalla durata comporti non soltanto l'invarianza di σ_{LT} , ma automaticamente anche l'invarianza del coefficiente di asimmetria, γ , con la durata, in quanto $\gamma = 3V + V^3$ dipende soltanto dal valore di V .

4.0 Il Modello Dissipativo

4.1 LO SCOSTAMENTO DEI NUBIFRAGI DAL COMPORTAMENTO SCALA-INVARIANTE

Non sempre la proprietà dell'invarianza di scala è applicabile all'intero campo di durate d'interesse tecnico; anzi, non è infrequente che relazioni di scala rigidamente descritte dalle (16) e (17) non siano in grado di spiegare la

variabilità del processo con il mutare della finestra di integrazione. Come in numerosi altri fenomeni fisici, soprattutto in campo meteorologico, anche le precipitazioni infatti possono presentare una diminuzione delle fluttuazioni quando, da una certa scala, si passa ad analizzare lo stesso fenomeno ad una scala diversa, si tratti sia di scala spaziale che temporale. Tale diminuzione è legata a fenomeni dissipativi, cioè a perdite energetiche che si realizzano, ad esempio, in corrispondenza delle situazioni di blocco ciclonico che tendono a concentrare ed intensificare la attività di circolazione su celle di estensione limitata. Ovvero, in modo simile, si verifica una perdita energetica quando un sollevamento localizzato di origine puramente convettiva tende ad espandersi. I dati di precipitazione riflettono questi comportamenti, sia quando si analizzi il complesso comportamento dei campi di precipitazione, sia quando si analizzi la variabilità temporale del processo fisico in un punto dello spazio.

In questi casi non può perciò essere soddisfatta l'ipotesi di invarianza di scala in senso debole, rappresentata dalla (13), e, di conseguenza, non è più possibile esprimere le linee segnalatrici secondo una relazione del tipo della (17) per l'intero arco delle durate considerate. Il modello dissipativo si fonda quindi sull'ipotesi che, al crescere dell'ordine dei momenti, le relative relazioni di scala, prima espresse dalla (13) siano ora esprimibili come:

$$E[H_{\lambda T}^j] = \lambda^{j\varphi(j)} E[H_T^j], \quad j=1, 2, 3, \dots \quad (45.)$$

dove la funzione $\varphi(j)$ è una funzione uniformemente convessa (cioè $d^2\varphi/dj^2 > 0 \quad \forall j > 0$) o, in alternativa, concava (cioè $d^2\varphi/dj^2 < 0 \quad \forall j > 0$), denominata funzione di dissipazione e propria dei sistemi stocastici dissipativi. Per questa ragione il modello dissipativo è anche indicato come modello *multiscala*, in contrapposizione a quello scala-invariante. Il caso dell'invarianza di scala rappresenta peraltro un caso particolare della (45), cioè quello in cui $\varphi(j)=1, \forall j>0$, con conseguente degenerazione della (45) nella (13). Nel caso multiscala, quindi, i momenti dei diversi ordini saranno caratterizzati da relazioni di scala con esponenti differenti, vale a dire, riscrivendo la (45) con notazione simile alla (13),:

$$E[H_{\lambda T}^j] = \lambda^{n_j} E[H_T^j] \quad (46.)$$

dove n_j è l'esponente della relazione di scala per il momento del generico ordine j -esimo. Quindi, tanto il coefficiente di variazione, quanto quelli di asimmetria e di appiattimento non costituiscono più delle caratteristiche invarianti con la durata, ma variano con essa.

Questa circostanza ha immediata conseguenza sulla distribuzione di probabilità utilizzabile per la descrizione del comportamento di estremo, $F(h)$, che viene ad essere vincolata nella sua forma analitica al rispetto delle proprietà di convessità o concavità della funzione di dissipazione. Ad esempio, la legge di Gumbel, che presenta valori costanti dei coefficienti di asimmetria e di appiattimento, dunque non rispondenti alla proprietà espressa dalla (46), non è in grado di descrivere la dissipazione statistica. Allo stesso modo, altre distribuzioni di uso corrente nella rappresentazione dei processi di estremo, come la leggi di Fréchet e di Weibull e la *GEV*, non si adattano a descrivere tale comportamento. Al contrario, distribuzioni come la lognormale presentano i requisiti richiesti dal comportamento multiscala e descrivono quindi in modo efficace la dissipazione statistica.

4.2 FORMULAZIONE DISSIPATIVA DELLE LSPP

In analogia alla (18) ed alla (19), dalla (29) discendono le relazioni:

$$E[H_T] = \left(\frac{E[H_\tau]}{\tau^{n_1}} \right) T^{n_1} \quad (47.)$$

$$E[H_T^2] = \left(\frac{E[H_\tau^2]}{\tau^{2n_2}} \right) T^{2n_2} \quad (48.)$$

con significato dei simboli del tutto analogo a quello precedentemente introdotto. In questo caso la (20) può essere scritta come:

$$h_R(T) = \left(\frac{E[H_\tau]}{\tau^{n_1}} \right) T^{n_1} + K_R \sqrt{\left(\frac{E[H_\tau^2]}{\tau^{2n_2}} \right) T^{2n_2} - \left(\frac{E^2[H_\tau]}{\tau^{2n_1}} \right) T^{2n_1}} \quad (49.)$$

da cui è immediato ricavare la relazione che esprime la formulazione generale delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica multiscala nella forma:

$$h_R(T) = \mu_1 \left[1 + K_R \sqrt{(\mu_2 / \mu_1^2) T^{2(n_2 - n_1)} - 1} \right] T^{n_1} \quad (50.)$$

ove si è posto:

$$\mu_1 = E[H_1] 1^{-n_1} \quad (51.)$$

$$\mu_2 = E[H_1^2] 1^{-2n_2} \quad (52.)$$

Rispetto alla (22) è evidente come la famiglia di linee segnalatrici multiscala espressa dalla (33) dipenda da quattro parametri, anziché tre, vale a dire gli esponenti di scala del primo e secondo momento, n_1 e n_2 , la media dell'altezza di pioggia caduta in una durata unitaria nella durata di riferimento, ed i valori del momento di secondo ordine relativo alla durata unitaria, $\mu_2^2 = E[H_1^2] 1^{-2n_2}$.

4.3 STIMA DEI PARAMETRI, μ_1 , μ_2 , n_1 , n_2

Anche in questo caso, come già osservato, conviene misurare la durata in unità pari a τ , così che la media delle piogge massime cadute in una durata unitaria fornisca ancora il valore di μ_1 . In questo modo il valore di μ_1 può venire stimato, unitamente a quello dell'esponente n_1 , mediante la regressione delle medie delle altezze di pioggia calcolate in base alle osservazioni per le varie durate, contro le stesse durate esaminate. Allo stesso modo, si potranno stimare i valori del momento di secondo ordine relativo alla durata unitaria, μ_2 , ed il relativo esponente di scala, $2n_2$, mediante la regressione dei valori campionari dei momenti del secondo ordine contro le durate stesse. E' appena il caso di sottolineare come, operando la trasformazione logarimica delle variabili, il problema si riduca ancora al semplice caso lineare.

Come per il modello scala-invariante, con il *modello dissipativo* si può anche operare a scala regionale, stimando i quattro parametri del modello per ogni stazione pluviografica del territorio in esame e interpolando opportunamente tali stime nello spazio. Si ottengono in tal modo mappe dei parametri μ_1 , μ_2 , n_1 e n_2 , in base alle quali si possono valutare le linee segnalatrici in ogni punto della regione (Burlando e Rosso, 1996), in cui si voglia localizzare il centro di scroscio.

4.4 PREVISIONE CON IL MODELLO LOGNORMALE

Tra i modelli probabilistici esaminati in letteratura, quello che meglio si adatta a descrivere un comportamento di tipo dissipativo è costituito dalla distribuzione lognormale (Burlando e Rosso, 1996). Infatti, come poco sopra rammentato, tanto la distribuzione di Gumbel, quanto quella di Frechet, tendono ad identificare comportamenti di tipo scala-invariante: nella prima i coefficienti di asimmetria ed appiattimento sono infatti costanti, per cui essa non è in grado di spiegare lo smorzamento delle fluttuazioni che caratterizza il comportamento dissipativo; mentre la seconda prevede che i momenti si riscalino allo stesso modo. Per una variabile distribuita secondo una distribuzione lognormale:

$$F(h) = \int_0^h \frac{1}{\xi \sigma_{\ln H_T} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln \xi - \mu_{\ln H_T}}{\sigma_{\ln H_T}} \right)^2 \right] d\xi \quad (53.)$$

dove $\mu_{\ln H_T}$ e $\sigma_{\ln H_T}$ rappresentano rispettivamente la media e la deviazione standard di $\ln H_T$, il momento j -esimo è dato da:

$$E[H_T^j] = m_T^j (1 + V_T^2)^{\frac{1}{2}j^2} \quad (54.)$$

dove m_T^j indica la mediana di H_T ossia il quantile dell'altezza di pioggia di durata T relativo alla probabilità $F=0.50$ e V_T il coefficiente di variazione per la pioggia di durata T . La funzione di dissipazione risulta conseguentemente così esprimibile:

$$\varphi(j) = 2\varphi_2 - 1 + 2(1 - \varphi_2)j^{-1} \quad (55.)$$

con $\varphi_2 = \varphi(2)$, e rispetta la condizione (Burlando e Rosso, 1996) posta dalla (45).

Ricordiamo come il quantile R -ennale secondo il modello di Gibrat-Galton sia esprimibile mediante la:

$$\ln h_R(T) = \mu_{\ln H_T} + \Phi_R \sigma_{\ln H_T} \quad (56.)$$

in cui il fattore di frequenza Φ_R corrisponde all'inversa della funzione di distribuzione di probabilità gaussiana standard calcolata in $1-1/R$. Poichè la media e la deviazione standard di $\ln H_T$ sono legate alla media ed alla varianza di H_T dalle relazioni (38) e (39):

$$\mu_{\ln H_T} = \ln E[H_T] - \frac{1}{2} \ln \left(1 + \frac{\text{var}[H_T]}{E^2[H_T]} \right) \quad (57.)$$

$$\sigma_{\ln H_T} = \sqrt{\ln \left(1 + \frac{\text{var}[H_T]}{E^2[H_T]} \right)}, \quad (58.)$$

la linea segnalatrice lognormale multiscala si ottiene sostituendo le equazioni (47), (48), (51) e (52) nella (57) e nella (58) e, successivamente, i risultati di tali sostituzioni nella (56). La formulazione dissipativa del modello di Gibrat-Galton risulta perciò:

$$h_R(T) = \frac{\mu_1^2}{\sqrt{\mu_2}} e^{\Phi_R \sqrt{\text{Log}[(\mu_2/\mu_1^2)T^{2(n_2-n_1)}]}} T^{2n_1-n_2} \quad (59.)$$

dove i quattro parametri μ_1 , μ_2 , n_1 e n_2 hanno il significato precedentemente introdotto. E' infine immediato constatare come la (59) si riduca alla (42) nel caso in cui $\varphi(j)=1$, cioè $n_2=n_j=n_1$.

**RISCHIO IDROMETEOROLOGICO
NEL BACINO DEL TORRENTE LAVAGNA**

Questa Appendice presenta le rappresentazioni tabellari e grafiche relative alla determinazione del rischio idrometeorologico nel bacino del torrente Lavagna.

In particolare, rimandando a quanto già accennato nel Capitolo 6.0, sono qui riportate, per ognuna delle stazioni ricadenti nel bacino del fiume Entella⁴ (di cui il Lavagna è l'affluente di maggior rilievo), le seguenti tabelle ed elaborazioni⁵:

- o tabella dei massimi annuali di precipitazione per durate di 1, 3, 6, 12 e 24 ore;
- o tabella delle principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata;
- o tabella degli esponenti di scala e dei parametri della Linea Segnalatrice di Probabilità Pluviometrica⁶ (LSPP);
- o grafico della relazione di scala tra momenti e durate;
- o grafico della variazione degli esponenti di scala al variare dell'ordine del momento;
- o grafico del confronto tra quantili osservati e quantili regolarizzati mediante la distribuzione lognormale a 2 parametri;
- o grafico delle Linee Segnalatrici di Probabilità Pluviometrica per periodi di ritorno di 10, 100 e 200 anni.

Tabella B. - Stazione di Neirone. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1948 | 76.6 | 104.4 | 104.6 | 130.6 | 167.4 |
| 1949 | 59.2 | 59.4 | 75.0 | 140.0 | 200.0 |
| 1950 | 25.0 | 65.0 | 109.0 | 145.0 | 177.8 |
| 1951 | 39.0 | 60.6 | 91.0 | 156.2 | 190.6 |
| 1952 | 38.0 | 61.0 | 73.0 | 79.8 | 112.4 |
| 1953 | 100.0 | 139.4 | 140.8 | 167.0 | 201.0 |
| 1954 | 57.6 | 66.6 | 73.4 | 94.2 | 130.2 |
| 1955 | 29.4 | 42.8 | 64.4 | 90.6 | 117.6 |
| 1956 | 21.0 | 27.0 | 43.0 | 73.2 | 101.2 |
| 1957 | 42.2 | 79.0 | 99.0 | 189.0 | 220.2 |
| 1958 | 35.8 | 70.0 | 118.0 | 122.0 | 200.0 |
| 1959 | 43.4 | 80.0 | 113.4 | 144.0 | 194.0 |
| 1960 | 51.0 | 82.6 | 94.4 | 107.6 | 108.6 |

⁴ Vale la pena ricordare che nell'analisi del rischio idrologico, cioè al fine della determinazione della portata al colmo per assegnato periodo di ritorno, sono state considerate altre stazioni esterne al bacino dell'Entella, a tutto vantaggio della stabilità e robustezza della stima. Risultando irrilevante ai fini dell'analisi all'interno del bacino la valutazione del rischio locale in tali stazioni ne è stata omessa in questa Appendice la rappresentazione dettagliata.

⁵ Per un maggior approfondimento relativamente agli aspetti prettamente teorici dell'analisi di rischio idrometeorologico si rimanda all'Appendice B4.

⁶ Vale la pena di rammentare che i parametri qui riportati specificano completamente la LSPP (come indicato in Appendice B4), a meno del fattore di frequenza, che dipende dalla scelta della distribuzione di probabilità utilizzata per rappresentare il comportamento dei quantili osservati. Tali parametri sono validi per qualunque periodo di ritorno.

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1961 | 43.0 | 82.0 | 110.0 | 131.0 | 145.2 |
| 1962 | 22.2 | 41.2 | 56.6 | 89.2 | 110.4 |
| 1963 | 80.0 | 115.4 | 115.4 | 120.4 | 155.6 |
| 1964 | 49.0 | 93.0 | 141.4 | 152.4 | 167.6 |
| 1965 | 47.0 | 109.6 | 110.0 | 139.0 | 204.0 |
| 1966 | 44.0 | 44.0 | 71.4 | 86.4 | 120.4 |
| 1967 | 39.0 | 72.6 | 105.0 | 128.0 | 148.4 |
| 1968 | 38.4 | 47.0 | 88.0 | 104.0 | 142.2 |
| 1969 | 40.0 | 93.0 | 120.6 | 146.0 | 174.8 |
| 1970 | 73.0 | 128.6 | 131.0 | 147.6 | 205.6 |
| 1971 | 38.4 | 65.0 | 73.4 | 95.8 | 132.6 |
| 1972 | 43.8 | 76.8 | 78.0 | 104.0 | 130.8 |
| 1973 | 65.0 | 77.0 | 136.6 | 155.0 | 163.4 |
| 1974 | 31.0 | 61.4 | 85.6 | 100.4 | 130.0 |
| 1975 | 44.0 | 95.0 | 159.0 | 193.0 | 233.0 |
| 1976 | 49.7 | 73.0 | 91.8 | 104.2 | 140.0 |
| 1977 | 30.0 | 61.8 | 100.0 | 109.8 | 137.6 |

Tabella B. - Stazione di Neirone. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di NEIRONE | | | | | | | |
|---------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| durata | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 46.5 | 320.6 | 17.9 | 0.385 | 2.531E+03 | 1.556E+05 | 1.076E+07 |
| 3 | 75.8 | 670.2 | 25.9 | 0.342 | 6.525E+03 | 6.122E+05 | 6.217E+07 |
| 6 | 99.1 | 745.9 | 27.3 | 0.276 | 1.064E+04 | 1.212E+06 | 1.453E+08 |
| 12 | 124.8 | 975.3 | 31.2 | 0.250 | 1.689E+04 | 2.386E+06 | 3.531E+08 |
| 24 | 158.8 | 1370.0 | 37.0 | 0.233 | 2.705E+04 | 4.785E+06 | 8.807E+08 |

Tabella B. - Stazione di Neirone. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.384$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 48.3 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.740$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2545.4 |
| ordine 3 | $3n_3 = 1.068$ | n_1 , [-] | 0.424 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.370$ | n_2 , [-] | 0.419 |

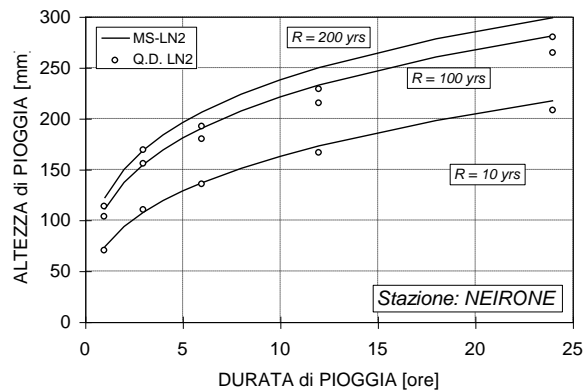
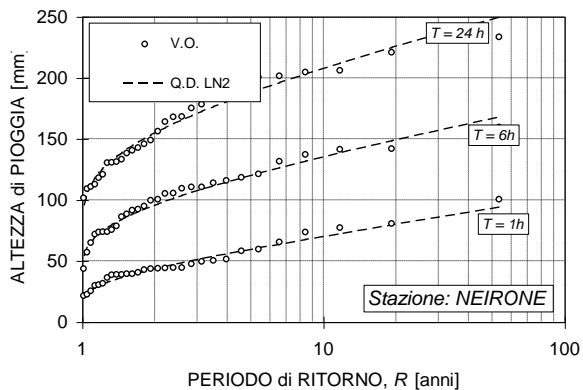
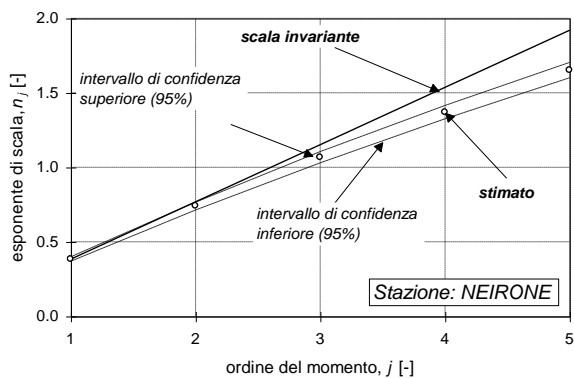
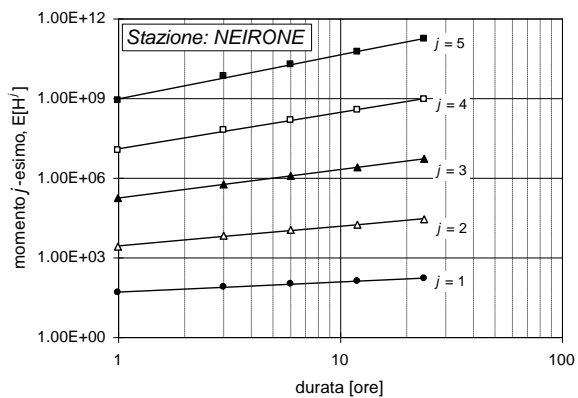


Tabella B. - Stazione di Colonia Arnaldi. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1949 | 30.6 | 51.0 | 78.6 | 115.8 | 155.0 |
| 1950 | 25.0 | 56.0 | 78.0 | 140.6 | 167.2 |
| 1952 | 44.0 | 71.4 | 86.4 | 94.2 | 120.6 |
| 1953 | 45.0 | 96.0 | 148.6 | 178.0 | 212.2 |
| 1954 | 57.0 | 63.8 | 72.2 | 95.8 | 136.8 |
| 1955 | 35.6 | 65.0 | 101.0 | 144.4 | 148.2 |
| 1956 | 20.2 | 45.0 | 66.4 | 112.0 | 178.4 |
| 1957 | 37.0 | 68.6 | 79.4 | 122.0 | 145.0 |
| 1958 | 33.0 | 56.6 | 86.4 | 142.6 | 220.4 |
| 1959 | 39.0 | 72.0 | 120.0 | 154.0 | 185.8 |
| 1960 | 51.0 | 86.0 | 112.2 | 136.0 | 136.0 |
| 1961 | 92.4 | 176.8 | 220.0 | 221.2 | 223.6 |
| 1962 | 22.0 | 45.2 | 68.2 | 108.4 | 130.8 |
| 1963 | 52.0 | 118.4 | 118.4 | 121.0 | 135.6 |
| 1964 | 35.0 | 78.0 | 102.8 | 110.0 | 164.0 |
| 1965 | 49.6 | 77.2 | 80.4 | 99.0 | 144.0 |
| 1966 | 54.0 | 77.2 | 86.0 | 98.0 | 134.4 |
| 1967 | 56.0 | 81.0 | 112.4 | 121.4 | 159.2 |
| 1968 | 60.0 | 80.4 | 117.4 | 148.0 | 190.8 |
| 1969 | 21.0 | 44.0 | 74.0 | 86.8 | 109.8 |
| 1970 | 23.8 | 50.0 | 88.0 | 136.0 | 187.0 |
| 1971 | 35.4 | 59.0 | 68.4 | 94.8 | 113.4 |
| 1972 | 44.0 | 74.8 | 76.2 | 91.0 | 106.8 |
| 1973 | 78.0 | 119.0 | 177.6 | 192.8 | 203.4 |
| 1974 | 27.0 | 53.0 | 68.0 | 86.0 | 131.0 |

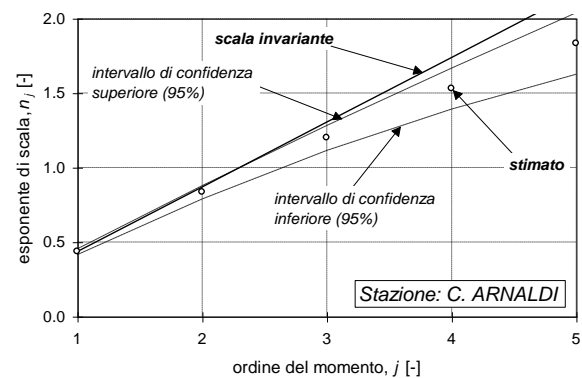
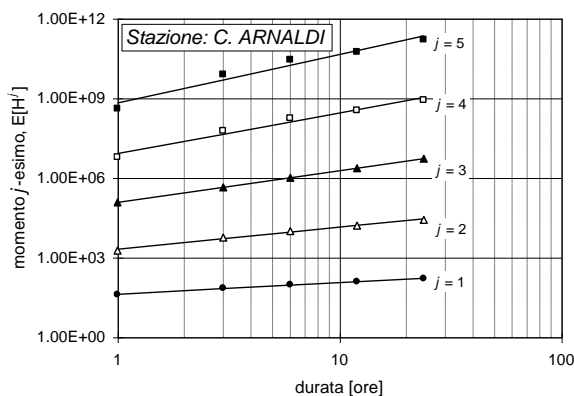
| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1975 | 48.0 | 104.0 | 127.4 | 177.0 | 200.4 |
| 1976 | 40.0 | 50.2 | 80.0 | 104.4 | 157.1 |
| 1977 | 50.0 | 70.0 | 100.0 | 120.0 | 186.6 |
| 1978 | 32.4 | 52.6 | 79.4 | 93.2 | 107.0 |
| 1979 | 33.4 | 76.2 | 116.8 | 156.0 | 235.8 |
| 1980 | 32.0 | 54.2 | 64.2 | 87.8 | 120.6 |
| 1981 | 30.2 | 49.8 | 68.6 | 100.0 | 114.4 |
| 1982 | 26.0 | 43.4 | 60.0 | 118.0 | 150.0 |
| 1983 | 29.0 | 48.4 | 86.4 | 124.0 | 211.0 |
| 1984 | 40.8 | 78.0 | 106.0 | 137.6 | 159.4 |
| 1985 | 19.8 | 40.4 | 51.4 | 96.8 | 135.6 |
| 1986 | 10.4 | 20.0 | 27.4 | 39.0 | 120.0 |

Tabella B. - Stazione di Colonia Arnaldi. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di COLONIA ARNALDI | | | | | | | |
|-----------------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| durata | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 39.4 | 269.6 | 16.4 | 0.416 | 1.819E+03 | 9.698E+04 | 5.911E+06 |
| 3 | 69.0 | 782.2 | 28.0 | 0.405 | 5.521E+03 | 5.215E+05 | 5.851E+07 |
| 6 | 93.4 | 1242.4 | 35.2 | 0.378 | 9.926E+03 | 1.217E+06 | 1.725E+08 |
| 12 | 121.7 | 1205.1 | 34.7 | 0.285 | 1.599E+04 | 2.257E+06 | 3.418E+08 |
| 24 | 157.8 | 1335.5 | 36.5 | 0.232 | 2.619E+04 | 4.564E+06 | 8.310E+08 |

Tabella B. - Stazione di Colonia Arnaldi. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.435$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 41.2 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.834$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2015.5 |
| ordine 3 | $3n_3 = 1.199$ | n_1 , [-] | 0.435 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.530$ | n_2 , [-] | 0.417 |



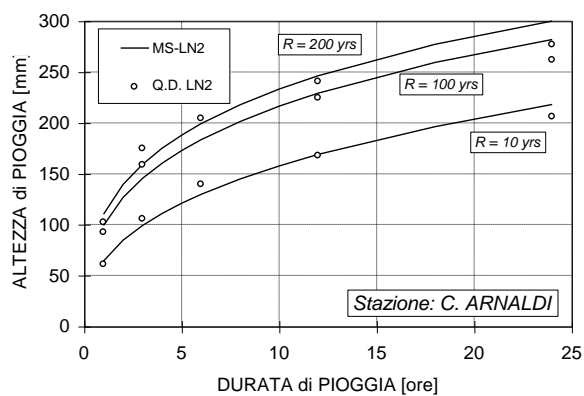
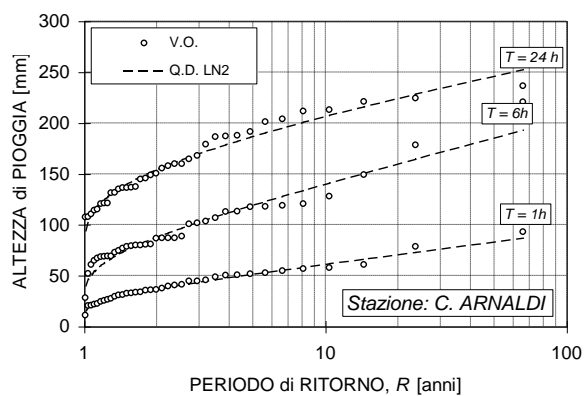


Tabella B. - Stazione di Piana di Soglio. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1937 | 50.0 | 72.0 | 74.2 | 91.0 | 164.2 |
| 1938 | 62.0 | 84.6 | 133.4 | 170.4 | 190.0 |
| 1939 | 26.8 | 43.0 | 59.6 | 89.0 | 119.2 |
| 1940 | 37.6 | 51.2 | 88.2 | 110.4 | 150.4 |
| 1941 | 36.6 | 49.0 | 68.4 | 70.4 | 122.8 |
| 1943 | 71.0 | 100.0 | 100.6 | 100.8 | 100.8 |
| 1946 | 34.0 | 56.0 | 74.6 | 83.4 | 140.6 |
| 1947 | - | 29.0 | 44.4 | 68.0 | 107.0 |
| 1949 | 30.0 | 42.2 | 56.6 | 90.4 | 134.0 |
| 1951 | 55.0 | 71.6 | 79.4 | 95.4 | 131.2 |
| 1952 | 86.0 | 115.0 | 138.2 | 174.8 | 180.8 |
| 1953 | 75.0 | 113.0 | 159.0 | 179.6 | 225.8 |
| 1955 | 33.8 | 56.0 | 91.0 | 124.6 | 129.0 |
| 1956 | 28.0 | 34.0 | 47.0 | 84.2 | 132.6 |
| 1957 | 30.2 | 53.0 | 71.8 | 96.4 | 140.0 |
| 1958 | 26.6 | 42.8 | 56.2 | 98.4 | 145.2 |
| 1961 | 59.4 | 142.0 | 158.6 | 159.4 | 160.0 |
| 1962 | 23.2 | 43.2 | 61.2 | 90.8 | 103.2 |
| 1967 | 45.0 | 80.6 | 81.6 | 92.2 | 98.0 |
| 1968 | 42.0 | 90.0 | 106.0 | 107.0 | 130.0 |
| 1969 | 34.0 | 48.2 | 90.0 | 90.6 | 94.0 |
| 1970 | 151.6 | 207.6 | 239.6 | 258.4 | 279.0 |
| 1971 | 26.0 | 44.6 | 52.2 | 73.2 | 81.6 |
| 1972 | 48.6 | 76.0 | 92.0 | 117.0 | 149.0 |
| 1973 | 39.0 | 116.2 | 131.6 | 149.0 | 154.4 |
| 1974 | 24.2 | 42.0 | 52.4 | 87.0 | 146.0 |
| 1975 | 32.0 | 40.0 | 68.0 | 114.0 | 155.0 |
| 1976 | 32.1 | 70.6 | 100.3 | 111.4 | 126.3 |
| 1977 | 30.2 | 50.0 | 90.0 | 138.0 | 167.4 |
| 1979 | 35.0 | 61.2 | 71.4 | 106.8 | 139.0 |
| 1980 | 24.4 | 42.0 | 59.0 | 95.8 | 105.0 |
| 1981 | 24.6 | 32.0 | 42.2 | 42.2 | 60.0 |
| 1982 | 34.0 | 55.0 | 83.4 | 114.2 | 124.0 |
| 1986 | 14.4 | 23.8 | 23.8 | 23.8 | 30.8 |
| 1987 | 18.6 | 34.2 | 45.8 | 54.4 | 54.4 |
| 1988 | 11.2 | 18.0 | 24.8 | 30.4 | 36.0 |

Tabella B. - Stazione di Piana di Soglio. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di <i>PIANA DI SOGLIO</i> | | | | | | | |
|------------------------------------|---------|--------------------|----------|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>durata</i> | $E H_d$ | var | <i>s</i> | <i>CV</i> | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 40.9 | 655.1 | 25.6 | 0.626 | 2.311E+03 | 1.878E+05 | 2.047E+07 |
| 3 | 64.7 | 1430.1 | 37.8 | 0.584 | 5.578E+03 | 6.358E+05 | 9.058E+07 |
| 6 | 83.8 | 1823.9 | 42.7 | 0.510 | 8.794E+03 | 1.151E+06 | 1.831E+08 |
| 12 | 105.1 | 2000.4 | 44.7 | 0.426 | 1.299E+04 | 1.868E+06 | 3.113E+08 |
| 24 | 130.7 | 2306.0 | 48.0 | 0.367 | 1.934E+04 | 3.161E+06 | 5.698E+08 |

Tabella B. - Stazione di Piana di Soglio. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.365$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 42.2 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.664$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2498.4 |
| ordine 3 | $3n_3 = 0.878$ | n_1 , [-] | 0.365 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.032$ | n_2 , [-] | 0.332 |

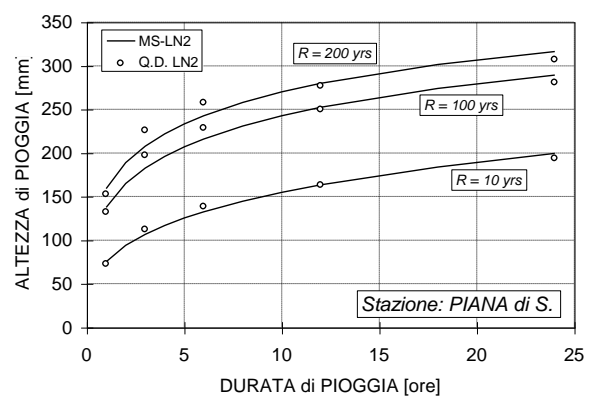
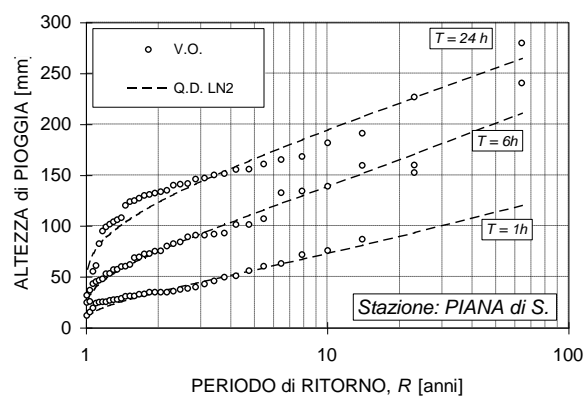
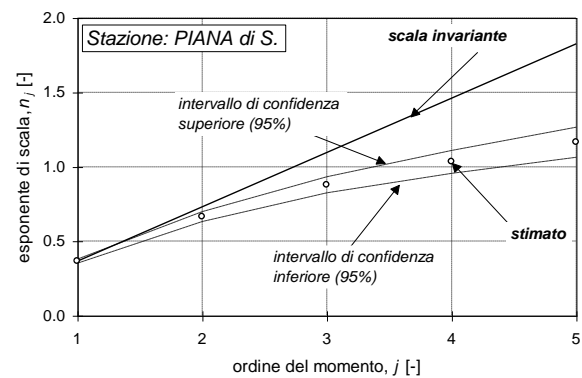
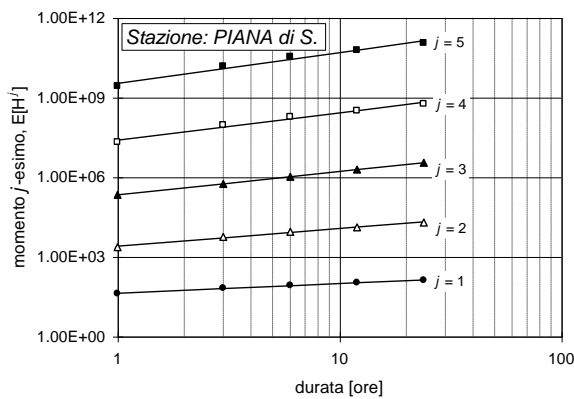


Tabella B. - Stazione di Tigliolo. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1932 | 41.0 | 46.2 | 68.6 | 100.6 | 138.6 |
| 1933 | 33.4 | 50.4 | 67.4 | 99.4 | 129.0 |
| 1934 | 57.6 | 84.2 | 131.2 | 181.2 | 195.4 |
| 1935 | 37.6 | 50.0 | 70.0 | 98.2 | 139.4 |
| 1936 | 46.8 | 84.8 | 93.8 | 104.8 | 113.6 |
| 1937 | 37.6 | 55.0 | 79.2 | 85.4 | 136.4 |
| 1938 | 63.0 | 102.2 | 127.2 | 168.8 | 202.0 |
| 1939 | 33.2 | 45.0 | 77.0 | 91.0 | 167.6 |
| 1940 | 66.0 | 108.8 | 118.6 | 163.0 | 240.0 |
| 1941 | 30.6 | 42.6 | 63.8 | 75.4 | 106.4 |
| 1942 | 31.2 | 55.2 | 62.4 | 86.4 | 92.4 |
| 1943 | 41.0 | 87.6 | 94.2 | 94.2 | 101.2 |
| 1944 | 29.0 | 53.0 | 58.6 | 79.6 | 87.6 |
| 1945 | 61.2 | 76.4 | 84.8 | 85.8 | 108.0 |
| 1946 | 34.0 | 38.4 | 59.0 | 68.4 | 98.0 |
| 1947 | 38.0 | 48.4 | 52.0 | 69.2 | 93.0 |
| 1948 | 37.0 | 76.0 | 88.2 | 88.4 | 128.4 |
| 1950 | 36.2 | 45.2 | 75.6 | 95.4 | 114.6 |
| 1951 | 27.8 | 49.0 | 80.0 | 100.0 | 126.8 |
| 1952 | 51.0 | 61.8 | 99.0 | 121.2 | 146.4 |
| 1953 | 38.0 | 85.6 | 135.0 | 165.0 | 183.8 |
| 1954 | 76.4 | 81.0 | 86.2 | 87.0 | 105.0 |
| 1955 | 37.0 | 41.0 | 63.0 | 86.6 | 94.4 |
| 1956 | 29.2 | 40.0 | 55.0 | 77.0 | 96.8 |
| 1957 | 19.6 | 41.2 | 61.8 | 73.0 | 110.6 |
| 1958 | 54.8 | 92.0 | 110.8 | 125.0 | 138.6 |
| 1959 | 39.2 | 65.2 | 79.2 | 151.0 | 192.0 |
| 1960 | 39.0 | 59.0 | 74.8 | 91.2 | 94.6 |
| 1961 | 35.0 | 80.4 | 91.2 | 108.8 | 123.2 |
| 1962 | 32.4 | 54.2 | 84.2 | 99.2 | 108.2 |
| 1967 | 67.0 | 95.6 | 98.0 | 114.0 | 120.0 |
| 1968 | 67.0 | 100.8 | 115.4 | 121.8 | 134.6 |
| 1969 | 51.0 | 100.0 | 136.0 | 172.0 | 186.4 |
| 1970 | 41.0 | 81.0 | 149.0 | 213.0 | 232.2 |
| 1971 | 72.4 | 89.6 | 89.6 | 100.0 | 147.0 |
| 1972 | 38.0 | 89.0 | 138.0 | 205.4 | 228.4 |
| 1973 | 34.6 | 64.4 | 83.4 | 97.2 | 106.0 |
| 1974 | 34.0 | 51.0 | 63.6 | 72.8 | 79.6 |
| 1975 | 36.0 | 78.0 | 118.0 | 149.0 | 175.2 |
| 1976 | 49.8 | 74.8 | 80.1 | 90.6 | 119.6 |
| 1977 | 20.0 | 40.0 | 89.4 | 130.6 | 170.6 |
| 1978 | 14.0 | 32.6 | 45.4 | 53.4 | 74.8 |
| 1979 | 45.6 | 74.0 | 89.2 | 115.4 | 206.0 |
| 1980 | 18.4 | 43.6 | 61.6 | 81.8 | 99.8 |
| 1981 | 48.2 | 92.6 | 113.6 | 133.4 | 143.8 |
| 1982 | 113.0 | 237.8 | 439.0 | 467.0 | 551.8 |
| 1983 | 17.0 | 34.4 | 53.4 | 91.0 | 163.8 |
| 1984 | 24.0 | 41.4 | 70.2 | 81.6 | 110.8 |
| 1985 | 21.4 | 40.0 | 66.8 | 89.2 | 112.2 |

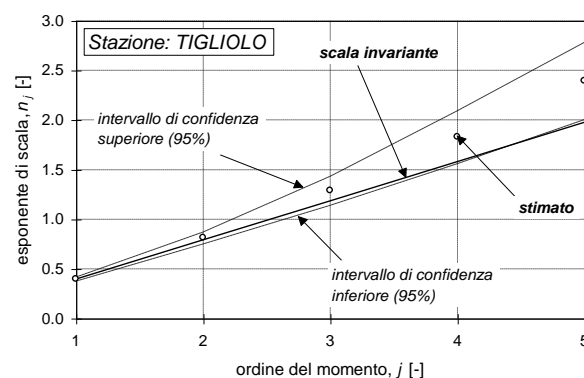
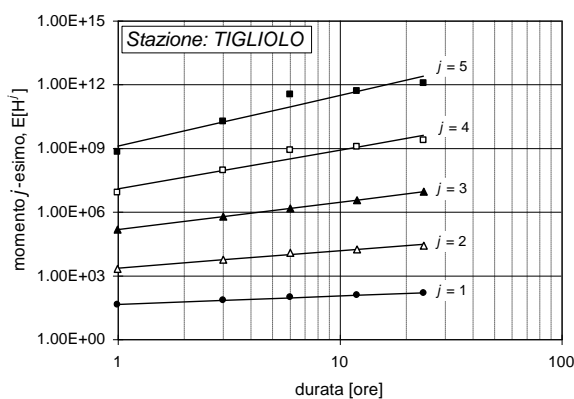
| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1986 | 27.8 | 35.4 | 41.8 | 41.8 | 55.0 |
| 1987 | 23.2 | 44.0 | 59.4 | 84.6 | 113.2 |
| 1988 | 21.4 | 33.8 | 55.0 | 65.4 | 93.8 |
| 1989 | 46.0 | 86.0 | 132.0 | 180.4 | 200.4 |
| 1991 | 47.0 | 68.0 | 75.8 | 75.8 | 91.0 |
| 1992 | 25.0 | 57.0 | 87.0 | 123.4 | 193.0 |

Tabella B. - Stazione di Tigliolo. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di TIGLIOLO | | | | | | | |
|----------------------|-----------------|---------------------------|-------------|-------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| durata [ore] | $E H_d$ [mm] | var [mm ²] | s [mm] | CV [-] | $E H_d^2$ [mm ²] | $E H_d^3$ [mm ³] | $E H_d^4$ [mm ⁴] |
| 1 | 40.7 | 312.6 | 17.7 | 0.435 | 1.961E+03 | 1.127E+05 | 7.698E+06 |
| 3 | 67.0 | 1017.5 | 31.9 | 0.476 | 5.487E+03 | 5.908E+05 | 8.684E+07 |
| 6 | 91.7 | 2970.5 | 54.5 | 0.594 | 1.132E+04 | 2.333E+06 | 7.622E+08 |
| 12 | 114.0 | 3767.2 | 61.4 | 0.538 | 1.670E+04 | 3.574E+06 | 1.123E+09 |
| 24 | 142.2 | 5058.9 | 71.1 | 0.500 | 2.519E+04 | 6.258E+06 | 2.250E+09 |

Tabella B. - Stazione di Tigliolo. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.395$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 42.4 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.811$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2183.3 |
| ordine 3 | $3n_3 = 1.288$ | n_1 , [-] | 0.395 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.828$ | n_2 , [-] | 0.406 |



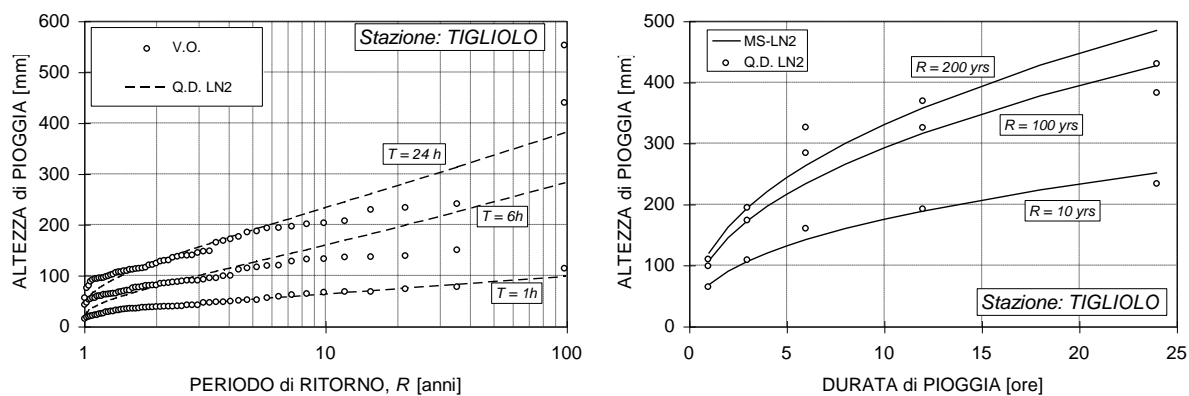


Tabella B. - Stazione di Giacopiane. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1932 | 33.4 | 42.2 | 61.0 | 81.2 | 123.0 |
| 1933 | 21.8 | 40.4 | 50.4 | 68.4 | 102.2 |
| 1934 | 47.0 | 78.8 | 117.6 | 154.4 | 169.8 |
| 1935 | 37.0 | 78.0 | 87.8 | 104.4 | 130.6 |
| 1936 | 32.0 | 53.0 | 74.6 | 87.0 | 113.0 |
| 1937 | 37.8 | 49.4 | 64.0 | 69.4 | 132.2 |
| 1938 | 43.0 | 78.4 | 96.0 | 130.2 | 157.4 |
| 1939 | 37.0 | 57.4 | 78.0 | 93.4 | 163.4 |
| 1940 | 47.8 | 58.4 | 65.0 | 103.2 | 140.0 |
| 1941 | 20.0 | 34.4 | 53.8 | 61.4 | 84.4 |
| 1942 | 32.4 | 54.2 | 58.4 | 63.0 | 74.6 |
| 1943 | 21.6 | 45.8 | 58.2 | 62.8 | 86.2 |
| 1944 | 31.0 | 47.8 | 55.8 | 60.4 | 77.4 |
| 1945 | 40.6 | 95.0 | 122.8 | 126.4 | 127.4 |
| 1946 | 25.4 | 34.0 | 49.0 | 69.4 | 104.0 |
| 1947 | 20.2 | 24.0 | 37.6 | 52.0 | 78.4 |
| 1948 | 64.2 | 108.4 | 118.8 | 122.8 | 160.8 |
| 1949 | 37.0 | 48.4 | 52.4 | 81.2 | 115.2 |
| 1950 | 31.0 | 41.0 | 74.0 | 91.2 | 112.4 |
| 1951 | 27.4 | 51.2 | 52.0 | 82.2 | 115.0 |
| 1952 | 68.0 | 86.2 | 116.8 | 141.0 | 148.0 |
| 1953 | 51.0 | 93.2 | 111.2 | 135.0 | 166.2 |
| 1954 | 63.6 | 74.2 | 82.6 | 83.0 | 107.8 |
| 1955 | 40.0 | 51.6 | 66.0 | 84.6 | 113.6 |
| 1956 | 30.6 | 42.8 | 58.0 | 85.6 | 101.0 |
| 1957 | 18.6 | 38.0 | 57.8 | 82.6 | 133.0 |
| 1958 | 44.0 | 91.4 | 112.6 | 133.0 | 146.4 |
| 1959 | 40.0 | 59.0 | 85.0 | 157.6 | 205.4 |
| 1960 | 48.0 | 73.0 | 97.0 | 117.8 | 119.2 |
| 1961 | 32.0 | 68.0 | 84.6 | 107.2 | 141.8 |
| 1962 | 38.0 | 52.2 | 60.2 | 90.2 | 122.2 |
| 1963 | 67.0 | 104.0 | 109.6 | 143.0 | 153.6 |
| 1964 | 38.0 | 65.0 | 102.0 | 137.8 | 170.4 |
| 1965 | 57.0 | 81.8 | 93.6 | 95.0 | 136.0 |
| 1966 | 28.0 | 50.0 | 60.0 | 101.0 | 169.4 |
| 1967 | 42.0 | 71.4 | 113.6 | 143.0 | 154.6 |
| 1968 | 40.0 | 82.0 | 138.2 | 162.2 | 201.4 |

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1969 | 36.0 | 80.0 | 114.0 | 145.0 | 167.8 |
| 1970 | 44.4 | 69.6 | 104.0 | 161.0 | 186.0 |
| 1971 | 48.0 | 56.6 | 74.2 | 92.0 | 128.8 |
| 1972 | 50.0 | 128.0 | 217.0 | 309.8 | 344.2 |
| 1973 | 45.2 | 57.0 | 72.0 | 88.4 | 98.0 |
| 1974 | 35.0 | 57.8 | 68.0 | 78.0 | 80.0 |
| 1975 | 20.0 | 62.0 | 88.0 | 111.4 | 134.2 |
| 1976 | 30.0 | 51.9 | 61.4 | 104.4 | 126.2 |
| 1977 | 39.8 | 59.4 | 78.6 | 110.0 | 150.0 |
| 1978 | 14.2 | 22.6 | 32.6 | 59.2 | 102.2 |
| 1979 | 28.6 | 51.6 | 80.8 | 109.0 | 176.2 |
| 1980 | 22.4 | 54.2 | 95.2 | 132.0 | 133.8 |
| 1981 | 57.4 | 108.6 | 151.2 | 180.6 | 185.8 |
| 1982 | 54.0 | 98.0 | 143.8 | 281.8 | 478.8 |
| 1983 | 19.4 | 35.6 | 42.8 | 58.0 | 86.0 |
| 1984 | 31.8 | 54.6 | 75.2 | 89.0 | 93.0 |
| 1985 | 16.0 | 40.2 | 72.2 | 76.8 | 87.0 |
| 1986 | 32.6 | 69.6 | 106.6 | 114.2 | 125.2 |
| 1987 | 30.6 | 54.8 | 60.2 | 90.6 | 119.6 |
| 1988 | 34.4 | 43.2 | 62.6 | 96.4 | 114.8 |
| 1989 | 34.0 | 75.6 | 139.6 | 185.0 | 212.6 |
| 1991 | 68.0 | 70.2 | 71.4 | 83.6 | 100.0 |
| 1992 | 45.0 | 94.0 | 106.0 | 128.0 | 223.0 |

Tabella B. - Stazione di Giacopiane. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di GIACOPIANE | | | | | | | |
|------------------------|-----------------|---------------------------|-------------|-------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| durata [ore] | $E H_d$ [mm] | var [mm ²] | s [mm] | CV [-] | $E H_d^2$ [mm ²] | $E H_d^3$ [mm ³] | $E H_d^4$ [mm ⁴] |
| 1 | 37.8 | 176.0 | 13.3 | 0.351 | 1.605E+03 | 7.498E+04 | 3.797E+06 |
| 3 | 63.3 | 493.1 | 22.2 | 0.351 | 4.494E+03 | 3.528E+05 | 3.020E+07 |
| 6 | 84.9 | 1078.7 | 32.8 | 0.387 | 8.267E+03 | 9.266E+05 | 1.195E+08 |
| 12 | 110.8 | 2241.8 | 47.3 | 0.427 | 1.448E+04 | 2.306E+06 | 4.504E+08 |
| 24 | 141.8 | 3968.1 | 63.0 | 0.444 | 2.402E+04 | 5.276E+06 | 1.555E+09 |

Tabella B. - Stazione di Giacopiane. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.416$ | μ_1 , [mm/h ^{-n_1]} | 39.1 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.854$ | μ_2 , [mm/h ^{-n_2]} | 1693.3 |
| ordine 3 | $3n_3 = 1.345$ | n_1 , [-] | 0.416 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.903$ | n_2 , [-] | 0.427 |

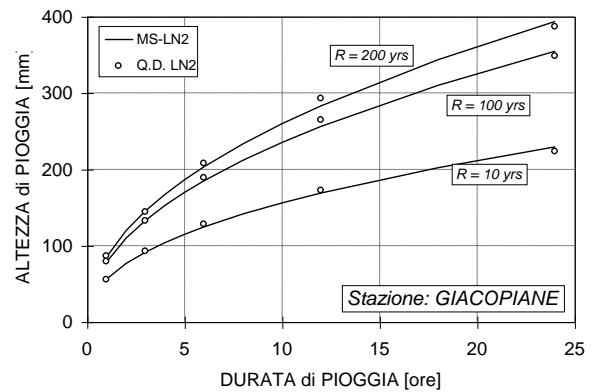
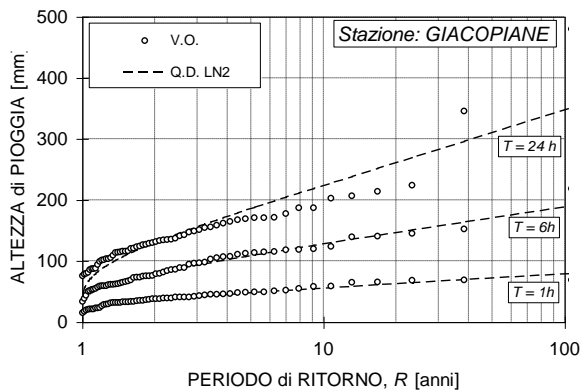
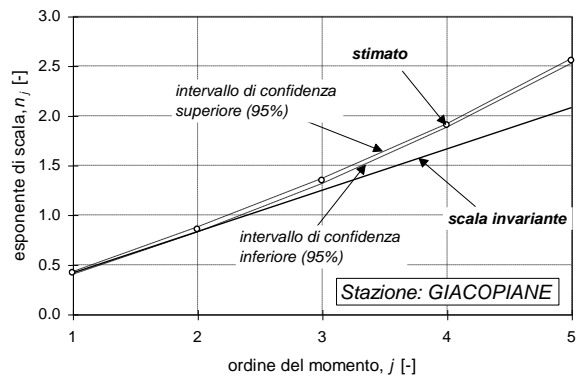
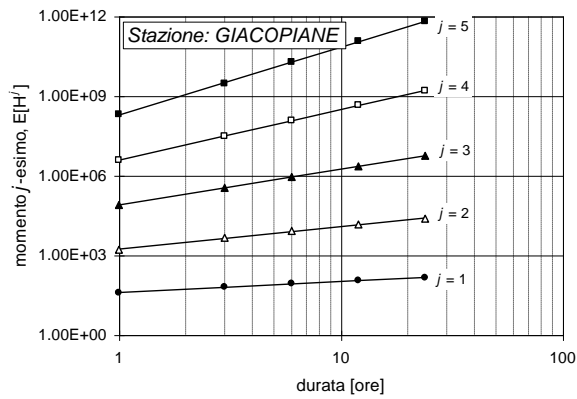


Tabella B. - Stazione di S.Michele. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1932 | 35.2 | 40.0 | 46.0 | 70.0 | 109.0 |
| 1933 | 21.8 | 48.8 | 55.6 | 85.0 | 113.2 |
| 1934 | 59.0 | 94.4 | 140.4 | 154.2 | 169.8 |
| 1935 | 82.0 | 95.5 | 137.8 | 141.4 | 142.2 |
| 1936 | 22.0 | 40.0 | 57.0 | 78.4 | 93.4 |
| 1937 | 33.0 | 54.0 | 93.0 | 120.2 | |
| 1938 | 38.2 | 94.0 | 137.4 | 177.4 | 208.0 |
| 1939 | 37.6 | 61.6 | 90.6 | 116.2 | 175.0 |
| 1940 | 55.8 | 66.0 | 104.0 | 172.6 | 215.0 |
| 1941 | 30.2 | 43.0 | 70.8 | 86.4 | 118.2 |
| 1942 | 22.6 | 31.6 | 40.2 | 61.8 | 80.8 |
| 1943 | 43.0 | 89.0 | 105.4 | 107.8 | 129.6 |
| 1944 | 22.4 | 45.4 | 55.4 | 62.2 | 66.8 |
| 1945 | 20.0 | 47.2 | 51.6 | 52.8 | 90.8 |
| 1946 | 29.0 | 37.0 | 59.0 | 78.0 | 112.0 |
| 1947 | 21.6 | 25.0 | 41.0 | 66.0 | 89.8 |
| 1948 | 85.0 | 96.2 | 103.4 | 104.0 | 143.0 |
| 1949 | 25.6 | 35.4 | 45.0 | 81.0 | 123.4 |
| 1950 | 30.8 | 43.0 | 72.0 | 90.6 | 121.4 |
| 1951 | 27.8 | 30.4 | 60.6 | 91.0 | 114.8 |
| 1952 | 44.4 | 66.8 | 70.0 | 106.8 | 129.8 |
| 1953 | 80.2 | 96.2 | 113.8 | 134.0 | 156.0 |
| 1954 | 55.4 | 68.0 | 77.4 | 84.4 | 98.8 |
| 1955 | 44.0 | 47.8 | 51.4 | 63.0 | 87.4 |
| 1956 | 27.0 | 36.0 | 51.0 | 73.0 | 94.4 |
| 1957 | 22.0 | 34.4 | 50.0 | 65.4 | 106.6 |

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1958 | 40.8 | 51.2 | 61.0 | 68.0 | 112.8 |
| 1960 | 53.0 | 74.0 | 88.6 | 104.4 | 105.0 |
| 1961 | 28.0 | 56.4 | 75.0 | 102.0 | 110.8 |
| 1962 | 33.0 | 44.4 | 46.6 | 64.2 | 77.2 |
| 1963 | 34.0 | 74.0 | 77.8 | 96.8 | 102.2 |
| 1964 | 48.0 | 64.2 | 68.4 | 91.4 | 128.0 |
| 1965 | 38.0 | 58.6 | 69.8 | 83.0 | 113.4 |
| 1966 | 40.0 | 80.4 | 88.2 | 89.2 | 121.0 |
| 1967 | 31.0 | 38.2 | 59.0 | 76.2 | 79.6 |
| 1968 | 56.0 | 119.8 | 124.8 | 124.8 | 142.4 |
| 1969 | 57.0 | 62.6 | 87.8 | 100.8 | 120.8 |
| 1971 | 52.2 | 65.0 | 67.0 | 103.0 | 114.8 |
| 1972 | 38.0 | 51.2 | 55.2 | 66.0 | 84.6 |
| 1973 | 51.0 | 77.0 | 95.4 | 98.6 | 100.6 |
| 1974 | 48.0 | 64.0 | 77.2 | 80.6 | 81.0 |
| 1975 | 18.8 | 32.4 | 48.0 | 71.0 | 92.0 |
| 1976 | 40.0 | 54.4 | 72.7 | 80.9 | 93.2 |
| 1977 | 30.4 | 60.6 | 74.6 | 106.4 | 122.0 |
| 1978 | 14.0 | 28.8 | 44.4 | 66.2 | 119.2 |
| 1979 | 52.0 | 68.4 | 82.2 | 93.2 | 157.8 |
| 1980 | 32.0 | 49.0 | 52.0 | 82.0 | 89.2 |
| 1981 | 47.0 | 88.2 | 104.0 | 111.4 | 125.0 |
| 1982 | 48.0 | 76.4 | 120.0 | 133.0 | 170.8 |
| 1983 | 20.8 | 30.0 | 49.0 | 84.0 | 146.0 |
| 1984 | 24.0 | 33.4 | 50.4 | 60.0 | 85.2 |
| 1985 | 14.8 | 36.2 | 51.8 | 83.0 | 125.4 |
| 1986 | 41.8 | 89.2 | 112.6 | 112.6 | 134.4 |
| 1987 | 50.4 | 65.8 | 78.6 | 92.2 | 109.0 |
| 1988 | 23.2 | 47.6 | 56.2 | 68.6 | 90.0 |
| 1989 | 41.0 | 72.0 | 79.6 | 90.6 | 107.6 |
| 1992 | 42.0 | 53.0 | 61.8 | 92.0 | 125.4 |

Tabella B. - Stazione di S.Michele. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di S.MICHELE | | | | | | | |
|-----------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| durata | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 38.7 | 251.1 | 15.8 | 0.410 | 1.742E+03 | 8.998E+04 | 5.238E+06 |
| 3 | 58.5 | 472.7 | 21.7 | 0.372 | 3.884E+03 | 2.874E+05 | 2.320E+07 |
| 6 | 74.7 | 694.7 | 26.4 | 0.353 | 6.267E+03 | 5.858E+05 | 6.006E+07 |
| 12 | 93.0 | 726.4 | 27.0 | 0.290 | 9.358E+03 | 1.026E+06 | 1.225E+08 |
| 24 | 117.4 | 938.5 | 30.6 | 0.261 | 1.471E+04 | 1.975E+06 | 2.849E+08 |

Tabella B. - Stazione di S.Michele. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.348$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 39.3 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.668$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 1808.1 |
| ordine 3 | $3n_3 = 0.967$ | n_1 , [-] | 0.348 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.253$ | n_2 , [-] | 0.334 |

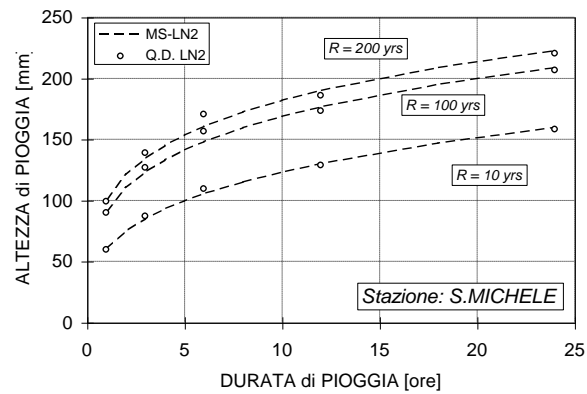
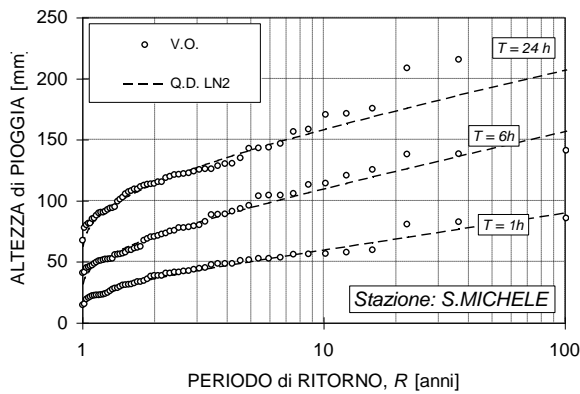
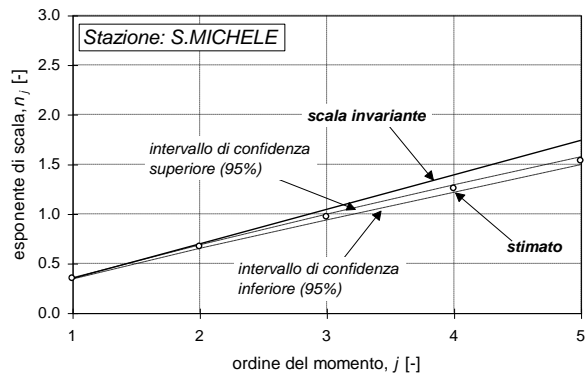
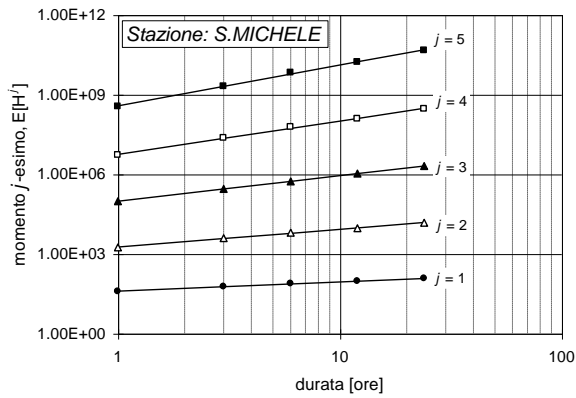


Tabella B. - Stazione di Panexi. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1935 | 63.0 | 118.0 | 133.6 | 164.0 | |
| 1937 | 41.8 | 59.8 | 78.4 | 97.4 | |
| 1938 | 67.8 | 87.0 | 102.4 | 151.2 | 187.6 |
| 1939 | 49.2 | 77.8 | 84.8 | 123.0 | 126.2 |
| 1940 | 37.4 | 54.2 | 74.4 | 80.8 | 99.6 |
| 1941 | 60.4 | 69.8 | 72.6 | 72.6 | 72.6 |
| 1942 | 27.4 | 40.4 | 49.0 | 58.2 | 72.2 |
| 1943 | 38.0 | 49.8 | 70.6 | 70.8 | 78.0 |
| 1944 | 23.2 | 37.0 | 53.0 | 60.4 | 60.4 |
| 1945 | 32.0 | 39.8 | 43.2 | 48.2 | 59.6 |
| 1948 | 38.2 | 51.8 | 63.4 | 89.2 | 95.6 |
| 1949 | 14.0 | 18.0 | 29.6 | 42.4 | 58.0 |
| 1951 | 21.4 | 37.4 | 55.4 | 66.8 | 89.2 |
| 1952 | 65.2 | 66.4 | 80.6 | 86.4 | 144.4 |
| 1953 | 58.0 | 136.0 | 148.6 | 165.2 | 195.0 |
| 1954 | 37.6 | 57.6 | 77.6 | 94.6 | 136.0 |
| 1955 | 91.0 | 119.2 | 119.4 | 119.6 | 121.0 |
| 1956 | 20.8 | 29.8 | 49.8 | 60.8 | 72.6 |

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1957 | 22.8 | 33.4 | 49.2 | 63.8 | 81.0 |
| 1958 | 55.6 | 82.0 | 82.8 | 83.0 | 83.0 |
| 1961 | 67.0 | 76.4 | 76.6 | 81.0 | 129.3 |
| 1962 | 28.2 | 36.8 | 45.2 | 90.4 | 95.2 |
| 1963 | 80.0 | 158.4 | 160.6 | 219.6 | 242.8 |
| 1964 | 44.6 | 45.0 | 71.0 | 91.6 | 123.0 |
| 1966 | 58.0 | 86.0 | 87.0 | 115.0 | 169.4 |
| 1967 | 34.0 | 38.0 | 43.8 | 63.0 | 86.0 |
| 1968 | 59.0 | 60.0 | 81.8 | 95.8 | 96.0 |
| 1969 | 21.0 | 32.0 | 45.0 | 62.0 | 71.0 |
| 1970 | 47.4 | 50.2 | 50.6 | 80.4 | 83.8 |
| 1971 | 28.0 | 49.8 | 55.6 | 55.8 | 71.0 |
| 1972 | 50.0 | 69.8 | 74.2 | 96.0 | 102.2 |
| 1973 | 28.0 | 82.8 | 82.8 | 88.6 | 91.4 |
| 1974 | 36.0 | 57.0 | 59.0 | 61.0 | 71.2 |
| 1975 | 18.0 | 28.0 | 41.0 | 65.8 | 91.0 |
| 1976 | 31.1 | 71.6 | 94.1 | 96.0 | 100.2 |
| 1977 | 11.8 | 30.0 | 44.6 | 51.0 | 65.8 |
| 1978 | 18.2 | 39.8 | 54.0 | 75.8 | 99.8 |
| 1980 | 43.2 | 69.2 | 69.2 | 75.2 | 76.4 |
| 1982 | 27.0 | 46.0 | 63.4 | 104.4 | 138.2 |
| 1983 | 19.6 | 32.0 | 44.0 | 83.0 | 120.0 |
| 1984 | 31.2 | 63.2 | 102.0 | 102.0 | 121.2 |
| 1986 | 22.0 | 49.2 | 50.8 | 50.8 | 52.8 |
| 1987 | 26.0 | 54.0 | 62.8 | 77.2 | 83.0 |
| 1988 | 12.0 | 23.0 | 38.4 | 59.0 | 80.2 |
| 1991 | 33.0 | 62.0 | 70.0 | 75.0 | 119.8 |
| 1992 | 31.4 | 32.4 | 38.4 | 68.6 | 79.0 |

Tabella B. - Stazione di Panexi. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di PANEXI | | | | | | | |
|--------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| durata | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 38.5 | 348.4 | 18.7 | 0.485 | 1.858E+03 | 1.044E+05 | 6.574E+06 |
| 3 | 58.9 | 866.5 | 29.4 | 0.500 | 4.398E+03 | 4.004E+05 | 4.319E+07 |
| 6 | 70.1 | 811.5 | 28.5 | 0.406 | 5.822E+03 | 5.569E+05 | 6.107E+07 |
| 12 | 86.6 | 1170.5 | 34.2 | 0.395 | 8.798E+03 | 1.047E+06 | 1.466E+08 |
| 24 | 102.1 | 1557.0 | 39.5 | 0.387 | 1.147E+04 | 1.572E+06 | 2.491E+08 |

Tabella B. - Stazione di Panexi. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.305$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 40.1 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.568$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2062.8 |
| ordine 3 | $3n_3 = 0.838$ | n_1 , [-] | 0.305 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.116$ | n_2 , [-] | 0.284 |

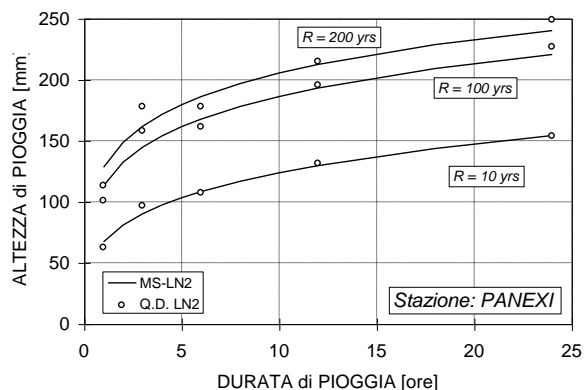
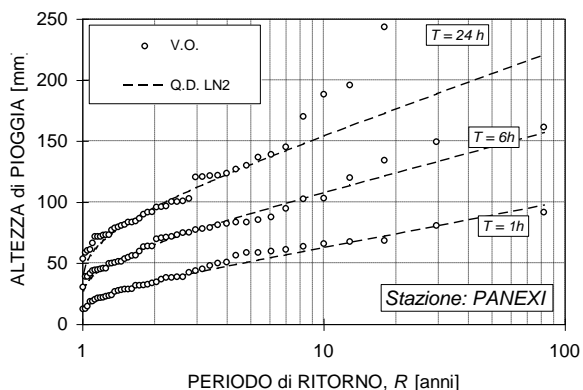
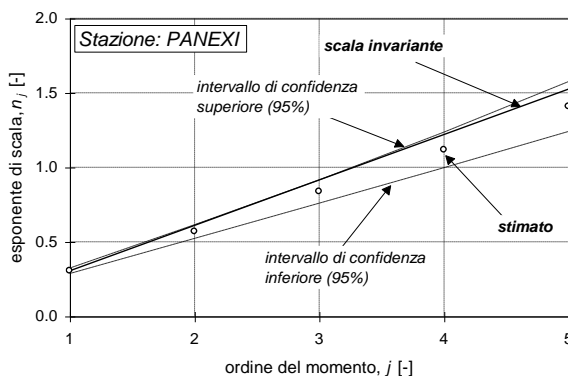
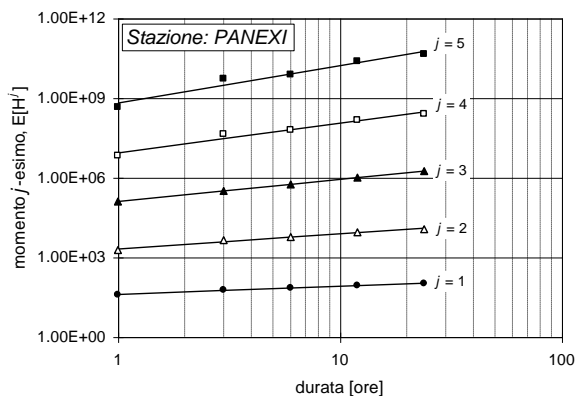


Tabella B. - Stazione di Statale. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1935 | 50.8 | 69.0 | 86.0 | 128.6 | 133.0 |
| 1936 | 22.0 | 63.0 | 83.0 | 105.8 | 118.8 |
| 1937 | 60.0 | 109.2 | 124.6 | 139.2 | 139.6 |
| 1938 | 33.0 | 66.0 | 77.2 | 102.0 | 180.4 |
| 1939 | 42.4 | 82.4 | 113.0 | 131.2 | 152.6 |
| 1940 | 34.0 | 66.4 | 82.4 | 107.4 | 124.4 |
| 1941 | 41.8 | 77.0 | 86.4 | 96.4 | 118.2 |
| 1943 | 30.0 | 41.0 | 53.6 | 65.0 | 73.0 |
| 1949 | 31.4 | 46.0 | 60.0 | 90.6 | 135.0 |
| 1950 | 46.0 | 55.6 | 89.6 | 120.6 | 171.8 |
| 1951 | 72.6 | 93.6 | 106.8 | 128.0 | 167.0 |
| 1952 | 67.0 | 84.0 | 120.0 | 176.2 | 209.0 |
| 1953 | 80.0 | 140.0 | 170.0 | 190.0 | 231.2 |
| 1954 | 54.4 | 114.6 | 158.8 | 200.8 | 240.0 |
| 1955 | 61.0 | 69.6 | 75.8 | 112.0 | 127.4 |
| 1956 | 36.6 | 54.0 | 68.0 | 80.4 | 139.2 |
| 1957 | 62.2 | 105.0 | 186.0 | 239.6 | 261.2 |
| 1958 | 80.0 | 109.4 | 130.8 | 145.2 | 206.0 |
| 1959 | 38.6 | 65.0 | 89.0 | 134.0 | 193.0 |
| 1960 | 56.4 | 100.0 | 110.2 | 115.2 | 133.6 |
| 1961 | 43.0 | 65.8 | 82.2 | 100.0 | 151.2 |
| 1962 | 32.6 | 51.4 | 74.2 | 106.2 | 126.8 |
| 1963 | 64.0 | 116.0 | 117.0 | 197.6 | 218.6 |
| 1964 | 46.0 | 79.6 | 89.0 | 154.0 | 200.0 |
| 1966 | 52.0 | 63.8 | 72.4 | 74.0 | 104.0 |
| 1967 | 85.2 | 88.0 | 88.0 | 88.6 | 100.0 |

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1968 | 105.0 | 191.0 | 248.6 | 264.8 | 331.6 |
| 1969 | 61.0 | 62.0 | 88.6 | 110.0 | 177.6 |
| 1970 | 31.0 | 78.0 | 115.0 | 180.0 | 201.0 |
| 1971 | 28.0 | 44.0 | 80.2 | 116.0 | 148.0 |
| 1972 | 45.8 | 47.4 | 63.0 | 85.0 | 112.4 |
| 1973 | 72.0 | 89.6 | 94.0 | 116.4 | 119.4 |
| 1974 | 52.0 | 77.0 | 95.0 | 119.6 | 120.2 |
| 1975 | 37.0 | 75.0 | 94.6 | 114.8 | 157.8 |
| 1976 | 51.2 | 88.5 | 120.0 | 139.6 | 143.7 |
| 1977 | 49.8 | 94.6 | 111.0 | 126.2 | 159.8 |
| 1978 | 22.4 | 41.4 | 74.4 | 105.0 | 162.4 |
| 1979 | 45.0 | 102.2 | 136.4 | 136.4 | 203.6 |
| 1980 | 18.4 | 43.6 | 61.6 | 81.8 | 99.8 |
| 1981 | 48.2 | 92.6 | 113.6 | 133.4 | 143.8 |
| 1985 | 21.4 | 47.6 | 68.6 | 83.0 | 140.2 |
| 1986 | 27.6 | 68.6 | 68.6 | 71.0 | 78.0 |
| 1987 | 39.6 | 68.6 | 89.0 | 98.2 | 132.1 |
| 1988 | 23.0 | 40.6 | 64.0 | 108.2 | 150.4 |
| 1989 | 20.0 | 37.4 | 49.0 | 84.0 | 106.4 |
| 1991 | 47.0 | 52.0 | 58.2 | 61.4 | 82.6 |
| 1992 | 39.0 | 81.0 | 82.8 | 97.0 | 126.2 |

Tabella B. - Stazione di Statale. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di STATALE | | | | | | | |
|---------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| durata | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 47.0 | 360.3 | 19.0 | 0.404 | 2.558E+03 | 1.584E+05 | 1.092E+07 |
| 3 | 76.6 | 853.5 | 29.2 | 0.382 | 6.696E+03 | 6.747E+05 | 7.864E+07 |
| 6 | 97.2 | 1381.3 | 37.2 | 0.382 | 1.081E+04 | 1.407E+06 | 2.162E+08 |
| 12 | 122.6 | 1866.3 | 43.2 | 0.352 | 1.685E+04 | 2.618E+06 | 4.580E+08 |
| 24 | 154.3 | 2538.6 | 50.4 | 0.327 | 2.629E+04 | 4.963E+06 | 1.038E+09 |

Tabella B. - Stazione di Statale. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.371$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 48.8 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.727$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 2770.9 |
| ordine 3 | $3n_3 = 1.075$ | n_1 , [-] | 0.371 |
| ordine 4 | $4n_4 = 1.421$ | n_2 , [-] | 0.364 |

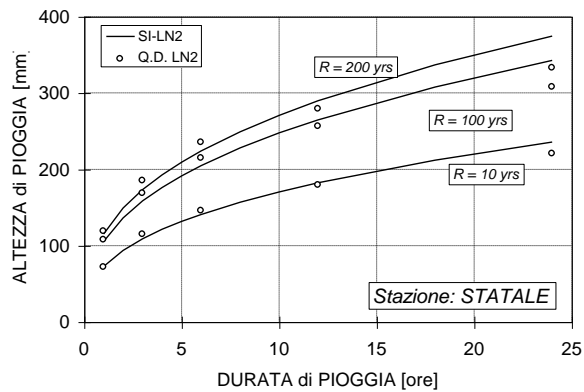
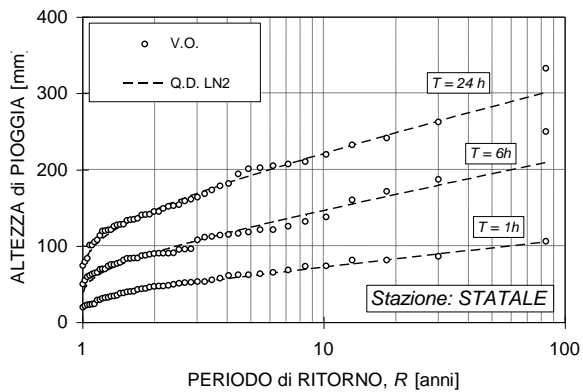
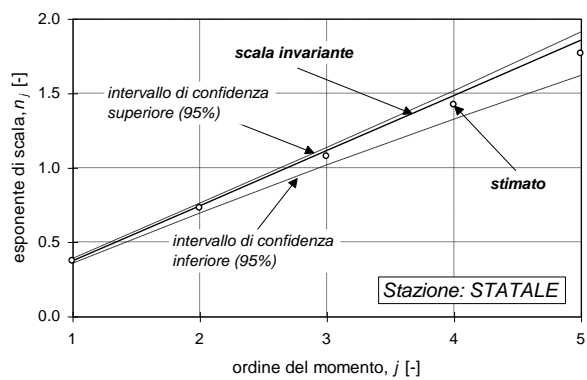
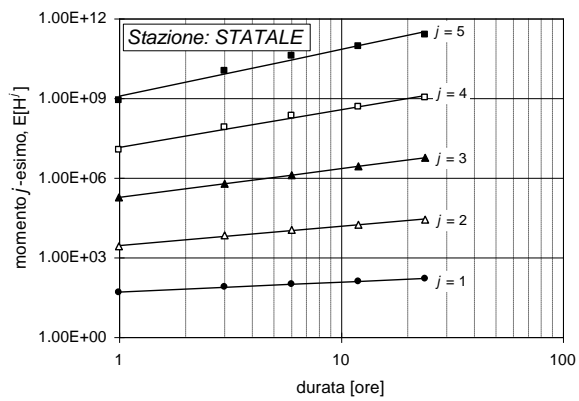


Tabella B. - Stazione di Chiavari. Massimi annuali di precipitazione per durate da 1 a 24 ore

| Anno | Durate, [ore] | | | | |
|------|---------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 3 | 6 | 12 | 24 |
| 1932 | 38.8 | 45.8 | 64.8 | 82.8 | 126.0 |
| 1933 | 32.4 | 43.6 | 46.8 | 52.0 | 58.8 |
| 1934 | 43.6 | 105.2 | 155.4 | 157.0 | 182.0 |
| 1935 | 63.0 | 108.0 | 163.0 | 197.6 | 205.6 |
| 1936 | 115.0 | 201.0 | 208.0 | 220.4 | - |
| 1937 | 23.0 | 40.6 | 76.0 | 94.8 | - |
| 1938 | 80.0 | 119.6 | 136.4 | 185.6 | 222.6 |
| 1939 | 34.0 | 72.0 | 89.0 | 119.0 | 124.8 |
| 1940 | 42.5 | 64.0 | 76.0 | 77.2 | 77.4 |
| 1941 | 36.0 | 57.4 | 62.8 | 62.8 | 68.6 |
| 1943 | 60.0 | 76.0 | 86.0 | 88.4 | 88.0 |
| 1944 | 37.2 | 46.8 | 55.0 | 68.4 | 68.4 |
| 1945 | 54.0 | 72.2 | 83.2 | 83.2 | 105.8 |
| 1946 | 25.6 | 35.6 | 46.6 | 60.0 | 100.9 |
| 1947 | 43.0 | 51.0 | 59.2 | 67.6 | 106.4 |
| 1948 | 112.6 | 113.2 | 113.4 | 115.2 | 150.0 |
| 1949 | 54.6 | 56.2 | 56.4 | 76.8 | 80.8 |
| 1950 | 30.2 | 41.6 | 51.6 | 55.0 | 63.6 |
| 1951 | 51.8 | 62.8 | 69.0 | 80.2 | 114.4 |
| 1952 | 30.8 | 52.4 | 85.8 | 88.2 | 103.0 |
| 1953 | 89.2 | 154.6 | 179.2 | 196.0 | 223.6 |
| 1954 | 18.0 | 36.8 | 61.2 | 83.6 | 110.2 |
| 1955 | 126.0 | 162.8 | 162.8 | 163.0 | 170.6 |
| 1956 | 19.2 | 29.2 | 44.4 | 66.4 | 81.4 |
| 1957 | 31.0 | 56.0 | 84.0 | 99.6 | 119.4 |
| 1958 | 85.8 | 126.2 | 126.2 | 126.2 | 127.2 |

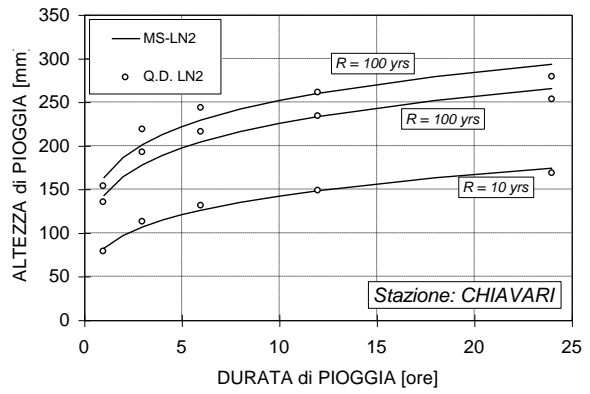
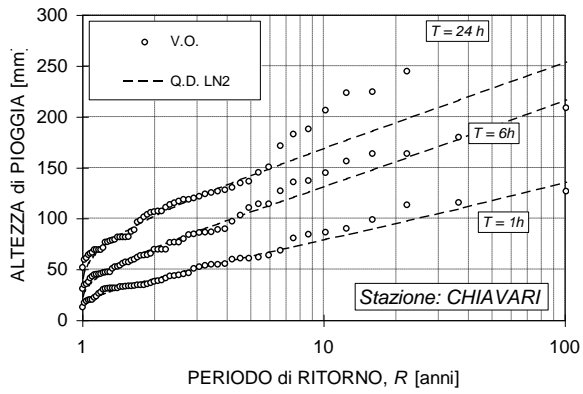
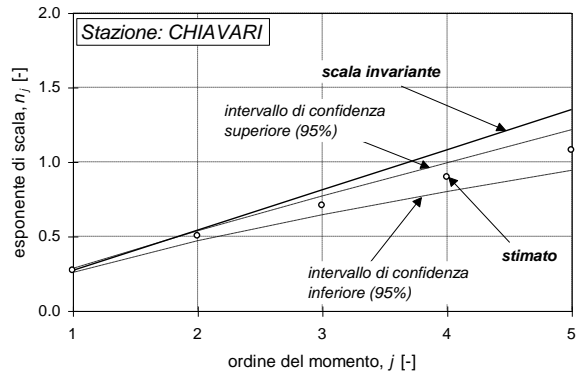
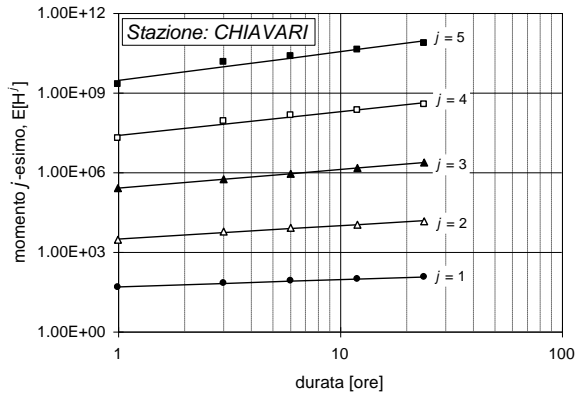
| | <i>Durate, [ore]</i> | | | | |
|------|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| | | | | | |
| 1959 | 54.0 | 97.4 | 102.6 | 114.6 | 134.0 |
| 1960 | 60.0 | 63.0 | 63.0 | 80.6 | 80.8 |
| 1961 | 59.0 | 63.6 | 68.8 | 95.0 | 135.6 |
| 1962 | 30.8 | 50.2 | 79.2 | 106.8 | 112.8 |
| 1963 | 98.0 | 118.6 | 144.0 | 178.6 | 187.0 |
| 1964 | 29.4 | 37.4 | 56.4 | 64.0 | 105.0 |
| 1965 | 34.8 | 51.4 | 53.2 | 70.4 | 80.8 |
| 1966 | 34.0 | 50.6 | 52.0 | 95.2 | 129.8 |
| 1967 | 45.6 | 49.8 | 50.2 | 71.0 | 78.6 |
| 1968 | 19.6 | 34.2 | 40.8 | 55.0 | 76.2 |
| 1969 | 30.6 | 38.2 | 44.0 | 59.6 | 70.6 |
| 1970 | 33.2 | 60.0 | 69.0 | 75.2 | 106.6 |
| 1971 | 32.6 | 40.8 | 46.0 | 49.6 | 60.4 |
| 1972 | 61.0 | 69.6 | 96.4 | 111.0 | 123.4 |
| 1973 | 31.0 | 64.2 | 75.6 | 93.8 | 97.4 |
| 1974 | 38.0 | 44.4 | 46.4 | 49.6 | 65.0 |
| 1975 | 21.4 | 27.8 | 35.0 | 50.0 | 76.0 |
| 1976 | 50.2 | 106.5 | 110.0 | 111.3 | 118.0 |
| 1977 | 40.8 | 60.4 | 85.4 | 85.8 | 86.4 |
| 1978 | 19.4 | 29.2 | 34.0 | 44.2 | 77.8 |
| 1979 | 83.8 | 105.2 | 135.2 | 156.4 | 243.8 |
| 1980 | 53.0 | 70.8 | 88.4 | 95.6 | 95.8 |
| 1981 | 32.8 | 35.6 | 37.0 | 42.8 | 68.4 |
| 1982 | 44.8 | 45.0 | 45.0 | 60.4 | 68.6 |
| 1983 | 26.8 | 48.0 | 58.0 | 89.0 | 118.0 |
| 1984 | 68.0 | 86.6 | 113.6 | 113.6 | 144.4 |
| 1985 | 16.4 | 33.4 | 44.8 | 61.0 | 81.0 |
| 1986 | 12.0 | 25.0 | 30.4 | 30.4 | 51.0 |
| 1987 | 33.0 | 55.0 | 68.8 | 96.2 | 116.4 |
| 1988 | 33.8 | 48.4 | 63.4 | 86.0 | 120.8 |
| 1989 | 32.2 | 40.0 | 42.2 | 54.4 | 65.8 |

Tabella B. - Stazione di Chiavari. Principali statistiche dei massimi annuali di precipitazione per assegnata durata.

| Stazione di <i>CHIAVARI</i> | | | | | | | |
|-----------------------------|---------|--------------------|------|-------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>durata</i> | $E H_d$ | var | s | CV | $E H_d^2$ | $E H_d^3$ | $E H_d^4$ |
| [ore] | [mm] | [mm ²] | [mm] | [-] | [mm ²] | [mm ³] | [mm ⁴] |
| 1 | 46.3 | 655.3 | 25.6 | 0.553 | 2.785E+03 | 2.108E+05 | 1.884E+07 |
| 3 | 66.3 | 1330.0 | 36.5 | 0.550 | 5.707E+03 | 6.282E+05 | 8.356E+07 |
| 6 | 79.3 | 1626.3 | 40.3 | 0.508 | 7.889E+03 | 9.606E+05 | 1.360E+08 |
| 12 | 93.2 | 1819.1 | 42.7 | 0.457 | 1.048E+04 | 1.404E+06 | 2.167E+08 |
| 24 | 110.1 | 1990.8 | 44.6 | 0.405 | 1.408E+04 | 2.088E+06 | 3.524E+08 |

Tabella B. - Stazione di Chiavari. Esponenti di scala e parametri della LSPP

| | | | |
|----------|----------------|---|--------|
| ordine 1 | $n_1 = 0.270$ | μ_1 , [mm/h ^{-n₁}] | 47.7 |
| ordine 2 | $2n_2 = 0.503$ | μ_2 , [mm/h ^{-n₂}] | 3017.1 |
| ordine 3 | $3n_3 = 0.708$ | n_1 , [-] | 0.270 |
| ordine 4 | $4n_4 = 0.897$ | n_2 , [-] | 0.252 |



Valutazione del rischio idrologico

1.0 Posizione del Problema

Il rischio idrologico, legato al verificarsi dei fenomeni di piena nei corsi d'acqua, non è prevedibile in termini strettamente deterministici. In primo luogo, l'idrogramma di piena, che si verifica in una certa sezione fluviale, dipende dalle caratteristiche meteorologiche del nubifragio, ossia di un fenomeno intrinsecamente imprevedibile con un congruo anticipo. Non ultimo, la trasformazione degli afflussi meteorici nel deflusso alveato è, a sua volta, un fenomeno assai complesso, caratterizzato da non trascurabili effetti non-lineari, e difficile da prevedere con assoluta certezza, per le notevoli indeterminazioni legate alla stima dei parametri, che influiscono sulla dinamica del ruscellamento, sulla dispersione idrografica lungo la rete fluviale e sulla propagazione lungo il corso principale. Di conseguenza, il rischio idrologico viene valutato in termini probabilistici, descrivendo la possibilità che un determinato evento possa verificarsi attraverso la distribuzione di probabilità della variabile idrologica che maggiormente caratterizza le piene fluviali: il valore massimo della portata al colmo di piena che si può verificare in un generico anno (*portata al colmo di piena massima annuale*, che indichiamo con il simbolo Q_p).

Nota la funzione:

$$F_{Q_p}(q) = P[Q_p \leq q] \quad (60.)$$

per la sezione idrografica di interesse, è quindi possibile caratterizzare il rischio idrologico introducendo il concetto di periodo di ritorno, R , associato ad un qualsivoglia valore di portata, q , che si può verificare in quella sezione. Il periodo di ritorno, dato da:

$$R = 1 / [1 - F_{Q_p}(q)] = 1 / P[Q_p > q] \quad , \quad (61.)$$

rappresenta il valore atteso dell'intervallo tra due eventi di piena con portate superiori al valore q , ovvero, per eventi di piena mutuamente indipendenti (com'è naturale supporre per la relativa rarità di queste manifestazioni naturali), il valore medio del tempo di attesa di una piena con portata al colmo maggiore di q . Le relazioni (1) e (2) forniscono il *rischio assoluto*, ossia indicano con quale probabilità, o con quale tempo di ritorno, si può manifestare, in assoluto, l'evento idrologico $\{Q_p > q\}$.

Se invece vogliamo conoscere il rischio con cui l'evento $\{Q_p > q\}$ si può manifestare in un lasso di tempo pari a L , dovremo calcolare il *rischio relativo*, che risulta espresso dalla relazione:

$$r = P[Q_p > q \text{ almeno una volta in } L \text{ anni}] = 1 - [1 - 1/R]^L = 1 - [F_{Q_p}(q)]^L \quad . \quad (62.)$$

La funzione (3) consente di valutare l'impatto del rischio idrologico sull'ambiente naturale e antropico, in relazione ad un dato orizzonte di vita L , economico o sociale, riferito al territorio in esame, alle opere di asservimento, ai beni ed alle persone interessati ai fenomeni alluvionali. In generale, quindi, la valutazione della vulnerabilità idrologica di un bacino richiede la valutazione della funzione di probabilità $F_{Q_p}(q)$ la cui conoscenza permette di calcolare il rischio idrologico, sia in termini assoluti sia relativi.

2.0 Metodi per l'Analisi del Rischio Idrologico

Lo sviluppo dell'idrologia in generale, e, in particolare, l'accresciuta sensibilità verso i problemi inerenti il rischio alluvionale hanno determinato negli ultimi due decenni la messa a punto di numerose metodologie per la previsione delle portate di piena. Alcune di esse hanno avuto un notevole successo, testimoniato dal numero di applicazioni, mentre per altre la diffusione è rimasta spesso limitata al ristretto ambito nazionale. La storia più recente dell'idrologia riporta numerosi studi volti ad identificare il legame funzionale tra i valori delle portate di piena e le probabilità ad esse associate, espresso, nel paragrafo precedente, dalla (1). Poiché, come già osservato, la (1) mira ad una previsione in senso statistico, tali studi sono indicati sotto il nome di *analisi di frequenza delle piene*.

Tuttavia, la presenza di procedure deterministiche, tra i metodi tradizionali di previsione delle piene fluviali, spesso ancora utilizzati nella pratica corrente, suggerisce di inquadrare il problema distinguendo i *metodi probabilistici* o *statistici*, capaci di connotare la previsione in termini di frequenza, da quelli *deterministici*, che interpretano invece il fenomeno esclusivamente da un punto di vista fisico e si basano, in generale, sui concetti di *massima piena possibile* o di *massima piena probabile* (anche indicati con PMF, *Probable Maximum Flood*). I metodi probabilistici, a loro volta, possono essere distinti in metodi *diretti* e metodi *indiretti*: i primi sono metodi a base puramente statistica, mentre i secondi comprendono sia metodi di derivazione analitica sia di simulazione.

L'approccio più diffuso tra i metodi di analisi di frequenza delle piene è costituito dai metodi puramente statistici, basati sulla ricerca del migliore adattamento di una assegnata forma analitica della distribuzione di probabilità ai dati osservati direttamente nel sito di interesse durante un periodo più o meno lungo. Questa impostazione, pur essendo la più immediata dal punto di vista teorico, spesso può non risultare nella pratica la più conveniente. I motivi di ciò devono essere ricercati essenzialmente in due ordini di fattori.

Il primo è relativo alla natura delle serie di osservazioni storiche, che, anche se disponibili per il sito, non sempre sono di lunghezza sufficiente a garantire stime affidabili, non superando nella maggior parte dei casi le poche decine di anni. L'applicazione dell'analisi di frequenza su scala locale in simili circostanze, pur essendo una prassi comune, non può non suscitare alcune perplessità. Risulta, infatti, evidente, a causa della natura stessa di questo tipo di analisi, che l'attendibilità dei risultati, sia in termini di identificazione del modello probabilistico sia di stime dei suoi parametri, dipende fortemente dalla quantità e dalla qualità delle osservazioni disponibili (Rosso, 1985). Una delle conseguenze di ciò sono le differenze, spesso marcate, che si osservano nei risultati forniti da modelli probabilistici differenti. L'insufficiente quantità di informazioni disponibili nei singoli siti è d'altra parte testimoniata anche dalla accentuata variabilità delle statistiche delle serie di osservazioni delle variabili idrologiche anche in zone che sarebbe ragionevole supporre idrologicamente simili o omogenee.

Il secondo fattore che induce a ricercare approcci alternativi all'analisi puntuale è legato al fatto che la legge probabilistica così identificata può essere usata solo per i siti osservati. Ciò costituisce un grave limite, vista la necessità di pervenire, nella maggior parte dei casi di interesse pratico, a valutazioni probabilistiche delle portate di piena proprio per siti con pochissime, o addirittura nessuna, osservazioni dirette compiute in passato. Infatti i bacini idrografici dotati di strumenti per la misura e la registrazione di dati idrometrici istantanei sono generalmente in numero estremamente limitato e con un periodo di osservazione che, come già osservato, raramente supera i cinquanta anni. Poiché in molti casi è richiesta la valutazione della portata al colmo con bassa probabilità di superamento, sarebbe invece necessario disporre di lunghissimi periodi di osservazione.

Per superare i limiti appena descritti, che restringono ad un uso locale il legame funzionale individuato tra portata di piena e frequenza, è necessario dunque ricorrere ad una informazione idrometrica più ampia, che consenta di individuare un legame funzionale valido per una porzione di territorio corrispondente ad un bacino o ad una regione idrologica. Le metodologie che rendono possibile questa operazione vanno sotto il nome di metodi di regionalizzazione ed hanno lo scopo di pervenire ad un modello probabilistico valido per gruppi di bacini idrografici omogenei tra loro in senso geografico, geomorfologico o statistico. Il concetto di fondo alla base di questi metodi è costituito dalla *similitudine idrologica*, ossia dall'analogia di comportamento idrologico più o meno marcata, tra bacini diversi dotati di alcune caratteristiche comuni. La similitudine può connotarsi, ad esempio, nel medesimo tipo climatico o meteorologico, attraverso analogie tra le caratteristiche idrografiche e topografiche, nella presenza di tipologie di suoli e di copertura vegetale simili, o nell'insieme di questi fattori. Più in generale, essa deriva da un insieme di fattori tra loro correlati e che non possono essere distinti l'uno dall'altro, se non sotto forma di *regolarità* delle proprietà campionarie.

Per quanto appena detto, l'omogeneità idrologica di un gruppo di bacini permette di considerare omogenee anche le loro osservazioni idrometriche, a meno di un fattore di scala. In questo senso, sarà dunque possibile trovare una variabile trasformata della massima portata di piena la cui distribuzione probabilistica sia comune per tutti i bacini del gruppo. Il vantaggio più evidente di un approccio di questo tipo è certamente quello di poter effettuare la scelta del modello probabilistico, e soprattutto la stima dei suoi parametri, dall'analisi di un campione di osservazioni statisticamente significativo perché numericamente più consistente, in quanto composto dalle osservazioni registrate nei singoli siti.

A questo proposito si può osservare che numerosi studi hanno dimostrato che l'analisi regionale delle portate di piena sia da preferire all'analisi locale, in termini di affidabilità ed efficienza delle stime, anche quando si disponga per quest'ultima di un numero di osservazioni sufficiente (Lettenmaier e Potter, 1985). L'analisi regionale consente inoltre di risolvere il problema, cui si è accennato sopra, di sezioni prive di osservazioni e appartenenti ad una regione omogenea. La funzione di distribuzione di probabilità per queste sezioni è infatti quella ottenuta per bacini del gruppo omogeneo, cui esse appartengono. Il valore della portata al colmo ottenuto dalla curva di crescita regionale dovrà, come già detto sopra, essere riscalato in base ad un opportuno fattore di scala, la cui stima può essere espressa in funzione di caratteristiche geomorfologiche e climatiche del bacino sotteso.

La determinazione del fattore di scala costituisce quindi il problema chiave e più delicato dell'analisi regionale di frequenza delle piene. Tale fattore, che assume il significato di una *portata indice*, può essere assunto, in prima approssimazione, pari al valore medio dei valori massimi annuali delle portate al colmo. Più in generale, l'impostazione usualmente seguita nell'affrontare questo problema può essere basata sull'analisi multiregressiva, tenendo conto dei principali fattori geomorfoclimatici e pur presentando in genere notevoli problemi, sia per quanto riguarda l'affidabilità dei risultati, sia per le difficoltà di esportazione al di fuori dell'area di indagine dei legami individuati.

In alternativa alle procedure di stima regionale, è possibile ricorrere a metodologie alternative per la valutazione della distribuzione di probabilità delle portate di piena, nate anche nel tentativo di ovviare ai problemi posti dalle tecniche statistiche regionali. Tra queste, un'impostazione piuttosto promettente sembra essere quella dei modelli di derivazione analitica. Essi, sulla base di una plausibile schematizzazione della dinamica della trasformazione afflussi-deflussi, derivano, mediante opportune tecniche di analisi probabilistica, la distribuzione della portata al colmo a partire da quella della sollecitazione meteorica. La distribuzione derivata risulta così espressa in funzione di alcuni parametri geomorfologici e climatici, che dipendono dalla particolare schematizzazione adottata per la trasformazione afflussi-deflussi: in questo modo risulta possibile, almeno in linea di principio, pervenire ad una stima delle portate di massima piena anche per quelle sezioni per cui non si disponga di osservazioni idrometriche adeguate alla stima diretta tramite metodi di inferenza statistica.

Un ulteriore vantaggio offerto da che questo tipo di procedura è rappresentato dalla possibilità di fare uso, laddove se ne disponga, di una informazione distribuita, sia per ciò che concerne le caratteristiche topografiche e più in generale geolitologiche del bacino idrografico, sia per quelle climatologiche dell'area di studio, con particolare riferimento alla pluviometria. Tuttavia, le semplificazioni, spesso drastiche, operate nella concettualizzazione dei fenomeni naturali, al fine di rendere analiticamente praticabile il percorso di derivazione, limitano talvolta la capacità di tali modelli nel riprodurre l'intero andamento della distribuzione di frequenza delle osservazioni. Nel tentativo di ovviare a queste limitazioni, alcuni recenti studi hanno individuato una via alternativa, finalizzando l'analisi non più alla derivazione della funzione di distribuzione di probabilità delle portate massime annuali, ma soltanto a quella dei momenti principali del processo dei colmi di piena (Bacchi e Rosso, 1988; Adom et al., 1989).

Tutto ciò premesso, vengono riportate nei capitoli successivi, pur senza pretendere di fornire una trattazione esaustiva, per la quale si rimanda a testi specialistici (NERC, 1975), alcune considerazioni sulle caratteristiche fondamentali di alcune di queste procedure, che aiutano ad una migliore comprensione del problema: in particolare sarà sviluppata una descrizione di dettaglio del modello probabilistico geomorfoclimatico utilizzato nello specifico caso in esame.

2.1 METODI DETERMINISTICI

I metodi di tipo PMF individuano un unico valore della portata di piena, definito come il massimo valore probabile. A questa categoria possono ricondursi le cosiddette *curve inviluppo* dei casi critici e le formule empiriche di vario tipo usate in passato nella pratica progettuale (Maione, 1981). Alcune di queste sono ancora usate nelle applicazioni tecniche, come ad esempio quella di *Gherardelli e Marchetti*, che esprime il contributo unitario in base alla formula:

$$q = q_{100} \left(\frac{A}{100} \right)^{-2/3} \quad (63.)$$

dove A è l'area del bacino in Km^2 e q_{100} è il contributo unitario relativo ad un bacino di 100 Km^2 . Quest'ultimo parametro è evidentemente un fattore di omogeneizzazione che permette di caratterizzare le stime per i diversi tipi di bacini e dunque nella sua stima si possono ravvisare quei concetti di analisi regionale di cui si riferiva nell'Introduzione.

Il metodo della *curva inviluppo* (Natale, 1988), lega invece all'area del bacino sotteso le massime portate di piena registrate storicamente in un regione idrologicamente omogenea. A tal scopo, esso parametrizza tale legame in una forma analitica opportuna, che descrive l'andamento del contributo unitario di piena al variare della superficie di bacino idrografico sottesa. Per la sua stessa natura, è evidente come tale curva andrebbe continuamente aggiornata, in conseguenza del verificarsi di nuove piene superiori a quelle osservate: una circostanza ormai ben nota e sperimentata. Una forma analitica, che si presta abbastanza bene a descrivere l'inviluppo dei massimi contributi unitari di piena, è data da:

$$q = \hat{q} + b A^{-v} \quad (64.)$$

dove \hat{q} , b ed v sono tre parametri arbitrari, la cui stima si effettua, in modo assai semplice, imponendo alla (5) di assumere, per tre valori di superficie sottesa, i valori dei contributi unitari desunti dall'esperienza, vale a dire dalle osservazioni.

Nonostante un uso consolidato in molti casi della pratica idrologica, va osservato come la (5) presenti notevoli limitazioni, sia strutturali che concettuali. Senza considerare le incertezze relative ai dati in base ai quali è ricavata, due limitazioni in particolare suggeriscono un uso cauto di questo metodo. La prima riguarda il limite inferiore di validità della (5), che fornisce valori irrealistici al diminuire dell'area contribuyente A , soprattutto, quindi, per i bacini più piccoli. La seconda, non meno significativa, riguarda l'impossibilità di assegnare alla curva inviluppo, per come viene derivata, un significato statistico e, quindi, un livello di frequenza caratteristico degli eventi con essa calcolati, che possono, per un assegnato tempo di ritorno, tendere ora a sovrastimare il valore delle portate di piena, ora a sottostimarli, a seconda delle osservazioni storiche alla base della costruzione della curva.

2.2 METODI PROBABILISTICI DIRETTI

I metodi puramente statistici si basano sull'interpretazione dell'insieme delle osservazioni disponibili di un fenomeno come campione di variabili aleatorie cui esso è assimilato. Il loro scopo è quello di legare i valori di una o più caratteristiche quantitative del fenomeno, come, per esempio, la massima portata nel caso degli eventi di piena, alla probabilità con cui essi si verificano nel tempo.

In pratica, la definizione di questo tipo di modelli si basa sulla stima del vettore dei parametri Φ di una funzione di densità di probabilità (PDF) $f_X(x, \Phi)$ preventivamente definita. L'operazione di stima consiste nel valutare gli elementi $\{\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_n\}$ di Φ tramite opportune funzioni $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ dell'insieme (campione) delle osservazioni disponibili $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, in modo tale che la distribuzione probabilistica risultante riproduca in maniera ottimale l'andamento delle frequenze campionarie e le caratteristiche statistiche del campione. L'adozione sia di numerose e diverse forme della funzione $f_X(x, \Phi)$ per le portate di massima piena, sia di diversi metodi di stima dei parametri, ha dato origine ad una vasta gamma di modelli statistici proposti in letteratura (Maione, 1981).

Tra i più comunemente impiegati possono essere individuati modelli di tipo puramente empirico e modelli aventi un fondamento concettuale nella teoria degli estremi dei processi stocastici. Per quanto le distribuzioni di tipo empirico possano essere talora impiegate con buoni risultati, grazie alla loro capacità, in diversi casi riconosciuta, di interpretare in modo soddisfacente la variabilità naturale delle osservazioni, i modelli concettuali si fanno, almeno in linea di principio, preferire.

Cominciamo con l'analizzare i principi generali da cui essi traggono origine. Supponendo che il deflusso idrico in una generica sezione fluviale di un corso d'acqua possa venire assimilato alla realizzazione di un processo stocastico a parametro temporale continuo, il problema della stima delle portate di massima piena può essere ricondotto a quello della determinazione degli estremi di quest'ultimo. A tale fine, possono essere seguiti due approcci distinti:

- o il primo basato sull'analisi del processo delle portate di colmo che eccedono una determinata soglia;
- o il secondo sull'analisi del processo dei valori massimi assunti da $Q(t)$ in un periodo omogeneo di durata prefissata ΔT . E' prassi corrente assumere, coerentemente con l'informazione idrometrica pubblicata, $\Delta T = 1$ anno, analizzando in tal modo il processo dei massimi annuali.

L'analisi di frequenza delle portate al di sopra di una soglia assegnata si basa sull'estrazione, dal processo di deflusso $Q(t)$, della sequenza temporale dei colmi che eccedono un determinato valore di soglia q_0 . Indicando con t_i la cronologia della i -esima eccedenza e con Z_i il valore di quest'ultima, assumendo che i colmi siano tra loro indipendenti, usualmente si assume che i superamenti siano identicamente distribuiti, ovvero caratterizzati dalla medesima funzione di densità di probabilità, vale a dire:

$$f_Z(z_{t_1}) = f_Z(z_{t_2}) = \dots = f_Z(z). \quad (65.)$$

In questo modo lo studio viene ricondotto alla determinazione della $f_Z(z)$ e delle caratteristiche stocastiche della cronologia, cioè degli intervalli temporali fra due successivi superamenti di q_0 , generalmente assunte indipendenti da Z . E' frequente l'ipotesi che la cronologia delle eccedenze sia descritta tramite un contatore poissoniano: in questa ipotesi la probabilità che nell'intervallo $[0, t)$ il numero $N[0, t)$ di superamenti della soglia q_0 sia pari ad n vale:

$$P[N[0, t) = n] = \lambda t^n e^{-\lambda t/n!} \quad (66.)$$

dove λt rappresenta il numero medio di eccedenze nell'intervallo.

Qualora, come prassi, t sia posto pari ad una durata annuale, t_a , $\Lambda = \lambda t_a$ rappresenta il numero medio annuo di colmi che superano q_0 . Il massimo annuale del processo $Q(t)$ può essere quindi caratterizzato, dal punto di vista probabilistico, come il massimo valore assunto da un numero casuale $N[0, t)$ di variabili aleatorie, Z_i . Indicando quindi con:

$$Q_p = X = \max\{Z_i, 1 \leq i \leq N[0, t)\} \quad (67.)$$

la funzione di distribuzione di probabilità (CDF) di X è data dalla:

$$F_X(x) = P[X \leq x] = e^{-\Lambda[1-F_Z(x)]} \quad x \geq q_0, \quad (68.)$$

dove $F_Z(\cdot)$ è la CDF delle eccedenze. La forma analitica della distribuzione di probabilità del massimo annuale X dipende pertanto dal tipo di distribuzione assunta a caratterizzare le eccedenze. Tra le distribuzioni di probabilità impiegate per rappresentare $F_Z(\cdot)$, le più utilizzate ed idonee sono quella esponenziale (Todorovic, 1978) e quella di Pareto (Benjamin e Cornell, 1970), per le quali si rimanda ai riferimenti citati in nota. In alternativa, tra la molteplicità di forme analitiche proposte per rappresentare la $F_Z(\cdot)$ e, quindi, la $F_X(x)$ secondo lo schema illustrato, è stato proposto recentemente, per la descrizione probabilistica delle eccedenze rispetto alla soglia q_0 , l'uso di una "miscela" di due leggi esponenziali (Rossi et al., 1984), che riprende uno schema già proposto con una diversa interpretazione (Todorovic e Rousselle, 1971) (effetti stagionali). Gli autori ipotizzano in questo caso che le realizzazioni dei valori estremi dei deflussi di piena non scaturiscano da un'unica popolazione, bensì da due differenti: la prima rappresentativa degli eventi più frequenti e climaticamente "regolari", la seconda degli eventi climaticamente eccezionali. Queste due popolazioni dovrebbero corrispondere, secondo gli autori, ad eventi meteorici di differenti caratteristiche. Lo schema si basa, in effetti, sulla constatazione che le serie storiche dei massimi annuali, sia delle precipitazioni di assegnata durata che delle portate di piena, presentano talora un numero limitato di valori eccezionali, di entità nettamente maggiore dei rimanenti, indicati, con il termine anglosassone *outliers*, che il miglior adattamento di qualunque modello probabilistico riesce difficilmente a spiegare.

Come detto più sopra, un approccio alternativo a quello della caratterizzazione delle portate di colmo superiori ad una soglia assegnata è quello dell'analisi dei massimi annuali. Dal processo a parametro temporale continuo

$Q(t)$, rappresentativo delle portate defluenti nella generica sezione fluviale di interesse, ci si può ricondurre ad un processo a parametro discreto, le cui realizzazioni sono costituite dai valori assunti dal massimo di $Q(t)$ in intervalli di tempo di durata T . Quando, com'è consuetudine, tale durata sia assunta pari ad 1 anno, si ottiene il processo dei massimi annuali:

$$X_i = \max\{Q(t), (i-1)T < t < iT\} \quad (69.)$$

In questo caso, ancor più che nel precedente, l'ampiezza dell'intervallo T può essere ritenuta molto maggiore sia della durata caratteristica dei singoli eventi di piena che del tempo medio intercorrente tra due eventi successivi. Di conseguenza è generalmente lecito ritenere che due massimi annuali successivi X_i e X_{i+1} siano tra loro indipendenti. Poiché dunque non è più necessario considerare l'ordine cronologico della successione degli eventi X_i , il processo può essere considerato puramente stocastico e le sue determinazioni X_i possono essere interpretate come le realizzazioni della variabile casuale X , corrispondente al massimo annuale delle portate al colmo di piena. Le distribuzioni proposte in letteratura per interpretare i campioni osservati dei massimi annuali delle portate al colmo di piena sono numerose. Alcune di esse sono di natura empirica, altre hanno un fondamento teorico. Tra queste ultime hanno particolare rilevanza quelle derivanti dallo sviluppo della teoria dei valori estremi (Fisher e Tippet, 1928; Gumbel, 1958). In base a tale teoria è possibile mostrare come la distribuzione del massimo valore di una variabile casuale, comunque distribuita, possa ricondursi, al tendere all'infinito del numero delle osservazioni, ad una delle seguenti tre forme asintotiche:

$$F_X(x) = e^{-e^{-(x-u)/a}}, \quad -\infty < x < \infty \quad (70.)$$

$$F_X(x) = e^{-(x_0/x)^\beta}, \quad x \geq x_0 \quad (71.)$$

$$F_X(x) = e^{-[(w-x)/(w-\zeta)]^\delta}, \quad x \leq w \quad (72.)$$

dove u , a , x_0 , β , ω , ζ , δ rappresentano i parametri delle tre distribuzioni.

Le tre forme asintotiche vengono comunemente indicate come distribuzioni del massimo valore del primo (EV1), secondo (EV2) e terzo tipo (EV3), rispettivamente. Le prime due, anche note rispettivamente come leggi di Gumbel e Frèchet, hanno avuto larga applicazione nella regolarizzazione dei massimi colmi annui, mentre la terza non trova applicazione nell'analisi di frequenza delle piene, in quanto superiormente limitata, bensì in quella delle magre. L'applicazione delle distribuzioni asintotiche per la descrizione del massimo annuale delle portate al colmo viene in genere raccomandata da molti autori, argomentando che quest'ultimo può essere considerato come il valore estremo assunto dalla portata tra un numero molto elevato di osservazioni. Tra le distribuzioni a base concettuale, vale, inoltre, ricordare la Lognormale (Benjamin e Cornell, 1970), nota anche come legge di Gibrat-Galton, che è stata una delle prime leggi utilizzate in Italia per l'analisi di frequenza delle portate di piena.

Infine, per ciò che riguarda le distribuzioni empiriche utilizzate per modellare la serie dei massimi annuali delle portate di piena, concludiamo citando la Pearson tipo 3 o Gamma a 3 parametri (Foster, 1924), la Log-Pearson tipo III e la Wakeby (Houghton, 1978), a 5 parametri, per la descrizione delle quali si rimanda ai riferimenti citati. Qui, vale solo la pena di osservare che la log-Pearson di tipo III, cioè la distribuzione della variabile la cui trasformata logaritmica segue la distribuzione Pearson di tipo III, rappresenta uno standard di riferimento adottato negli Stati Uniti per l'analisi di frequenza dei massimi annuali delle portate di piena (Benson, 1968).

2.2.1 Stima dei Parametri delle Distribuzioni di Probabilità

Il problema della definizione di un modello probabilistico per l'analisi di frequenza delle piene non si esaurisce nella scelta della legge di distribuzione di probabilità, ma richiede ovviamente anche la stima del vettore dei suoi parametri, Φ . Numerosi sono i procedimenti disponibili per la stima dei parametri di una distribuzione; tra questi vanno ricordati il metodo dei momenti, quello della massima verosimiglianza, che sono quelli più frequentemente utilizzati, quello dei momenti pesati in probabilità e quello dei minimi quadrati. La scelta del metodo di stima più adatto deve essere operata in relazione alla funzione di distribuzione di probabilità a cui deve essere applicato ed allo scopo per il quale viene stimata la distribuzione. In generale si può osservare che il metodo dei minimi quadrati è quello più semplice da applicare, mentre gli altri possono portare a sistemi di equazioni non lineari numericamente complessi.

In virtù di ciò, la stima dei parametri della distribuzione di Frèchet dei massimi annuali delle portate al colmo è stata effettuata con il metodo dei minimi quadrati, minimizzando lo scarto quadratico medio tra la distribuzione

di cui si vogliono stimare i parametri e la "distribuzione" empirica delle osservazioni, ovvero la curva di frequenza cumulata. Poiché la funzione che esprime lo scarto quadratico medio dipende dai parametri della distribuzione, la condizione di minimo viene espressa dall'annullamento delle sue derivate rispetto a questi parametri. La loro stima discenderà dunque dalla soluzione del sistema risultante.

2.3 METODI DI DERIVAZIONE ANALITICA

La scelta della legge di distribuzione di probabilità e la conseguente stima dei suoi parametri, in qualsiasi modo vengano operate, presuppongono la disponibilità di serie storiche di dati di piena, trattandosi di metodologie di inferenza statistica. Questa circostanza limita, come già osservato, in modo notevole la portata applicativa di tali metodologie, rendendole addirittura improponibili per le sezioni fluviali non strumentate, che sono, invece, spesso oggetto di valutazioni del rischio idrologico. In questi casi, si può fare ricorso ai cosiddetti metodi indiretti, di cui si è già fatto cenno in precedenza, all'interno dei quali si collocano quelli di derivazione analitica, che derivano la legge di probabilità delle portate di piena in modo puramente teorico, attraverso l'applicazione dell'analisi probabilistica ai processi di trasformazione dell'afflusso meteorico in deflusso.

Questo approccio fu introdotto negli anni '70 da *Eagleson*, (1972) che, considerando soprattutto la debolezza dell'ipotesi, implicita nell'analisi di tipo statistico, di stazionarietà dei processi in gioco, riteneva essere più conveniente « *ottenere la statistica dei deflussi (dipendente) in base alla trasformazione della statistica degli afflussi (indipendente) attraverso una simulazione della dinamica del sistema* ».

Questi modelli si fondano dunque su una visione globale del fenomeno, nella quale le elaborazioni statistiche non sono più sostitutive della concettualizzazione del processo di formazione delle piene, ma si integrano con essa. Gli elementi chiave di questa procedura sono l'identificazione e la taratura di:

- o un modello stocastico del processo spazio-temporale di precipitazione sul bacino;
- o un modello di formazione dell'afflusso efficace nel bacino;
- o un modello di trasformazione dell'afflusso efficace in deflusso alla chiusura del bacino stesso.

La filosofia su cui la procedura si fonda è dunque quella di legare il processo stocastico delle portate di piena alle caratteristiche di frequenza, durata ed intensità dell'afflusso meteorico ed alla dinamica del processo di trasformazione dell'afflusso in deflusso.

Più in dettaglio, l'approccio ipotizzato da *Eagleson* assume, per semplicità, che ogni evento di piena sia prodotto da un evento di pioggia di durata aleatoria e di intensità costante nel tempo ed indipendente dalla durata. Il comportamento tanto dell'intensità, i_r , che della durata, t_r , del nubifragio sono descritte attraverso una legge di distribuzione di probabilità di tipo esponenziale:

$$f(i_r) = \beta e^{-\beta i_r} \tag{73.}$$

$$f(t_r) = \eta e^{-\eta t_r}$$

che *Eagleson* ha provato interpolare bene i dati da lui osservati in un punto dello spazio (cioè la stazione pluviometrica) per queste due variabili idrologiche. Il passaggio da questi valori puntuali a quelli medi sull'area A viene operato tramite un coefficiente di ragguglio all'area posto, per semplicità, pari a quello desumibile dalla relazione dell'U.S. Weather Bureau⁷ che esprime il rapporto tra l'altezza di precipitazione puntuale nel centro di scroscio e quella areale relativa secondo la:

$$d_A/d = K = 1 - e^{-1.1i_r^{0.25}} + e^{-1.1t_r^{0.25} - 0.01A} \tag{74.}$$

⁷ Ufficio Meteorologico degli Stati Uniti (Cfr. *U.S. Weather Bureau* (1957-1960)).

dove d_A e d sono rispettivamente l'altezza di pioggia a scala di bacino e nel centro di scroscio, t è la durata di pioggia in ore ed A è l'area del bacino in miglia quadrate.

La formazione dell'afflusso efficace per effetto delle perdite dovute all'assorbimento del terreno è rappresentata attraverso un semplice modello a soglia: l'intensità di precipitazione lorda viene così ad essere decurtata del valore di soglia, ϕ , secondo le:

$$\begin{aligned} i_n &= i_r - \phi && \text{per } i_r \geq \phi \\ i_n &= 0 && \text{per } i_r < \phi \end{aligned} \quad (75.)$$

in cui il parametro ϕ , pur essendo anch'esso assimilabile ad una variabile casuale nelle realtà, viene per semplicità assunto costante. In queste ipotesi la funzione di densità di probabilità congiunta dei valori medi dell'intensità e della durata della sollecitazione meteorica a scala di bacino è data dalla:

$$f(i_n, t_r) = \frac{\beta \cdot \eta}{K} \cdot e^{-(\eta t_r + \beta i_n)/K} \quad (76.)$$

dove i simboli hanno il significato appena introdotto.

La determinazione della funzione di distribuzione di probabilità della portata al colmo avviene ipotizzando che la pioggia interessi un bacino elementare, schematizzato da due falde inclinate⁸ (che rappresentano il complesso dei versanti), drenate da un canale (che descrive gli effetti alveati della rete idrografica), applicando a questo schema di bacino le equazioni dell'onda cinematica per la propagazione sui versanti, ed operando un'opportuna schematizzazione per la rappresentazione del deflusso alveato di base⁹. In definitiva la CDF della portata al colmo risulta espressa dalla:

$$F_{Q_p}(q) = e^{-2\psi} \psi^{-\psi+1} \Gamma(\psi) \cdot e^{\frac{-\beta(Q_p - Q_B)}{645KA}} \quad (77.)$$

ove i coefficienti numerici sono riferiti al sistema di misura anglosassone, e ψ è espresso dalla:

$$\psi = \left\{ 2.21 \cdot \frac{\beta \eta^2 A}{K \alpha_c L_s} \left[1 - \frac{1830 \alpha_s^{4/3} A^2}{\alpha_c L_s^3 (Q_p - Q_B)^{1/3}} \right] \right\}^{1/3} \quad (78.)$$

Nella (19) Q_B rappresenta la portata di base media annua, funzione dell'afflusso meteorico medio annuo, P , dell'area contribuyente, A , del rapporto Φ_2 tra deflusso medio annuo diretto, R_d , e deflusso medio annuo, R , e del rapporto Φ_1 tra R e P , secondo la:

$$Q_B = 0.074(1 - \Phi_2)\Phi_1 PA \quad (79.)$$

e L_s rappresenta la lunghezza della rete idrografica, ed essendo α_s ed α_c due parametri che esprimono l'influenza della pendenza e della scabrezza rispettivamente dei versanti e dell'alveo.

La metodologia suggerita da Eagleson ha incontrato un certo favore, tanto che diversi autori ne hanno ripreso in seguito l'impostazione, adottando talora differenti concettualizzazioni della dinamica del sistema (ad es.: Hebson e Wood (1982; Diaz-Granados et al., 1984; Sivapalan et al., 1990). In particolare, per la schematizzazione del processo di formazione dell'afflusso efficace, sono stati utilizzati modelli più sofisticati rispetto a quello a soglia. Tuttavia, da alcuni studi comparativi (Ortegon e Espezuza, 1986; Kassab, 1987) è emerso che allo stato attuale i modelli che derivano analiticamente la distribuzione di probabilità non possono considerarsi competitivi rispetto ad altri approcci ai fini delle pratiche applicazioni. A fronte di prestazioni generalmente modeste, infatti, in tutti i modelli proposti in letteratura, si perviene ad espressioni della distribuzione di probabilità dei colmi di piena

⁸ Questa schematizzazione viene giustificata da Eagleson con l'osservazione che l'area del bacino responsabile del deflusso superficiale è in realtà abbastanza ridotta e si riduce spesso ad una regione di estensione contenuta e limitrofa al canale naturale drenante.

⁹ Si rimanda per brevità alla memoria originale di Eagleson (1972).

che risultano analiticamente abbastanza complesse e che, in taluni casi, necessitano di metodi numerici di integrazione per determinare la relazione tra frequenza e portata al colmo.

Per ovviare alle complessità della derivazione della distribuzione di probabilità, inevitabili quando si adottino modelli che descrivono in modo non eccessivamente semplificato il processo di formazione delle piene, alcuni studi recenti hanno cercato di formulare un'impostazione concettualmente analoga, seguendo tuttavia metodologie più semplici. Una delle strade seguite più promettenti è, come già più sopra accennato, quella della derivazione dei momenti principali della funzione di distribuzione di probabilità. Il livello di complicazione in generale diminuisce notevolmente, con un innegabile vantaggio applicativo, se si derivano i soli momenti del primo e del secondo ordine della distribuzione di probabilità dei deflussi a partire da quelli relativi all'afflusso.

2.3.1 Derivazione Geomorfoclimatica

Questa impostazione è stata recentemente introdotta (Bacchi e Rosso, 1988; Adom et al., 1989; Bacchi e Bratch, 1989) in letteratura per derivare espressioni approssimate delle statistiche di secondo ordine del processo dei volumi e dei colmi di piena, secondo un'impostazione basata su una concettualizzazione geomorfoclimatica del processo, che caratterizza in modo stocastico i nubifragi e fa uso di una descrizione deterministica della trasformazione piogge-portate.

In sintesi, la procedura necessaria a costruire il modello probabilistico geomorfoclimatico, illustrata in dettaglio qui di seguito, richiede:

- o la scelta e taratura del *modello stocastico di precipitazione* che descrive la sollecitazione meteorica locale in un punto considerato come teorico centro di scroscio;
- o l'individuazione della *legge di ragguaglio all'area* delle precipitazioni locali;
- o la scelta e taratura del *modello di assorbimento del terreno*; e
- o del *modello di trasformazione afflussi-deflussi*.

Con queste operazioni si perviene alla stima delle statistiche del secondo ordine del processo di colmi di piena, vale a dire la media μ_{Q_p} e la varianza $\sigma_{Q_p}^2$, a partire dai quali, una volta specificata la forma analitica della CDF delle portate al colmo di piena, Q_p , è possibile determinare la relazione funzionale tra portata al colmo di piena e frequenza. La forma analitica della CDF è determinata in base alle osservazioni storiche disponibili per una almeno una stazione idrometrica, disponibile all'interno del bacino in esame, ovvero mutuata da analisi regionali.

2.3.1.1 Modello Stocastico di Precipitazione

La caratterizzazione dei nubifragi che provocano le piene fluviali è condotta attraverso un modello stocastico della precipitazione a scala puntuale le cui caratteristiche devono soddisfare, da un lato, la capacità di riprodurre le caratteristiche salienti dei nubifragi, in termini di occorrenza, intensità e durata degli eventi meteorici estremi, e dall'altro, i requisiti di semplicità e compattezza della formulazione, necessari per affrontare in modo praticabile il problema della derivazione della legge di frequenza delle piene. Un altro fattore, da non trascurare nella formulazione del modello di pioggia, è la sua attitudine ad essere tarato a partire dall'informazione pluviometrica usualmente disponibile. Con questi presupposti, è ragionevole adottare, per la pioggia locale nel punto del bacino assunto quale generico centro di scroscio, il modello *Independent Poisson Marks* (IPM), nella forma esponenziale proposta da *Eagleson* (1972), che, come già indicato, schematizza il fenomeno come una successione aleatoria, a cronologia poissoniana, di impulsi rettangolari di intensità i_r e durata t_r , entrambe aleatorie, mutuamente indipendenti ed indipendenti dalla successione cronologica.

Quale che sia la distribuzione di probabilità di i_r e t_r , l'ipotesi di indipendenza stocastica tra intensità e durata consente di esprimere la media μ_P ed il coefficiente di variazione V_P dell'altezza di pioggia locale, P , calcolata come prodotto dell'intensità dell'evento per la sua durata, secondo le:

$$\mu_P = \mu_{i_r} \mu_{t_r} \quad (80.)$$

$$V_P = \sigma_P / \mu_P = \left(V_{i_r}^2 + V_{t_r}^2 + V_{i_r}^2 V_{t_r}^2 \right)^{1/2} \quad (81.)$$

avendo indicato con σ_P lo scarto quadratico medio di P , con V_{i_r} e V_{t_r} i coefficienti di variazione rispettivamente di i_r e t_r .

2.3.1.2 Raggiungimento all'Area

Assunto un sistema di coordinate cartesiane (x, y) , l'altezza media di precipitazione P_A che cade sul bacino di superficie A durante il generico evento meteorico è esprimibile in funzione dell'altezza di pioggia puntuale $P = P(\mathbf{u})$ come:

$$P_A = \frac{1}{A} \int_A P(\mathbf{u}) d\mathbf{u} \quad (82.)$$

avendo indicato con $\mathbf{u} = (x, y)$ il generico punto del bacino di coordinate x e y . Assumendo che il campo di precipitazione si possa considerare omogeneo, la linearità dell'operazione di integrazione indicata dalla (23) comporta che la media di P_A , μ_{P_A} , risulti pari a μ_P . Le caratteristiche di dispersione di P_A risultano invece attenuate rispetto a quelle di P ; nell'ipotesi che il campo sia stazionario del secondo ordine, la varianza $\sigma_{P_A}^2$ di P_A risulta esprimibile come prodotto tra la varianza puntuale σ_P^2 ed un coefficiente di attenuazione k^2 , il cui valore, compreso tra 0 ed 1, è funzione del grado di correlazione spaziale secondo la (ad es.: Rodriguez-Iturbe e Mejia, 1974):

$$k^2 = \frac{\sigma_{P_A}^2}{\sigma_P^2} = \frac{1}{A} \iint_A \rho(\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2) d\mathbf{u}_1 d\mathbf{u}_2 = E'[\rho(\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2); A] \quad (83.)$$

in cui $E'[\dots]$ indica l'operatore valore atteso nello spazio e $\rho(\cdot)$ esprime il coefficiente di correlazione tra le altezze di precipitazione nei punti di coordinata spaziale generica \mathbf{u}_1 e \mathbf{u}_2 . La (24) evidenzia come k^2 , che può essere riguardato come un coefficiente di raggiuglio all'area, rappresenti un fattore climatico di scala, il cui valore dipende dall'interazione tra la struttura della funzione di correlazione spaziale del campo di pioggia, da un lato, e l'estensione e la forma del bacino idrografico, dall'altro (Rodriguez-Iturbe e Mejia, 1974). In generale, a parità di dimensione e forma del bacino, k^2 risulterà tanto minore quanto più rapidamente si attenua la correlazione $\rho(\cdot)$ del campo di pioggia all'aumentare della distanza. Viceversa, per una assegnata funzione $\rho(\cdot)$, il valore di k^2 dipenderà dall'estensione e dalla forma del bacino, tendendo a diminuire all'aumentare delle dimensioni di quest'ultimo.

2.3.1.3 Modello di Assorbimento del Terreno e quello di Trasformazione Afflussi-Deflussi

La portata al colmo di piena associata al generico evento meteorico può essere espressa in via approssimata come (ad es.: NERC, 1975):

$$Q_p = A I_{e,A} \varepsilon(I_{e,A}, T_{e,A}) \quad (84.)$$

altrimenti nota come formula razionale, dove $T_{e,A}$ ed $I_{e,A}$ indicano rispettivamente la durata e l'intensità media alla scala del bacino della precipitazione netta, assunta costante nel tempo, ed $\varepsilon(I_{e,A}, T_{e,A})$ un fattore di attenuazione, che rappresenta l'effetto di laminazione dovuto al ruscellamento sui versanti ed alla propagazione lungo la rete di drenaggio nel suo insieme. Nell'ipotesi di linearità della trasformazione dell'afflusso efficace in deflusso, tale fattore è indipendente dall'entità della sollecitazione $I_{e,A}$. Se si assume poi, in accordo con l'analogia di Nash (Nash, 1958) della cascata di m serbatoi lineari di ugual costante temporale κ , che l'idrogramma unitario istantaneo del bacino (IUH), sia di tipo gamma, il fattore di attenuazione può essere espresso come:

$$\varepsilon = 1 - e^{-T_{e,A}/t_L} \quad (85.)$$

dove t_L indica il tempo di ritardo del bacino, che per l'IUH gamma vale:

$$t_L = m \kappa \quad (86.)$$

sostituendo la (26) nella (25) si ottiene quindi:

$$Q_p = A I_{e,A} \left(1 - e^{-T_{e,A}/m\kappa} \right) \quad (87.)$$

La determinazione di $I_{e,A}$ può essere condotta tramite un opportuno modello di assorbimento del terreno. Utilizzando a tal fine il metodo del *Curve Number* (CN), sviluppato dal Soil Conservation Service (SCS) del Dipartimento dell'Agricoltura degli Stati Uniti (Soil Conservation Service, 1972), viene determinato il volume specifico di pioggia efficace R_A , conseguente alla precipitazione di altezza generica P_A , come:

$$R_A = \frac{(P_A - I_a)^2}{(P_A - I_a + S)} \quad \text{per } P_A > I_a \quad (88.)$$

$$R_A = 0 \quad \text{per } P_A \leq I_a$$

nella quale I_a indica la perdita iniziale, frutto del complesso di fenomeni di intercettazione ed imbibimento che si attuano nella fase iniziale della precipitazione, ed S rappresenta il massimo volume specifico che può essere invasato nel terreno. Il valore di S è determinato in base a quello del parametro CN secondo la relazione:

$$S = S_0 (100/\text{CN} - 1) \quad (89.)$$

con $S_0=254$ nel caso in cui si esprima S in mm.

Invertendo la (30) si evidenzia come il valore di CN possa variare teoricamente tra 0 - corrispondente al limite (teorico) superiore di S , pari ad infinito - e 100 - corrispondente al limite inferiore di S , pari a 0 - e come, quindi, valori alti del parametro CN rappresentino le caratteristiche di assorbimento di superfici poco permeabili, mentre valori bassi indichino terreni ad alta permeabilità. Il problema pratico si riduce così alla taratura del valore di CN in base, come sarà dettagliato più avanti, alle caratteristiche del suolo e del suo uso.

L'intensità media di pioggia efficace $I_{e,A}$ viene quindi determinata dalla:

$$I_{e,A} = \frac{R_A}{T_{e,A}} \quad (90.)$$

dove $T_{e,A}$ rappresenta la durata di tale pioggia a scala di bacino. Se ancora si assume che la durata della pioggia efficace a scala di bacino, $T_{e,A}$, sia pari a quella corrispondente alla sollecitazione areale, T_A , la portata al colmo risulta pari a:

$$Q_p = A \frac{(P_A - I_a)^2}{T_A (P_A - I_a + S)} \left(1 - e^{-T_A/t_L} \right) \quad \text{per } P_A > I_a \quad (91.)$$

$$Q_p = 0 \quad \text{per } P_A \leq I_a$$

Utilizzando il modello espresso dalla (32) con $I_a=0$, risulta possibile derivare la media μ_{Q_p} e la varianza $\sigma_{Q_p}^2$ di Q_p , mediante un'approssimazione del secondo ordine, come proposto da *Bacchi e Rosso* (1988). Per il caso in cui i_r e t_r siano indipendenti e distribuite con legge esponenziale, si ottengono le seguenti relazioni (Bacchi e rosso, 1988; Adom et al., 1989):

$$\mu_{Q_p} \cong A \mu_p \mu_t^{-1} \eta \left\{ \left[(1 - \exp(-\chi))(1 + k^2) - k^2 \chi \exp(-\chi)(1 + \chi/2) \right] \right. \\ \left. \left[1 + 3 \cdot k^2 (1 - \eta)^2 \right] + k(2 - \eta) \left[\exp(-\chi)(1 + \chi) - 1 \right] \right\} \quad (92.)$$

$$\sigma^2_{Q_p} \cong A^2 \mu_p^2 \mu_t^{-2} k^2 \eta^2 \left\{ \left[1 + 3k^2 (1 - \eta)^2 \right]^2 \cdot \left[(\chi + 1) \exp(-\chi) - 1 \right]^2 \right. \\ \left. + 2 \left[1 + 3k^2 (1 - \eta)^2 \right] \cdot (2 - \eta) \cdot \left[(\chi + 1) \exp(-\chi) - 1 \right] \left[1 - \exp(-\chi) \right] \right. \\ \left. + 3(2 - \eta)^2 \left[1 - \exp(-\chi) \right]^2 \right\} \quad (93.)$$

in cui si è posto $\chi = \mu_t / t_L$ ed $\eta = \mu_p / (\mu_p + S)$. In definitiva, perciò, le statistiche di Q_p risultano dipendenti, oltre che dalle statistiche del processo puntuale di pioggia, anche dai tre parametri adimensionali χ , η e k^2 rappresentativi della la trasformazione della sollecitazione meteorica in risposta idrologica e quindi dell'interazione tra:

- o la durata media degli eventi meteorici ed il tempo di ritardo del bacino;
- o il volume specifico medio dei nubifragi e la capacità di assorbimento del terreno;
- o la struttura di correlazione spaziale del campo di pioggia e la dimensione e forma dell'area drenata.

2.3.1.4 Derivazione della Distribuzione dei Massimi Annuali

Una volta determinate le statistiche dei colmi di piena tramite le (33) e (34) è sufficiente specificare la forma della CDF dei massimi annuali delle portate al colmo, i cui parametri possono essere valutati in funzione dei momenti del secondo ordine, per ottenere la relazione funzionale tra Q_p ed il tempo di ritorno corrispondente ad assegnati livelli di probabilità di superamento. In particolare, ricordando la (9) ed assumendo, in via approssimata, che le ipotesi che hanno condotto alla sua determinazione siano accettabili anche nel caso limite $q_0=0$, la CDF del massimo annuale delle portate istantanee si riduce alla:

$$F_{Q_p}(x) = P[Q_p \leq x] = e^{\left\{ -\Lambda [1 - F_Z(x)] \right\}} \quad x \geq 0 \quad , \quad (94.)$$

in cui Λ esprime ora il numero medio annuo di piene mutuamente indipendenti e $F_Z(\cdot)$ indica la CDF della portata al colmo della generica piena. Il problema della valutazione della legge di frequenza delle piene può così essere ricondotto a quello della valutazione di Λ e della $F_Z(\cdot)$, come visto precedentemente.

A questo proposito si possono, ad esempio, considerare sia la legge esponenziale che quella di Pareto, entrambe frequentemente utilizzate per la descrizione della distribuzione di frequenza campionaria delle portate eccedenti una soglia assegnata. Nel caso specifico in cui la distribuzione dei colmi $F_Z(x)$ segua la legge di Pareto, si può scrivere:

$$F_Z(x) = 1 - (x_1/x)^\theta \quad \theta > 0; \quad x \geq x_1 > 0 \quad (95.)$$

e sostituendo nella (35), avendo posto $\xi = x_1 \Lambda^{1/\theta}$, si ottiene:

$$F_{Q_p}(x) = e^{-(\xi/x)^\theta} \quad \theta > 0; \quad \xi > 0; \quad x \geq x_1 > 0 \quad (96.)$$

assimilabile ad una distribuzione del valore estremo del secondo tipo (EV2), ovvero alla legge di Frèchet. Essendo i parametri della (37) legati ai momenti della Q_p dalle relazioni:

$$\theta = 1 + \sqrt{1 + 1/V_{Q_p}^2} \quad (97.)$$

$$x_1 = \mu_{Q_p} (\theta - 1)/\theta \quad (98.)$$

dove $V_{Q_p} = \sigma_{Q_p} / \mu_{Q_p}$ indica il coefficiente di variazione di Q_p , sostituendo la (33) e la (34) nelle (38) e (39) si ottiene una formulazione geomorfoclimatica della legge di frequenza dei massimi annuali nella forma di Frèchet, in accordo con l'ipotesi di distribuzione dei colmi di piena di Pareto.

In definitiva, la formulazione così ottenuta viene a dipendere, oltre che dall'area A del bacino idrografico, da sei parametri, che ne identificano l'assetto geomorfoclimatico, vale a dire l'intensità media μ_i e la durata media μ_r dei nubifragi nel centro di scroscio, il fattore climatico di scala k^2 , la massima capacità di ritenzione del terreno S , a sua volta parametrizzata in funzione dell'indice CN, il tempo di ritardo caratteristico del bacino t_L ed il numero medio annuo di colmi di piena Λ indipendenti. Appare a questo punto evidente il vantaggio che questo tipo di impostazione comporta: disponendo, infatti, di dati distribuiti, è possibile stimare il valore dei sei parametri che compaiono nella legge di probabilità dei colmi per qualsiasi sezione di chiusura del generico bacino ed ottenere, di conseguenza, per tale sezione, la distribuzione di probabilità dei massimi annuali di piena, svincolandosi completamente dal problema delle sezioni non strumentate.

2.3.2 Taratura del Modello Geomorfoclimatico

Come appena descritto, il modello probabilistico geomorfoclimatico dipende da alcuni parametri che identificano l'assetto geomorfoclimatico del bacino, così da prestarsi bene ad un'applicazione distribuita che fornisca la previsione di piena per qualunque sezione del reticolo idrografico. Ciò a patto di disporre di un'adeguata cartografia digitale, in grado di caratterizzare la topografia e i tematismi a carattere idrologico (ad es. geolittologia, pedologia e uso del suolo) del bacino in esame. In assenza di tale descrizione distribuita, il modello è ancora in grado di fornire la previsione di piena per qualunque sezione del reticolo idrografico, ma la sua applicazione richiede una onerosa elaborazione delle caratteristiche al fine di identificare i valori dei parametri caratteristici della porzione di bacino sottesa da ogni sezione di interesse.

2.3.2.1 **Taratura dei Parametri di Assorbimento (CN) e del Parametro Cinetico**

La tradizionale procedura di stima del parametro di assorbimento, cioè del valore dell'indice CN, richiede, in generale, di interpretare le caratteristiche del bacino secondo la chiave fornita dalla classificazione idrologica dei suoli e del loro uso proposta dal metodo SCS-CN (Soil Conservation Service, 1972). Ciò richiede quindi di individuare - a partire dalle carte geolittologiche, pedologiche e di uso del suolo - dapprima la classe di permeabilità del terreno, fra le quattro che il metodo SCS-CN propone (v.Tabella I), incrociandola poi con la classe di uso del suolo, scelta tra le ventuno proposte (v.Tabella II).

Tabella I - Classificazione dei tipi idrologici di suolo secondo il metodo SCS-CN

| TIPO IDROLOGICO DI SUOLO | DESCRIZIONE |
|--------------------------|---|
| A | Scarsa potenzialità di deflusso. Comprende sabbie profonde con scarsissimo limo e argilla; anche ghiaie profonde, molto permeabili. |
| B | Potenzialità di deflusso moderatamente bassa. Comprende la maggior parte dei suoli sabbiosi meno profondi che nel gruppo A, ma il gruppo nel suo insieme mantiene alte capacità di infiltrazione anche a saturazione. |

| | |
|---|--|
| C | Potenzialità di deflusso moderatamente alta. Comprende suoli sottili e suoli contenenti considerevoli quantità di argilla e colloidali, anche se meno che nel gruppo D. Il gruppo ha scarsa capacità di infiltrazione a saturazione. |
| D | Potenzialità di deflusso molto alta. Comprende la maggior parte delle argille con alta capacità di rigonfiamento, ma anche suoli sottili con orizzonti pressochè impermeabili in vicinanza delle superfici. |

Nello specifico caso in esame, la classificazione proposta dal SCS è stata interfacciata con le caratteristiche del bacino individuate da un'analisi della cartografia regionale di riferimento (Piano Territoriale di Coordinamento Paesistico, PTCP) e delle carte tematiche redatte nell'ambito del presente documento.

A tale scopo si è convenzionalmente assunto di suddividere la litologia del territorio regionale in dieci classi e l'uso del suolo in undici classi, come riportato in Tabella III.

Da tale interfacciamento è emersa, com'era inevitabile attendersi, una non perfetta corrispondenza tra la classificazione regionale e quella tabulata dal SCS: se, infatti, da un lato la prima si presenta più raffinata rispetto a quella del modello SCS-CN, individuando ben dieci classi rispetto alle quattro proposte dal modello americano, dall'altro la classificazione regionale dell'uso del suolo risulta, con le sue undici classi contro ventuno, meno accurata rispetto a quella del metodo CN. Il problema è stato affrontato ipotizzando un criterio associativo tra le classi assunte e quelle SCS-CN, espresso dalle corrispondenze riportate in Tabella IV, che permette di identificare, per ogni area omogenea individuata dalla cartografia del bacino, la tipologia del terreno e l'uso del suolo in base alla tradizionale classificazione SCS, in modo da ricavare direttamente il valore del parametro di assorbimento. E' tuttavia da sottolineare il fatto che tale criterio associativo è stato determinato in base a ipotesi piuttosto generali (quali, ad esempio, l'impermeabilità dei materiali argillosi), che, pur potendosi considerare corrette per una valutazione indicativa, richiederebbero un adeguato approfondimento di dettaglio¹⁰.

Per omogeneità con la scelta del metodo CN, si è fatto uso della procedura proposta dal SCS anche per la determinazione del tempo di ritardo del bacino. Secondo tale procedura, il tempo di lag, t_L è legato al tempo di corrivazione, t_c , secondo l'equazione:

$$t_c = 1.67 t_L \quad (99.)$$

essendo stimato il tempo di corrivazione tramite l'equazione

$$t_c = \frac{100 L^{0.8} [(1000/CN) - 9]^{0.7}}{1900 j^{0.5}} \quad (100.)$$

in cui L rappresenta la lunghezza massima, espressa in piedi, del percorso canalizzato e j la pendenza media del bacino, espressa in per cento.

2.3.2.2 Taratura dei Parametri Climatici

Con il termine *climatici* si indicano i parametri del modello di pioggia utilizzato nella derivazione e quello rappresentativo della loro attenuazione spaziale. Come sopra indicato, il modello IPM richiede la stima di tre parametri, rispettivamente l'intensità media di precipitazione di un evento, la sua durata media ed il numero di eventi in un periodo di osservazione fissato. Tra le procedure di stima disponibili (Burlando, 1989) si è adottata in questo caso quella più adatta a fornire una taratura idonea alla riproduzione degli eventi di forte intensità e quindi adeguata a descrivere i nubifragi che danno origine alle piene. La stima avviene così utilizzando una

¹⁰ Tale approfondimento è peraltro possibile sulla base di vaste indagini sperimentali, che competono tradizionalmente al settore della ricerca scientifica.

procedura che impone la congruenza tra le proprietà di estremo del modello stesso e le linee segnalatrici di probabilità pluviometrica, desunte con tecniche inferenziali dalle osservazioni disponibili. Essa si basa sulla derivazione per il modello IPM della distribuzione dei massimi annuali delle altezze di pioggia per assegnata durata (Bacchi et al., 1987) nel caso in cui l'intensità, i_r , e la durata, t_r , degli eventi siano distribuite esponenzialmente e siano indipendenti fra loro, secondo la metodologia (Bacchi et al., 1989) qui di seguito richiamata.

Tabella II - Valori caratteristici del parametro CN_{II}¹¹

| Valori del parametro CN (adimensionale) | ΩTipo idrologico Suolo ζ | | | | classe |
|--|--|----------|----------|----------|---------------|
| | A | B | C | D | |
| Ψ Tipologia di Uso del Territorio | | | | | |
| Coltivazioni, in presenza di pratiche di conservazione del suolo | 62 | 71 | 78 | 81 | 1 |
| Coltivazioni, in assenza di pratiche di conservazione del suolo | 72 | 81 | 88 | 91 | 2 |
| Terreno da pascolo: cattive condizioni | 68 | 79 | 86 | 89 | 3 |
| buone condizioni | 39 | 61 | 74 | 80 | 4 |
| Boschi, in presenza di copertura rada e senza sottobosco | 45 | 66 | 77 | 83 | 5 |
| Boschi e foreste, in presenza di copertura fitta e con sottobosco | 25 | 55 | 70 | 77 | 6 |
| Spazi aperti con manto erboso superiore al 75% dell'area | 39 | 61 | 74 | 80 | 7 |
| Spazi aperti con manto erboso compreso tra il 50 ed il 75% dell'area | 49 | 69 | 79 | 84 | 8 |
| Spazi aperti con manto erboso inferiore al 50% dell'area | 68 | 79 | 86 | 89 | 9 |
| Zone industriali (area impermeabile 72%) | 81 | 88 | 91 | 93 | 10 |
| Zone commerciali e industriali (area imperm. 85%) | 89 | 92 | 94 | 95 | 11 |
| Zone residenziali, lotti fino a 500 m ² (area imperm. 65%) | 77 | 85 | 90 | 92 | 12 |
| Zone residenziali, lotti di 500 ÷ 1000 m ² (area imperm. 38%) | 61 | 75 | 83 | 87 | 13 |
| Zone residenziali, lotti di 1000 ÷ 1500 m ² (area imperm. 30%) | 57 | 72 | 81 | 86 | 14 |
| Zone residenziali, lotti di 1500 ÷ 2000 m ² (area imperm. 25%) | 54 | 70 | 80 | 85 | 15 |
| Zone residenziali, lotti di 2000 ÷ 5000 m ² (area imperm. 20%) | 51 | 68 | 79 | 84 | 16 |
| Zone residenziali, lotti di 5000 ÷ 10000 m ² (area imperm. 12%) | 46 | 65 | 77 | 82 | 17 |
| Parcheggi, tetti, autostrade, | 98 | 98 | 98 | 98 | 18 |
| Strade pavimentate o asfaltate, dotate di drenaggio | 98 | 98 | 98 | 98 | 19 |
| Strade con letto in ghiaia | 76 | 85 | 89 | 91 | 20 |
| Strade battute in terra | 72 | 82 | 87 | 89 | 21 |

Tabella III - Classificazione delle classi litologiche e di uso del suolo

| CLASSI LITOLOGICHE | | CLASSI DI USO DEL SUOLO | |
|---------------------------|-------------------|--------------------------------|-----------------------|
| <i>Classe</i> | <i>Tipologia</i> | <i>Classe</i> | <i>Tipologia</i> |
| 0 | assenza di valore | 0 | assenza di valore |
| 1 | rocce argillose | 1 | area residenziale |
| 2 | rocce calcaree | 2 | area industriale |
| 3 | rocce arenacee | 3 | servizio urbano |
| 4 | rocce silicee | 4 | vegetazione arborea |
| 5 | rocce brecciodi | 5 | vegetazione arbustiva |

¹¹ I valori sono determinati incrociando il *tipo idrologico di suolo* con la *tipologia di uso del territorio*. L'ultima colonna a destra indica la numerazione di corrispondenza tra la classe convenzionalmente adottata (Tabella III) e la tipologia di uso del suolo secondo la classificazione SCS-CN (Tabella I).

| | | | |
|----|--------------------|----|---------------------|
| 6 | rocce ofiolitiche | 6 | vegetazione erbacea |
| 7 | rocce cristalline | 7 | colture speciali |
| 8 | rocce metamorfiche | 8 | oliveto |
| 9 | coltri detritiche | 9 | vigneto |
| 10 | sedimenti | 10 | seminativo |
| - | - | 11 | area non vegetativa |

Tabella IV - Criterio di corrispondenza tra classificazione adottata e metodo SCS-CN

| LITOLOGIA | | USO DEL SUOLO | |
|-----------|--------|---------------|--------|
| GIS | SCS-CN | GIS | SCS-CN |
| 0 | A | 0 | 0 |
| 1 | D | 1 | 16 |
| 2 | B | 2 | 12 |
| 3 | C | 3 | 10 |
| 4 | B | 4 | 7 |
| 5 | B | 5 | 6 |
| 6 | B | 6 | 5 |
| 7 | D | 7 | 1 |
| 8 | C | 8 | 2 |
| 9 | A | 9 | 1 |
| 10 | B | 10 | 1 |
| - | - | 11 | 20 |

Indicati con T_{inf} la più breve delle durate tra quelle per cui si dispone di osservazioni dei massimi annuali delle piogge di assegnata durata (in genere - come in questo specifico caso - 1 ora) e con $a_{T_{inf}}$ e $b_{T_{inf}}$, rispettivamente il parametro di scala e quello di posizione della distribuzione di Gumbel dei massimi annuali dell'altezza di pioggia per tale durata, $H_{T_{inf}}$, le relazioni per la stima dell'intensità media di un evento e del tasso di occorrenza del processo risultano (Bacchi et al., 1987):

$$\mu_{i_r} = \frac{a_{T_{inf}}}{T_{inf}} = \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_{H_{T_{inf}}} \mu_{H_{T_{inf}}} T_{inf}^{-1} \quad (101.)$$

$$\Lambda = e^{(b_{T_{inf}}/a_{T_{inf}})} = e^{\left[-\gamma + \frac{\pi}{\sqrt{6} V_{H_{T_{inf}}}} \right]} \quad (102.)$$

essendo $\gamma = 0.5772...$ il numero di Eulero. La (42) e la (43) discendono dall'applicazione del metodo dei momenti, che consente di stimare $a_{T_{inf}}$ e $b_{T_{inf}}$ in funzione della media $\mu_{H_{T_{inf}}}$ e del coefficiente di variazione $V_{H_{T_{inf}}}$ campionari della variabile $H_{T_{inf}}$.

Questa procedura approssimata può talvolta condurre a valutazioni poco realistiche di μ_{i_r} e, soprattutto, di Λ . La (43) fa infatti dipendere la stima di quest'ultimo parametro da una potenza del reciproco di $V_{H_{T_{inf}}}$ e, data la notevole variabilità spaziale della stima campionaria di questa statistica, i valori che si ottengono possono risultare molto differenti fra loro anche per stazioni pluviometriche molto vicine l'una all'altra. Per ovviare a questi inconvenienti ed agli analoghi problemi che si possono avere nella stima di μ_{i_r} , può risultare opportuno effettuare la stima di $V_{H_{T_{inf}}}$ con un criterio di tipo regionale; in tal modo, questa statistica può essere assunta, per un dato bacino, pari al coefficiente di variazione della serie ottenuta raggruppando i campioni dei massimi

annuali delle altezze di pioggia relativi alla durata T_{inf} , $H_{T_{inf}}$, disponibili per le varie stazioni pluviometriche ricadenti all'interno del bacino o nelle aree limitrofe, adimensionalizzata per le rispettive medie $\mu_{H_{T_{inf}}}$.

Per quanto riguarda il terzo parametro climatico, cioè la durata media di un evento, μ_{t_r} , va osservato che la procedura ora proposta fa dipendere tale parametro dalla scelta di un prefissato tempo di ritorno (Bacchi et al., 1994). Non potendo accettare questa limitazione a causa dell'esigenza di avere una stima univoca da utilizzare per la valutazione del rischio attraverso un continuo di periodi di ritorno, si è ritenuto di procedere ad una taratura dei parametri attraverso una procedura numerica approssimata.

Seguendo questa procedura numerica (Bacchi et al., 1994) μ_{i_r} e μ_{t_r} possono essere stimati in base ai massimi annuali di altezza di precipitazione per assegnata durata, pubblicati sugli Annali Idrologici del Servizio Idrografico per le durate di 1, 3, 6, 12 e 24 ore. In particolare, si osserva che per ciascuna durata il campione di osservazioni segua una legge dei valori estremi di I tipo (EV1):

$$F_{I_T}(i_T) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{i - b_T}{a_T}\right)\right] \quad (103.)$$

con a_T e b_T rispettivamente parametro di scala e di posizione della distribuzione, stimati attraverso il metodo dei momenti con le:

$$a_T = 0.779s_T \quad , \quad (104.)$$

$$b_T = m_T - 0.45s_T$$

ove m_T e s_T rappresentano rispettivamente la media e la deviazione standard campionari dell'intensità di pioggia per la durata T . In modo analogo si osserva come il campione di quantili adimensionali, $i^* = i/\mu_{i_r}$, generati dal modello IPM per diverse durate adimensionali, $T^* = T/\mu_{t_r}$, segua la medesima legge, ossia:

$$F_{I_{T^*}}(i_{T^*}^*) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{i^* - \beta_{T^*}}{\alpha_{T^*}}\right)\right] \quad (105.)$$

ove α_{T^*} e β_{T^*} presentano analogo significato di a_T e b_T , e come valga una relazione approssimata che lega α_{T^*} alla durata T^* , del tipo:

$$\alpha_{T^*} = \exp\left[-0.4(T^*)^{0.7}\right] \quad . \quad (106.)$$

In queste ipotesi, la coppia di valori dei parametri μ_{i_r} e μ_{t_r} che rappresenta la migliore stima può essere stimata minimizzando l'errore che misura gli scostamenti del parametro della distribuzione EV1 stimato sui quantili adimensionali rispetto a quello stimato sul campione delle osservazioni. Si può così imporre che sia minimo lo scarto:

$$\varepsilon^2 = \sum \left(\alpha_{T_j} - \frac{a_{T_j}}{\mu_{i_r}} \right)^2 \quad , \quad (107.)$$

in cui compaiono esplicitamente il parametro μ_{i_r} e implicitamente il parametro μ_{t_r} , quest'ultimo sostituendo nella (47) l'espressione $T^* = T/\mu_{t_r}$, per ottenere il valore dimensionale di α_{T^*} .

La stima del terzo parametro, Λ , che rappresenta il numero atteso di eventi intensi in ogni periodo di riferimento omogeneo (cioè in un anno), può essere ottenuta, quando non si disponga di serie a risoluzione temporale fine da cui sia possibile isolare il numero di eventi intensi, ricorrendo ad una procedura basata sul confronto tra i totali giornalieri e i massimi annuali per assegnata durata. In particolare, Λ è stato calcolato isolando il numero di giorni in cui il totale giornaliero risulta superiore o eguale al valore atteso dei massimi annuali per una delle cinque durate campionate dal Servizio Idrografico. Tale durata, scelta in funzione del tempo di risposta del bacino, è stata fissata nel caso specifico in esame, in 3 ore.

La verifica della capacità del modello così stimato di riprodurre le caratteristiche di estremo osservate è infine condotta controllando che i quantili generati dal modello con tali stime siano in grado di riprodurre correttamente le linee segnalatrici stimate su base storica per ciascuna delle stazioni. Ai fini applicativi, per la valutazione cioè delle portate al colmo in diverse sezioni del corso d'acqua considerato, è tuttavia legittimo assumere che la rete idrografica sia sollecitata da un unico evento meteorico caratterizzato da una parametrizzazione del modello di precipitazione media tra le stazioni per le quali è condotta la stima locale. In quest'ottica i valori dei tre parametri del modello utilizzati nella stima operativa delle portate al colmo sono dunque ottenuti mediando aritmeticamente i valori stimati localmente.

A causa delle incertezze che spesso affliggono la stima dei parametri dell'IPM, si può procedere ad una stima del parametro di durata della precipitazione "a posteriori", utilizzando quale informazione aggiuntiva - quando disponibile - la serie delle portate al colmo osservate in una o più sezioni del corso d'acqua. In particolare il valore di μ_r "a posteriori" è ottenuto adottando per esso il valore che si ottiene risolvendo, appunto rispetto alla variabile μ_r , la funzione di probabilità di Frèchet, che descrive la curva di crescita delle portate al colmo, con i parametri ξ e θ stimati con il metodo dei minimi quadrati a partire dalle osservazioni idrometriche disponibili.

In altre parole, dopo aver ricavato la curva di frequenza cumulata delle portate al colmo osservate in una stazione di riferimento¹², vengono valutati i parametri della (37) - quindi, nel caso specifico, i parametri ξ e θ della EV2 - mediante il metodo dei minimi quadrati. Ricorrendo quindi alle formule (33), (34), (38) e (39) che rappresentano, globalmente, il legame funzionale tra i parametri della distribuzione di probabilità ed i parametri geomorfoclimatici, è stato dedotto numericamente il valore di μ_r (v. Tabella V)

Tabella V - Valori stimati dei parametri del modello stocastico di precipitazione IPM per le stazioni considerate nella taratura del modello geomorfoclimatico (in corsivo le stazioni interne al bacino).

| <i>Stazione</i> | μ_i [mm/ora] | μ_r [ore] | Λ [-] |
|---------------------------------------|---------------------|------------------|------------------|
| S. Ilario | 24.907 | 0.640 | 25 |
| Colonia Arnaldi | 18.949 | 0.973 | 22 |
| S. Pietro di Novella | 36.953 | 0.755 | 9 |
| S. Margherita Ligure | 30.804 | 0.489 | 20 |
| Chiavari | 34.905 | 0.615 | 15 |
| Neirone | 24.509 | 0.614 | 27 |
| Piana di Soglio | 34.908 | 0.645 | 19 |
| Tigliolo | 17.366 | 1.765 | 15 |
| Giacopiane | 13.851 | 1.382 | 22 |
| San Michele | 21.879 | 0.601 | 33 |
| Cichero | 27.563 | 0.528 | 23 |
| Statale | 23.184 | 0.824 | 24 |
| Panexi | 24.651 | 0.679 | 24 |
| Castiglione Chiavarese | 20.896 | 0.931 | 25 |
| Montale di Levante | 27.182 | 0.581 | 25 |
| La Spezia | 23.088 | 0.542 | 24 |
| <i>Valori medi sull'area</i> | 26.184 | 0.759 | 22 |
| <i>Valori di stima "a posteriori"</i> | 26.184 | 0.766 | 22 |

Per quanto riguarda, infine, la taratura del fattore di ragguaglio delle precipitazioni, k^2 , è stato ipotizzato, in accordo con quanto indicato da *Brath et al.* (1992), che possa essere assunto pari al fattore di riduzione areale

¹² In proposito si è utilizzata la "plotting position" di Hirsch [*Hirsch*, 1987] che permette di valutare la frequenza cumulata tenendo conto di possibili interruzioni nelle serie temporali.

delle precipitazioni, cioè pari al rapporto tra l'altezza di pioggia a scala di bacino e quella puntuale, relativa al centro di scroscio. Tuttavia, alle numerose formulazioni empiriche proposte in letteratura (ad es.: U.S. Weather Bureau, 1958; Supino, 1964) è stato preferito un modello nel quale l'altezza di pioggia sul bacino si riscalda rispetto a quello puntuale in funzione dell'area e di un opportuno esponente di scala (Cappellari e Inglese, 1992). Tale legge, espressa dalla:

$$k^2 = h_{d,A}/h_d = A^{-\omega} \quad (108.)$$

ove $h_{d,A}$ e h_d rappresentano l'altezza di pioggia rispettivamente per un'area A e nel punto, recentemente proposta in letteratura per descrivere la variabilità spaziale delle piogge intense in aree urbane e periurbane (Cappellari e Inglese, 1992). In ragione dei risultati di letteratura, alla descrizione dei quali si rimanda per una discussione più approfondita del problema, ed in assenza di un adeguato numero di stazioni e osservazioni contemporanee su cui effettuare la stima dell'esponente ω , si è ritenuto di assumere il valore di tale parametro pari a 0.07.

Curve di crescita della portata al colmo.

Di seguito sono raccolte le curve di crescita delle portate al colmo derivate secondo il modello geomorfoclimatico per le sezioni salienti, limitatamente all'asta principale del Lavagna, identificate nel Capitolo 6.0. Per ognuna di queste sezioni viene fornita una tabella con l'indicazione

- o dei parametri della distribuzione EV2,
- o della frequenza di non superamento,
- o del periodo di ritorno e
- o della portata corrispondenti a tale frequenza.

Viene inoltre fornito il grafico relativo ai valori tabulati, da cui è possibile ricavare i valori di portata al colmo per periodi di ritorno intermedi a quelli indicati in tabella.

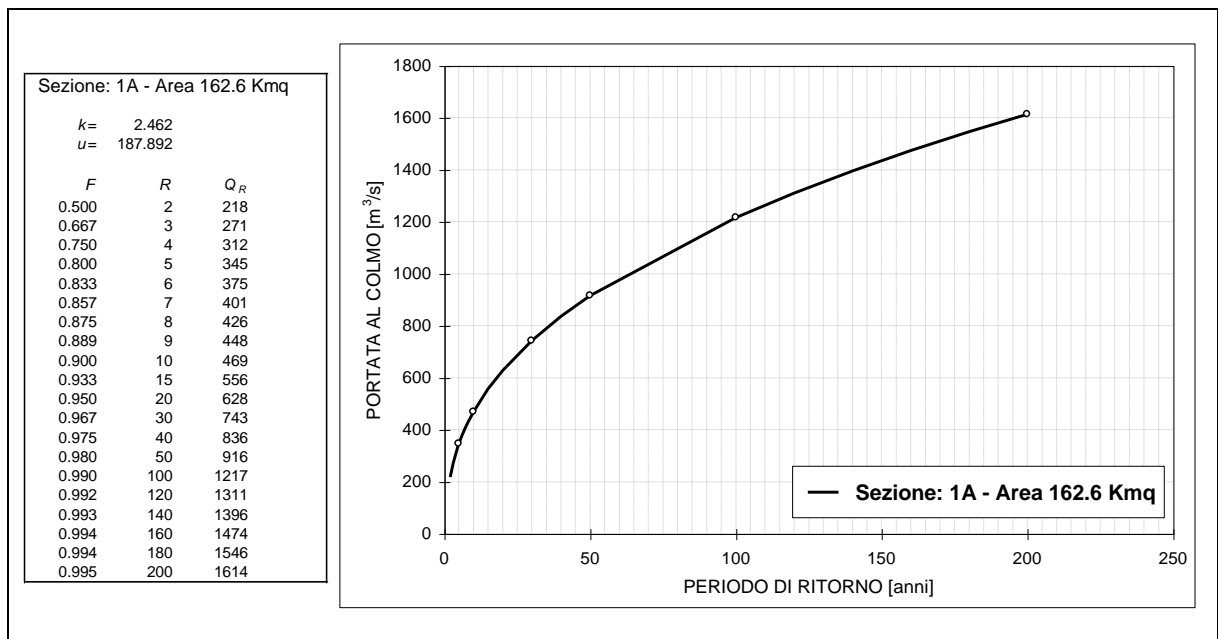


Figura 1 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1A.

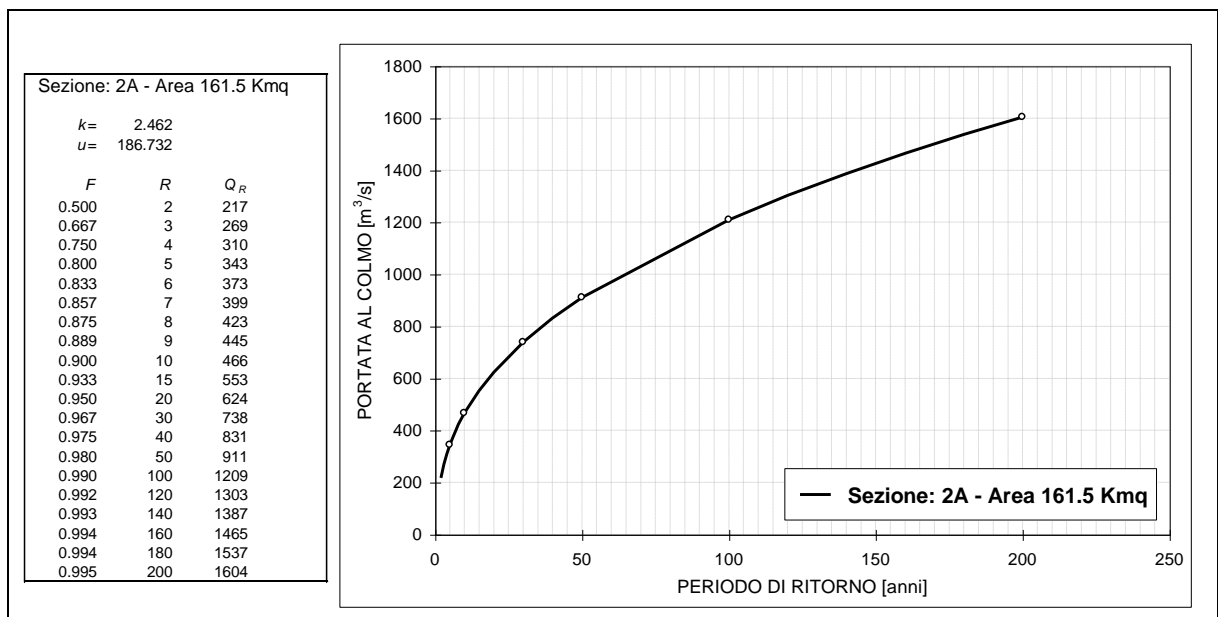


Figura 2 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 2A

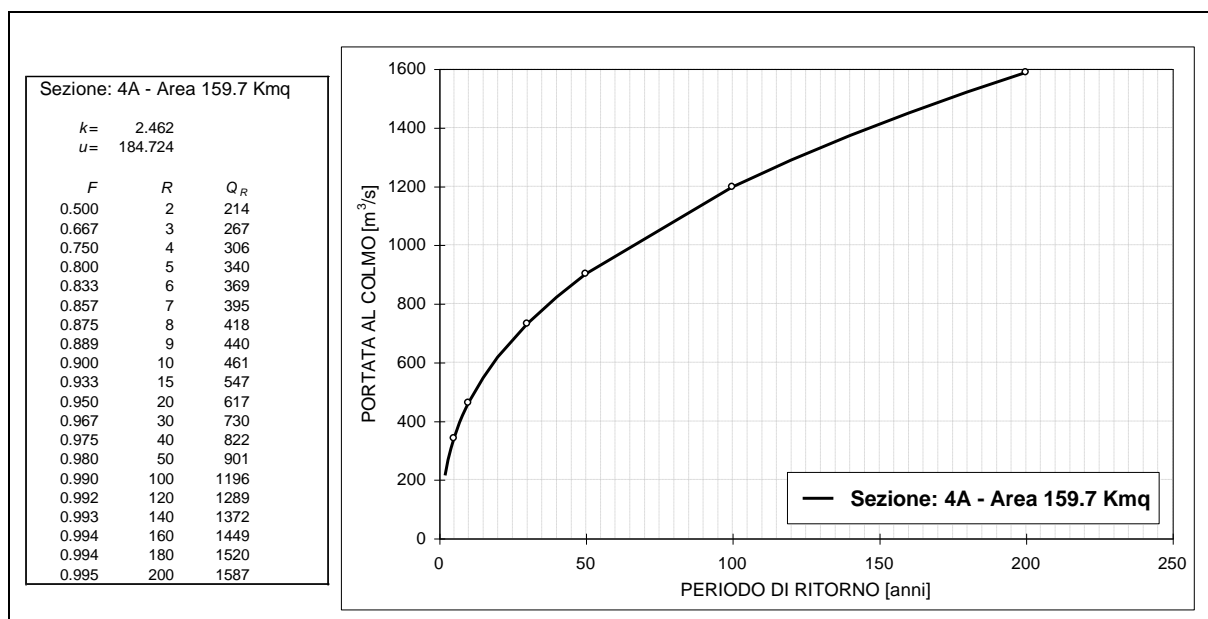


Figura 3 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 4A.

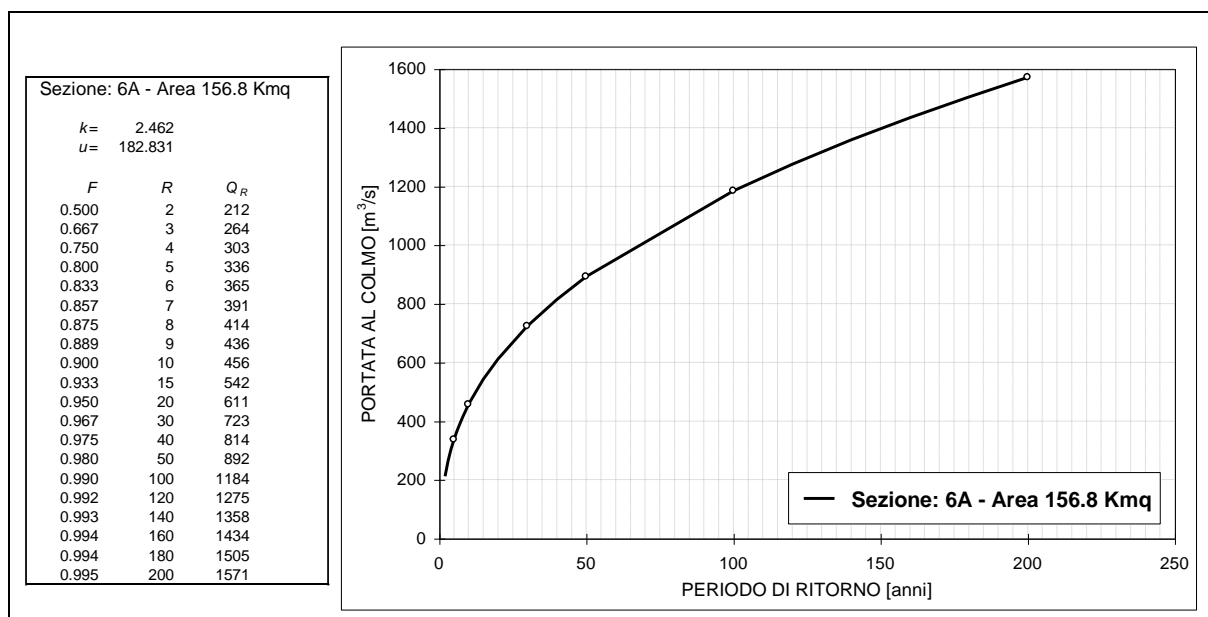


Figura 4 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 6A

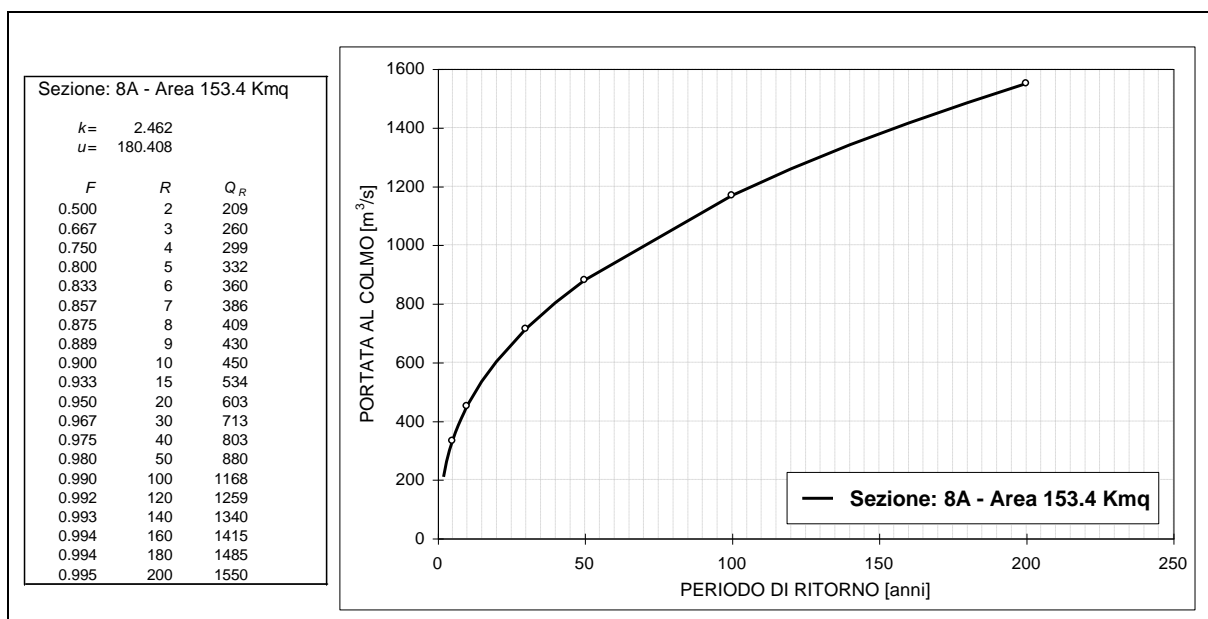


Figura 5 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 8A.

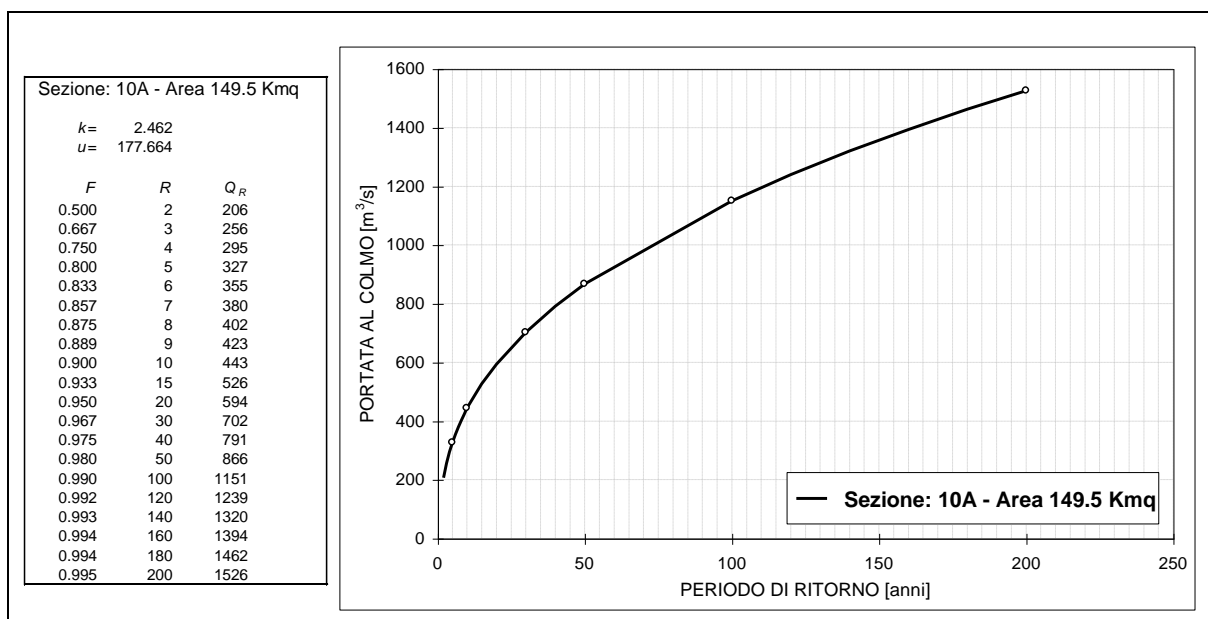


Figura 6 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 10A

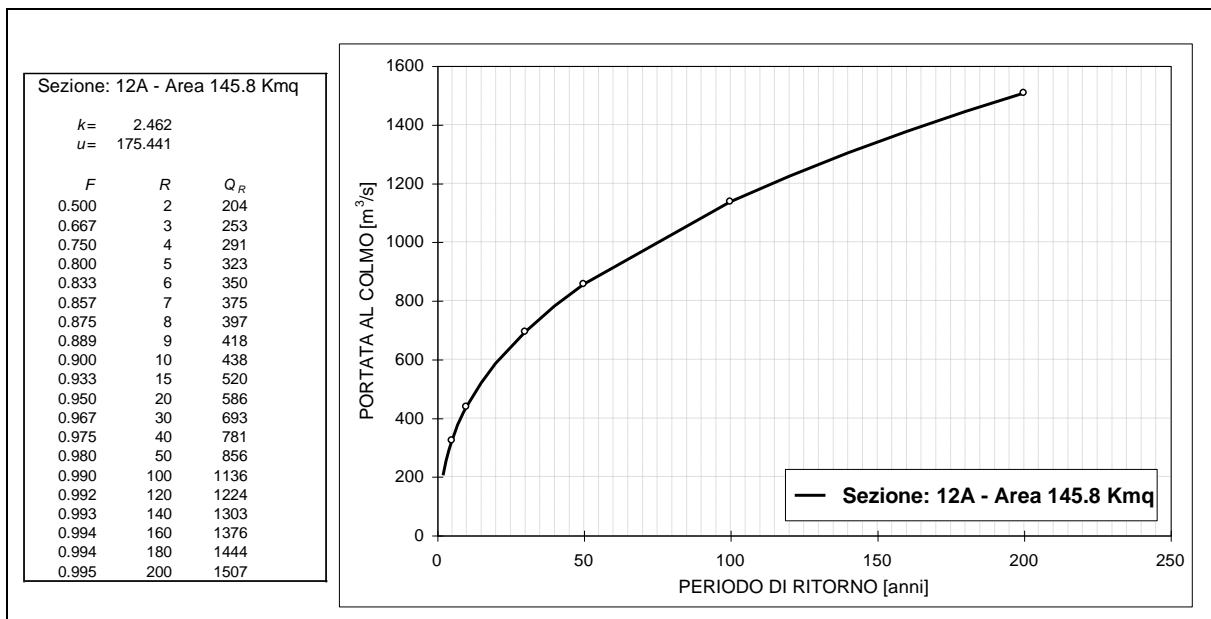


Figura 7 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 12A.

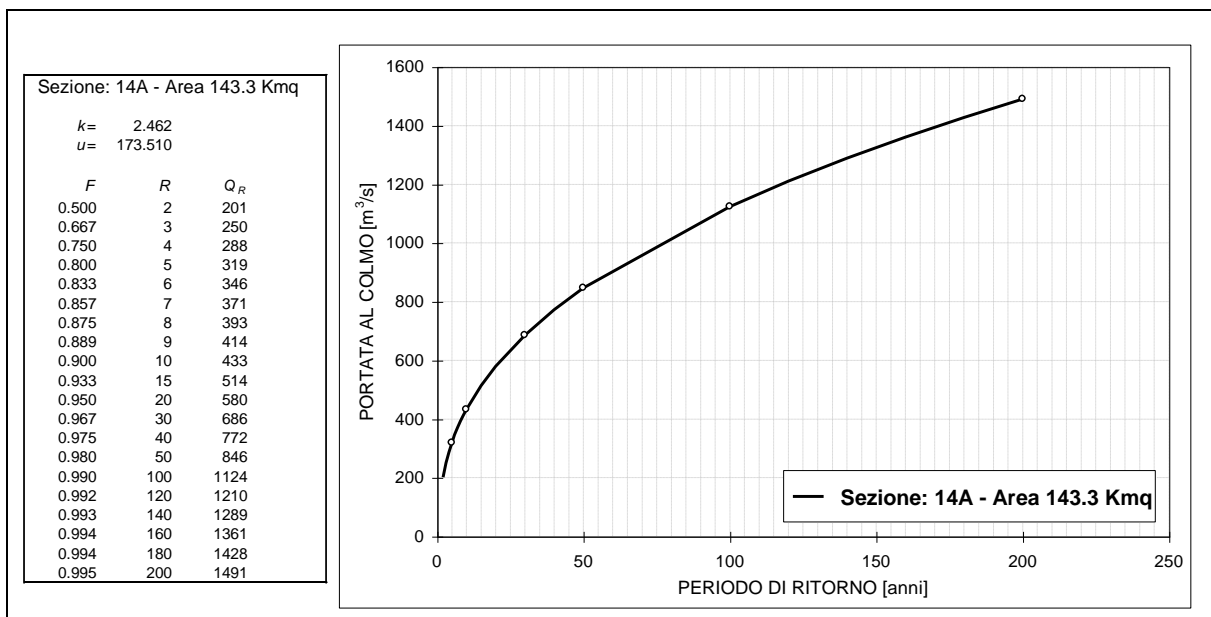


Figura 8 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 14A.

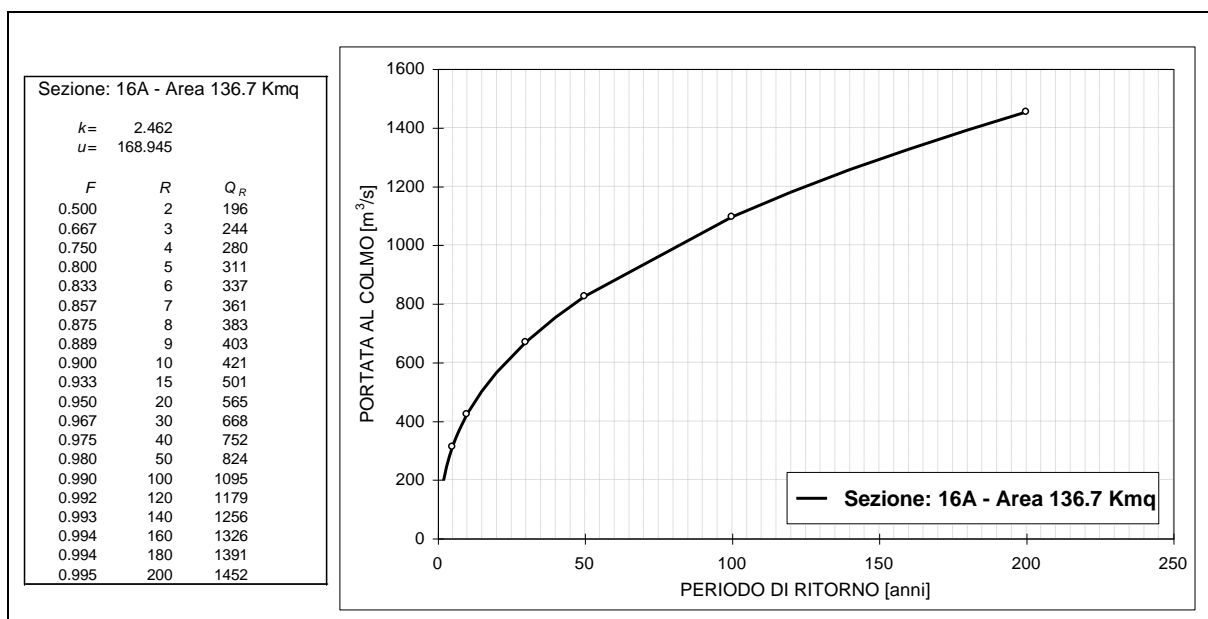


Figura 9 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 16A.

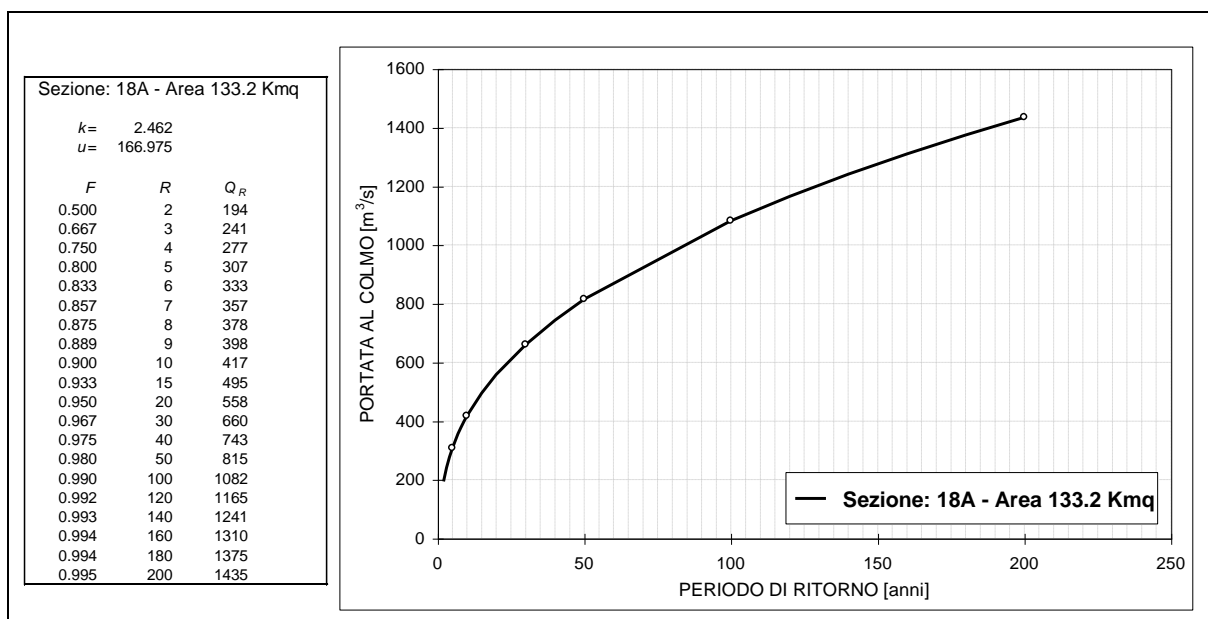


Figura 10 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 18A.

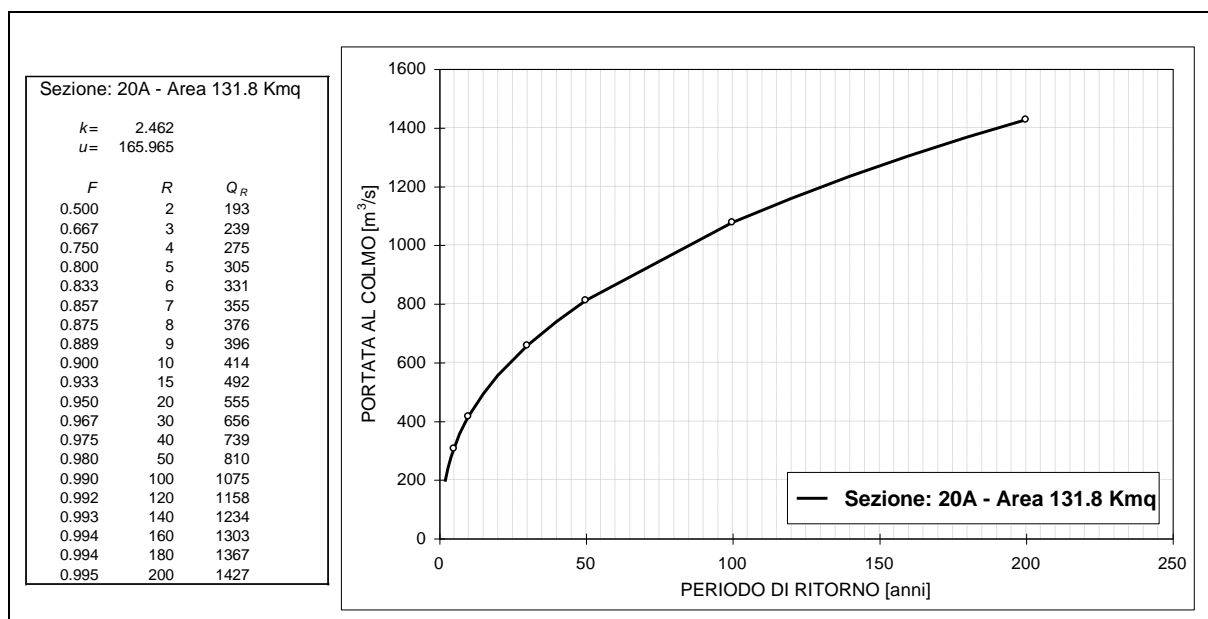


Figura 11 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 20A.

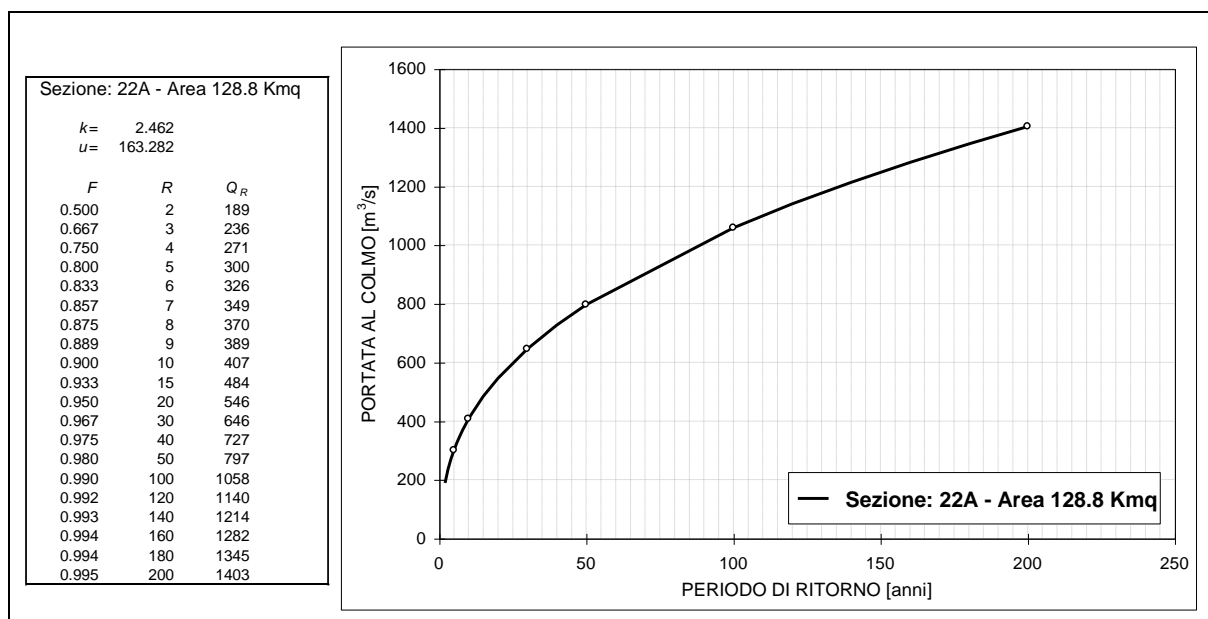


Figura 12 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 22A.

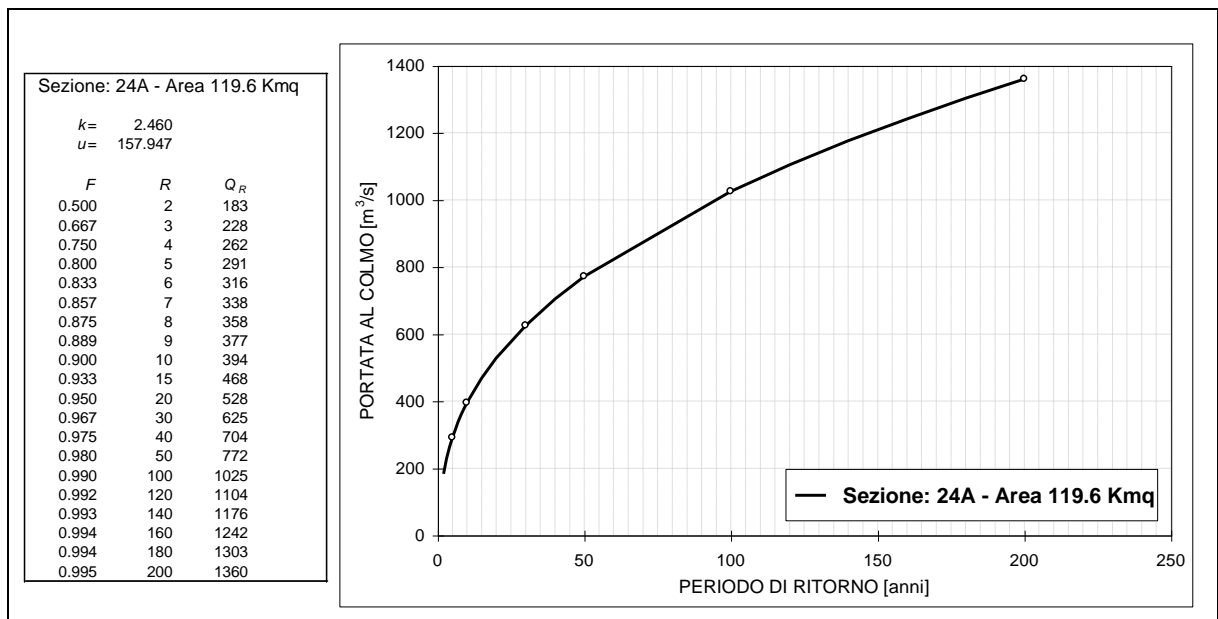


Figura 13 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 24A.

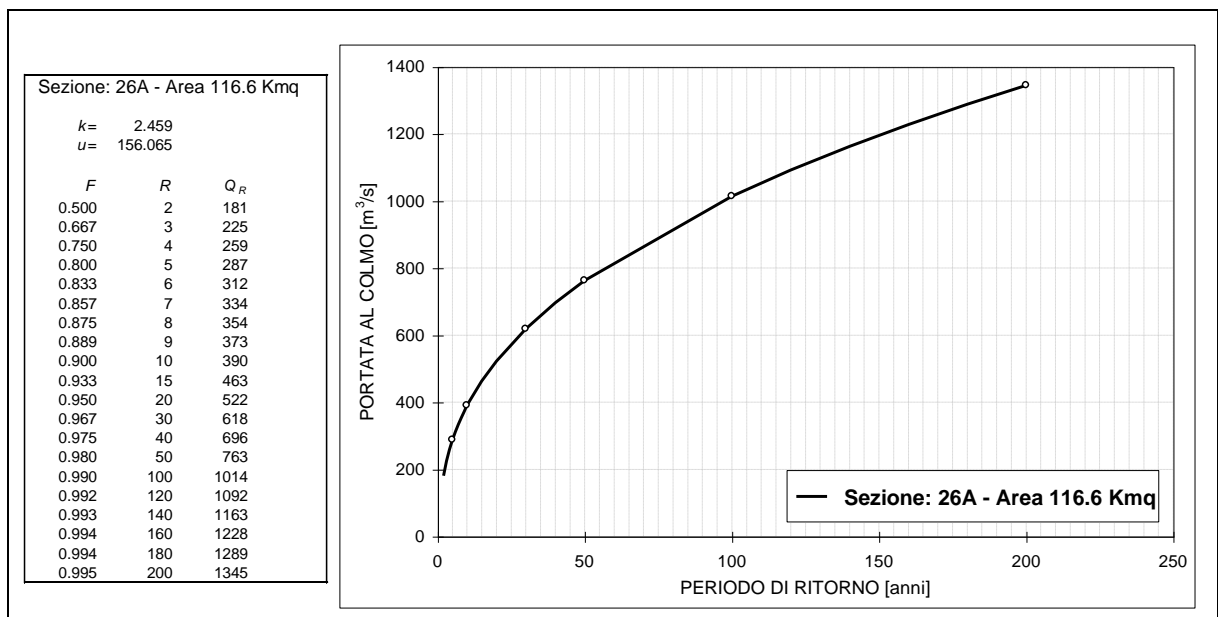


Figura 14 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 26A.

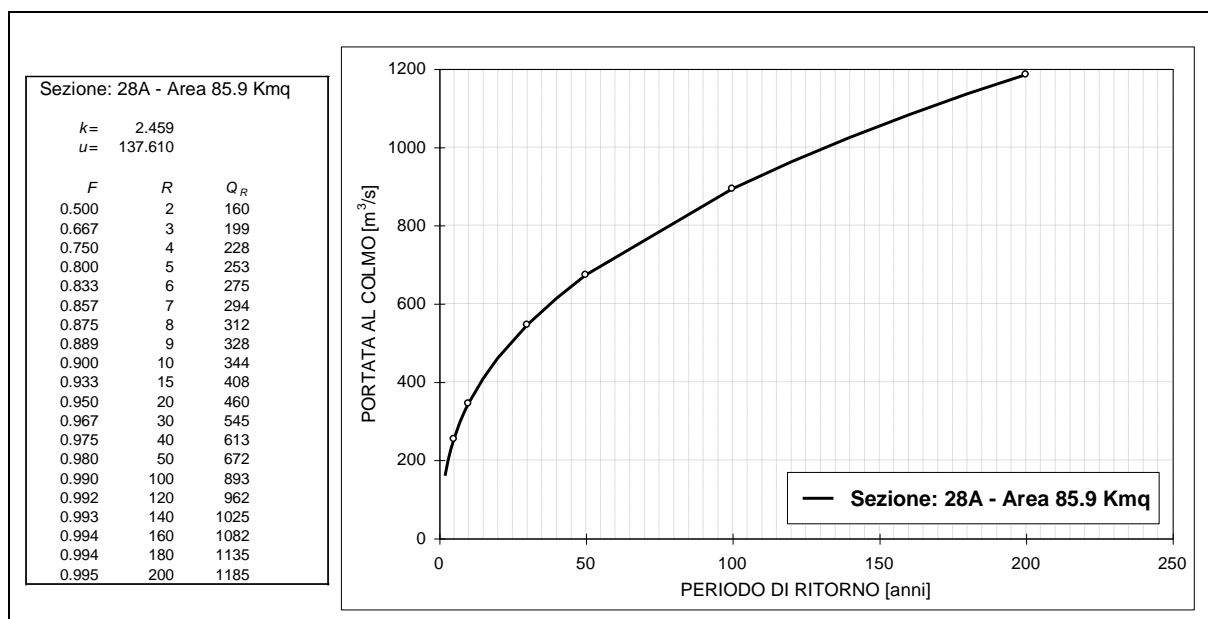


Figura 15 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 28A.

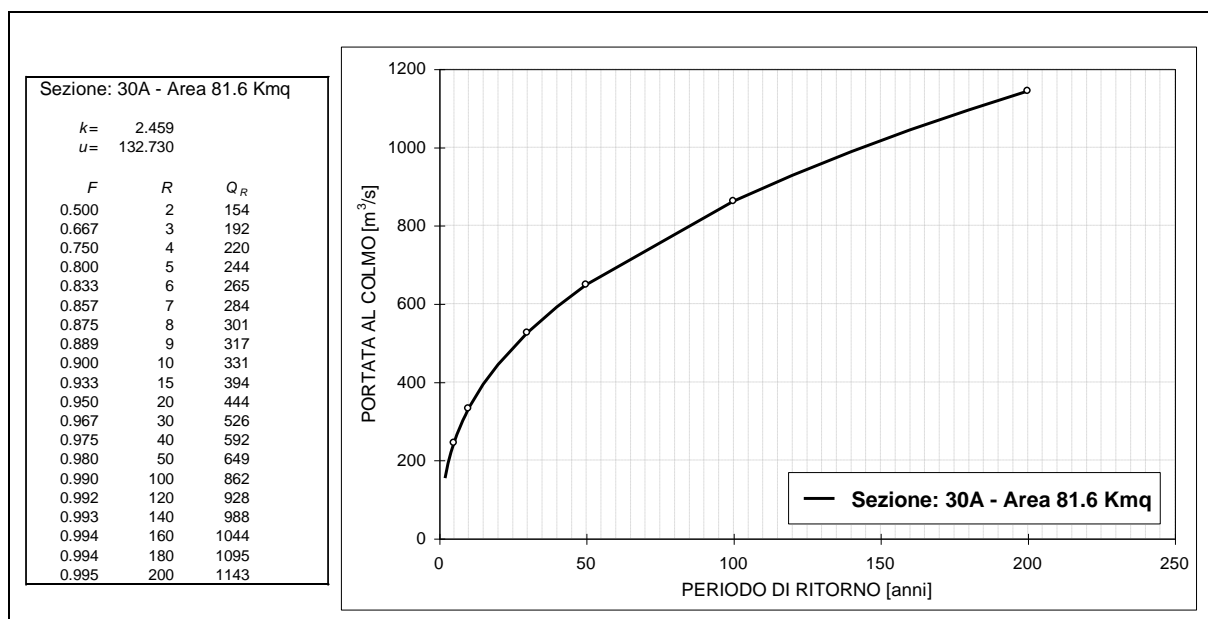


Figura 16 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 30A.

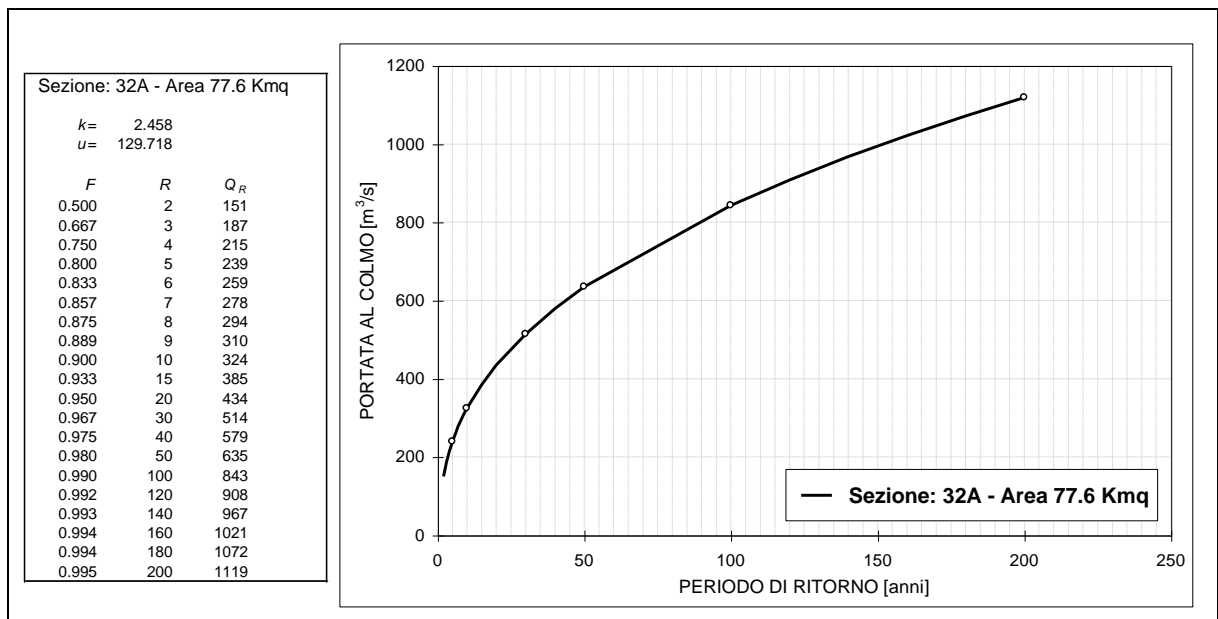


Figura 17 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 32A.

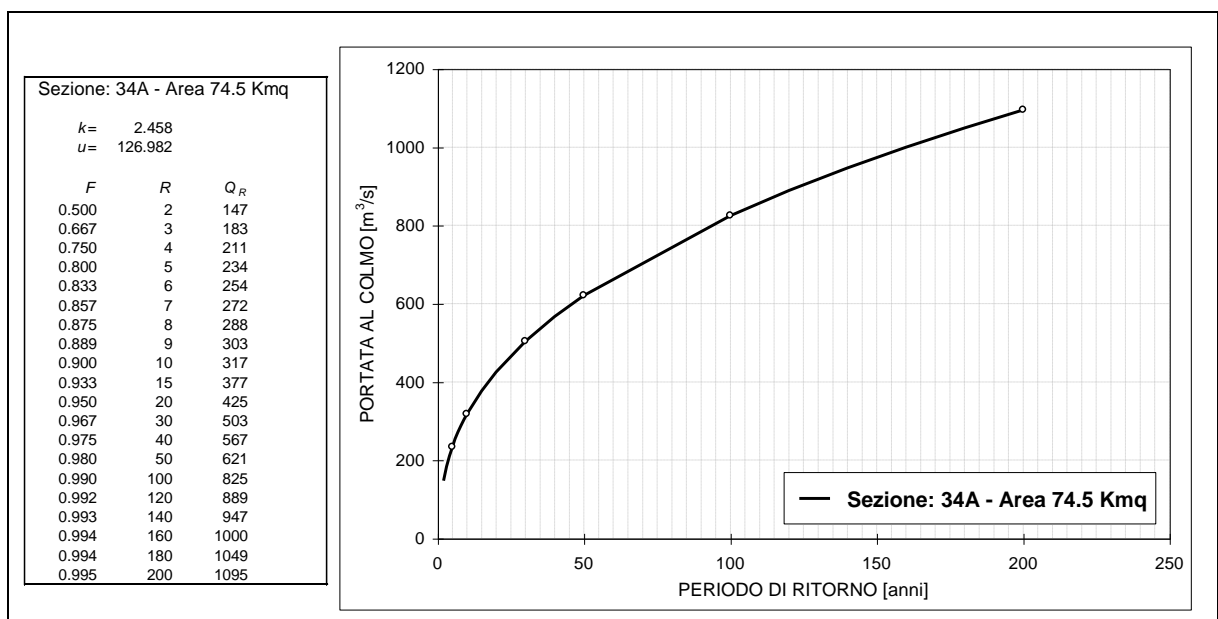


Figura 18 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 34A.

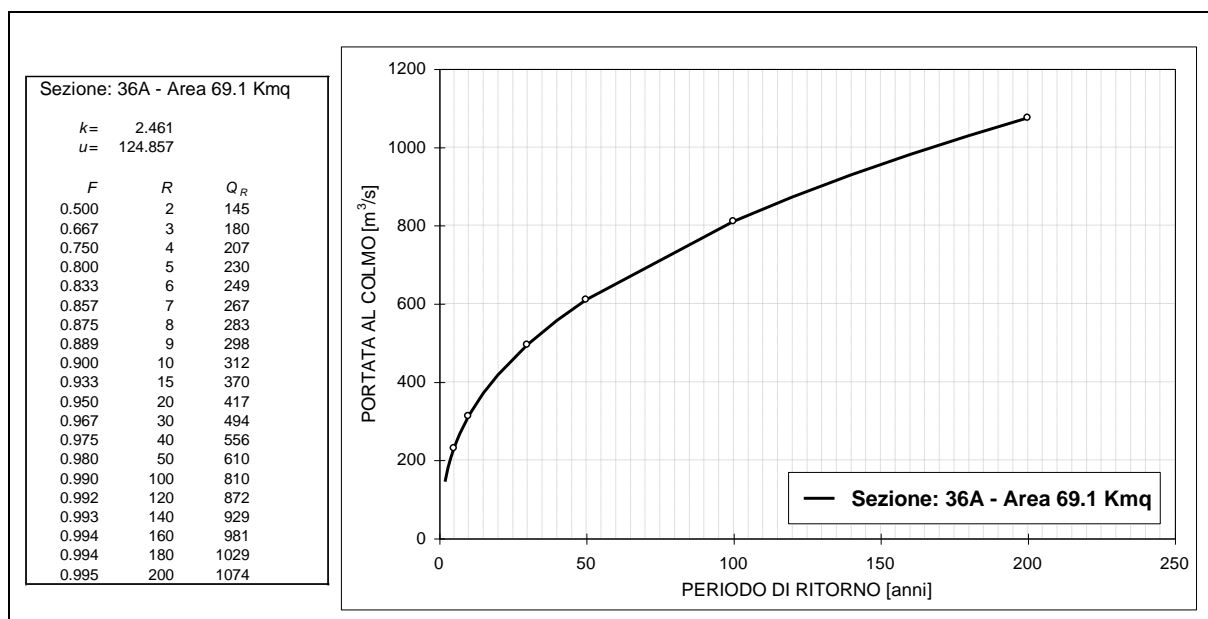


Figura 19 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 36A.

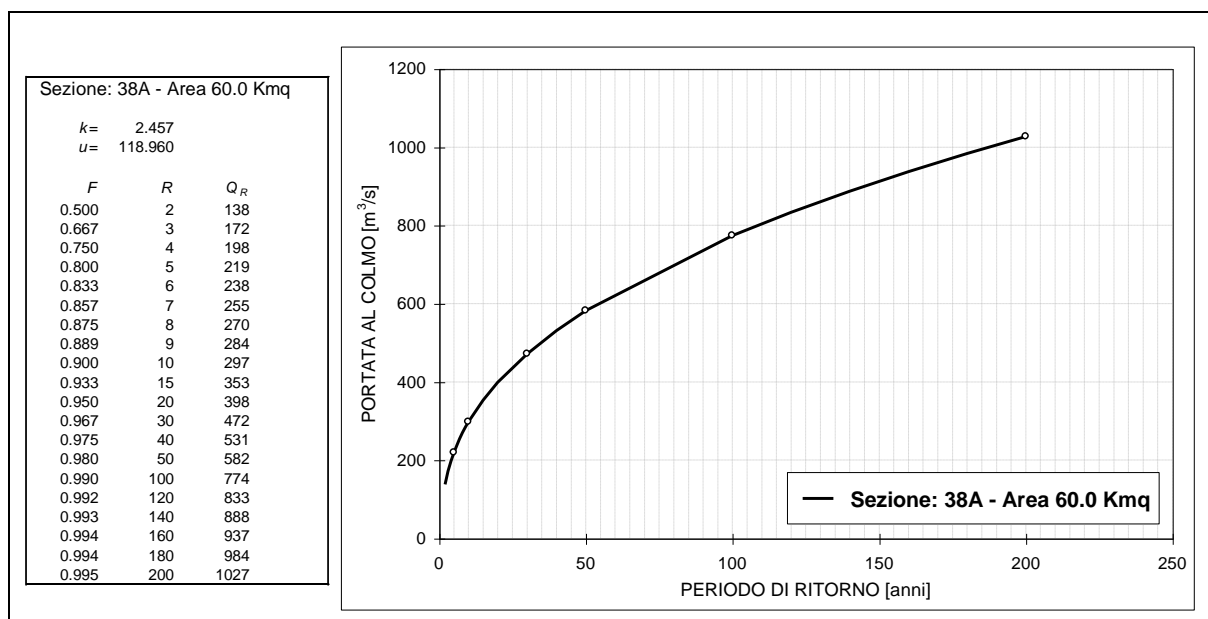


Figura 20 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 38A.

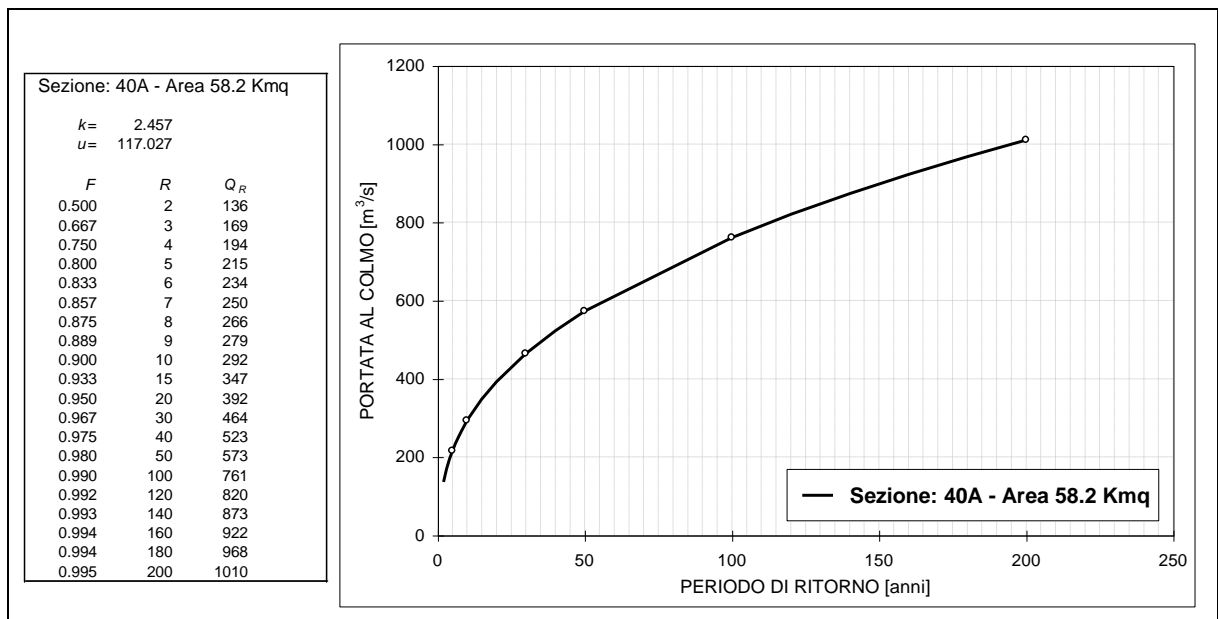


Figura 21 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 40A.

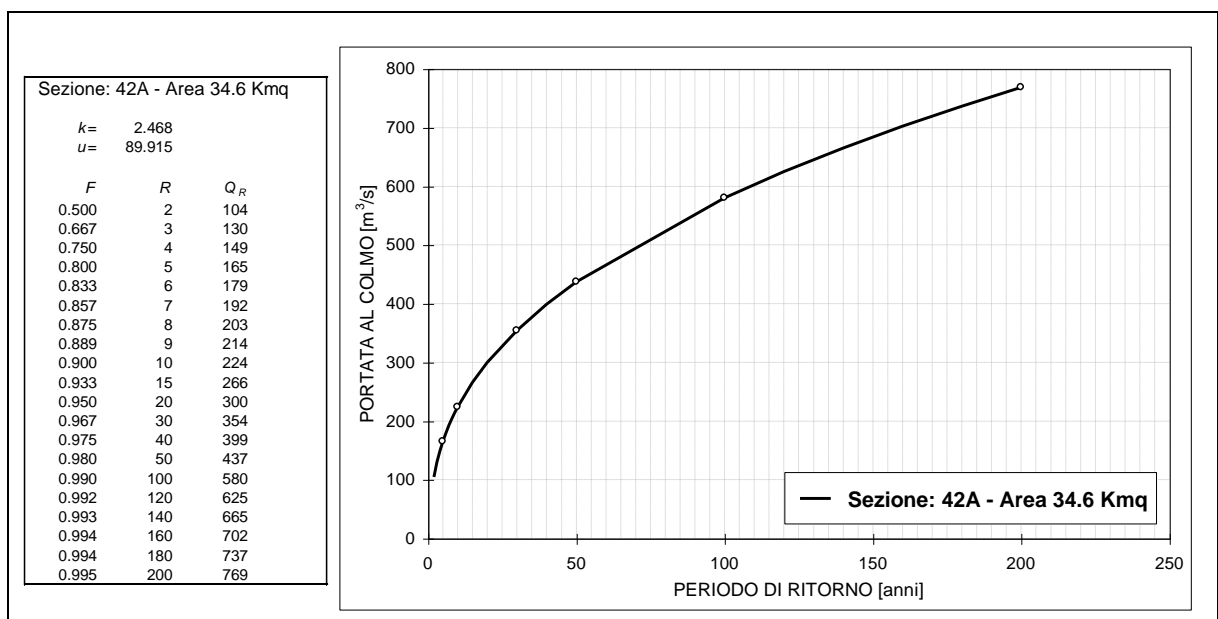


Figura 22 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 42A.

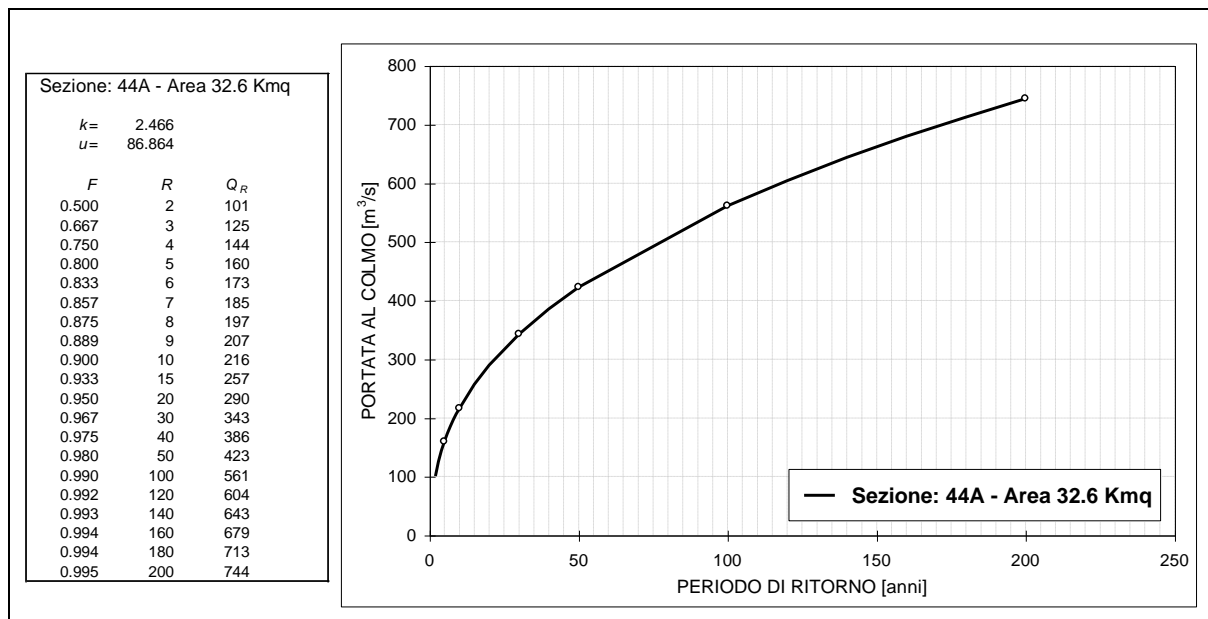


Figura 23 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 44A.

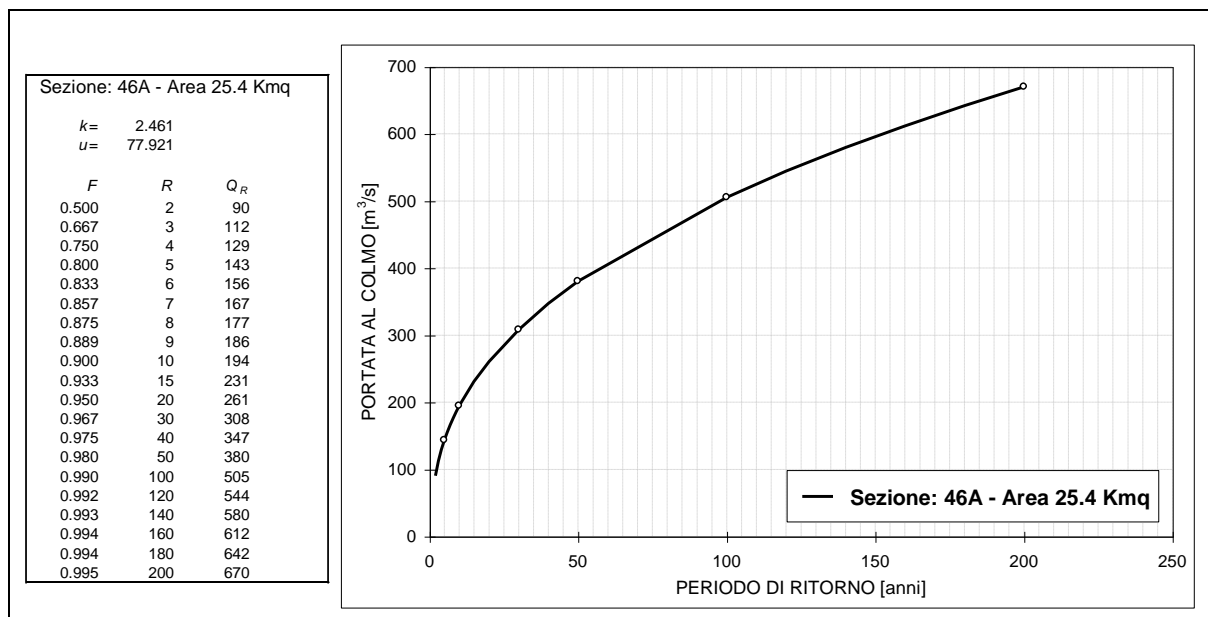


Figura 24 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 46A.

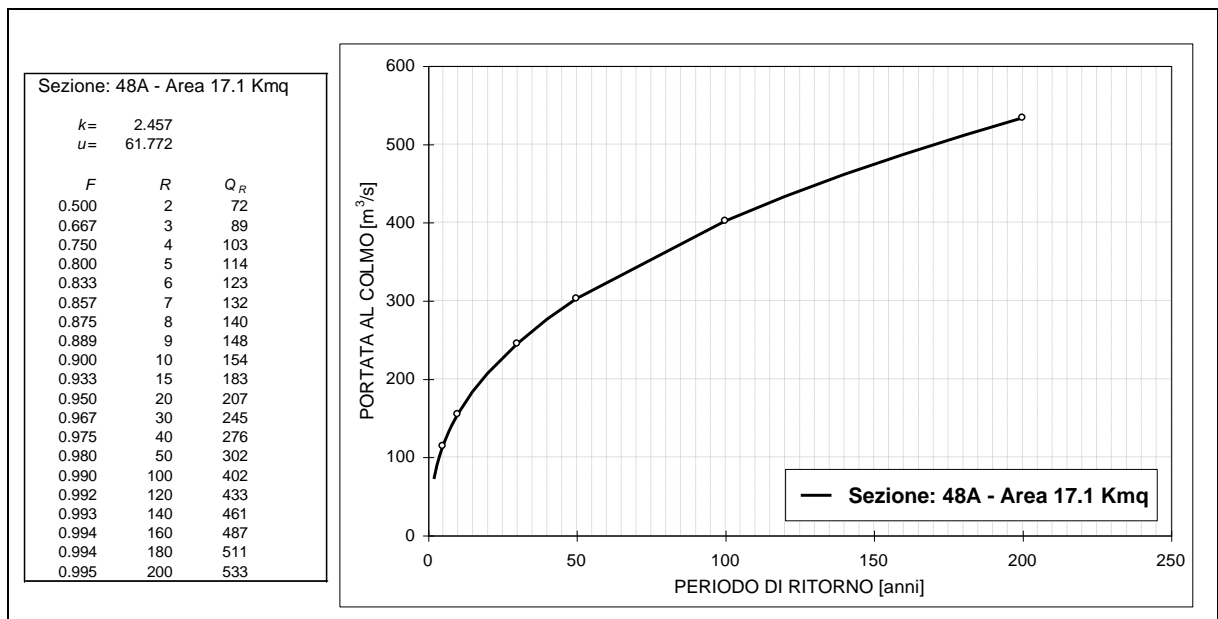


Figura 25 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 48A.

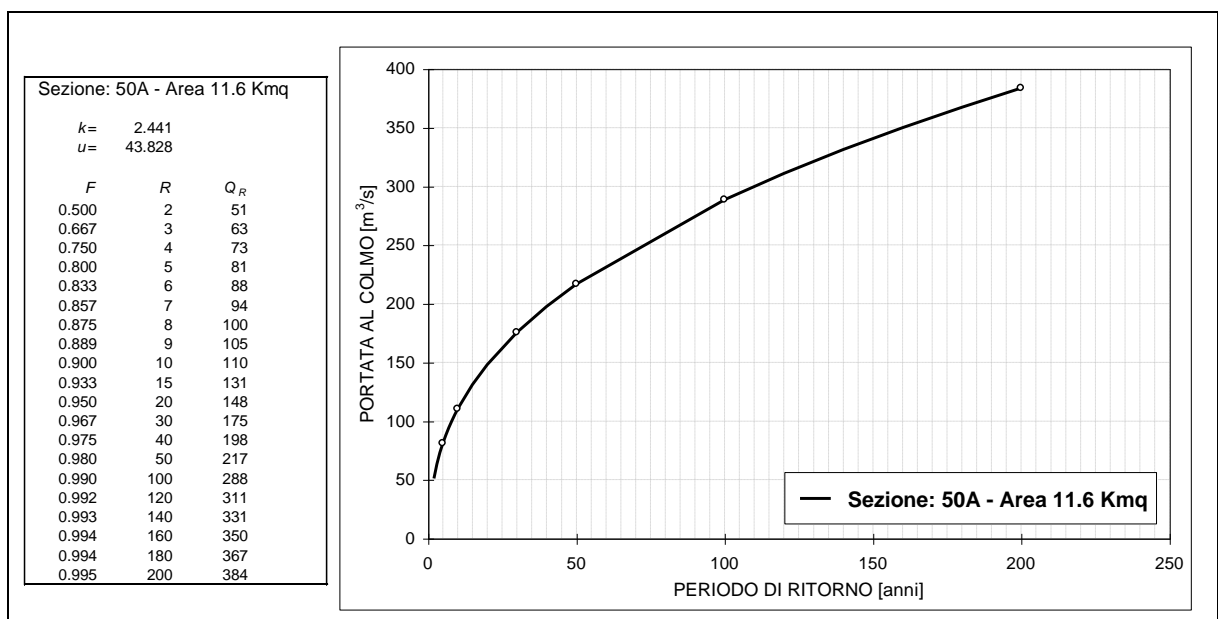


Figura 26 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 50A.

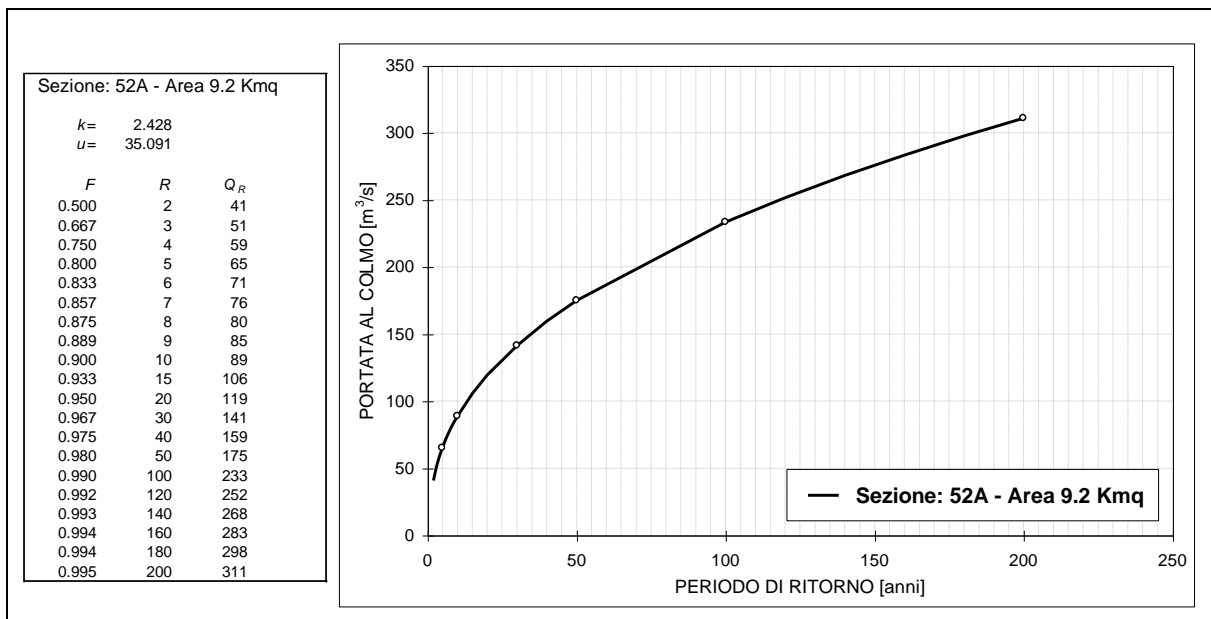


Figura 27 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 52A.

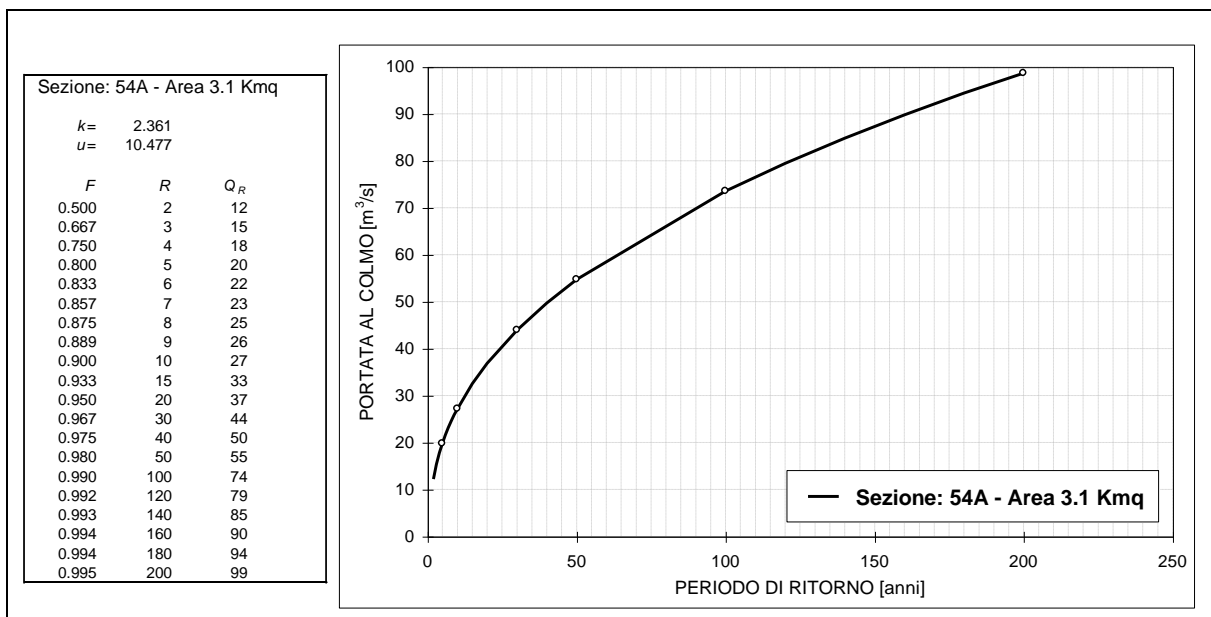


Figura 28 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 54A.

Affluenti

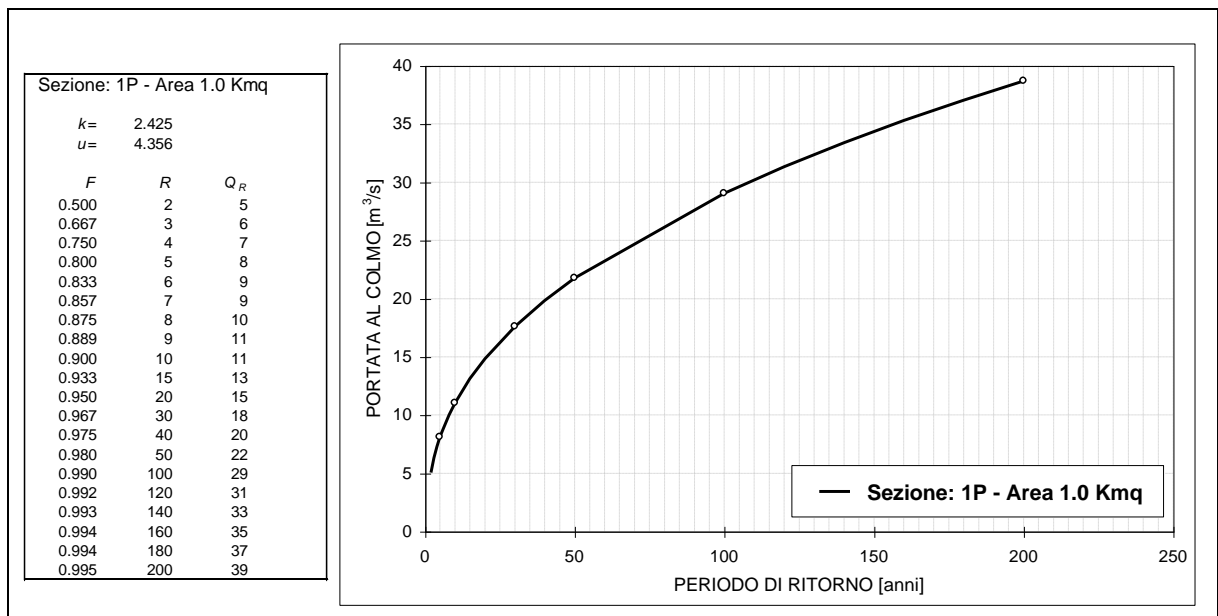


Figura 29 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1P.

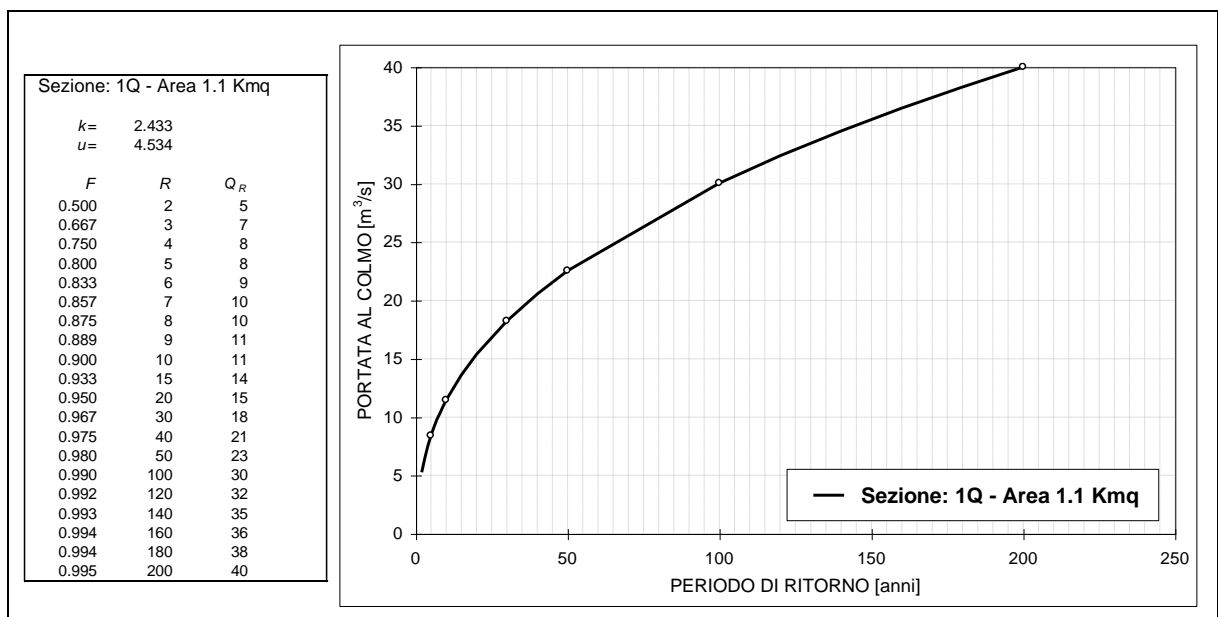


Figura 30 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1Q.

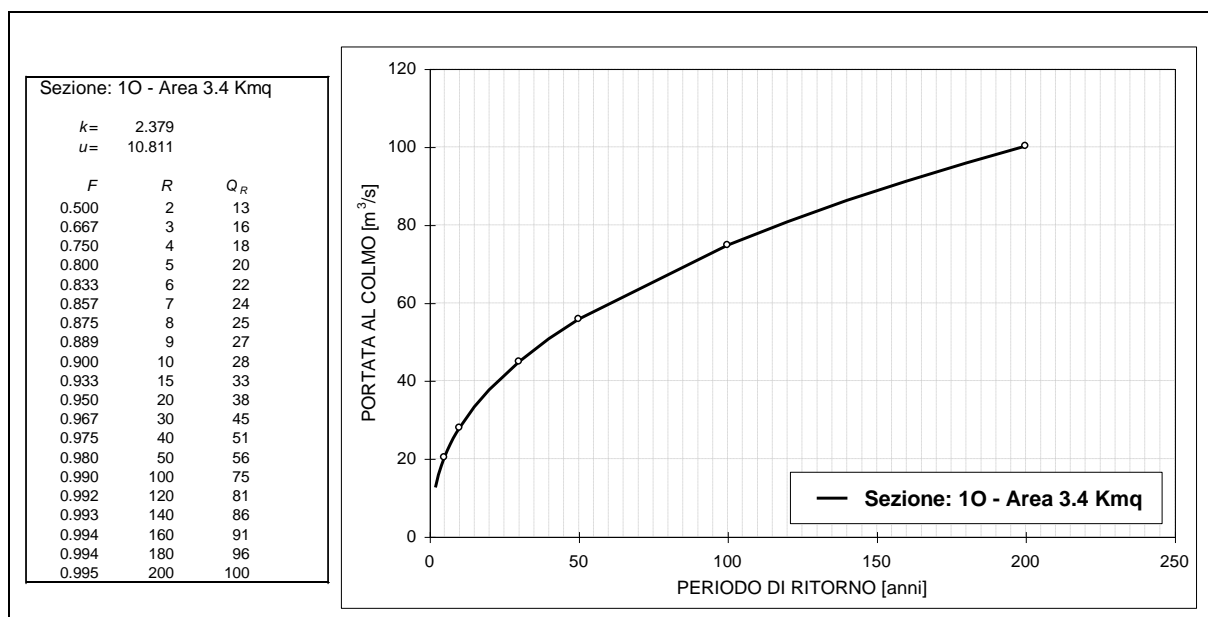


Figura 31 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1O.

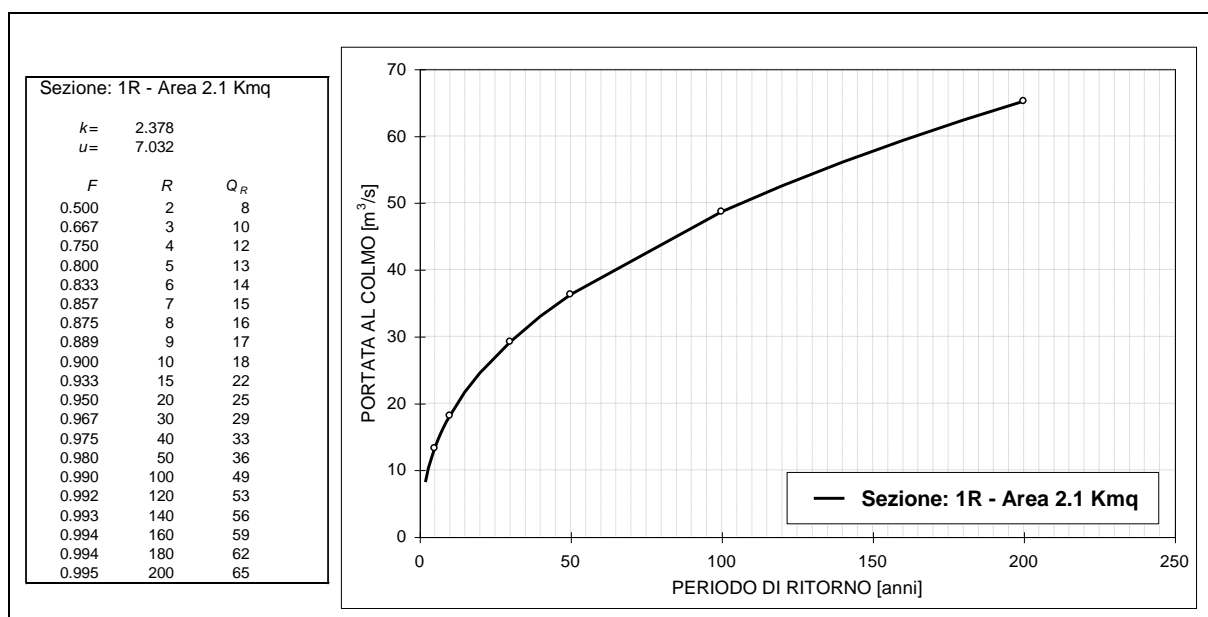


Figura 32 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1R.

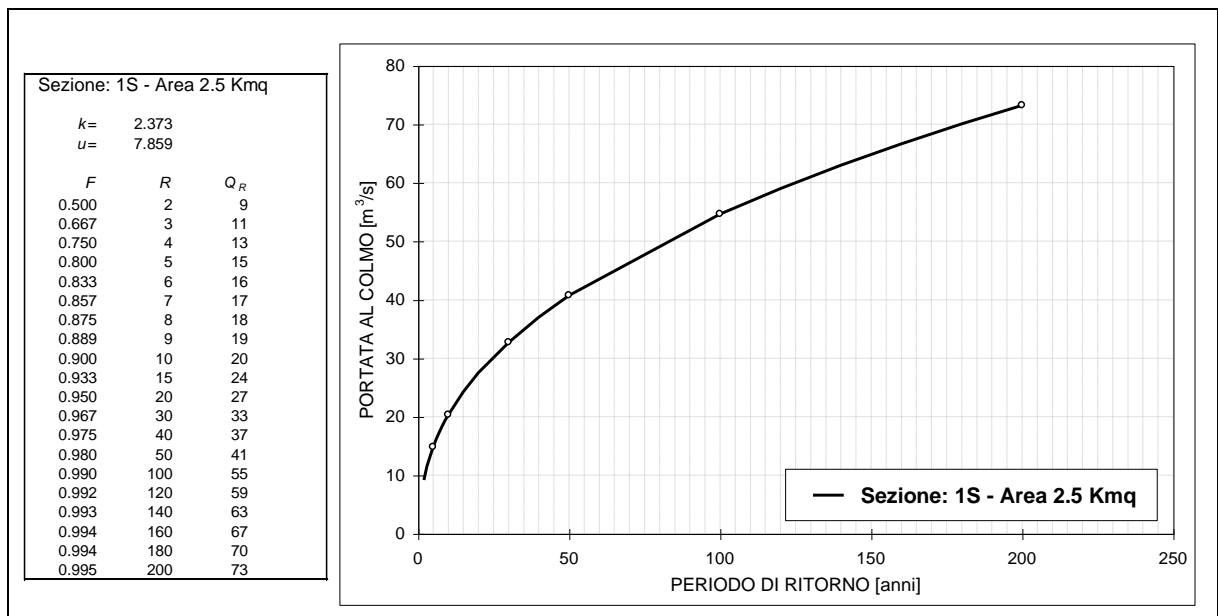


Figura 33 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1S.

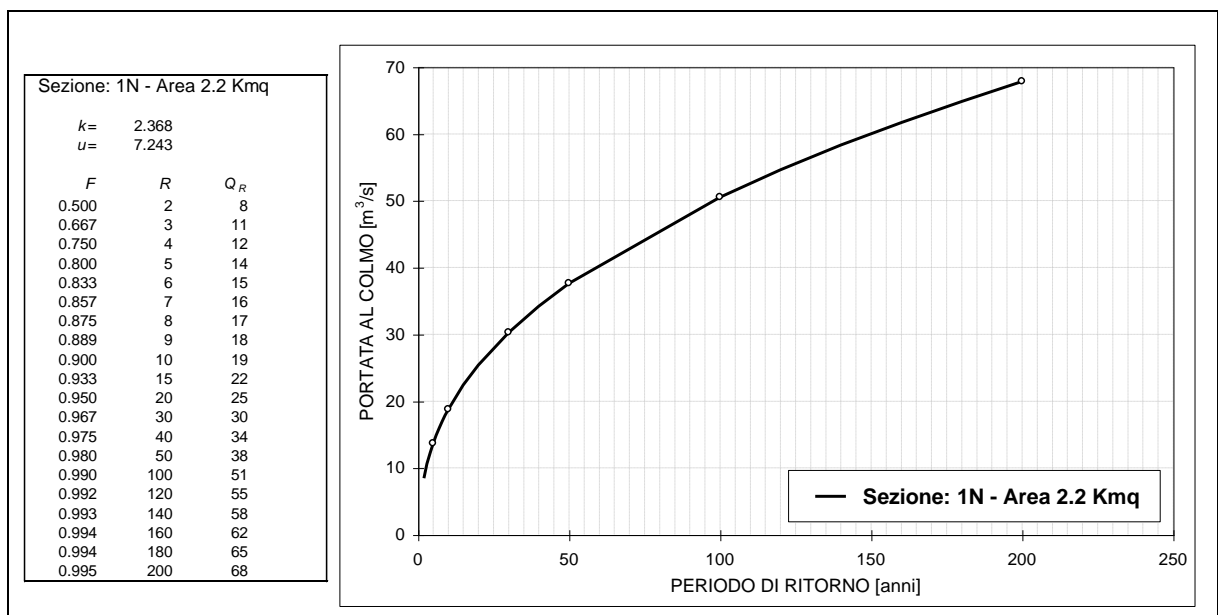


Figura 34 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1N.

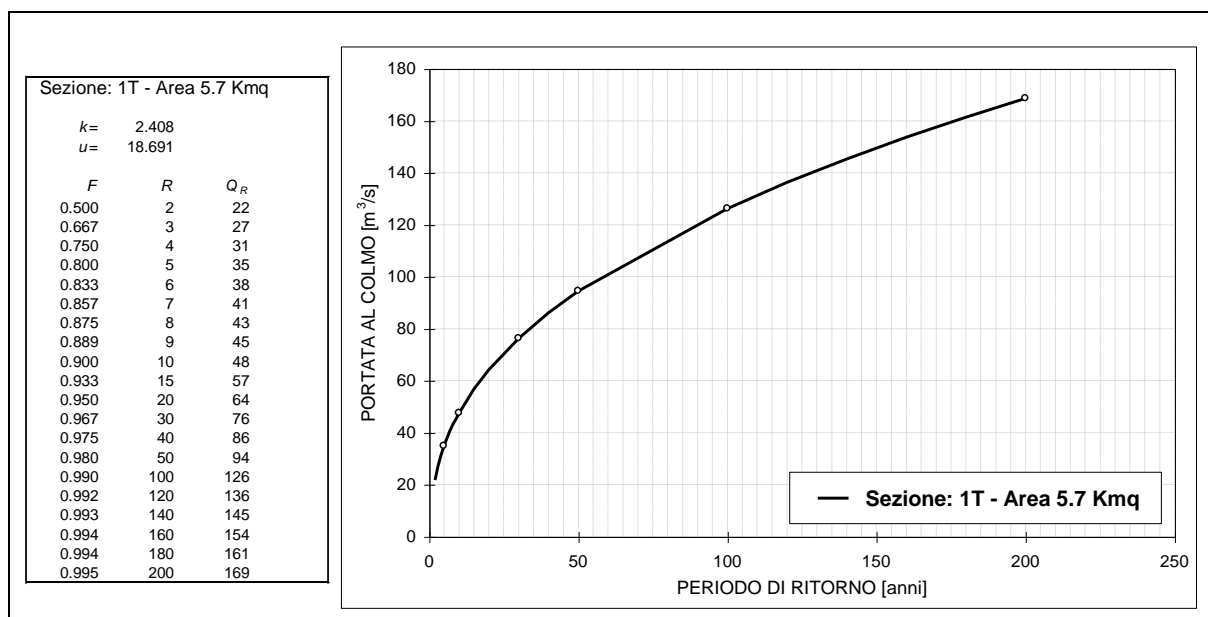


Figura 35 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1T.

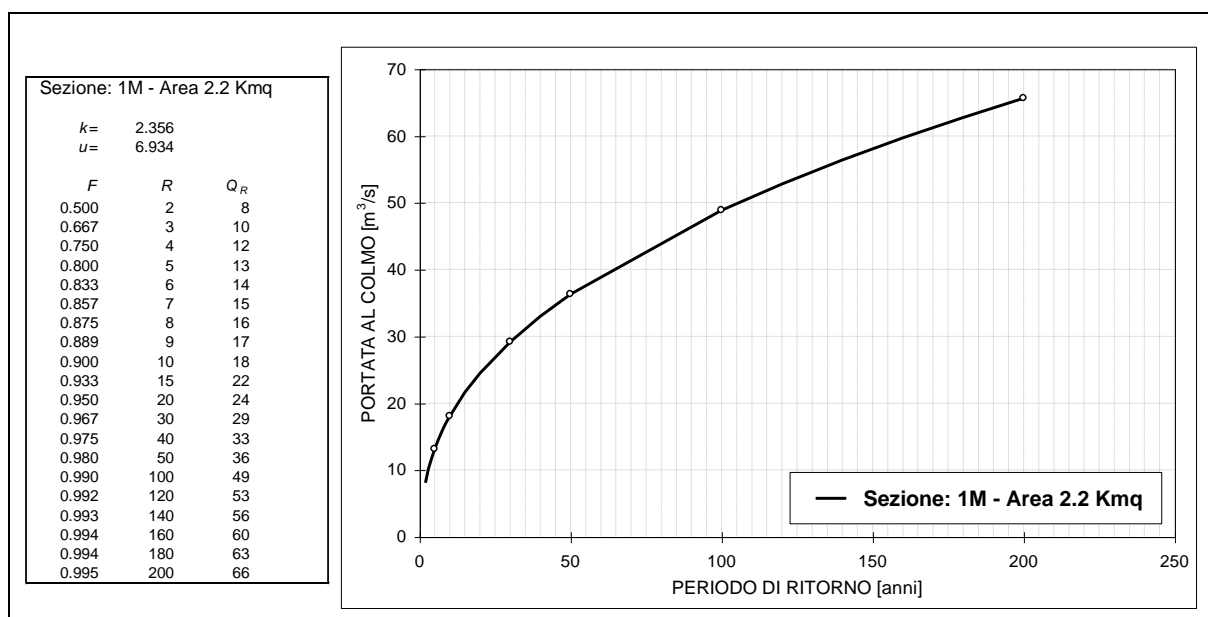


Figura 36 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1M.

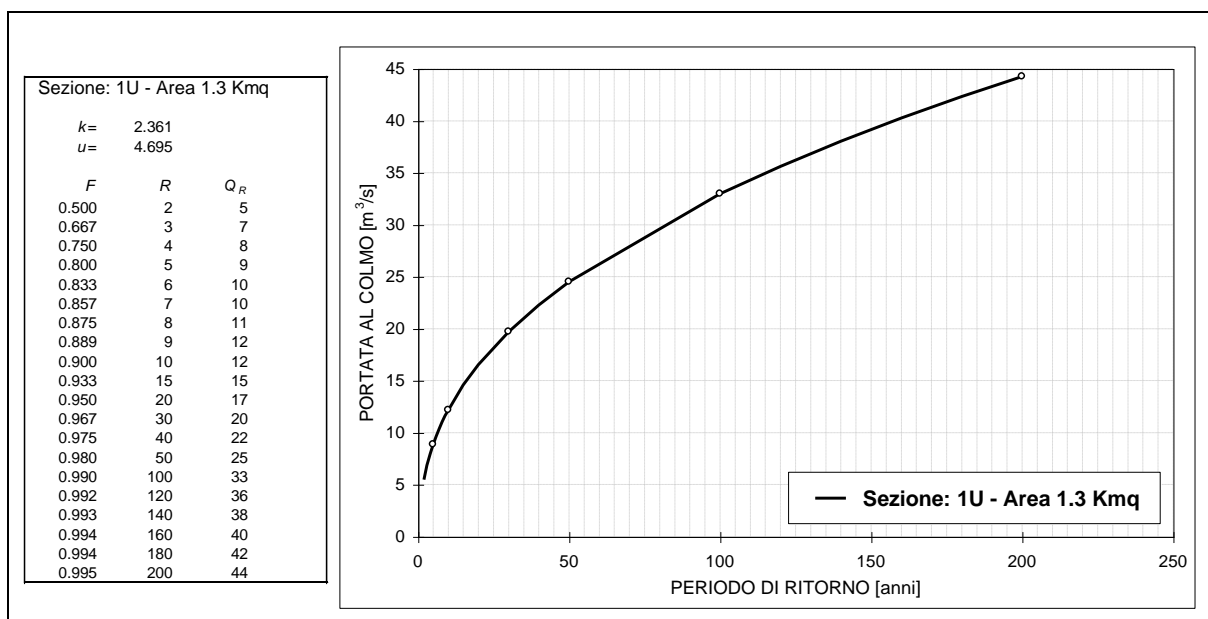


Figura 37 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1U.

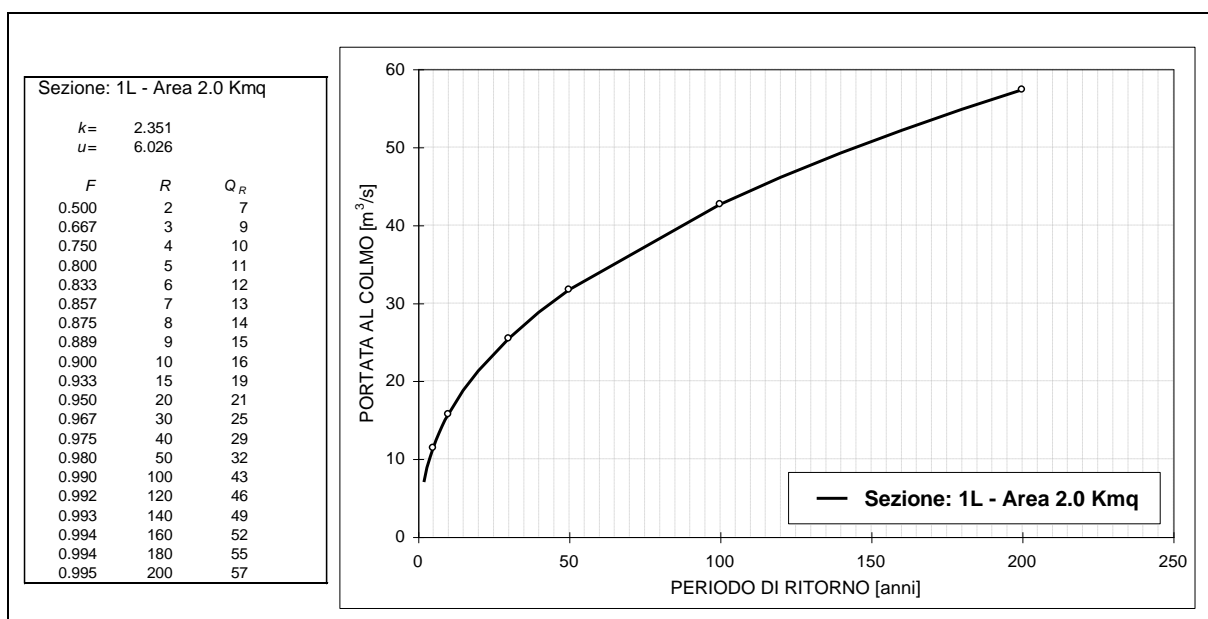


Figura 38 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1L.

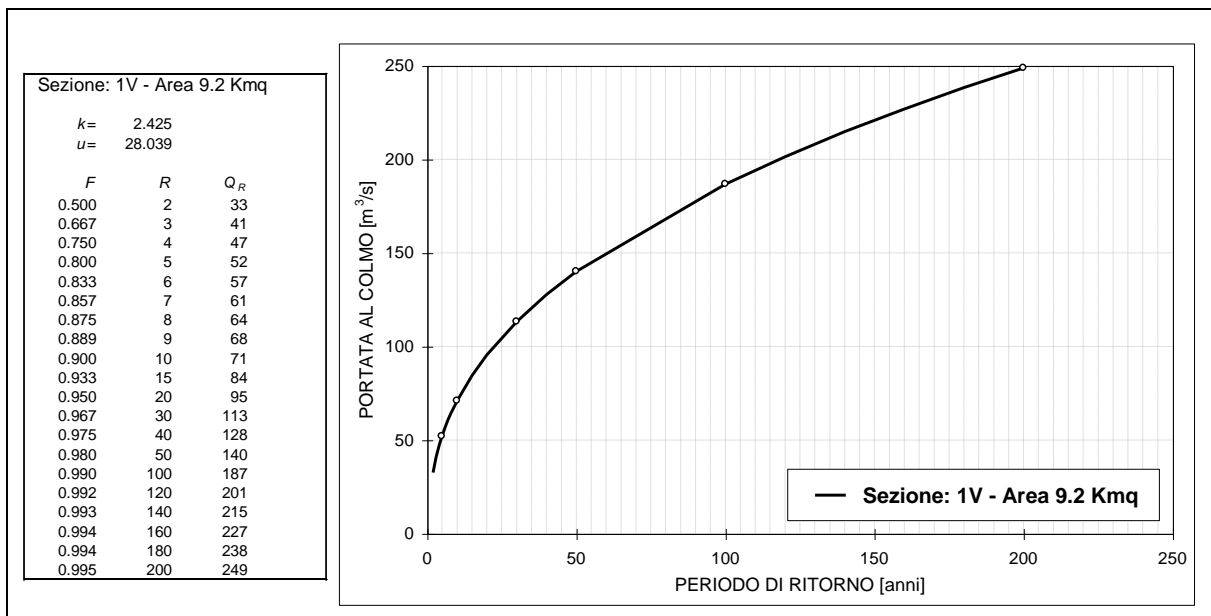


Figura 39 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1V.

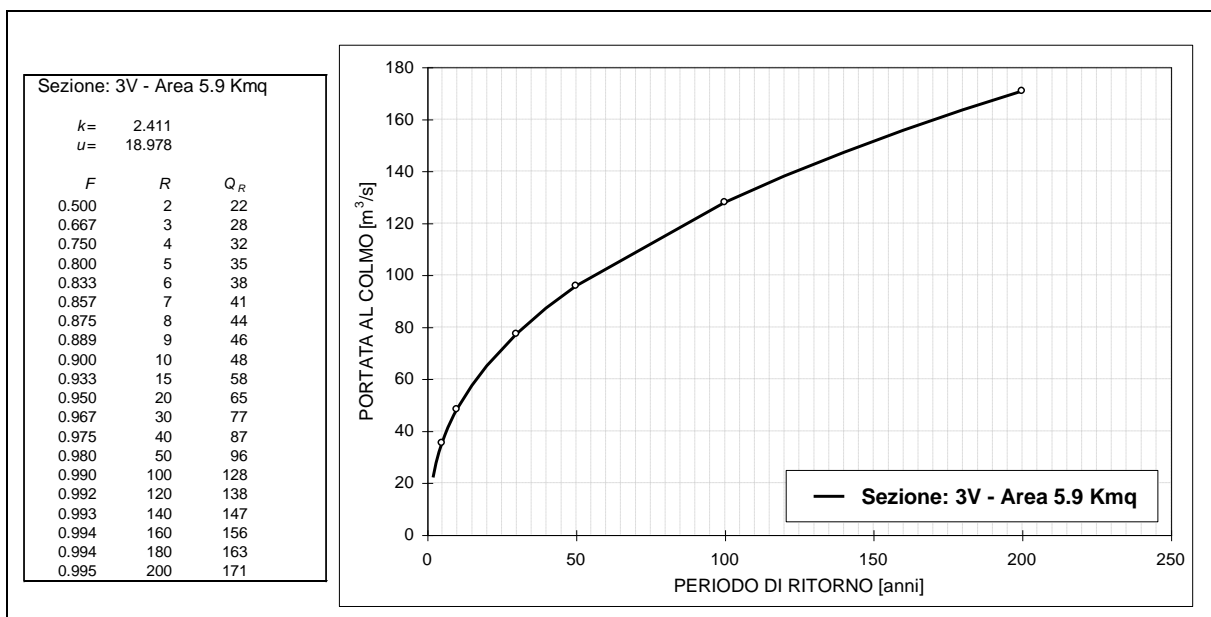


Figura 40 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 3V.

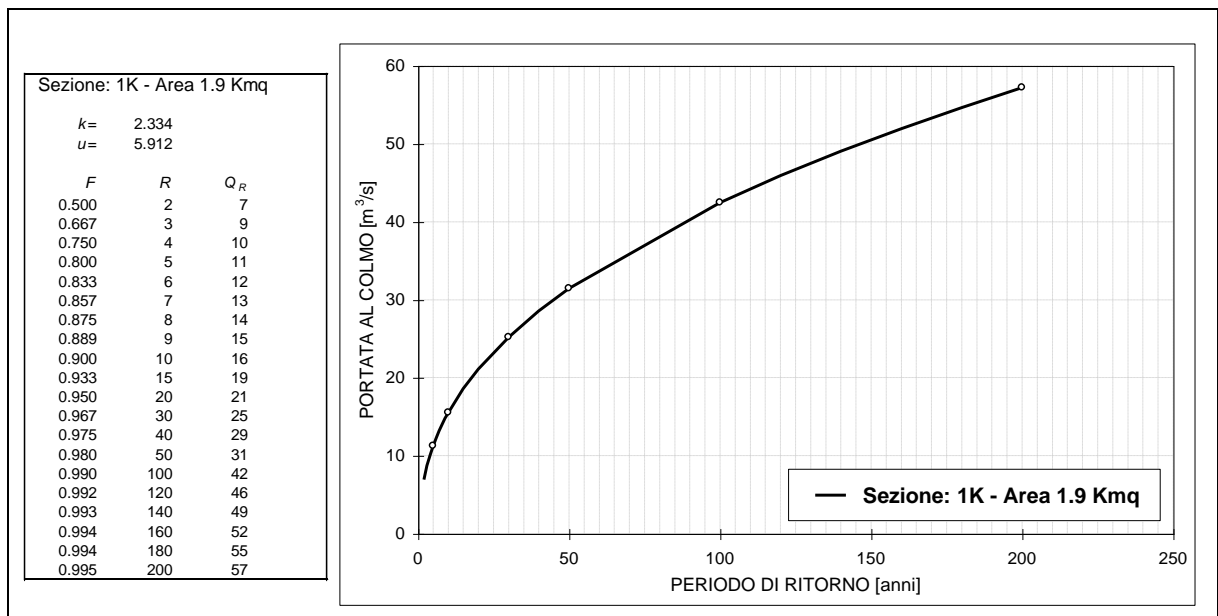


Figura 41 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1K.

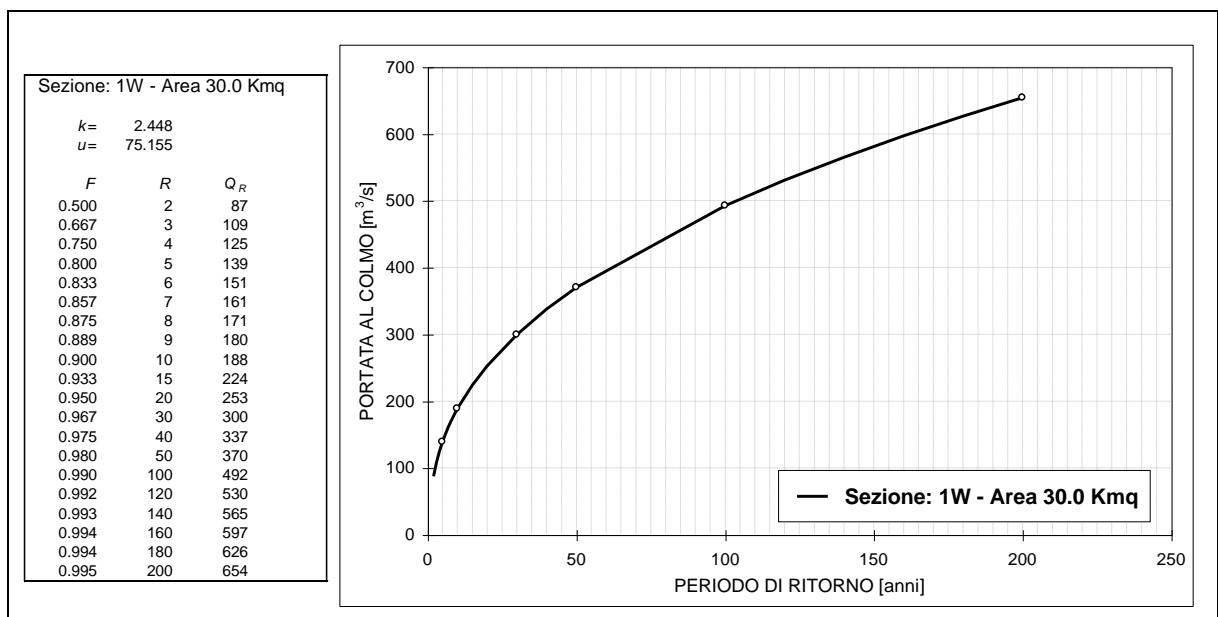


Figura 42 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1W.

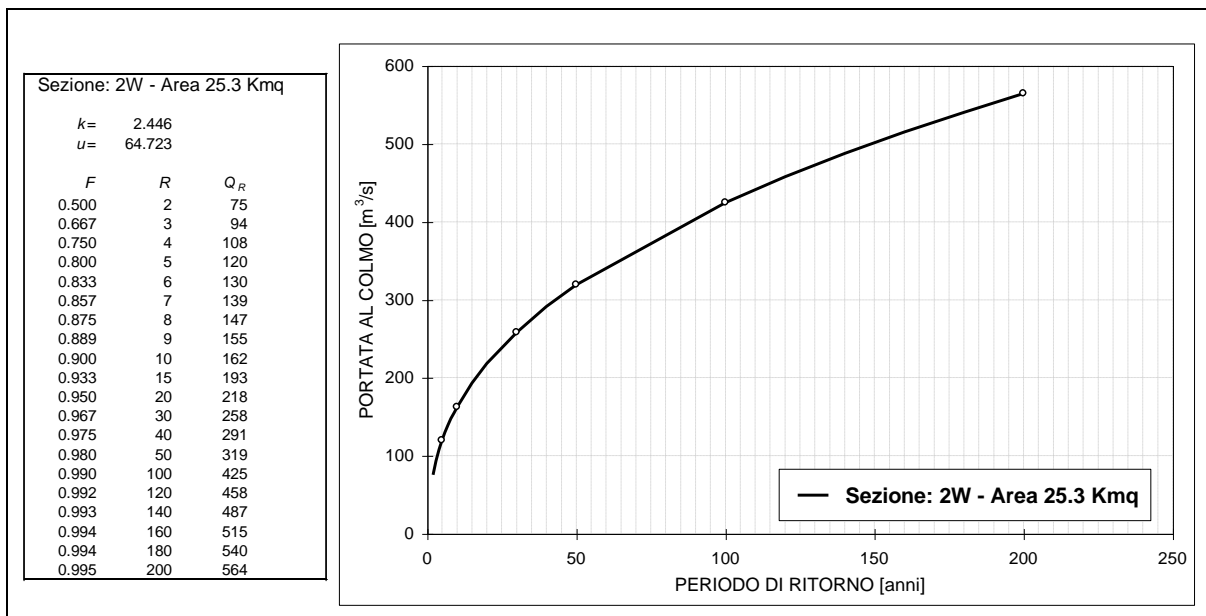


Figura 43 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 2W.

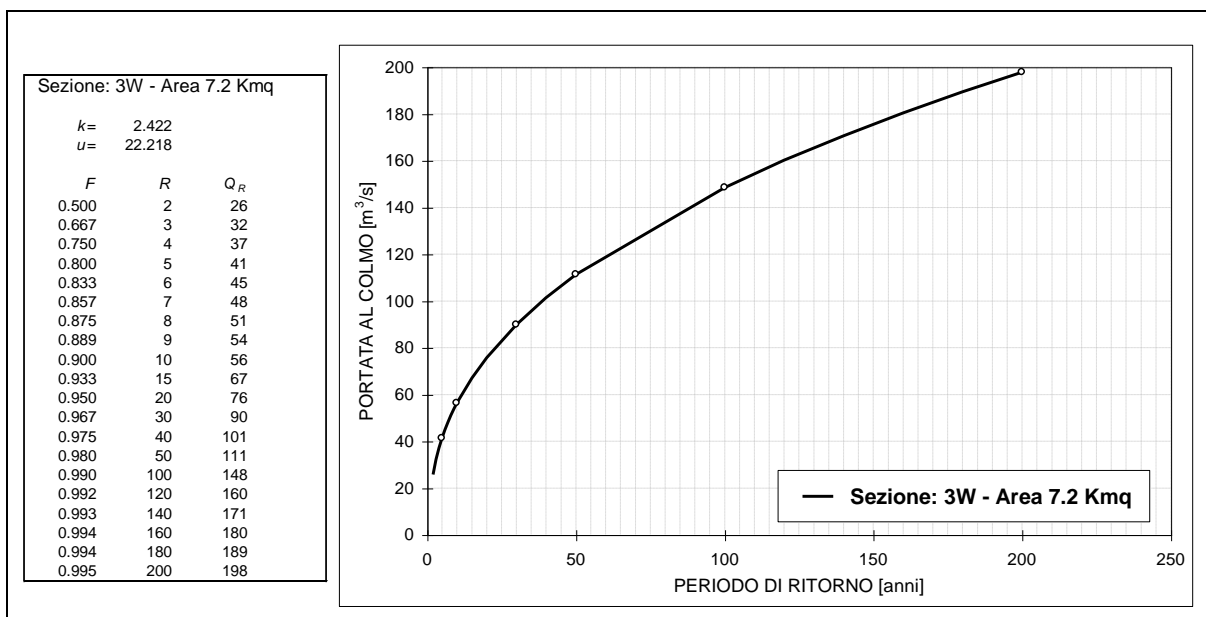


Figura 44 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 3W.

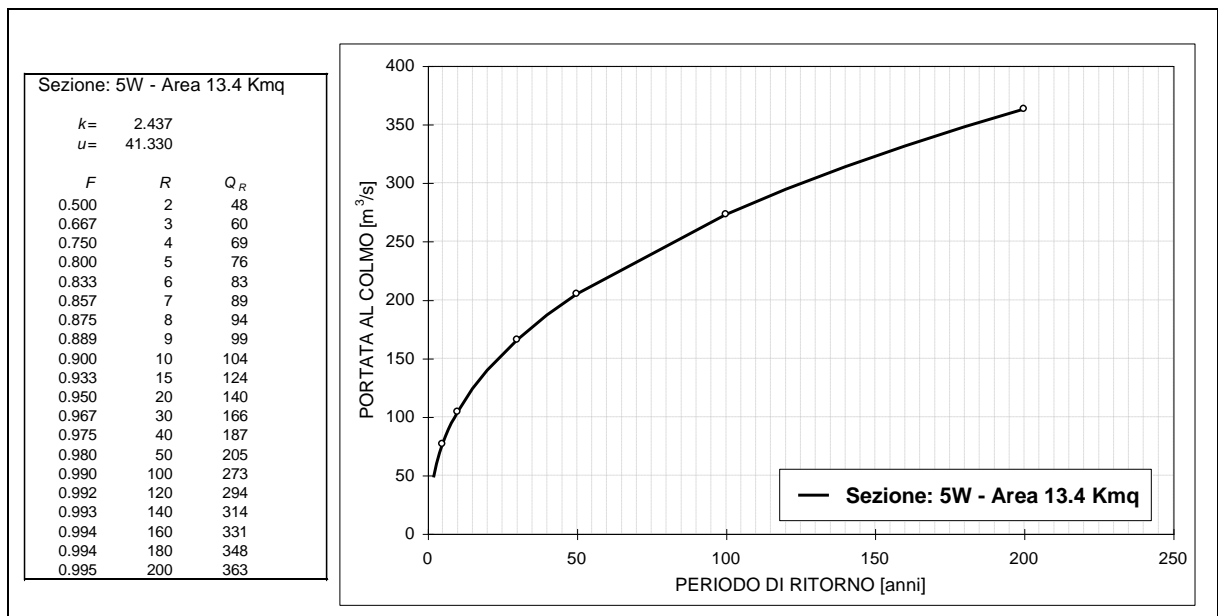


Figura 45 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 5W.

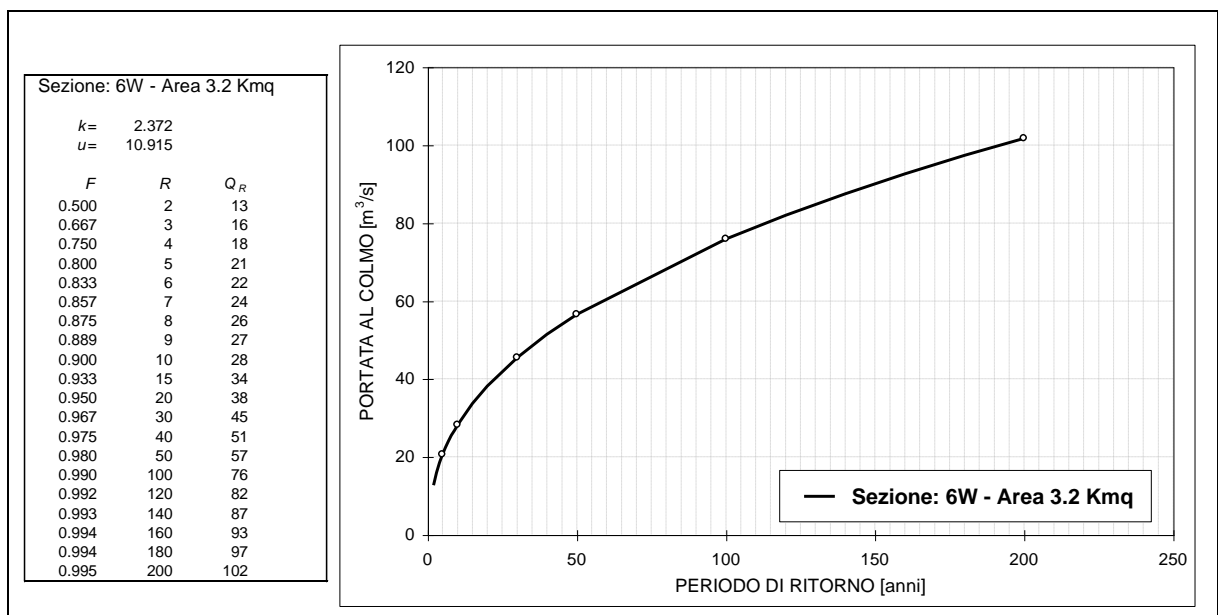


Figura 46 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 6W.

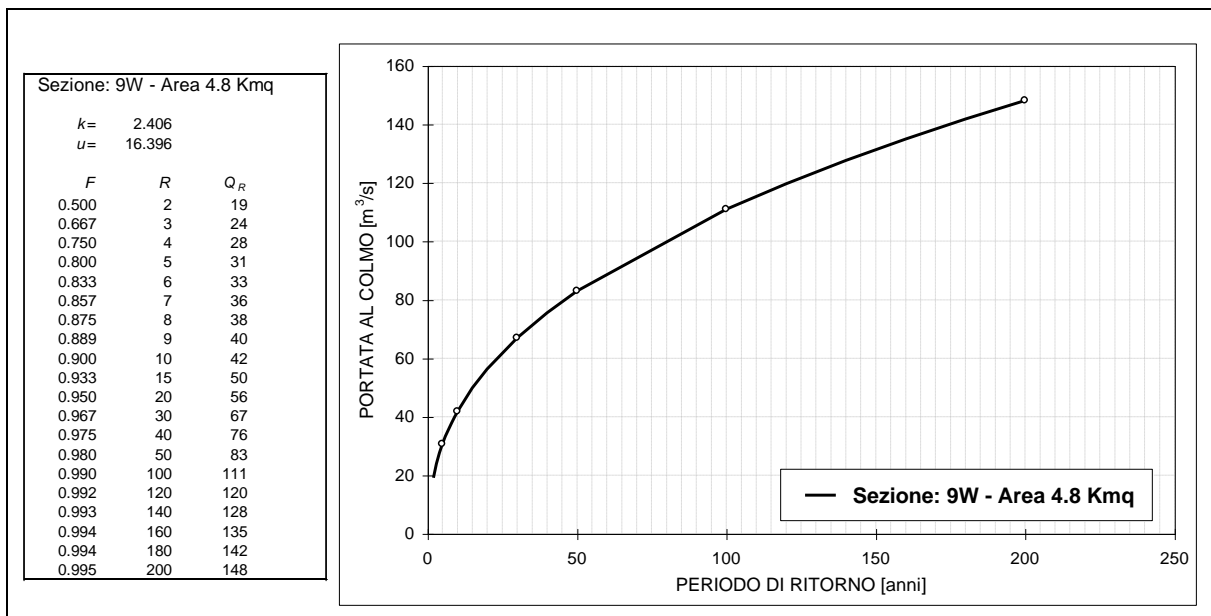


Figura 47 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 9W.

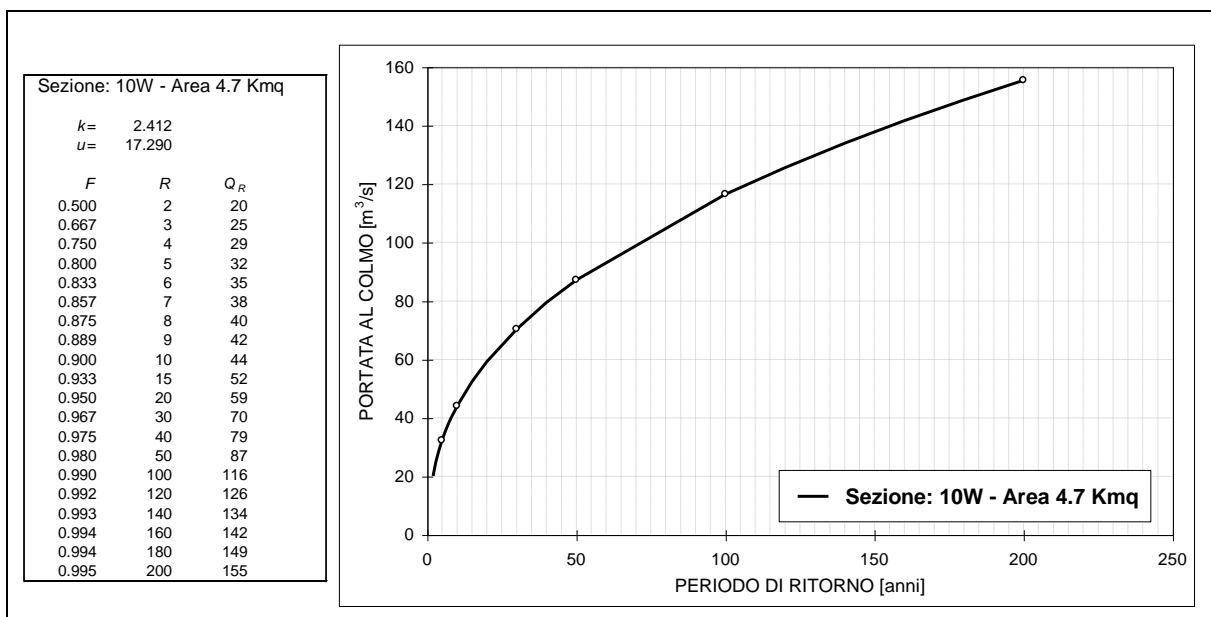


Figura 48 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 10W.

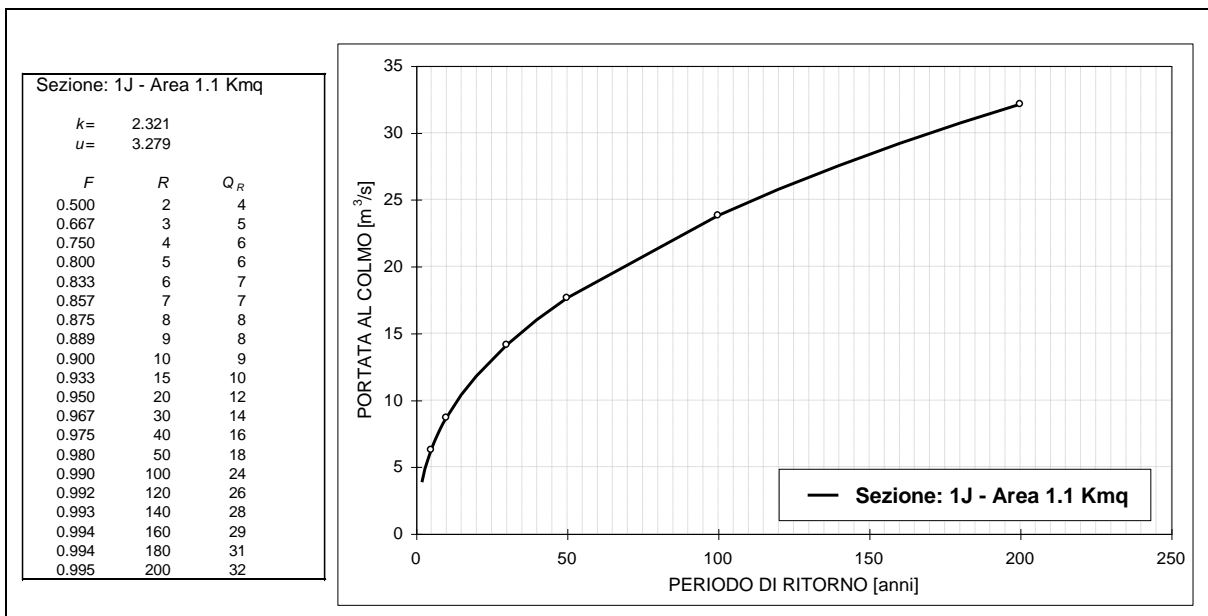


Figura 49 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1J.

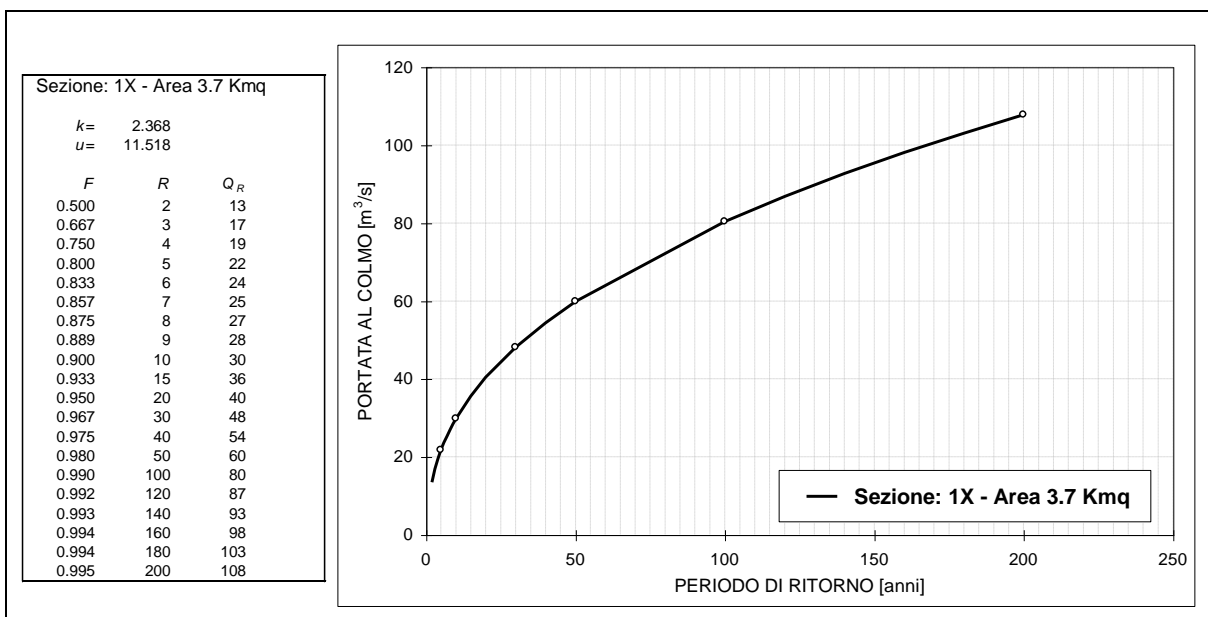


Figura 50 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1X.

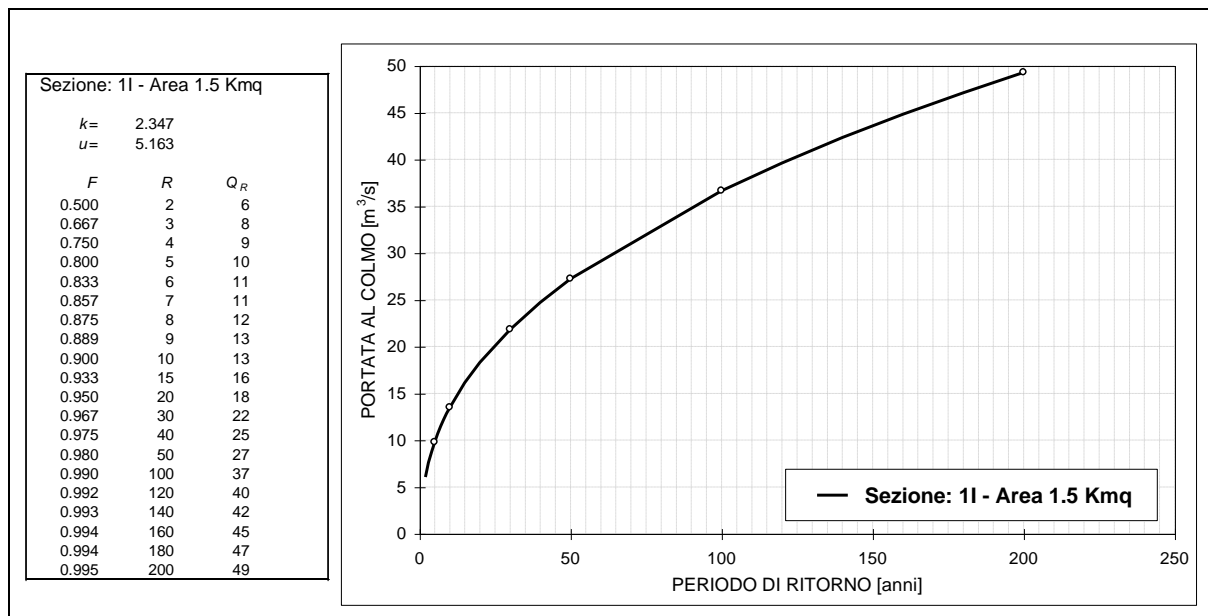


Figura 51 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1I.

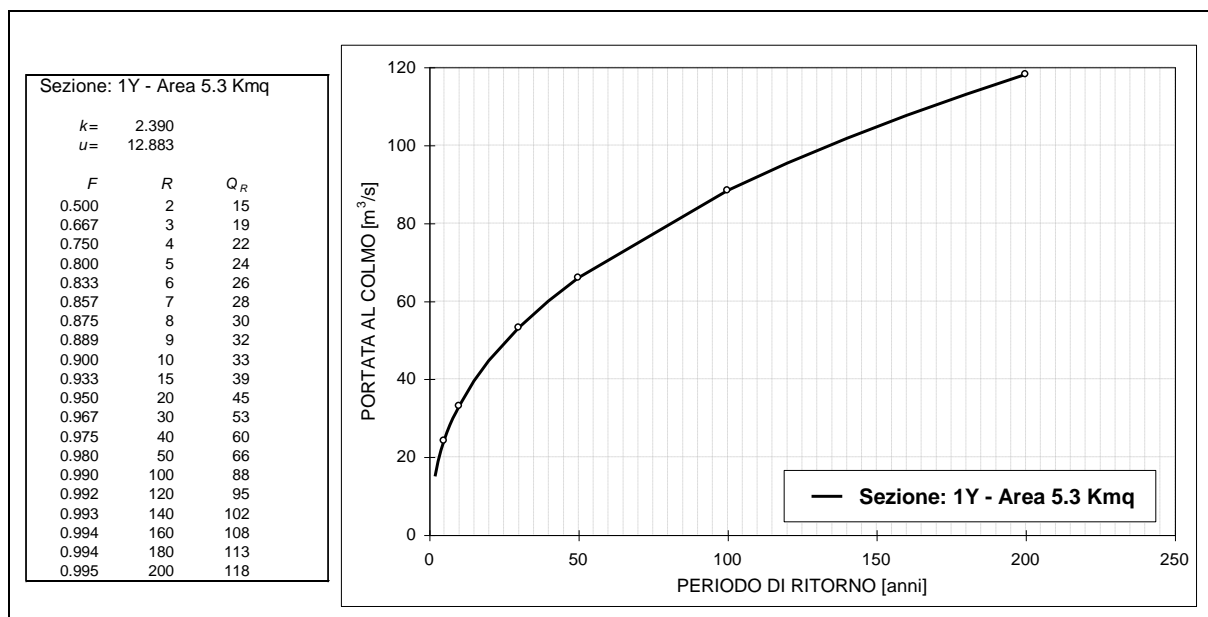


Figura 52 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1Y.

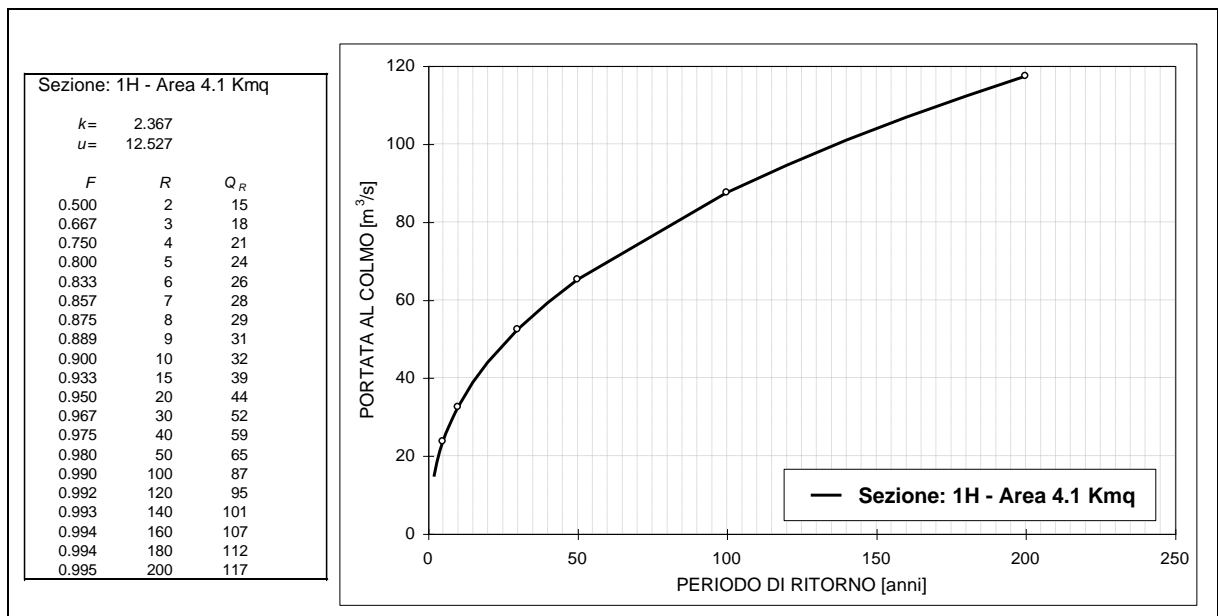


Figura 53 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1H.

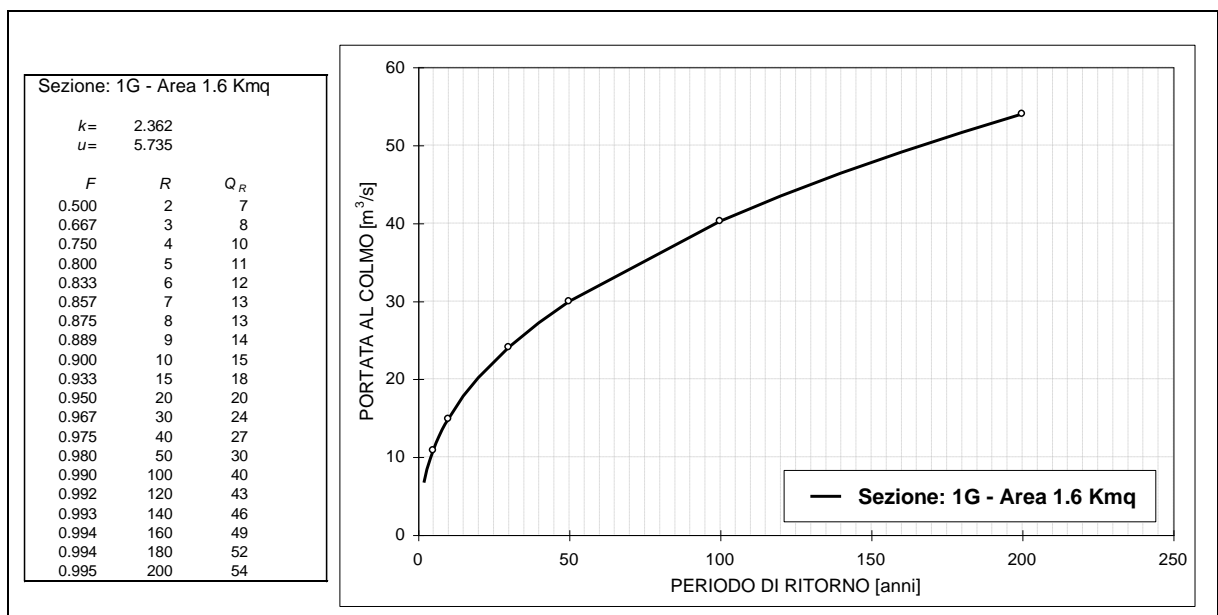


Figura 54 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1G.

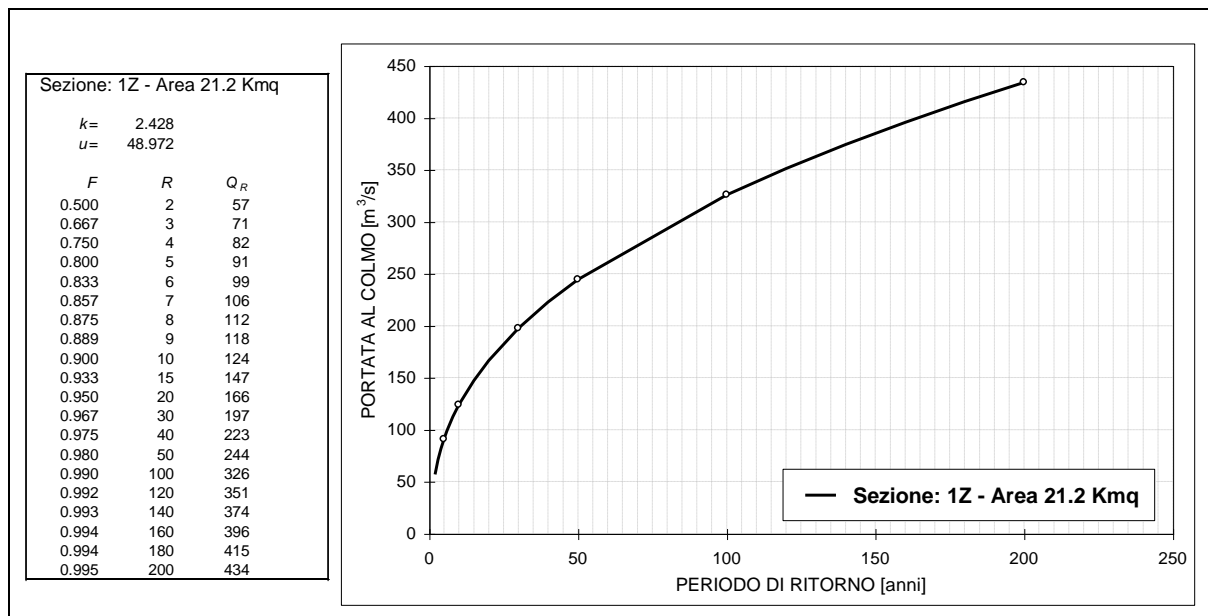


Figura 55 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1Z.

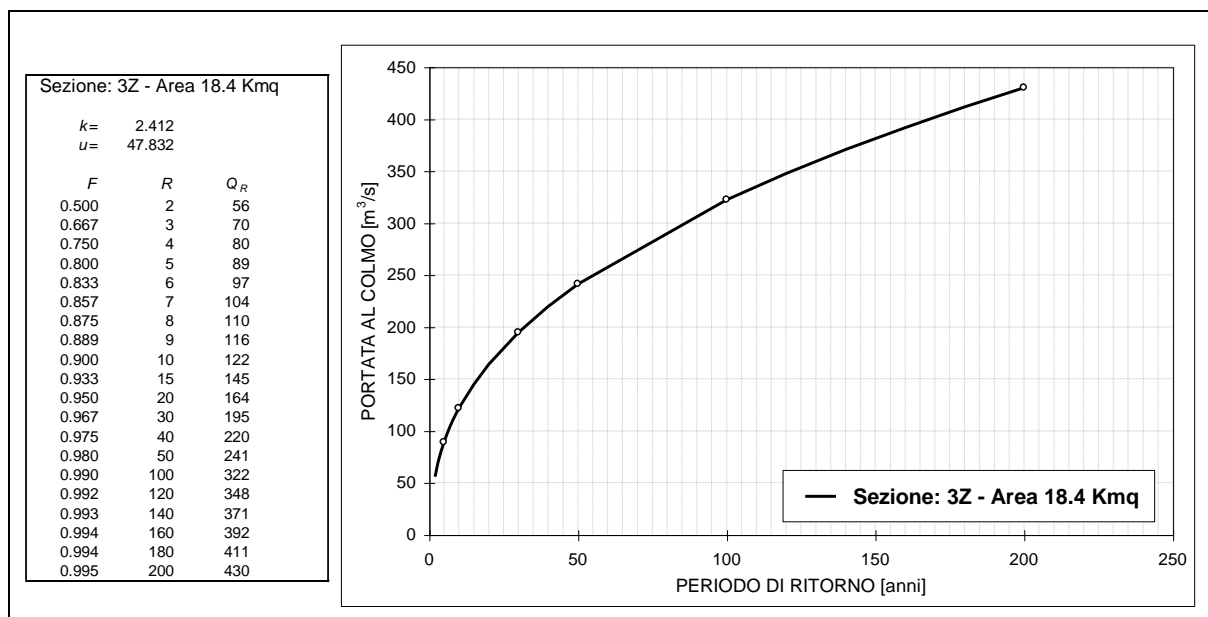


Figura 56 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 3Z.

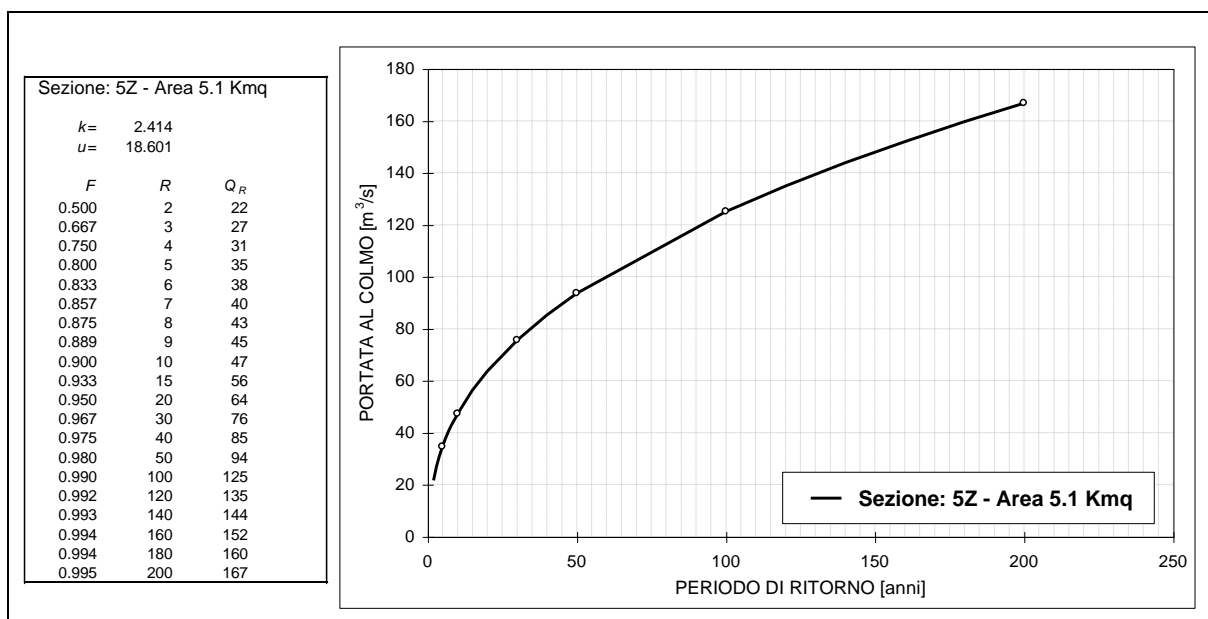


Figura 57 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 5Z.

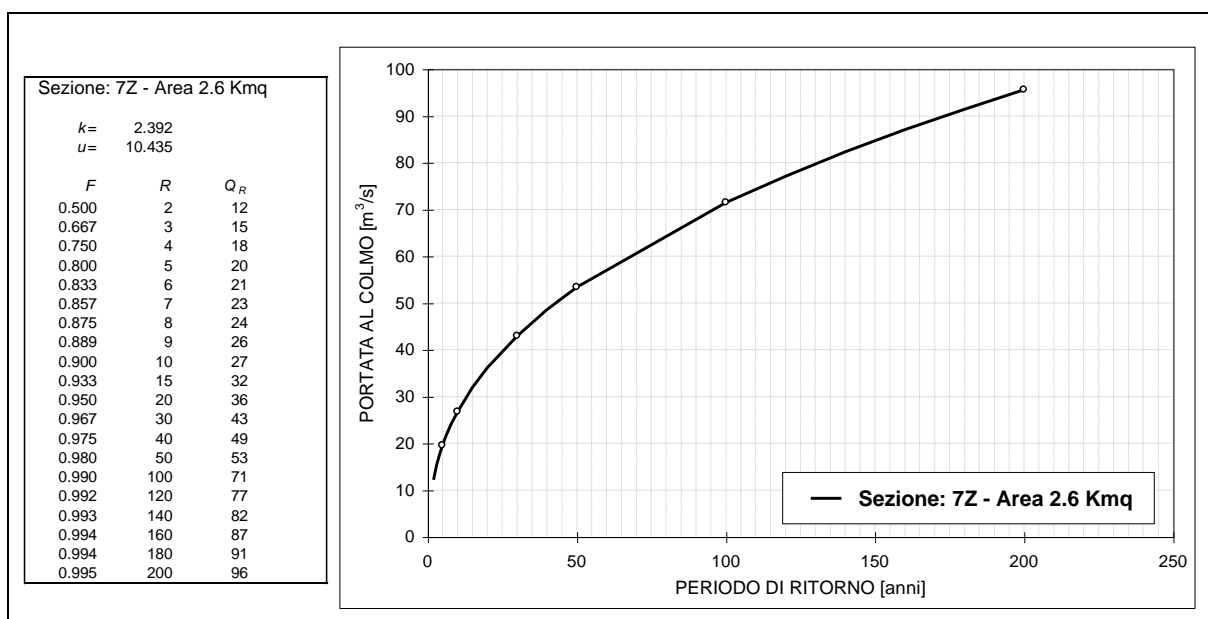


Figura 58 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 7Z.

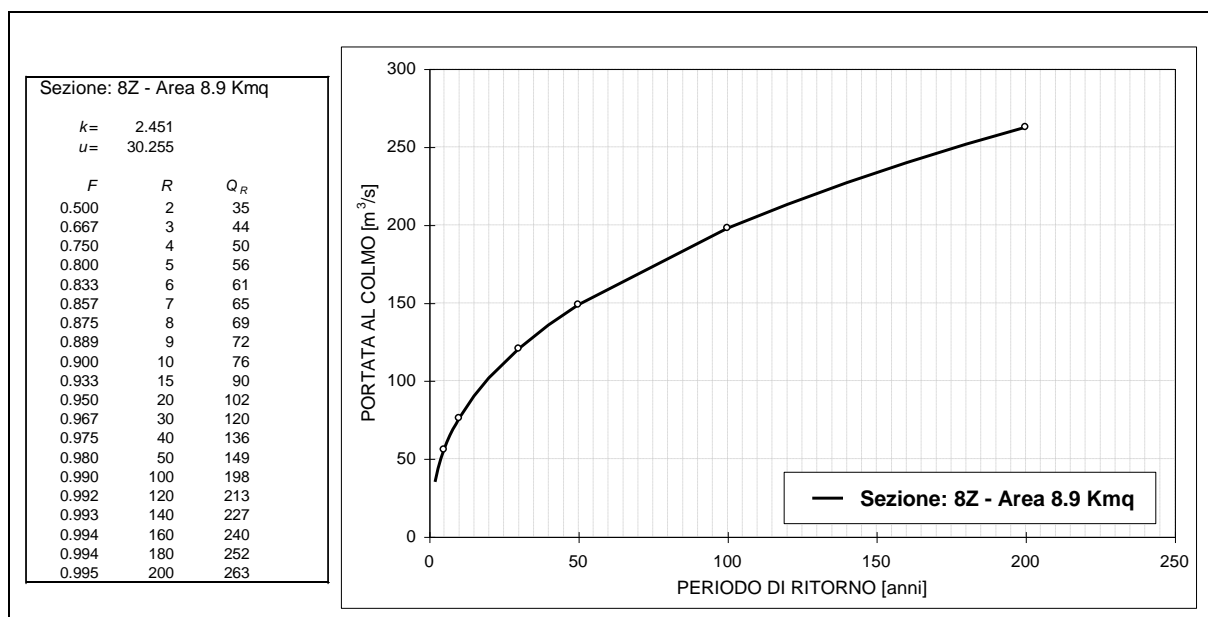


Figura 59 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 8Z.

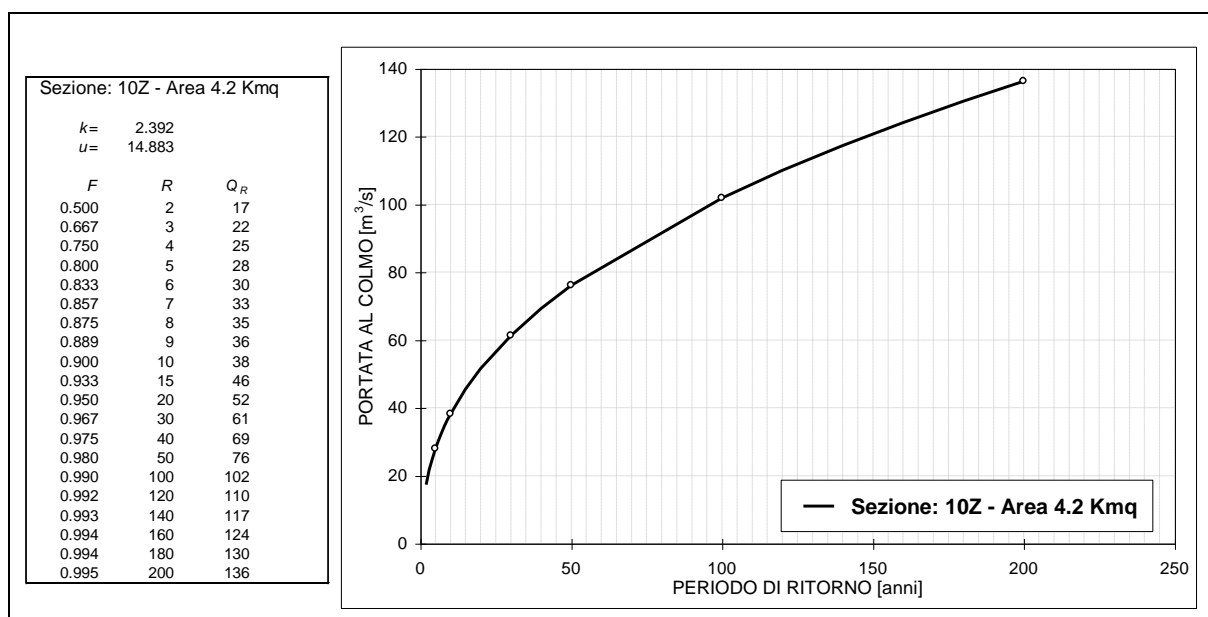


Figura 60 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 10Z.

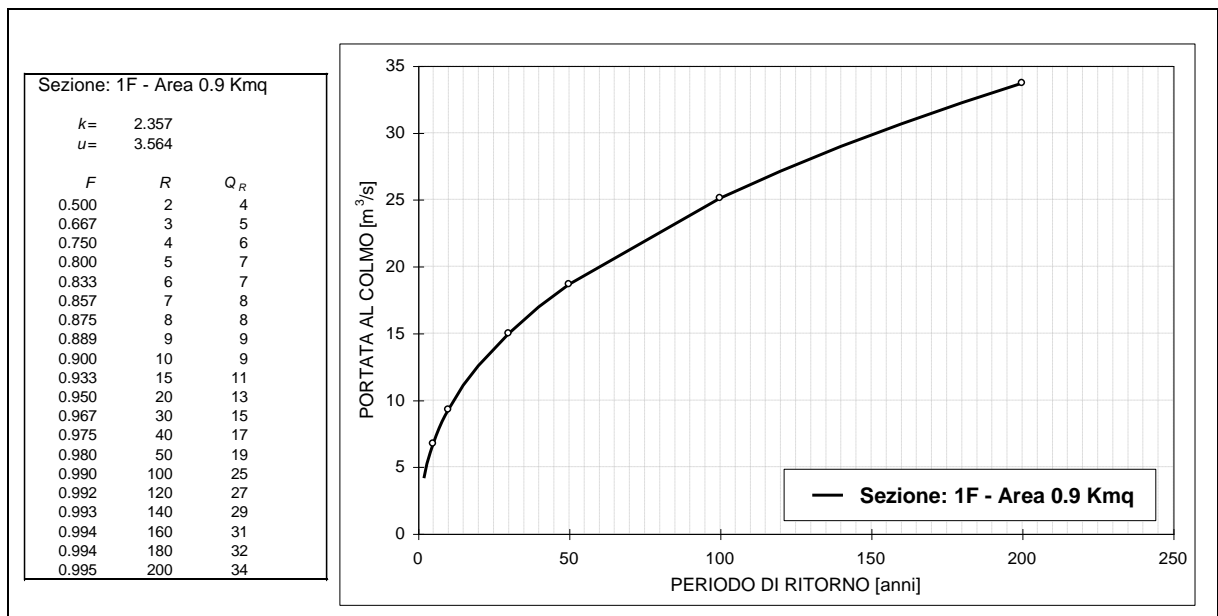


Figura 61 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1F.

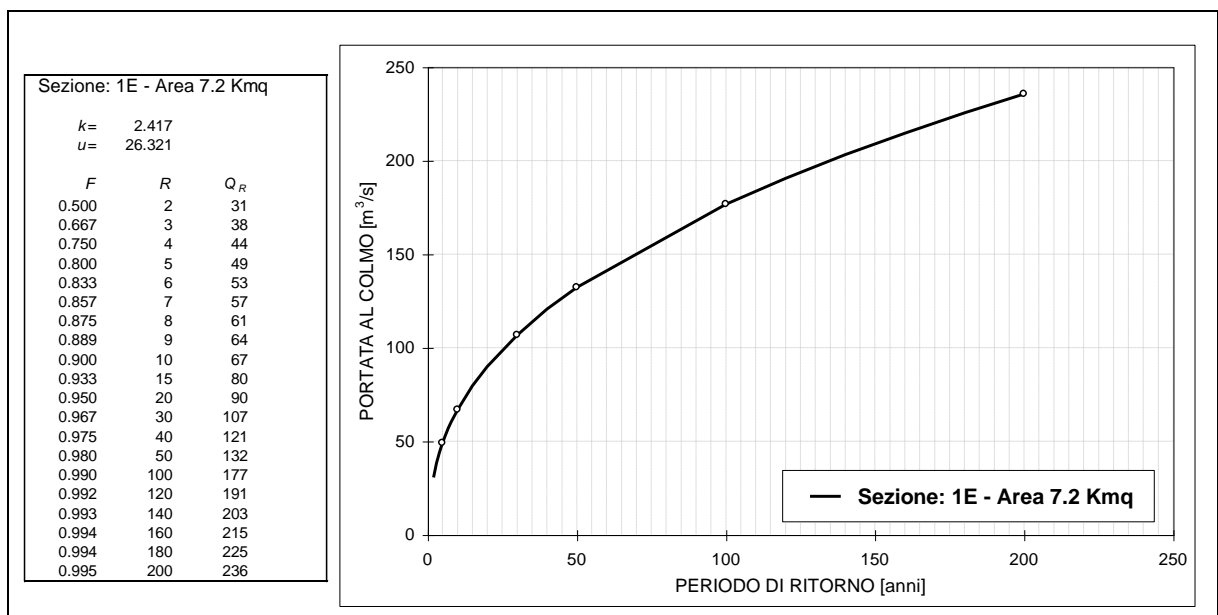


Figura 62 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1E.

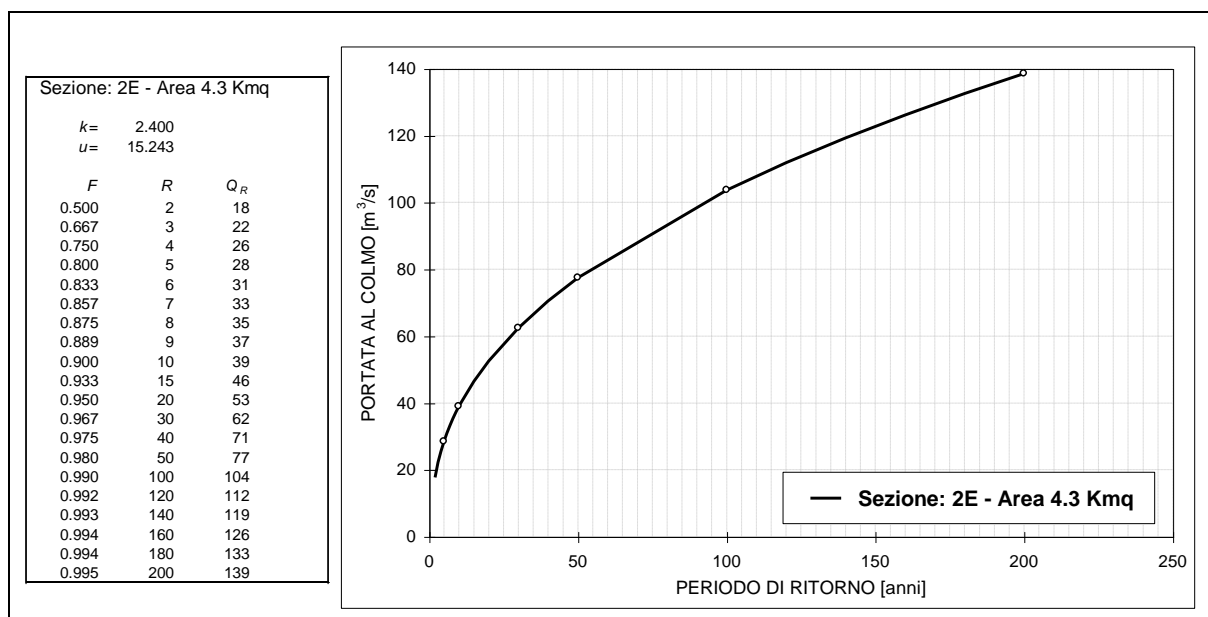


Figura 63 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 2E.

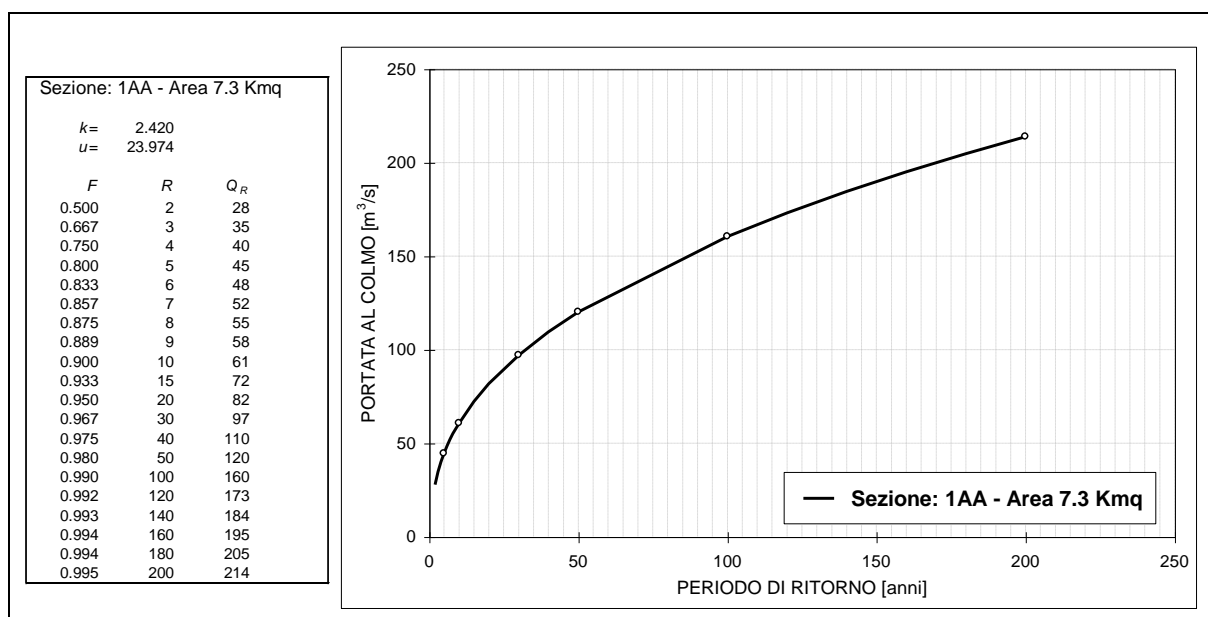


Figura 54 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1AA.

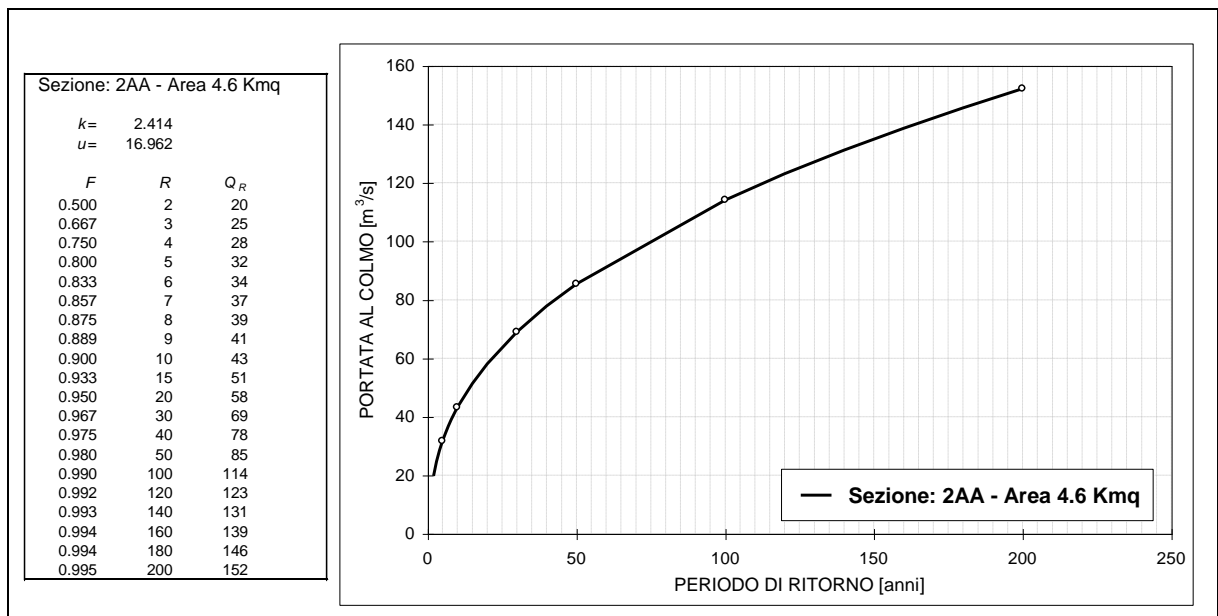


Figura 65 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 2AA.

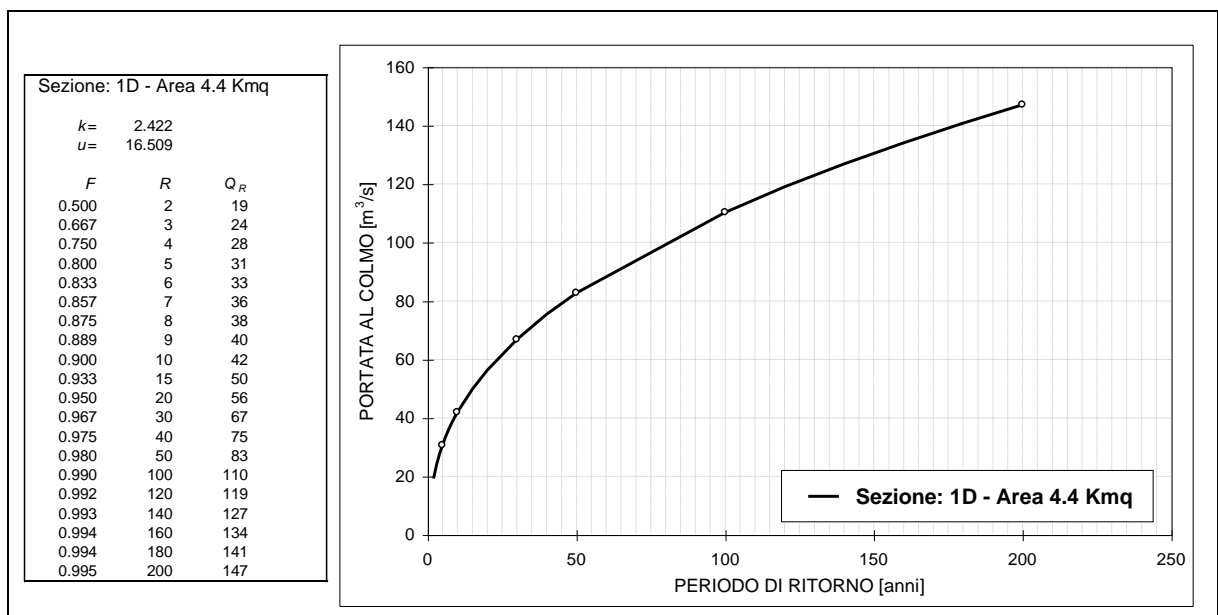


Figura 66 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1D.

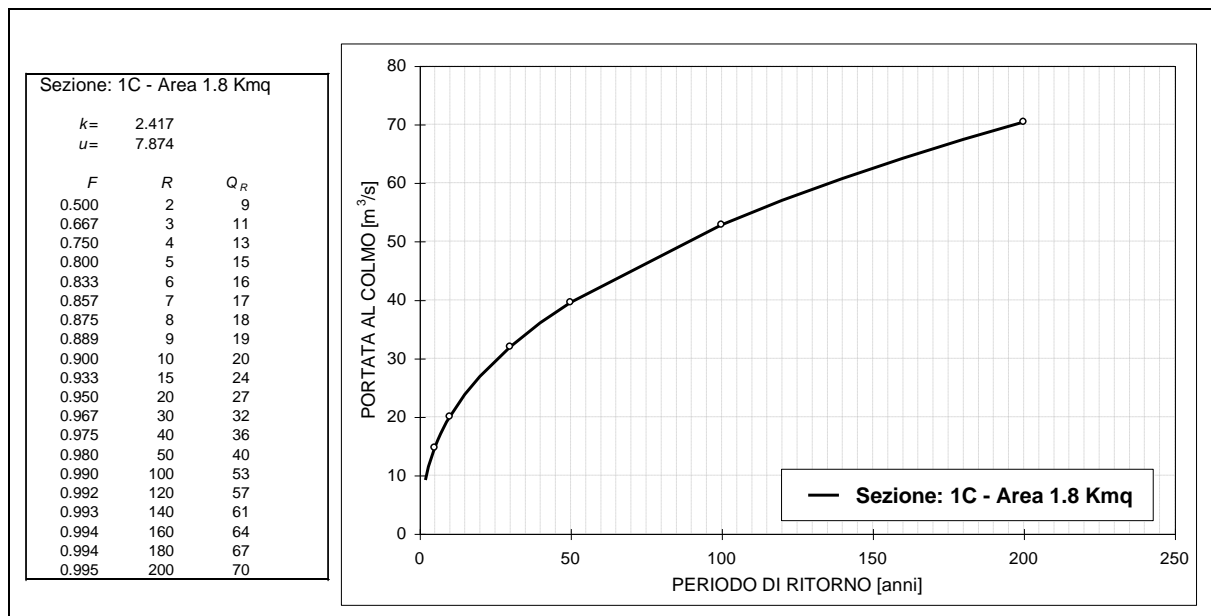


Figura 67 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1C.

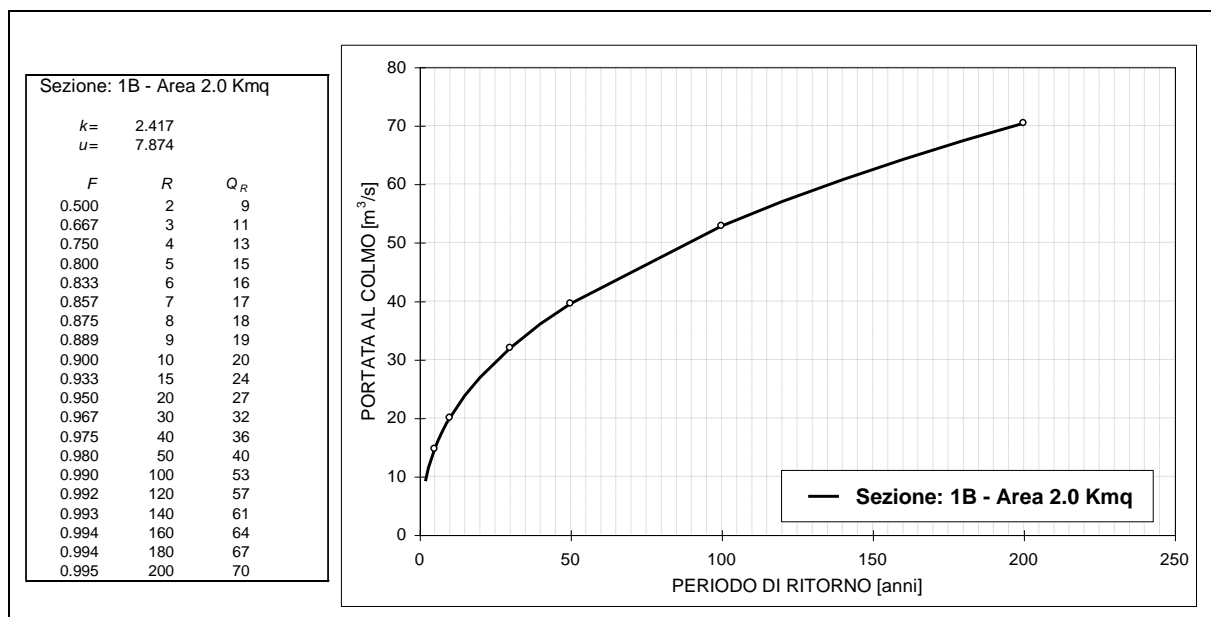


Figura 68 - Curva di crescita della portata al colmo per la sezione 1B.