ORDINE DEGLI INGEGNERI
della PROVINCIA DI CATANZARO

FEDERCERAMICA
settore gres ceramico

Incontro sul tema

"Collettori fognari, reti di drenaggio ed allacciamenti:
aspetti progettuali ed esecutivi "

IGNAZIO MANTICA *

CIRCA IL TEMPO DI RITORNO DELLE CRISI NELLE FOGNATURE URBANE

Catanzaro
Sala Convegni Guglielmo Hotel
27 novembre 1990

* Professore di ruolo di Costruzioni Idrauliche e professore supplente di Ingegneria Sanitaria presso la Facolta' di Ingegneria dell' Università di Ancona.

INDICE

1. Generalità....3
2. Richiami teorici....4
3. Considerazione quantitative sulla variabilita' delle grandezze in gioco....9
3. 1 variabilita' dell' area drenata....11
3. 2 coefficiente di riduzione delle piogge e sua variabilita'....12
3. 3 variabilita' dell' intensità di precipitazione....14
3.3.1 Stima di σa e σ_n 15
3.3.2 Stima di tc e di σ_{tc} 16
3.4 variabilita' del diametro....17
3.5 variabilita' della scabrezza 18
3.6 variabilita' della pendenza....19
3.7 considerazioni sulla affidabilità del modello per il calcolo della portata entrante ηs 20
3.8 considerazioni sulla affidabilità del modello per il calcolo della portata trasportabile ηr 20
4. applicazione del metodo probabilistico....22
5. confronto tra metodo probabilistico e metodo tradizionale metodo semiprobabilistico....24
APPENDICE I 27
APPENDICE II 29
APPENDICE III 37
APPENDICE IV....40
APPENDICE V....53
BIBLIOGRAFIA....60

1. GENERALITÀ.

Nella pratica progettuale é prassi dimensionare le fognature pluviali sulla base di valori di precipitazione funzioni del, così detto, tempo di ritorno.

Spesso, a partire da tale prassi si tende poi a confondere il tempo di ritorno delle piogge con quello delle possibilità di crisi delle fognature.

La presente comunicazione vuole porre l'accento appunto sulla profonda differenza non solo teorica, ma anche numerica, tra tempi di ritorno delle piogge e delle possibilità di crisi di un collettore fognario e quindi suggerire un possibile criterio per passare dall' uno all'altro tempo senza laboriosissimi calcoli (metodo semi-probabilistico).

2. RICHIAMI TEORICI

Da circa un ventennio studiosi, soprattutto di scuola extraeuropee, quali Tang, Yen, Mays, ecc..... ,hanno posto in evidenza che sovente i problemi ingegneristici di verifica ed in particolare anche quello di opere idrauliche, quali le fognature, non consistono nel confronto tra due valori numerici :

> *la portata che una fogna é chiamata a smaltire nei confronti di quella trasportabile dal collettore fognario*[1]

ma che questo confronto altro non é che una drastica semplificazione di un procedimento più complesso che, il più delle volte, non viene affrontato.

Invero, le grandezze sintetizzate nei due valori finali a confronto sono da considerarsi come i valori più probabili delle grandezze in gioco[2] (nel caso specifico delle fognature: delle portate massime che la fogna é chiamata a trasportare e della massima portata che la stessa é, invece, in grado di smaltire), riguardate come variabili aleatorie.

---

[1] Detti:

Q_s la portata che un collettore é chiamato a smaltire

Q_r la portata che un collettore può trasportare

il detto confronto si attua tramite la:

$$Qr < Qs \qquad (1)$$

dove nel caso di risposta affermativa é da intendersi che il dimensionamento del collettore é verificato

Talvolta nel caso di opere importanti ed poi in altre categorie (per esempio nel dimensionamenti strutturali), implicitamente (cioé tenendone conto già nella deteriminazione delle prestazioni dell'opera) od esplicitamente, viene introdotto un coefficiente di sicurezza ν e la (1) diventa:

$$Qr < \nu\, Qs \qquad (1')$$

[2] Pertanto i termini Qr e Qs andrebbero sostituiti nella (1) e nelle (1') con

$$\bar{Q}_r \quad e \quad \bar{Q}_s$$

dove il soprassegno é simbolo di valore medio, che, nell' ipotesi che la distribuzione sia gaussianna, cosa di fatto in genere non verificata, ma che comunque al momento riteniamo accettabile, equivale al valore più probabile.

Da tale visione probabilistica ne consegue che sia pure con probabilità più o meno remota, nonostante che la verifica tradizionale risulta soddisfatta, può accadere l'evento che la portata da trasportare sia maggiore di quella, al momento, trasportabile dalla fogna :quindi la crisi dell' opera.

Crisi, beneinteso, nel senso di momentaneo sottodimensionamento della stessa e quindi di incapacità ad assolvere al proprio compito.

Da qui la necessità di un approccio più completo che ci possa dare una misura di questo rischio di crisi o e/o che ci permetta di metterci sufficientemente a riparo da esso.

In una precedente nota (Mantica 1976) avevo relazionato sulla possibilita' di valutare il rischio di crisi P_c tramite la :

$$P_c = CDF\left(\frac{-\bar{Q}_r + \bar{Q}_s}{\sqrt{\sigma^2_s + \sigma^2_r + COV(R,S)}}\right) \qquad (2)$$

dove:

Q_s	e' la portata da trasportare;
Q_r	e' la portata che la condotta e' capace di trasportare
CDF[1]	é la funzione di probabilità normale (integrale della curva di Gauss)
σ_s	é la radice quadrata della varianza delle massime portate da trasportare
σ_r	é la radice quadrata della varianza delle massime portate trasportabili
COV (R,S)	é la covarianza tra le massime portate da trasportare e trasportabili

La (2) é valida nell' ipotesi che le distribuzioni di Q_r e Q_s siano gaussiane, ipotesi, di certo non verificata, ma che risulta essere comunque accettabile, almeno in prima approssimazione[2]

---

[1] **CDF** sono le iniziali di " Cumulative Density Function" cioé di come in letteratura inglese viene indicata la funzione integrale di probabilità, con **PDF** é indicata, invece la funzione di probabilità

[2] Il P_c altro non é che l'area evidenziata, di intersezione matematica, tra le due curve di probabilità di fig. 1. Orbene trattasi delle code delle due curve, code che hanno entrambe, come quelle della gaussiana, andamento assintotico verso l'asse delle ascisse, da qui l'asserto che é possibile confonderle con le gaussiane.

Per le fognature si puo' assumere che la portata sollecitante Q_s sia esprimibile (metodo della corrivazione) con la :

$$Q_S = \varphi * i * A \qquad (3)$$

mentre quella trasportabile sia data dalla ben nota formula di Manning, con coefficiente alla Strickler[1] :

$$Q_r = 4 * \pi * K * R^{8/3} I^{1/2} \qquad (4)$$

con ovvio significato dei simboli.

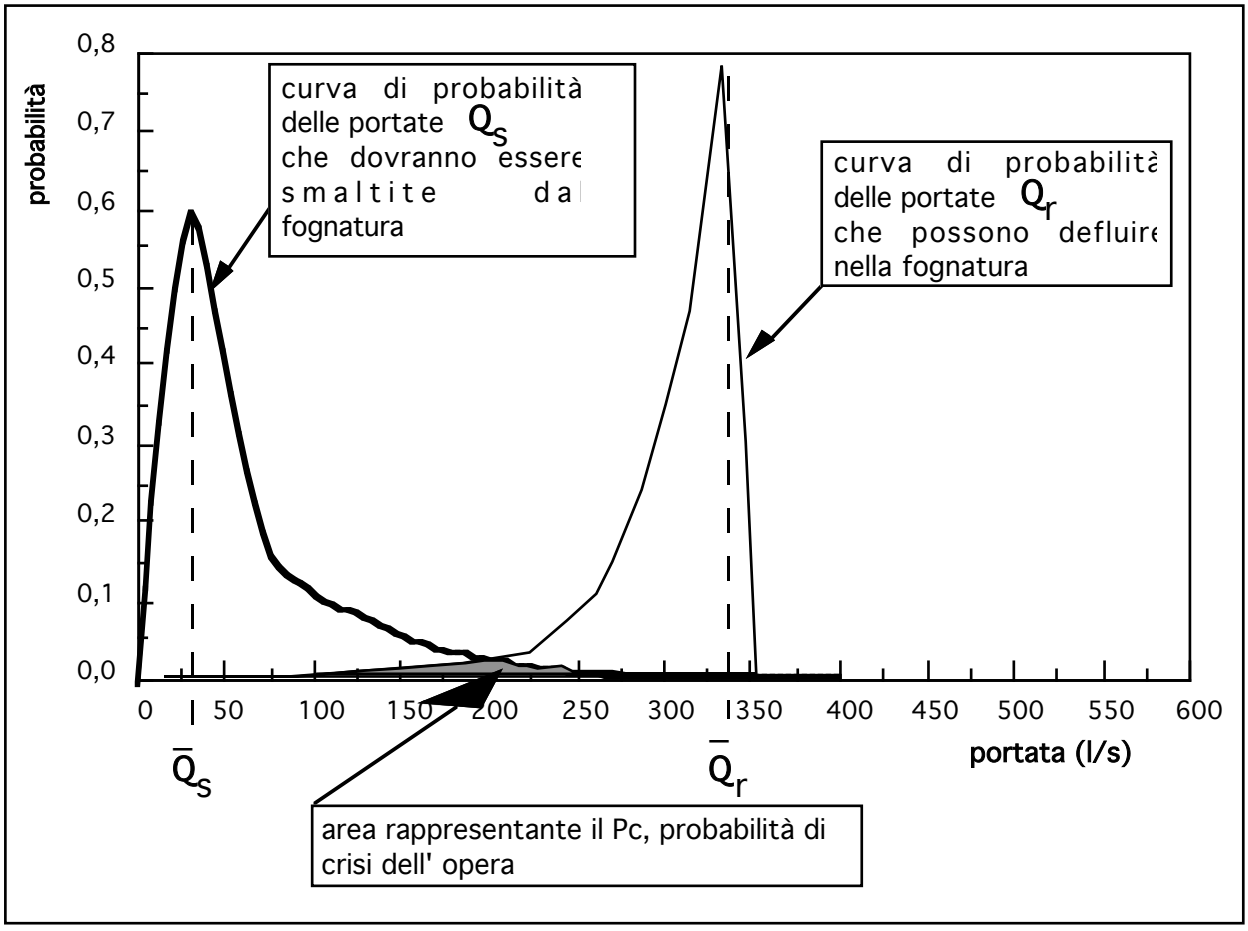


Fig. 1 Curve di probabilità delle portate da trasportare e trasportabili (volutamente tali curve non sono state disegnate come gaussiane, bensi assimmetriche come verosimilmente sono). I vertici delle due curve rappresentano i valori di Qr e Qs che normalmente vengono presi a base dei calcoli, cioé quelli dati dalle (3) e (4)

[1] Per la valutazione del rischio di fallanza si fa l'ipotesi semplificativa e cautelativa che il deflusso avvenga a sezione piena ma non in pressione

Calcolato il P_c é possibile calcolare il tempo di ritorno delle crisi dell' opera fognaria tramite la :

$$T_r = \frac{1}{1-P_c} \qquad (5)$$

Orbene il tempo di ritorno calcolato tramite la (5) e la (2) cioé :

$$T_r = \frac{1}{1 - CDF\left(\frac{-\bar{Q}_r + \bar{Q}_S}{\sqrt{\sigma^2_S + \sigma^2_r + COV(R,S)}}\right)} \qquad (6)$$

é quindi proprio il tempo di ritorno effettivo[1] delle crisi (o di fallanza) dell' opera fognaria, cioé il tempo che mediamente intercorre tra due crisi (inefficienze) successive della fognatura.

E' ora necessario ricordare che anche i mezzi di calcolo routinari ci portano ad una valutazione del tempo di ritorno, quale, ad esempio l'utilizzo della metodologia di Gumbel per la valutazione della intensità di pioggia da introdurre nella (3).

E' dunque naturale porsi la domanda:

> *"che differenza sussiste tra il tempo di ritorno, valutato con la (6) e quello valutato routinariamente con la metodologia di Gumbel ?* "

Tale quesito merita una duplice risposta:

- una prima nel senso di chiarire le differenze teoriche tra i due tempi di ritorno, quello routinario (alla Gumbel, che nel titolo abbiamo indicato come teorico) e quello effettivo (probabile);
- una seconda per dare una indicazione quantitativa e possibilmente anche calcolistica, tra i due tempi.

[1] E' quello che nel titolo, abbiamo indicato come "probabile", ciò proprio perché é il calcolo delle probabilità, introdotto tramite la (2), a permetterci la valutazione di tale tempo.

Dalla (2) é evidente che a concorrere alla valutazione del tempo di ritorno partecipano tutte le variabili in gioco sia nella determinazione della portata entrante alla fognatura, vale a dire:

-entità dell' area drenata;
-coefficiente di riduzione delle piogge;
-intensità di precipitazione

sia nella determinazione della portata massima che potrà transitare nel canale fognario, cioé:

-diametro della condotta fognaria;;
-scabrezza della stessa;
-pendenza;

Alle due elencazioni di cui sopra é poi da aggiungersi la necessità di tener conto di due altre variabili intrinseche, quali la bontà dei modelli (3) e (4). Cioé occorre tener conto che non necessariamente i modelli prescelti (o meglio utilizzati) per la valutazione della Q_s^- e Q_r **Errore.**siano di fatto aderenti al fenomeno fisico e quindi idonei a rappresentarlo.

Da qui la necessità di studiare la variabilità delle grandezze prima elencate e poi di stimare la bontà dei due modelli di cui sopra[1]

Di contro la stima di routine del tempo di ritorno, alla Gumbel, tiene conto solo della variabilità delle massime intensità di precipitazione, cioé di uno solo degli aspetti sopra elencati.

Quindi indubbiamente il tempo di ritorno che abbiamo indicato come probabile é più significativo di quello che abbiamo indicato come teorico, ed é certamente più breve, nel senso che una fognatura dimensionata con Gumbel per un tempo di ritorno di 20 anni, di certo avrà frequenze (medie) di crisi maggiori, cioé essa non sarà in grado di trasportare le portate che vi affluiscono (e quindi darà luogo ad allagamenti) mediamente almeno una volta ogni arco di tempo inferiore ai 20 anni.

Questa conclusione, seppure parziale, é già fondamentale perché permette, a chi ne ha preso coscienza, di rendersi conto che le prestazioni

[1] Per evitare equivoci é forse il caso di precisare che lo stesso problema di stima della bontà dei modelli si sarebbe anche se avessimo adoperato il metodo dell' invaso, l'Urbis, l'Ottaymo od altri diversi modelli, lo stesso dicasi per il modello di trasporto (4)

della fogna saranno certamente inferiori a quelle che di norme le si attribuiscono con i metodi tradizionali.

Ma a tale punto sorge una seconda domanda :

"ma quanto inferiori ?"

La risposta alla precedente domanda é di fatto coincidente con la seconda delle risponde alla prima e per avere gli elementi per esprimerla sono necessarie le considerazioni che seguono.

3. CONSIDERAZIONE QUANTITATIVE SULLA VARIABILITA' DELLE GRANDEZZE IN GIOCO

Come é evidente dall' esame della (6), che può semplificarsi nella :

$$T_r = \frac{1}{1 - CDF\left(\frac{-\bar{Q}_r + \bar{Q}_S}{\sqrt{\sigma^2_S + \sigma^2_r}}\right)} \qquad (7)$$

una volta trascurato[1] il termine che tiene conto della correlazione tra Qr e Qs , e tenuto conto che il termine a numeratore dell' argomento della CDF altro non é che la distanza tra i vertici delle due curve di fig.1 (cioé una sorta di coefficiente, o meglio di differenza, di sicurezza), il tempo di

[1]La generica COV (i,h) ("∀ siano i e h) ha espressione:

$$COV(X_i, X_h) \cong \left(\frac{\partial \bar{X}_i}{\partial \bar{X}_h}\right)\sigma_i^2 + \left(\frac{\partial \bar{X}_h}{\partial \bar{X}_i}\right)\sigma_h^2 \qquad (I)$$

dove,come e' ovvio il soprassegno indica che le derivate sono calcolate per i valori medi delle variabili interessate.

Facciamo ora riferimento a $\mathbf{Q_r}$ e $\mathbf{Q_S}$ avremo, ovviamente:

$$\frac{\partial Q_S}{\partial Q_r} = 0 \qquad (II)$$

mentre , in generale, sara' :

$$\frac{\partial Q_r}{\partial Q_S} \neq 0 \qquad (III)$$

infatti e' possibile che, quanto meno, la portata trasportata venga influenzata da sollecitazioni precedenti oltre che detta distribuzione temporale delle $\mathbf{Q_S}$, tuttavia, in prima approssimazione, e' possibile ipotizzare, come d'altra parte hanno fatto **TANG & YEN** , che :

$$\frac{\partial Q_r}{\partial Q_S} = 0 \qquad (IV)$$

ritorno effettivo (o probabile) dipende esclusivamente da σ^2_s e σ^2_r, pertanto dalle singole :

σ_A^2 = varianza della entità dell' area drenata;

σ_φ^2 = varianza coefficiente di riduzione delle piogge;

σ_i^2 = varianza intensità di precipitazione;

σ_D^2 = varianza diametro della condotta fognaria;

σ_K^2 = varianza scabrezza della stessa;

σ_I^2 = pendenza;

ciò in quanto valgono, banalmente, le seguenti relazioni:

$$\sigma^2_S=\sigma^2\eta_s\,\bar{Q}_s^2+\bar{\eta}_s^2\,\{(\bar{i}\,\bar{A}\,\sigma_\varphi)^2+(\bar{\varphi}\,\bar{A}\,\sigma_i)^2+(\bar{i}\,\bar{\varphi}\,\sigma_A)^2\} \qquad (8)$$

$$\sigma^2_r=\sigma^2\eta_r\,\bar{Q}_r^2+\bar{\eta}_r^2\,\{(4\pi\,\bar{R}^{8/3}\,\bar{I}^{1/2}\,\sigma_K)^2+(\frac{32}{3}\,\pi\,\bar{K}\,\bar{I}^{1/2}\,\bar{R}^{5/3}\,\sigma_R)^2+$$
$$+(\frac{2}{3}\,\pi\,\bar{K}\,\bar{I}^{1/2}\,\sigma_I)^2\} \qquad (9)$$

E' ovvio che l'applicazione del metodo probabilistico espresso dalla (7) é utilizzabile solo quando si conoscono le varianze sopra elencate.

Ora talune di esse variabili (e le rispettive varianze) derivano da misure sperimentali o da conoscenze tipiche dell' opera e del territorio che essa deve servire :

- Area drenata,
- coefficiente di riduzione delle piogge
- intensità di precipitazione.

Altre sono legate ad elementi progettuali ed a materiali e tecnologie adottate per la realizzazione delle opere:

- diametro;
- scabrezza;
- pendenza.

In quanto segue si analizzano le suddette variabili.

In generale per alcune delle grandezze in gioco, vuoi per tipo delle stesse o per consolidata prassi, la determinazione del valore (medio) della grandezza é una metodologia acquisita,in tali casi si farà riferimento solo alla determinazione della relativa varianza, mentre negli altri casi (coefficiente di riduzione delle piogge) ci si soffermerà anche sulla determinazione del valore (medio) della variabile.

3. 1 VARIABILITA' DELL' AREA DRENATA

La determinazione dell'area del bacino, le cui acque affluiscono in una rete fognaria, non presenta delle notevoli difficolta' e si effettua, in generale, tramite il planimetro od il digitizer, ciò non toglie che tale stima é connessa ad errori ed incertezze.

L'errore di valutazione dell'area varia a seconda che si affronti una fase di progetto o di verifica.

Nel caso di progetto, un primo errore σ'_A e' quello legato alla corretta definizione della direzione del flusso di acqua vicino al limite dell'area considerata per i diversi tronchi della rete, l'errore sarà tanto maggiore quanto più l'area in cui si opera é pianeggiante.

Un secondo errore σ''_A, anche se meno rilevante rispetto al primo, e' quello relativo alla misurazione topografica del bacino, errore di tipo strumentale che non puo' essere evitato.

Nel caso di verifica, di reti esistenti, oltre ad avere gli errori sopra citati il grado di incertezza aumenta infatti spesso non si ha una conoscenza dettagliata della rete da verificare, soprattutto nella parte piu' capillare della stessa, mancando a volte gli elaborati grafici relativi, e cio' si verifica anche per opere non necessariamente antiche.

Si puo' ancora verificare la discordanza tra cartografia e rete reale.

Si intuisce chiaramente che nel primo caso l'ordine di grandezza della σ_A e di gran lunga inferiore a quella del secondo caso.

Anche l'urbanizzazione o meno dell' area influisce sull' entità di σ_A

Al fine di una valutazione numerica della varianza σ_A^2 si sono eseguiti varie stime della estensione superficiale di un bacino avente una determinata rete fognaria quindi l'operazione é stata ripetuta per altri bacini[1].

Si sono ottenuti i seguenti risultati :

$$3.42\ E\text{-}3 < \frac{\sigma'_A}{\bar{A}} < 7.36\ E\text{-}3$$

$$1.39\ E\text{-}3 < \frac{\sigma''_A}{\bar{A}} < 4\ E\text{-}3$$

pertanto, almeno per aree pianeggianti, avremo:

$$3{,}69\ E\text{-}3 < \frac{\sigma_A}{\bar{A}} = \frac{1}{\bar{A}}\sqrt{\sigma'^2_A + \sigma''^2_A} < 8{,}04\ E\text{-}3$$

3. 2 COEFFICIENTE DI RIDUZIONE DELLE PIOGGE E SUA VARIABILITA'

Il coefficiente di riduzione delle piogge φ é dato, come ben noto, dal prodotto dei vari coefficienti, in particolare:

- φ_1 coefficiente di infiltrazione;
- φ_2 coefficiente di ritardo
- φ_3 coefficiente di ritenuta
- φ_4 coefficiente di distribuzione della pioggia

Sovente alcuni di questi fattori (ritenuta, distribuzione piogge) vengono trascurati dando più peso ad altri (soprattutto a quello di infiltrazione) e

[1] Nella fattispecie trattavasi di 14 bacini urbani di una città pianeggiate, quella Pesaro. I bacini avevano estensione superficiale da 10 a 40 ha

comunque il valore che si introduce nella (3) é spesso valutato in maniera molto approssimata e sulla base dell' esperienza e della sensibilità del progettista.

Tuttavia da anni studiosi di tutto il mondo stanno interessandosi a metodi di valutazione di φ più scientifici.

Secondo recenti studi la valutazione del coefficiente di afflusso φ può effettuarsi tramite la :

$$\varphi = \frac{h - V_i}{h} \%S_i + \frac{H^* c - V_p}{h} \%S_p \qquad (11)$$

dove :

- h = altezza di precipitazione , espressa in [mm]
- V_i = volume delle depressioni presenti nella parte impermeabile del bacino espresso im [mm]
- V_p = volume delle depressioni presenti nella parte permeabile del bacino espresso im [mm]
- H^* =altezza di pioggia fittizia sulla parte permeabile del bacino, cioé altezza di pioggia incrementata per tener conto delle zone impermeabili non direttamente connesse alla rete di drenaggio, espresso in [mm] e valutato tramite la :

$$H^* = \frac{S_i + S_p}{S_p} h \qquad (12)$$

- $\%S_i$ = rapporto tra la superficie impermeabile del bacino direttamente connessa alla rete fognaria e l' area totale del bacino
- $\%S_p$ = rapporto tra la superficie permeabile del bacino e l' area totale dello stesso
- S_i =superficie impermeabile del bacino non direttamente connessa alla rete fognaria ;
- S_p =superficie permeabile;
- c =coefficiente di afflusso relativo alla sola infiltrazione.

Che in aree fortemente urbanizzate può semplificarsi nella :

$$\varphi = \%S_i + c\,(1 - \%S_i) \qquad (13)$$

dove c é deducibile dai diagrammi riportati nella II appendice, relativi ad uno ietogramma sintetico di forma triangolare simmetrico[1], in funzione del tipo di bacino.

Per giungere a tali abachi ci si é avvalsi di dati di talune ricerche internazionali delle quali viene dato un cenno nella appendice I

Per individuare il tipo di bacino si fa riferimento alla classificazione di Horton così come proposta nel ben noto modello ILLUDAS, che qui di seguito si riporta :

Tipo di bacino	Descrizione
A	Scarsa potenzialità di deflusso: comprendente sabbie profonde con scarsissimo limo ed argilla; anche ghiaie profonde, molto permeabili
B	Potenzialità di deflusso moderatamente bassa. Comprende la maggior parte dei suoli sabbiosi meno profondi che nel gruppo ; 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 colloidi, 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 orizzontali pressocché impermeabili in vicinanza della superficie.

E' ovvio che il valore di h da introdurre negli abachi per la determinazione di c e quindi di φ sarà quello determinato in corrispondenza del tempo di corrivazione e sul quale ci si soffermeremo successivamente.

Il metodo sopra illustrato ci porta alla determinazione del valore di $\overline{\varphi}$, ma ciò non basta per l'applicazione del metodo probabilistico così come dianzi impostato (7), infatti occorre valutare anche σ_{φ}.

Allo scopo si suggerisce appunto il ricorso all' uso della seconda serie degli abachi della II appendice dove, per ciascun tipo di bacino (da A a D della classificazione Hortoniana) ed in funzione di h (altezza di precipitazione)

[1] L'uso di un tale diagramma é più cautelativo di quello relativo ad altre forme quale il rettangolare e, poi, é indubbiamente, più aderente alla realtà.

é possibile leggere, in corrispondenza della curva corrispondente al valore di $\%S_i$, il valore di σ_φ (grafici 6,7 , 8 e 9). Questi sono stati ricavati dall' ing. Sorcinelli per i vari tipi di terreno ripetendo le elaborazioni, per ciascun tipo di terreno e per un prefissato valore di $\%S_i$ in funzione di h variabili da 20 a 200 mm . Si sono così ottenute per ciascun tipo di terreno due famiglie di curve, l'una relativa a $\overline{\varphi}$, l'altra relativa a σ_φ

A solo titolo indicativo é da sottolineare che per σ_φ il valore medio indicato da Tang ed Yen di 0,07 é ampiamente verificato, nel senso che risulta essere un valore medio anche tra quelli di cui agli abachi del Sorcinelli.

3. 3 VARIABILITA' DELL' INTENSITÀ DI PRECIPITAZIONE

Per definizione l'intensità di precipitazione media, nel caso di utilizzo del metodo della corrivazione, è data dalla $i = \frac{h}{t_c}$ con h notoriamente dato dalla $h = a\, t_c^n$.

L'intensità di precipitazione risulta quindi essere funzione delle variabili a, n, t_c, soggette anch'esse a tutta una serie di incertezze quali:

1) incertezze nella determinazione dell'esatto tempo di corrivazione t_c;

2) incertezze nella determinazione delle curve segnalatrici di possibilità climatica a causa del relativamente modesto numero di dati a disposizione per la stima dei parametri a ed n;

3) incertezza derivante dalla variabilità spazio/temporale delle piogge sul bacino in esame;

4) incertezza (molto piccola) derivante dalla misurazione strumentale dei valori di precipitazione.

5) incertezza derivante dalla bontà del modello adoperato per la stima della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica, cioé della :

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

(si tenga all'uopo presente che sovente, almeno nei paesi anglosassoni si utilizza una legge diversa)

Considerando dunque i = f (a,t, n) si avrà:

$$\sigma_i^2 = \sigma^2_{\eta i} + \eta^2 \{(\bar{n}\, \bar{t}_c^{\,\bar{n}-1}\ \sigma_a)^2 + (\bar{a}\bar{n}\, \bar{t}_c^{\,\bar{n}-2}\ \sigma_t)^2 + [\ln(\bar{t}_c)\, \bar{a}\, \bar{t}_c^{(\bar{n}-1)}\, \sigma_n]^2\} \qquad (14)$$

In quanto segue si fa dapprima riferimento alla valutazione di σ_a e σ_n successivamente si analizzerà sia la valutazione di t_c che di σ_{t_c}.

3.3.1 Stima di σ_a e σ_n

Le osservazioni dei massimi annuali relative a diverse durate non coprono quasi mai periodi maggiori di qualche decennio, periodo che viene ritenuto insufficiente allo scopo propostoci, pertanto si è affrontato il problema costruendo un modello di generazione dei dati, modello che, partendo dai massimi annuali registrati da una data stazione meteorica[1] per un certo periodo di tempo e per le durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore, fosse in grado di ricostruire un andamento climatico molto simile a quello della stazione esaminata per un numero ben superiore di anni in modo tale da poter studiare con un approccio probabilistico l'andamento dei parametri a ed n.

Operando secondo il procedimento descritto nella appendice III si sono generate dapprima i dati relativi a 1000 anni, e successivamente quelli a 1500, 2000 e 2500 in modo tale da poter studiare con un sufficiente grado di veridicità l'andamento dei parametri **a** ed **n** . Si sono quindi ottenuti non solo i valori medi (cioé più probabili) **a** ed **n** (con il desiderato tempo di ritorno) ma anche le relative varianze. Nell' allegato IV sono riportati taluni grafici (fig. 10 ed 11), realizzati per l'area Pesarese (ma é possibile ricavarli per le altre aree ed eventualmente "regionalizzarli"[2]) tramite i quali la ricerca dei parametri in parola é estremamente facilitata

---

[1] Le elaborazioni che hanno portato ai risultati che poi verranno utilizzati sono relativi alla stazione di Pesaro osservata per 41 anni

[2] Ottenere cioé dei grafici che hanno valenza per un territorio con medesime caratteristiche pluviometriche (regione), Ciò si ottiene con

3.3.2 Stima di t_c e di σ_{t_c}

Un'altra fonte di incertezze e', come gia' accennato, il valore del tempo di corrivazione.

Si ricorda qui brevemente che il tempo di corrivazione può essere riguardato come composto da due sottotempi, uno invariante, dipendente dalle condizioni morfologiche del bacino ed un secondo dipendente e dalle caratteristiche dell' evento pluviale e dallo status del bacino (particolare presenza di culture, precedenti eventi meteorici ecc.....)

Da qui l'inesistenza di una formula che dia un valore (medio) del t_c attendibile, ma la presenza di tante formule, nessuna affidabile in generale.

Qui si consiglia di adottare per bacini inferiori ai 40 Kmq la formula, che tra le tante (Pezzoli, Ventura, Pasini, Giandotti, Ruggiero, Tournon, ecc...) da valori più bassi. Per bacini di poco superiore, risulterebbe più affidabile la formula del Tournon[1]

---

procedimenti analoghi a quelli che normalmente si adoperano per la redazione delle così dette carte iso-a ed iso-n

[1] Secondo il Pezzoli, il tempo di corrivazione può essere espresso dalla :

$$t_c = 0{,}055 \frac{L}{\sqrt{i}}$$

il Ventura, in uno studio sulla Bonifica Bolognese, consiglia:

$$t_c = 0{,}1272 \frac{\sqrt{S}}{\sqrt{i}}$$

il Pasini, con riferimento alla bonifica Renana, indica :

$$t_c = 0{,}108 \frac{\sqrt{S*L}}{\sqrt{i}}$$

sempre il Pasini, con riferimento alla grande bonifica ferrarese:

$$t_c = 5{,}76 \sqrt[3]{S*L}$$

il Ruggiero, per bacini di minore estensione, da la seguente formulazione :

$$t_c = 17{,}28 \sqrt[3]{S}$$

Il Giandotti da, come é noto, la seguente formulazione:

$$t_c = \frac{4\sqrt{S}*1{,}5\ L}{0{,}8\sqrt{H_m}}$$

Infine, più recentemente il Tournon:

Ben più difficile é la stima di σ_{t_c} . A tuttoggi, in vero, non é possibile dare indicazioni per una sua stima, tuttavia il problema può essere aggirato tramite i grafici di fig. 12 riportati in appendice IV. Questi forniscono, per diverse combinazioni di $\bar{t}_c$ e di σ_{t_c} i valori di $\bar{i}$ e di σ_i ottenuti tramite la (14)

La terza componente di incertezza e' dovuta ai possibili errori della strumentazione di misura delle piogge, agli errori di interpolazione dei dati, ecc... .

3.4 VARIABILITA' DEL DIAMETRO

La varianza del diametro é legata alla tecnologia di costruzione dei tubi, pertanto per stimarla e poi inserirla nella (9) é sufficiente la conoscenza e l'elaborazione delle misure dei diametri effettivi, per ciascun materiale, per ciascun diametro nominale, per un grande numero di tubi. Quindi banalmente segue la conoscenza di σ_D.

E' tuttavia necessaria una precisazione, il procedimento di cui sopra é valido per i tubi rigidi, quelli che quindi conservano la forma anche se sottoposti a carichi diversi da quelli idrostatici interni.

Quindi é applicabile per tubi quali quelli di ghisa, di acciaio, di gres, di fibrocemento e di cemento. Con qualche maggiore attenzione può essere adoperata per PEAD (soprattutto se irrigidito) e tubi PRFV caricati di grande rigidezza (> 5000 N/m^2).

$$t_c = 0{,}396 \frac{L}{\sqrt{i}} \left(\frac{S}{L^2}\sqrt{\frac{\bar{i}}{i_v}}\right)^{0{,}72}$$

con ovvio significato dei simboli, che tuttavia qui di seguito vengono ricordati:

- S = superficie del bacino [in Kmq]
- L = lunghezza dell'asta principale [in Km]
- i = pendenza dell' asta principale
- i_v = pendenza media dei versanti(alla Horton)
- H_m = altezza media del bacino sulla sezione di chiusura [in m]
- t_c = tempo di corrivazione [in ore].

Ben diversa sarà la σ_R per tubi molto deformabili, quali il PRFV a filamento ed il PVC soprattutto se la posa in opera non segue le dovute necessarie precauzioni.In tali casi sebbene teoricamente non é difficile procedere alla valutazione della σ_R, di fatto ciò é pressocché impossibile per la sconoscenza degli effettivi diametri[1] che la condotta assume quando é in opera, nonché dal fatto che é inficiata anche la validità della (4) e conseguentemente della (9).

Unica indicazione numerica circa il valore di σ_D che attualmente é possibile dare é relativa ai tubi rigidi, per essi vale la seguente relazione:

$$0{,}1 < \frac{\sigma_D}{D} < 0{,}4$$

purtroppo per gli altri materiali non é possibile dare indicazioni perché a tuttoggi non esistono sufficienti conoscenze in proposito anche se sono il programma apposite ricerche.

3.5 VARIABILITA' DELLA SCABREZZA

Sovente coefficiente K viene scelto su base empirica o su basi delle personali esperienze e convinzioni del progettista od infine su indicazione delle Ditte costruttrici di tubi con i quali viene realizzato il collettore da verificare.

---

[1] Infatti occorrerà non solo conoscere, per i tubi posti in opera (e quindi in genere più o meno ovalizzati) almeno le dimensioni dei due diametri principali, cosa già di fatto impossibile ma tener conto che la (4) é valida solo per spechi circolari e non ovalizzati, tale deformazione comporta che l'area Ω non sia più esprimibile tramite la

$$\Omega = \textbf{Errore.}) D^2 \qquad (15)$$

bensì, da altre espressioni. Per deformazioni non molto accentuate la (15) può essere sostituita dall' espressione :

$$\Omega = \textbf{Errore.}) D_1 D_2 \qquad (15')$$

dove D_1 D_2 sono i due diametri principali (l'uno verticale, l'altro orizzontale) che assume la condotta ovalizzata.

E' invece possibile, come d'altra parte ben noto, ricondurre la scelta della scabrezza K a criteri oggettivi; infatti il K deducibile dalla :

$$\frac{1}{K} = \sqrt{\frac{\lambda * D^{1/3}}{12,7 * g}} \qquad (16)$$

risulta essere funzione del diametro e dell'indice di resistenza.

La maggior parte dei fenomeni di movimento che interessano le fognature, con riferimento al diagramma Moody, appartengono alla zona di transizione turbolenta e secondariamente, alla zona puramente turbolente, in quando in condizioni di piena il numero di Reynolds e' dell'ordine di $1 * 10^5$.

Il diagramma di Moody permette di determinare l'indice di resistenza λ, funzione della rugosita' relativa alla superficie e del numero di Reynolds, e tramite la (16) e' stato possibile costruire delle tabelle, che possono essere consultare in qualsiasi testo o manuale, le quali danno i valori di K a seconda del tipo di materiale usato.

Inoltre da tener presente che λ varia anche col tempo. In merito diversi studi sono stati effettuati in America per opera di Horowitz e Lec (1971), i quali indicano che, materie biologiche e minerari possono essere depositate sul fondo delle fognature, e cio' incrementa il valore di questa grandezza.

Questi autori riferiscono che del fattore di rugosita' alla Manning (n) si incrementa mediamente durante la vita dell'opera dell' 8%, cioe' scegliendo un valore medio di K = 1/n pari a 70 $m^{1/3} s^{-1}$ (per condotte in cemento), il valore di σ_K sara' uguale a 5.6 $m^{1/3} s^{-1}$.

E' tuttavia da precisare la necessità di ulteriori approfondimenti anche per la valutazione di σ_K

3.6 VARIABILITA' DELLA PENDENZA

Ammessa valida la (4), la I della (4) stessa risulta essere uguale alla pendenza del fondo della fognatura.

I valori di progetto della pendenza relativi ai vari tratti di tubazione differiscono, in genere, anche sensibilmente da quelli realmente ottenuti durante la posa in opera.

Gli errori commessi nell'esecuzione dell'opera sono essenzialmente dovuti a deficienze di allineamento dei vari tronchi; questi possono essere ridotti, ma non eliminati, eseguendo il lavoro a perfetta regola d'arte. Altri errori di allineamento sono imputabili ai cedimenti del suolo.

Nell' appendice V sono i risultati grafici di una ricerca circa la variazione di Q_r al variare di σ_I , una volta fissato $\bar{i}$.

Le risultanze della detta ricerca confermano che si può ,senza grandi errori, ammettere, con Tang ed Yen che σ_I sia dell' ordine di 0,1.

3.7 CONSIDERAZIONI SULLA AFFIDABILITÀ DEL MODELLO PER IL CALCOLO DELLA PORTATA ENTRANTE η_S

Questo errore e' dovuto alla capacita', del metodo scelto, di interpretare il fenomeno fisico. Nel nostro caso il metodo e' quello razionale.

Anche se i valori di φ , i, A, possono essere determinati con precisione, la formula razionale o soltanto portare a grossolane approssimazioni dell'entita' della massima piena, in quando trascura effetti non lineari che riguardano fenomeni di scorrimento superficiale (Mc Person -1969, ed altri). nonché alla conseguenza del fatto che la pioggia non precipita uniformemente su tutto il bacino (od, al limite, non precipita su tutto il bacino).

I grafici dal n/ro 15 al n/ro. 18 danno idea che tuttavia tale grossolanità del modello incide modestamente sulla σ_s e, pertanto non é estremamente importante affinare lo studio della σ_{η_s} .

Infatti il rapporto $\frac{\sigma_{\eta_s}}{\bar{\eta}_s}$ oscilla nel range 0,10 ÷ 0,14 per tempi di ritorno bassi (2 ÷ 5 anni) e diminuisce sensibilmente sino a 0,06 ÷ 0,08 per tempi dell' ordine del quarto di secolo.

Il valore di $\bar{\eta}_s$ può essere tranquillamente confuso con l'unità.

Le stesse considerazioni sono valide anche per altri modelli, d'altra parte le incertezze sulla bonta' del modello e relative discussioni hanno fatto storia nell'Idraulica.

3.8 CONSIDERAZIONI SULLA AFFIDABILITÀ DEL MODELLO PER IL CALCOLO DELLA PORTATA TRASPORTABILE η_r

La (4), cioe' la ben nota formula di Manning-Strickler (ed analogamente quella di Darcy-Weisback), e' valida per la condizione di moto uniforme, in realta' il flusso di un canale di fognatura risulta essere vario.

Recentemente sono stati proposti sofisticati modelli matematici basati sull'integrazione delle equazioni differenziali di De Saint Venant che esprimono analiticamente il moto vario per lo studio del deflusso nelle fognature; basti pensare a Harris (1970) , Strelkoff (1970), Yevjevich e Barnes (1970), Savuk e Yen (1973), per i primi di tali approcci, e poi a Modica,Quignones,Rossi (1979).

Secondo Yen e Tang nella loro comunicazione all' "International Symposium on Incertainties in Hydrologic on Water Resurce Systems" del 1972, basandosi sulla soluzione di questi modelli, l'errore commesso nell'uso della formula di Darcy - Weisbach e Manning - Strickler, per la previsione di Qr puo' essere stimato intorno al 30% .

Sono in corso studi teorici per accertare il valore di $\bar{\eta}_r$ e di σ_{η_r} .

Sembra comunque che la Q_r effettiva sia inferiore anche di un 10 % a quella data dalla (4). In assenza di ulteriori dati occorre tuttavia fare riferimento ancora una volta alle indicazione dei più volte citati autori d'oltreoceano.

4. APPLICAZIONE DEL METODO PROBABILISTICO

Con la conoscenza di tutti gli elementi di cui al precedente paragrafo é in teoria agevole utilizzare la (7) per il dimensionamento delle fognature meteoriche o, quanto meno, fissato un diametro, valutare l'effettivo tempo di ritorno.

Tale metodologia é tuttavia ancora di raro utilizzo sia perché non é ancora possibile la conoscenza esatta di tutti gli elementi che entrano in gioco nella (7) e sia perché, comunque, é complessa.

Inoltre é poco conosciuta (anche tra gli addetti ai lavori)

Si ritiene che gli usuali metodi di calcolo (sempre più soggetti a critiche ed ad affinamenti da parte di studiosi[1] possono ancora essere validamente adottati per i collettori di minore importanza (del secondo ordine o superiori) sempre che, come nel caso delle opere di ingegneria strutturale, si introduca un coefficiente di sicurezza, inteso come rapporto :

$$\nu = \frac{\bar{Q}_r}{\bar{Q}_s} \qquad (17)$$

Sovente tale coefficiente di sicurezza non viene affatto preso in considerazione, ciò significa dare ad esso il valore unitario, infatti ci si accontenta, erroneamente che sia verificata la:

$$\bar{Q}_r \geq \bar{Q}_s \qquad (18)$$

Orbene una tale verifica é accettabile allorquando le varianze in gioco, cioé le σ_r e σ_s sono molto modeste se non addirittura nulle[2].

---

[1] Da anni opera in Italia, nell' ambito del Gruppo Nazionale d' Idraulica, il cosidetto sottogruppo dei "Deflussi urbani", che studia appunto nuove metodologia di calcolo, di verifica e di caratteristiche costruttive delle fognature pluviali. Gruppi analoghi si sono costituiti in altri paesi.

[2] Si ricorda che nel calcolo strutturale vengo ammessi coefficienti di sicurezza bassi quando o si ha buona conoscenza dei materiali da costruzioni (per esempio come nel caso del' acciaio). Inoltre si incrementa la σ_{amm} nel caso che alle tensioni dovute ai carichi permanenti ed a quelli di esercizio si cumulano anche quelle secondarie del vento del sisma od altre(ovviamente nel modo più sfavorevole). E' ovvio che tale

Nei collettori di maggiore importanza che funziona anche da recipiente di altre fogne é d'obbligo uno studio più accurato della semplice applicazione delle usuali formule ed il ricorso od a metodologia probabilistiche o, quanto meno, all' applicazione di coefficienti di sicurezza cautelativi.

Nel paragrafo che segue viene dato un metodo rapido da adottarsi in tali casi.

---

incremento é, di fatto una riduzione del coefficiente di sicurezza dovuto alla diminuita incertezza sulla entità della sollecitazione massima.

5. CONFRONTO TRA METODO PROBABILISTICO E METODO TRADIZIONALE: METODO SEMIPROBABILISTICO Fissato un coefficiente di sicurezza ν ed un tempo di ritorno delle piogge Tr, valutato alla Gumbel é possibile calcolare, tramite la metodologia precedente il tempo di ritorno effettivo di un evento di crisi della fognatura.

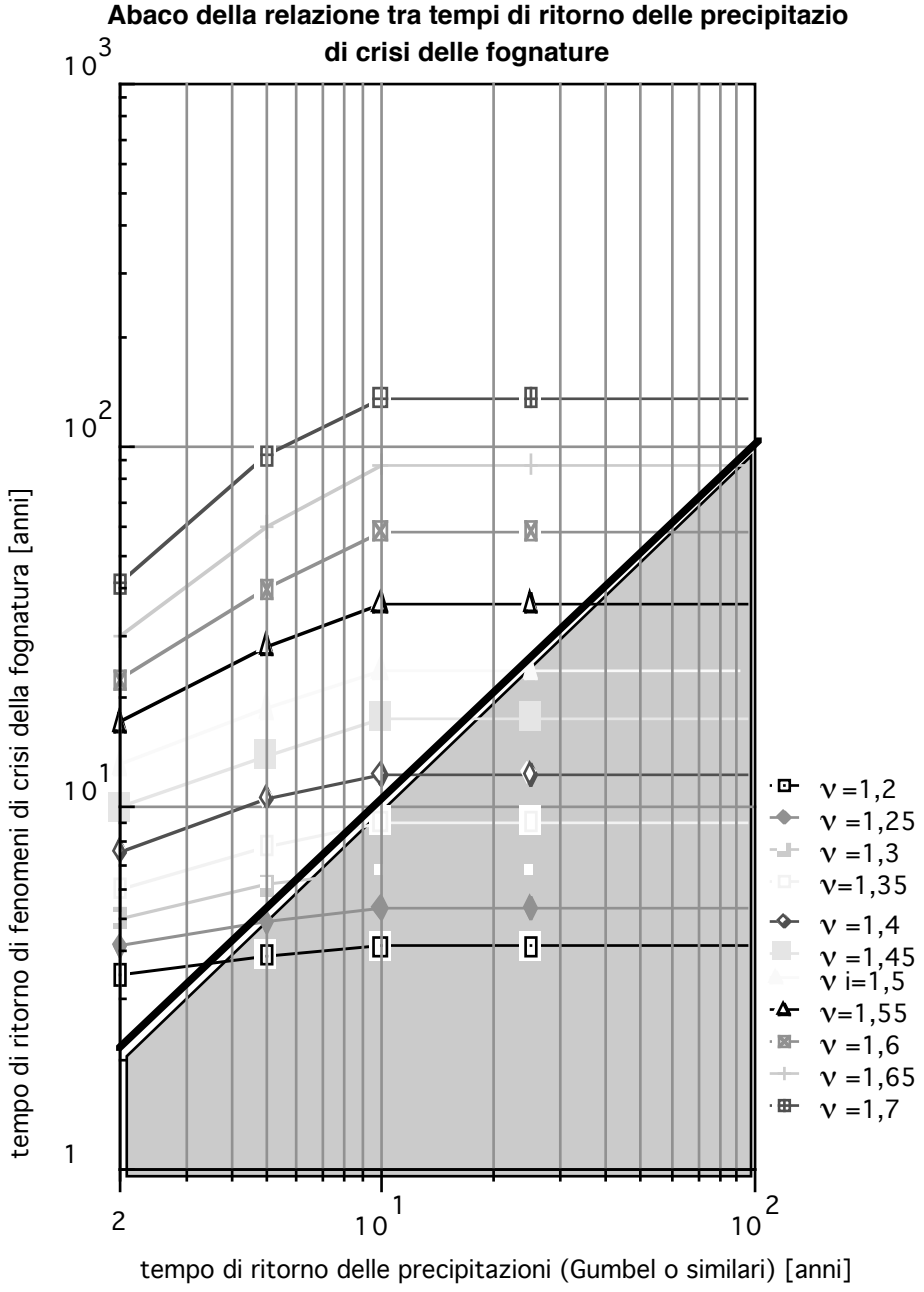


fig. 24

Ripetendo queta operazione per valori di ν compresi tra 1,2 ed 1,7 e per tempi di ritorno (alla Gumbel) compresi tra 2 e 25 anni si é ottenuto il grafico di fig. 24 dove in ascissa sono i tempi di ritorno delle precipitazioni alla Gumbel ed in ordinate gli analoghi tempi di crisi della fognatura valutati tramite la (7). Sul grafico é riportata una famiglia di curve caratterizzata da diversi valori del parametro ν (coefficiente di sicurezza).

Sempre sullo stesso grafico é poi tracciata una retta bisettrice del I quadrante, che quindi rappresenta l'equivalore tra tempi di ritorno delle precipitazioni ed analoghi di crisi della fognatura.

Le coordinate dei punti di intersezione di tale retta bisettrice con le singole curve della famiglia di cui sopra permette la redazione del successivo grafico (fig.25.) nel quale in ascissa sono i tempi di ritorno (ora coincidenti delle piogge e di crisi della fognatura) ed in ordinata i coefficienti di sicurezza che occorre adottare per ottenere tale coincidenza.

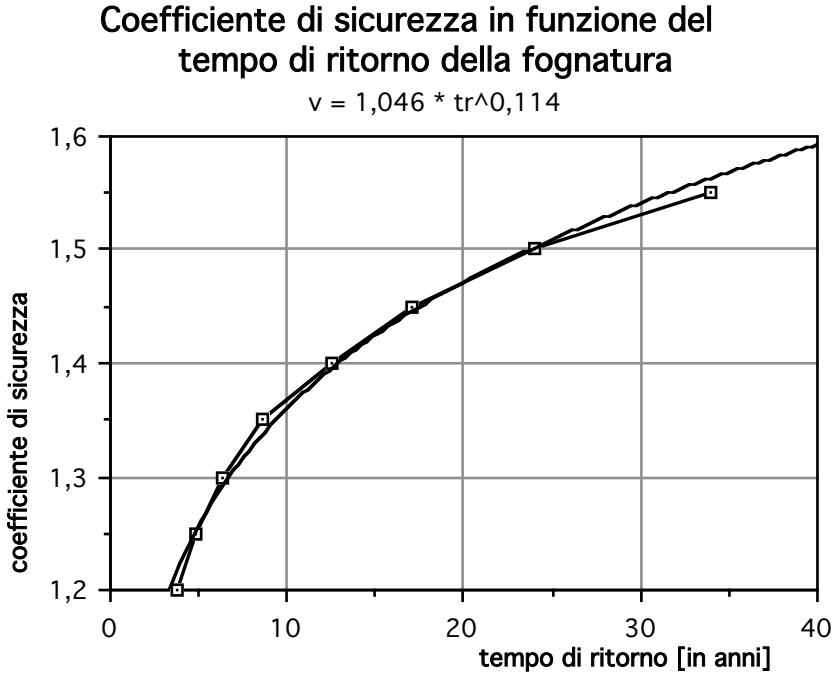


Fig. 25- coefficiente di sicurezza in funzione del tempo di ritorno

Sullo stesso grafico é indicata l'equazione della curva che correla il coefficiente di sicurezza al menzionato tempo di ritorno (unico per piogge e crisi della fognatura), che ha espressione :

$$\nu = 1{,}046\, t_r^{0{,}114} \qquad (19)$$

Orbene per ottenere fogne che raggiungano tale risultato sarà sufficiente dimensionare la condotta non per la portata Q_s ma per la portata:

$$Q_r = \nu Q_s \qquad (20)$$

dove ν é dato dalla (20).

Il dimensionamento eseguito tramite la (20) può essere considerato come "semiprobabilistico" nel senso che é , in sostanza, un dimensionamento al quale si perviene tramite gli ordinari calcoli deterministici, ma con l'aggiunta del coefficiente di sicurezza che tiene conto della aleatorietà delle variabili in gioco.

APPENDICE I
(tabelle e grafici per la determinazione dei parametri)

Larcan, Mignosa e Paoletti nel formulare la (11) si sono basati su una serie di dati sperimentali (Data Base UDM 86) ed in particolare hanno approfondito la relazione tra coefficiente di afflusso ed altezza totale di precipitazione.

Tali dati erano disponibili per 6 diversi bacini urbani localizzati in differenti parti del mondo (3 in Florida, U.S. ; uno a Baltimora, U.S., uno in Danimarca ed infine uno in Australia).

Nella fig. 2 tratta dal citato lavori degli Idraulici milanesi é evidenziata anche, in ciascun grafico il rapporto:

$$Imp = \frac{A_{imp}}{A_{tot}}$$

dove :

A_{imp} = Area impermeabile direttamente connessa alla rete di drenaggio

A_{tot}= Area totale del bacino;

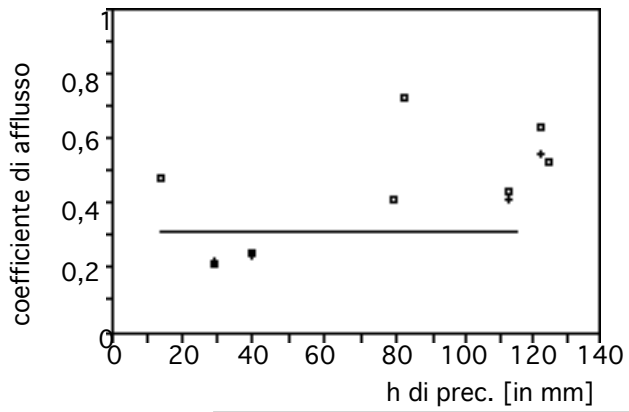
Dall' esame dei grafici i citati studiosi traggono le seguenti considerazioni :

- il rapporto tra aree della superficie impermeabile direttamente connessa ed aree della superficie totale del bacino rappresenta il valore minimo del coefficiente di afflusso;
- esiste in generale una tendenza all' aumento del coefficiente di afflusso con l'altezza di pioggia;
- gli scarti tra i valori del coefficiente di afflusso corrispondenti, in uno stesso bacino, ad altezze totali di pioggia pressocché eguali sembrano dipendere dal grado di umidità e del suolo e dalla durata della pioggia.

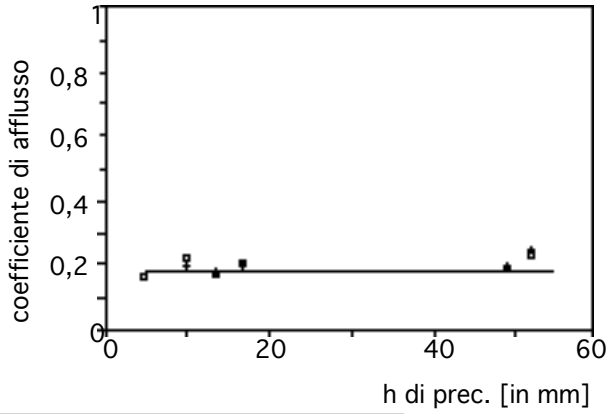
VARIAZIONE DEL COEFFICIENTE DI AFFLUSSO
in funzione della altezza totale di precipitazione
valutata in 6 diversi bacini sperimentali

(da Maksimovic & Radojkovic, Urban Drainage Catchments. Pergamon Press, 1986)

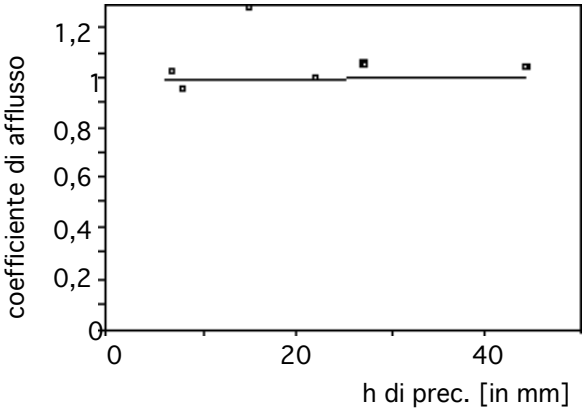
Bacino AU 01 (Vine Street) Melbourne, Australia



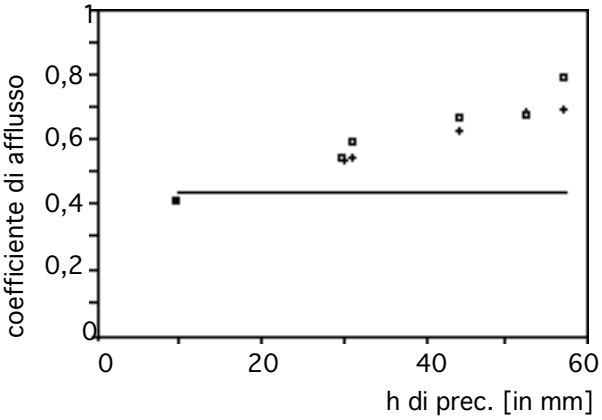
Bacino US 02 Sample Road Florida U.S.A.



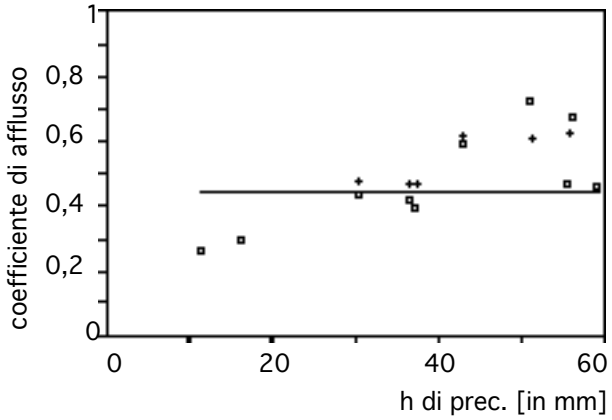
Bacino US 03 Fort Lauderdale Florida U.S.A.



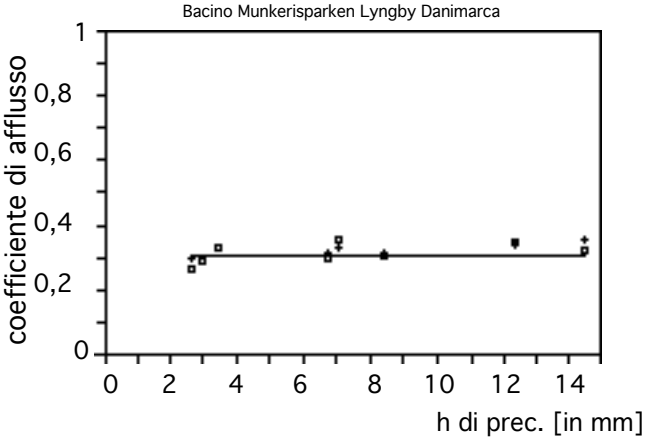
Bacino US 04 Kings Creek Florida U.S.A.



Bacino US 05 Gray Haven Baltimora Maryland



Bacino Munkerisparken Lyngby Danimarca



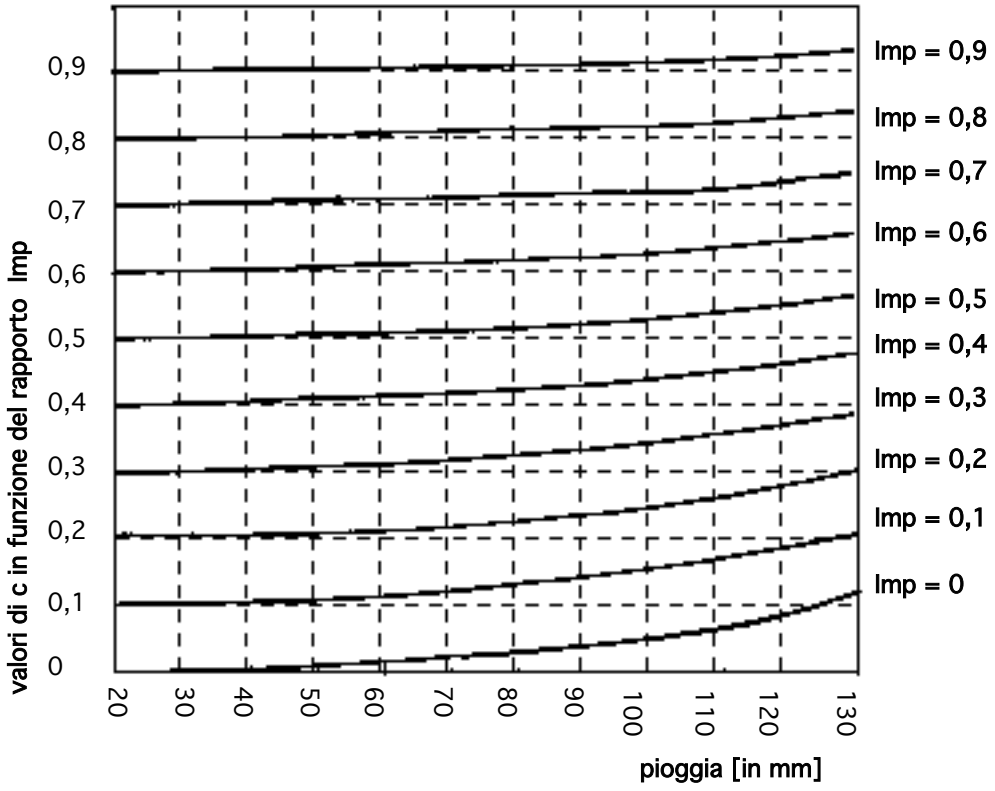
□ valori reali

\+ valori calcolati (per simulazione)

—— la linea orizzontale rappresenta il rapporto $\frac{A_{imp.}}{A_{tot}}$

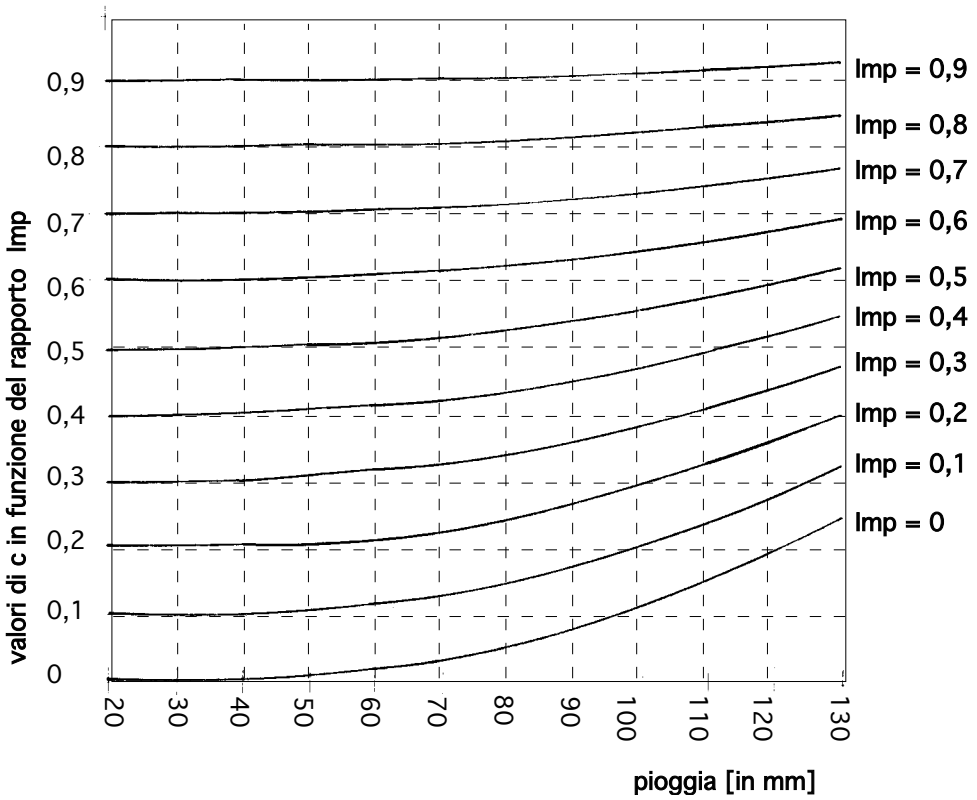
APPENDICE

Valori di c per terreni di tipo A

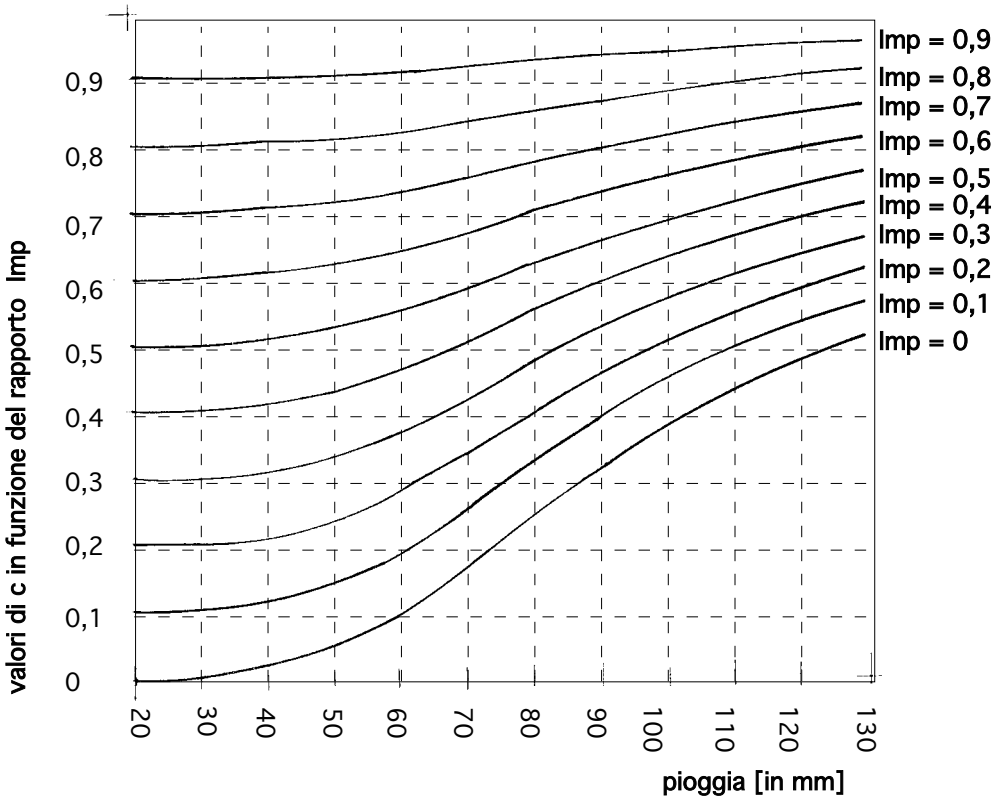


II

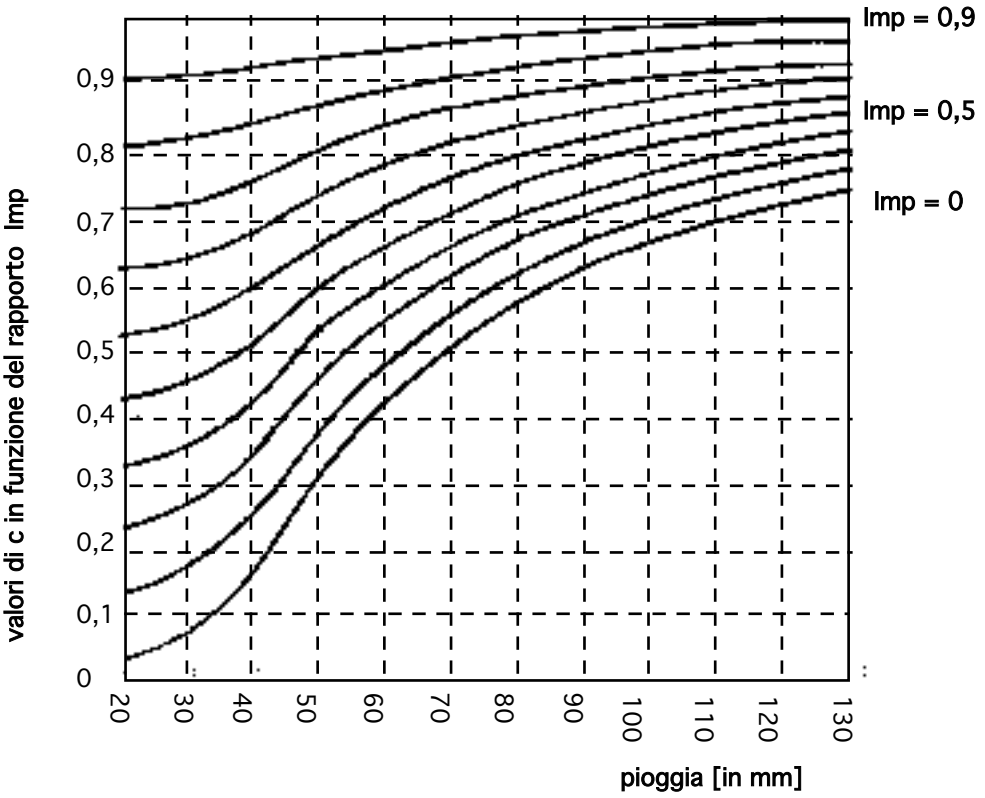
Valori di c per terreni di tipo B



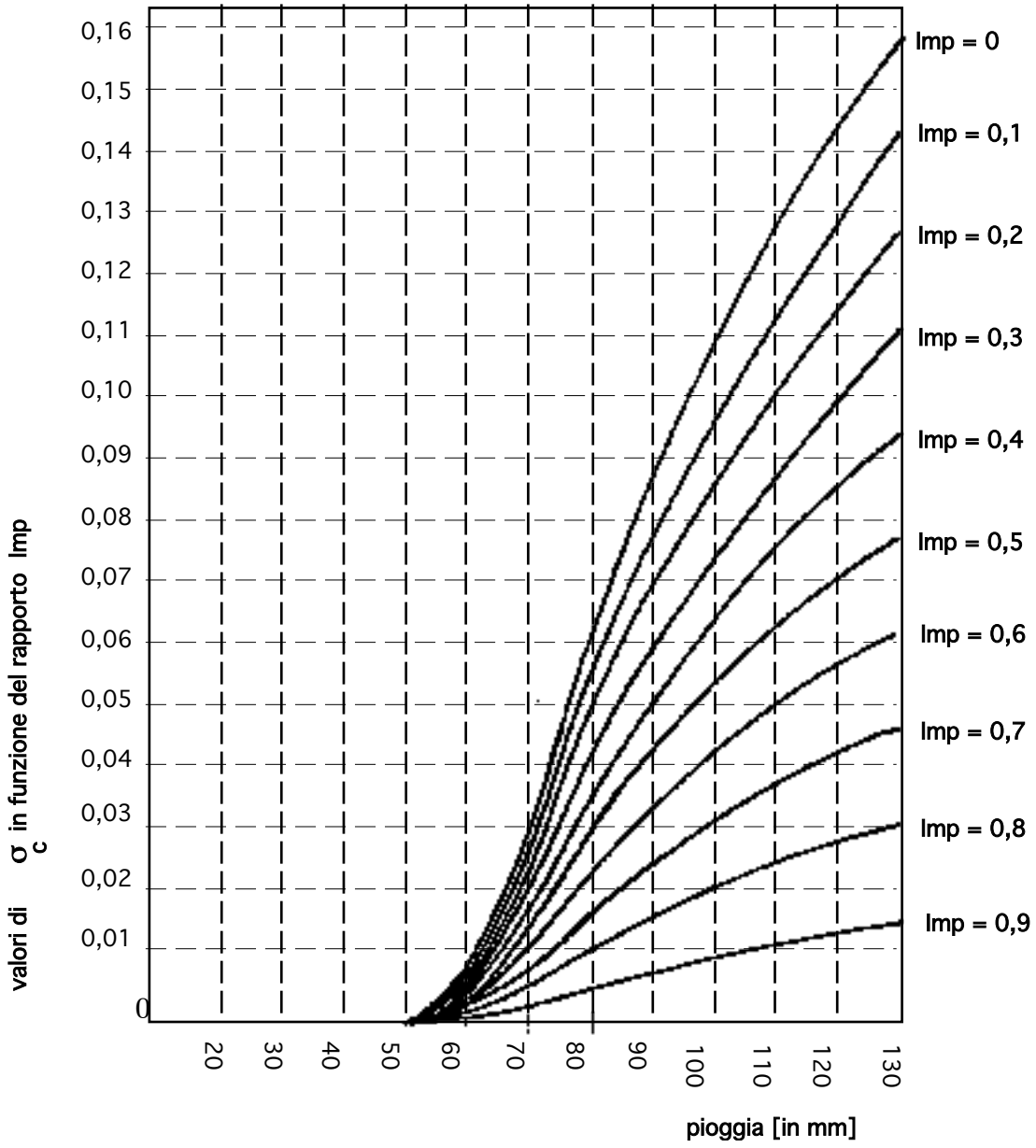
Valori di c per terreni di tipo C



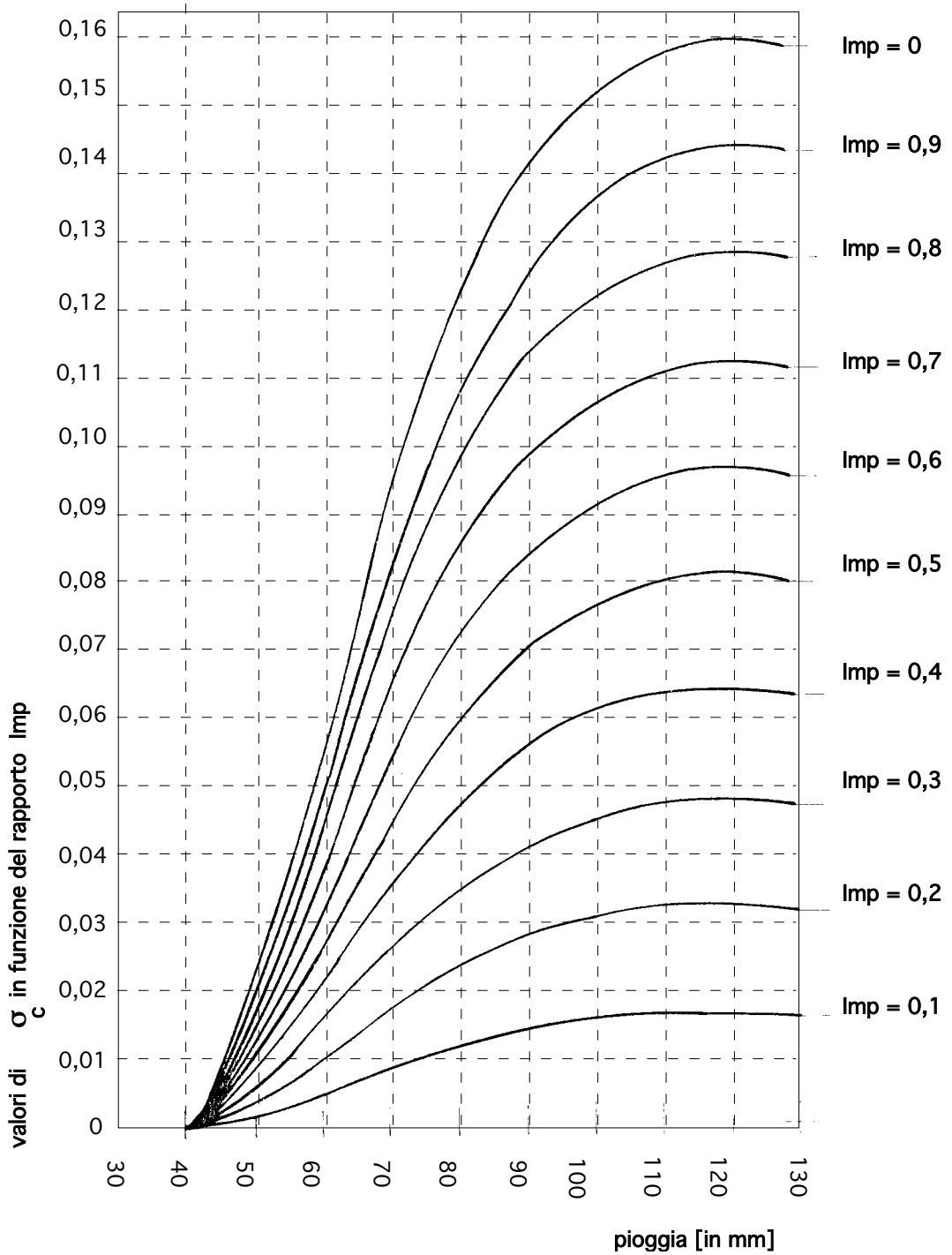
Valori di c per terreni di tipo D



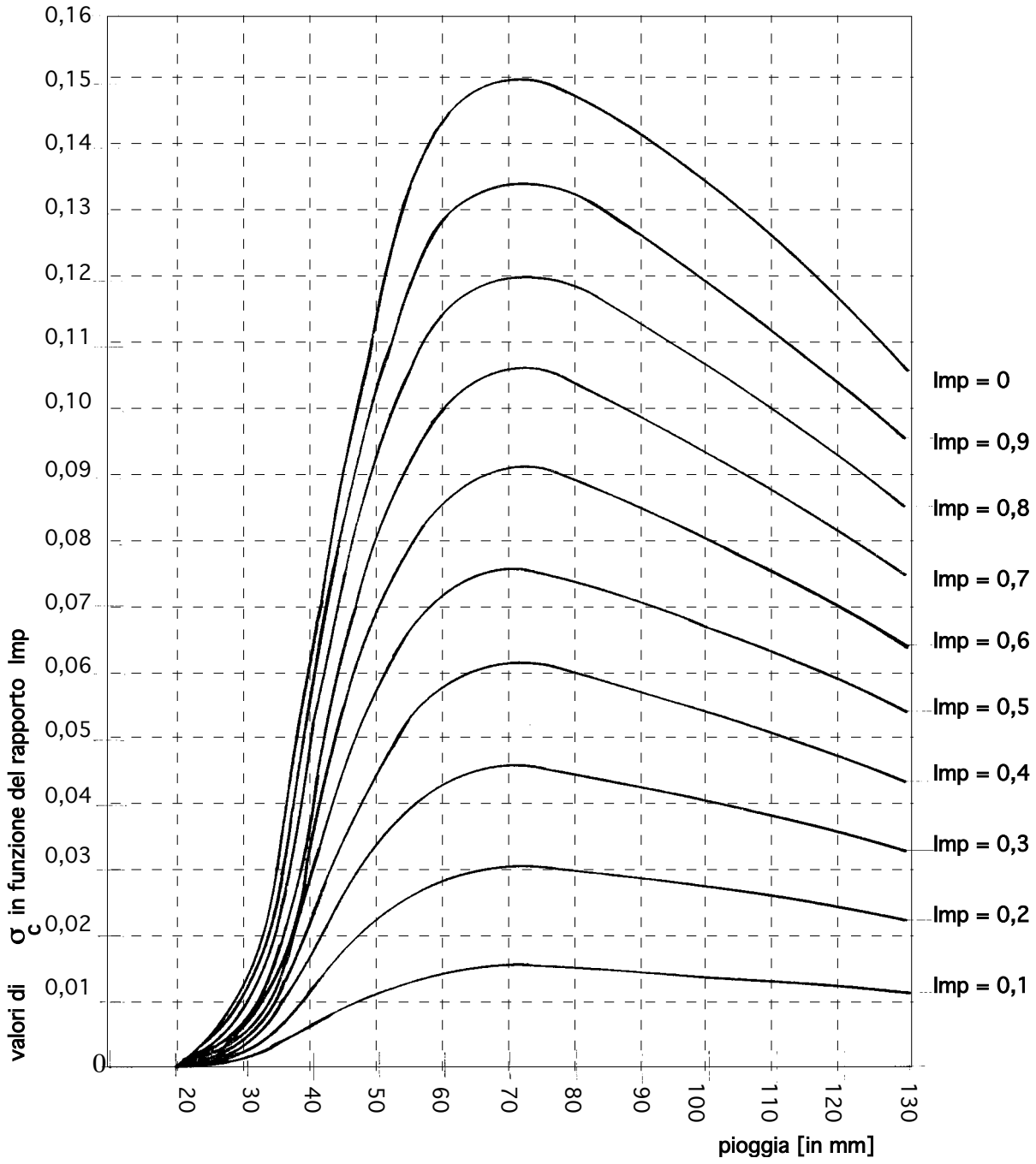
Valori della varianza della c per terreni tipo A



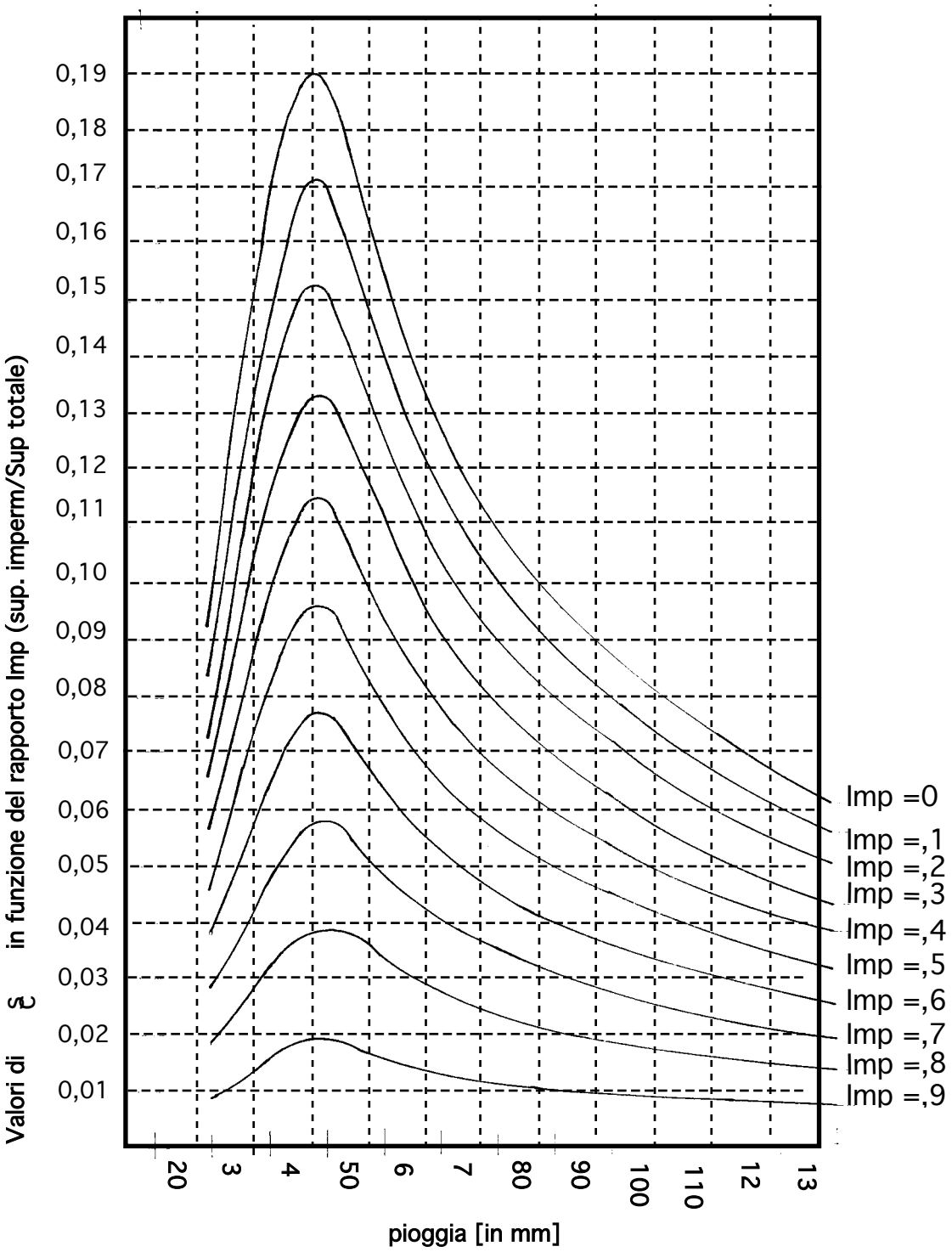
Valori della varianza della c per terreni tipo B



Valori della varianza della c per terreni tipo C



Terreni di tipo D



APPENDICE III

elaborazioni sulle precipitazioni

Il lavoro fondamentale sul quale ci si basa per l'elaborazione delle piogge, o meglio per la stima dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica é quello di Moisello, Papiri. Tali autori indicano che "per definire il modello di generazione dei massimi annuali delle altezze di precipitazione relative alle diverse durate considerate, si devono operare successive trasformazioni di variabili al fine di trasformare il sistema delle variabili casuali originarie in un sistema di variabili gaussiane tra loro indipendenti, per il quale il problema della generazione dei campioni artificiali è di semplice soluzione. Invertendo la sequenza delle trasformazioni si ritorna dai valori delle variabili gaussiane, generati artificialmente, ai valori dei massimi annuali delle altezze di pioggia che interessano".

Con un tale modello, partendo dai valori dei massimi annuali delle altezze di precipitazione relative a 41 anni per la durata di 1, 3, 6, 12, 24 ore si sono generate quelle relative a 1000 anni, e successivamente quelle a 1500, 2000 e 2500 in modo tale da poter studiare con un sufficiente grado di veridicità l'andamento dei parametri a ed n

Prima ancora di studiare l'andamento dei parametri a ed n sono stati eseguiti opportuni controlli sui primi mille valori ottenuti. Sono stati calcolati valori medi e scarti quadratici medi delle altezze di pioggia generate, al fine di stabilire se rispondessero o meno ai parametri di distribuzione richiesti inizialmente.

Il confronto dei parametri ha evidenziato un notevole scostamento tra la distribuzione iniziale e quella finale nella quale il valore medio subisce un aumento notevole (40-50%) così come la misura della dispersione.

Osservando alcune delle serie delle altezze di precipitazione generate, ci si è accorti della inaccettabilità fisica di alcuni valori e, tenendo conto della condizione di intensità di precipitazione decrescente sono stati individuati ed eliminati incongruenti circa il 20% dei valori, cioè sono state scartate le annate in cui le precipitazioni della durata di 3 h sono superiori a 3 volte quelle della durata di 1 h. Per tutte le altre il termine di paragone è stato il doppio delle altezze della durata precedente.

Eliminando queste incongruenze, ed eliminando i valori eccessivamente piccoli per durate di 1 h ed eccessivamente grandi per durate di 24 h si sono così ottenute delle altezze di precipitazione generate i cui parametri di distribuzione sono molto simili a quelli iniziali, tanto da poterli sottoporre a specifici test statici quali:

1) test di confronto della varianza
2) test di confronto della media
3) test di Mann Whitney

al fine di stabilire se le grandezze generate e quelle originarie si possano ritenere estratte dallo stesso universo.

Mentre il test della varianza ha dato esito positivo, quello della media è risultato, anche se di poco, negativo per alcune durate. Probabilmente l'insuccesso è stato provocato dallo scarso adeguamento del test nei confronti di un problema in cui le dimensioni dei campioni sono molto diversi tra loro, infatti perchè il test sia verificato deve risultare $t_c < t_{1-\alpha/2}$

E' evidente l'influenza della numerosità del campione.

Questa ipotesi è poi confermata dagli esiti del test di Mann-Whitney, che risulta ampiamente positivo. Quest'ultimo è, come noto, un test non parametrico relativo agli ordinamenti. In pratica il test si basa sul confronto delle mediane dei due campioni eseguite per un certo livello di significatività che qui, come in altri lavori dell'Idraulica, è $\alpha = 0.05$ cioè 5%.

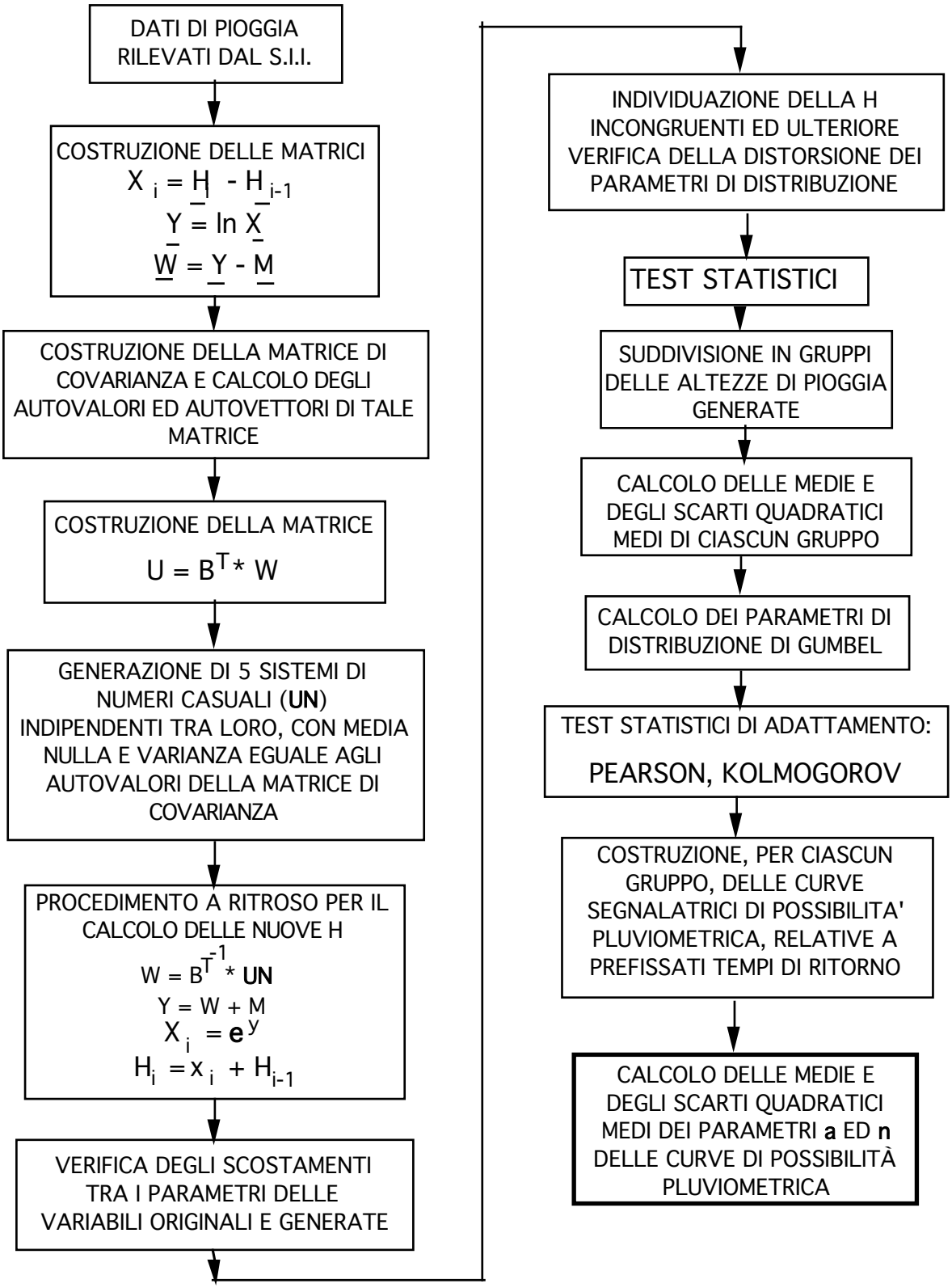
Al termine dell'applicazione di questi test si è potuto pertanto affermare che le altezze di precipitazione generate corrispondono ai requisiti richiesti inizialmente, cioè sono un gruppo di dati la cui distribuzione, o meglio i parametri della cui distribuzione, sono tanto simili a quelli originali da far ritenere che l'universo di provenienza sia lo stesso.

Generati quindi, tramite il modello, un certo numero di valori di altezze di K in K gruppi di K1, questi sono stati suddivisi avendo cura di scegliere questi dati in modo semicasuale e non riportando ma la stessa scelta.

Su di essi sono stati poi eseguiti due ulteriori test statici, quello di Kolmogorov e quello di Pearson al fine di stabilire se tali altezze di precipitazioni fossero distribuite o meno secondo la legge di Gumbel.

Entrambi i test hanno dato esito positivo per cui è stato possibile l'elaborazione dei dati secondo Gumbel. Tramite questa, si sono ottenute una serie di valori per a ed una per n (per ciascun valore di tempo di ritorno) su cui operare una elaborazione statistica molto semplice.

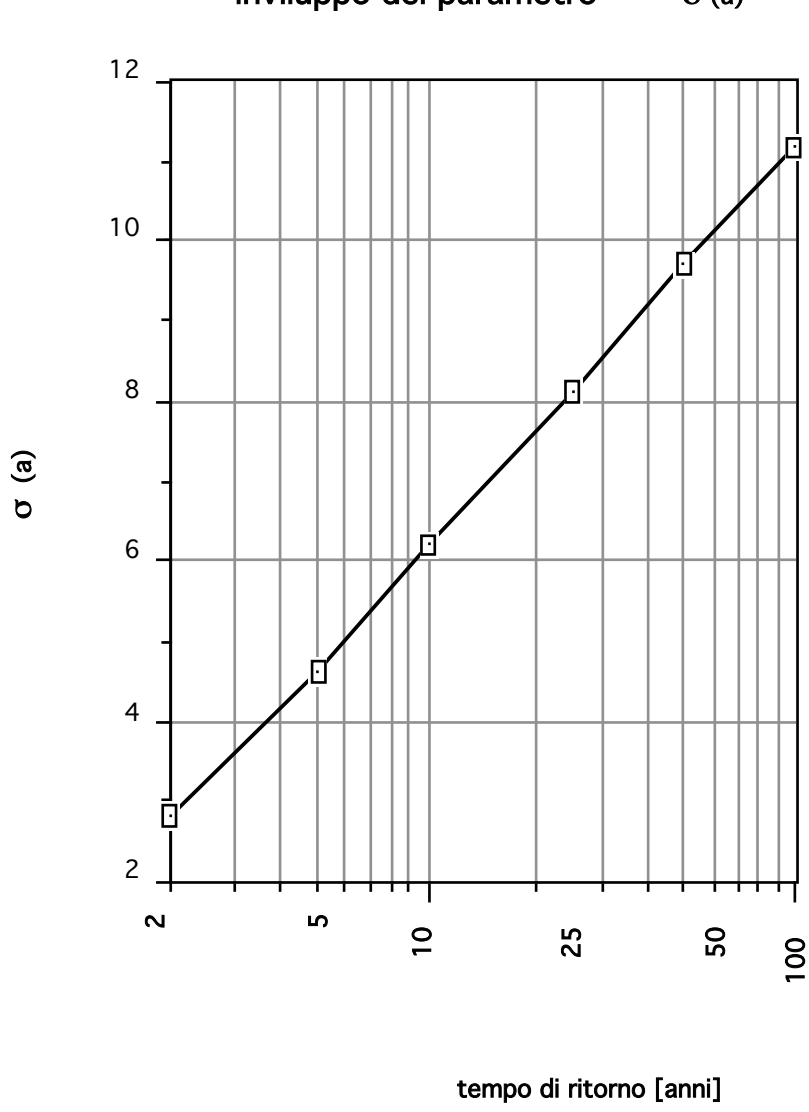
Tutto il procedimento é sintetizzato nel flow-chart seguente.

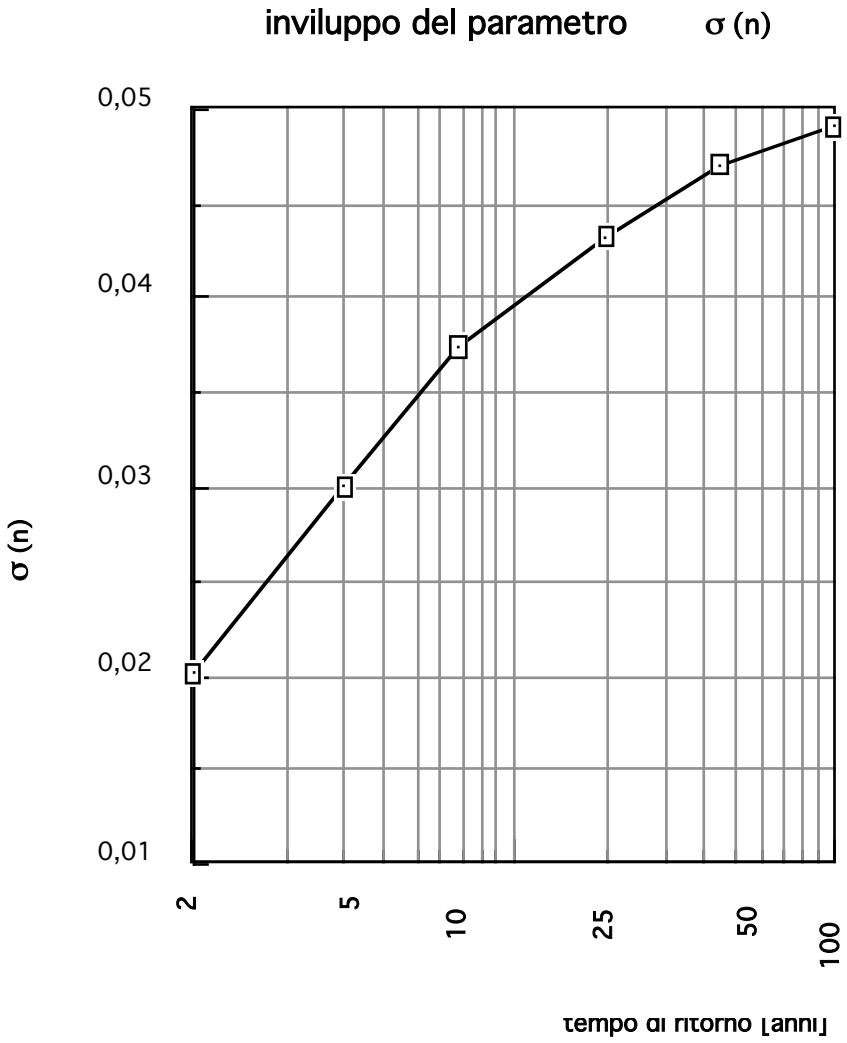

DATI DI PIOGGIA RILEVATI DAL S.I.I.
COSTRUZIONE DELLE MATRICI
$X_i = H_i - H_{i-1}$
$Y = \ln X$
$W = Y - M$
COSTRUZIONE DELLA MATRICE DI COVARIANZA E CALCOLO DEGLI AUTOVALORI ED AUTOVETTORI DI TALE MATRICE
COSTRUZIONE DELLA MATRICE
$U = B^T * W$
GENERAZIONE DI 5 SISTEMI DI NUMERI CASUALI (UN) INDIPENDENTI TRA LORO, CON MEDIA NULLA E VARIANZA EGUALE AGLI AUTOVALORI DELLA MATRICE DI COVARIANZA
PROCEDIMENTO A RITROSO PER IL CALCOLO DELLE NUOVE H
$W = B^{T^{-1}} * UN$
$Y = W + M$
$X_i = e^y$
$H_i = x_i + H_{i-1}$
VERIFICA DEGLI SCOSTAMENTI TRA I PARAMETRI DELLE VARIABILI ORIGINALI E GENERATE
INDIVIDUAZIONE DELLA H INCONGRUENTI ED ULTERIORE VERIFICA DELLA DISTORSIONE DEI PARAMETRI DI DISTRIBUZIONE
TEST STATISTICI
SUDDIVISIONE IN GRUPPI DELLE ALTEZZE DI PIOGGIA GENERATE
CALCOLO DELLE MEDIE E DEGLI SCARTI QUADRATICI MEDI DI CIASCUN GRUPPO
CALCOLO DEI PARAMETRI DI DISTRIBUZIONE DI GUMBEL
TEST STATISTICI DI ADATTAMENTO:
PEARSON, KOLMOGOROV
COSTRUZIONE, PER CIASCUN GRUPPO, DELLE CURVE SEGNALATRICI DI POSSIBILITA' PLUVIOMETRICA, RELATIVE A PREFISSATI TEMPI DI RITORNO
CALCOLO DELLE MEDIE E DEGLI SCARTI QUADRATICI MEDI DEI PARAMETRI a ED n DELLE CURVE DI POSSIBILITÀ PLUVIOMETRICA

APPENDICE IV

determinazione pratica delle varianze σ_a^2 , σ_n^2 e $\sigma_{t_c}^2$

Nei grafici che seguono sono riportati gli inviluppi della σ_a (fig. 11) e σ_n (fig. 12). Tramite tali tabelle, fissato il tempo di ritorno della precipitazione, si può agevolmente, leggere il corrispondenza rispettivamente del valore di $\bar{a}$ e $\bar{n}$ i valori cercati di σ_a, e σ_n.

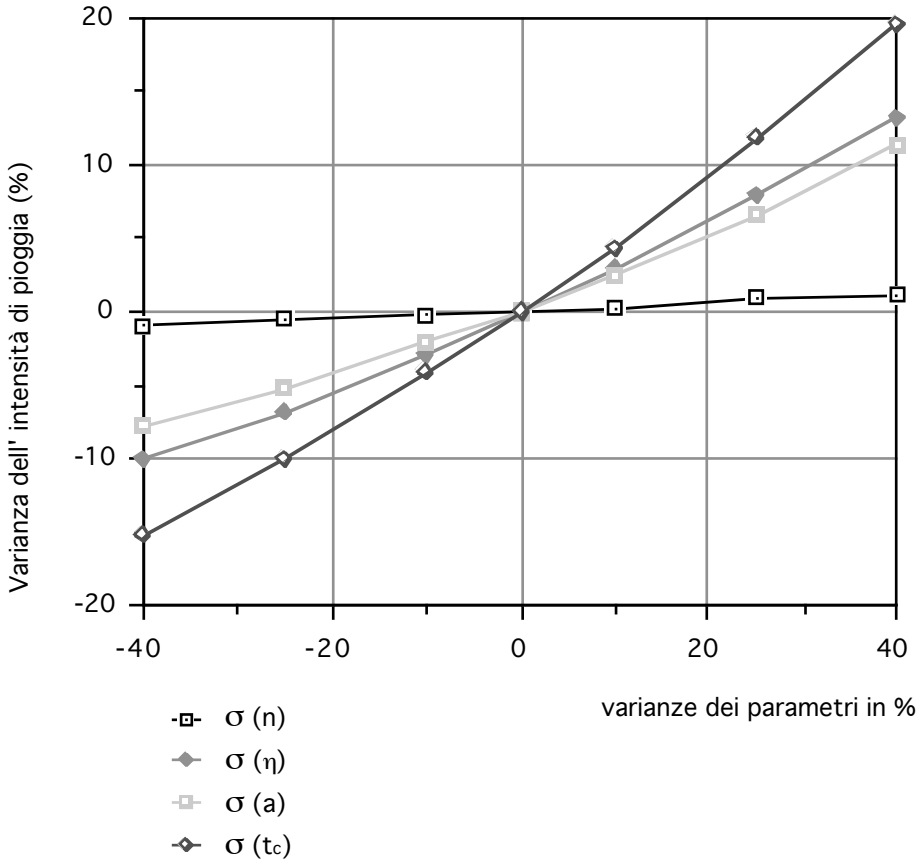




Come accennato nel paragrafo 3.3.1 la ricerca di σ_{t_c} é pressocché impossibile e si aggira il problema tramite la (14) studiando e graficizzando, le variazioni di σ_{t_c} in funzione degli altri parametri, che, fatto salvo per η_i.

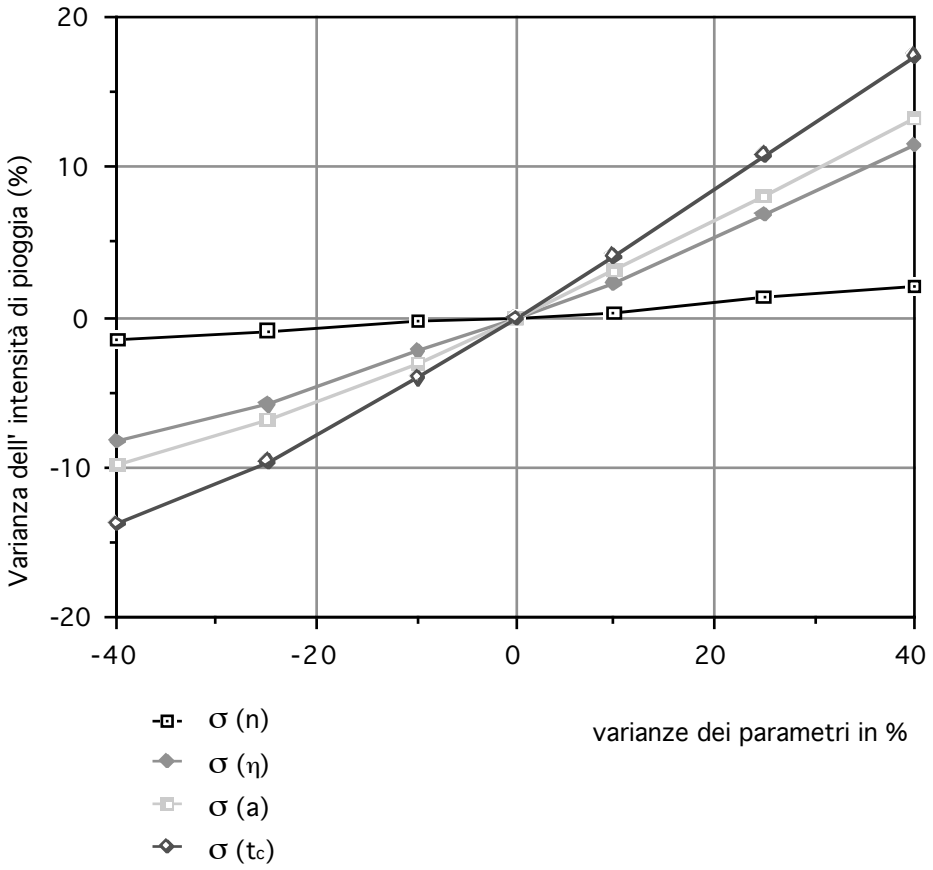
I grafici che seguono sono stati ottenuti per tempi di ritorno di 2, 5, 10, 25 e 50 anni, fissando in corrispondenza di tale tempo i valori di $\bar{a}$ e $\bar{n}$ nonché quello di t_c e facendo variare gli altri parametri uno solo per volta , vale a dire dapprima tenendo fissi σ_a, σ_n e σ_{t_c} e facendo variare σ_η .Successivamente tenendo fissi σ_n, σ_{t_c} e σ_η e facendo variare σ_a, Quindi ancora tenendo fissi σ_{t_c} , σ_η e σ_a e facendo variare σ_n, Ed infine tenendo fissi σ_η , σ_a e σ_n e facendo variare σ_{t_c}

Influenza delle varianze dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica sulla varianza dell' intensità di pioggia
(tempo di ritorno delle piogge tr= 2 anni)

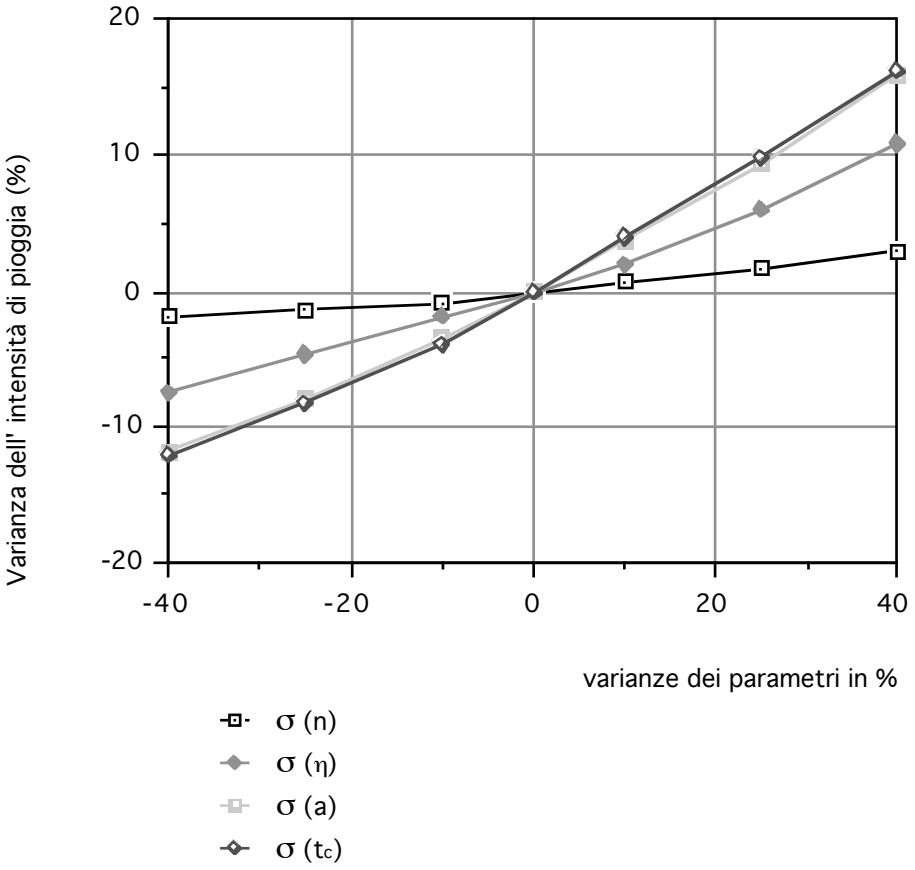


Influenza delle varianze dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica sulla varianza dell' intensità di pioggia

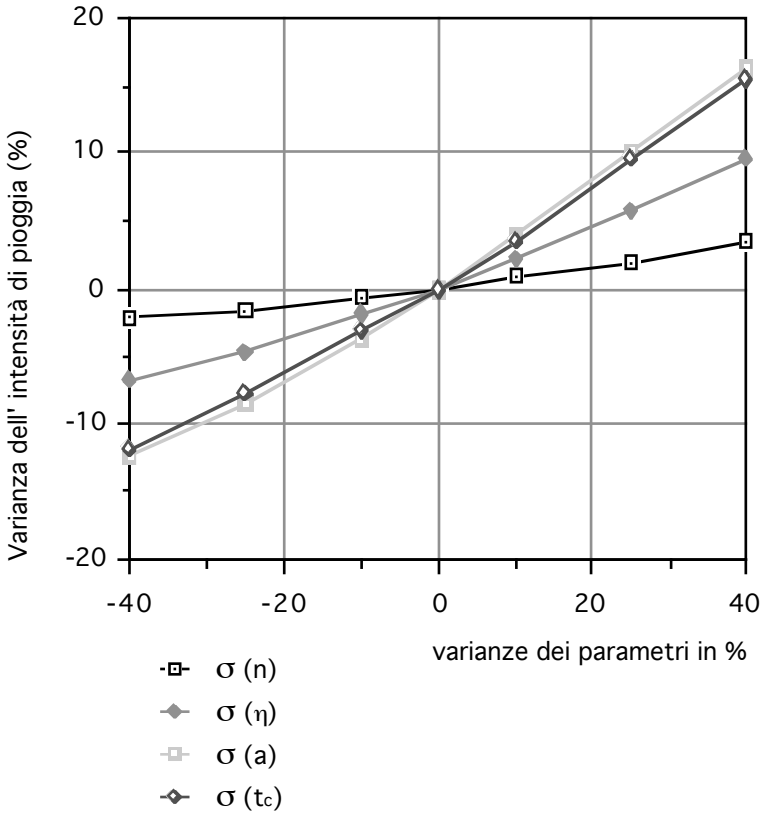
(tempo di ritorno delle piogge tr= 5 anni)



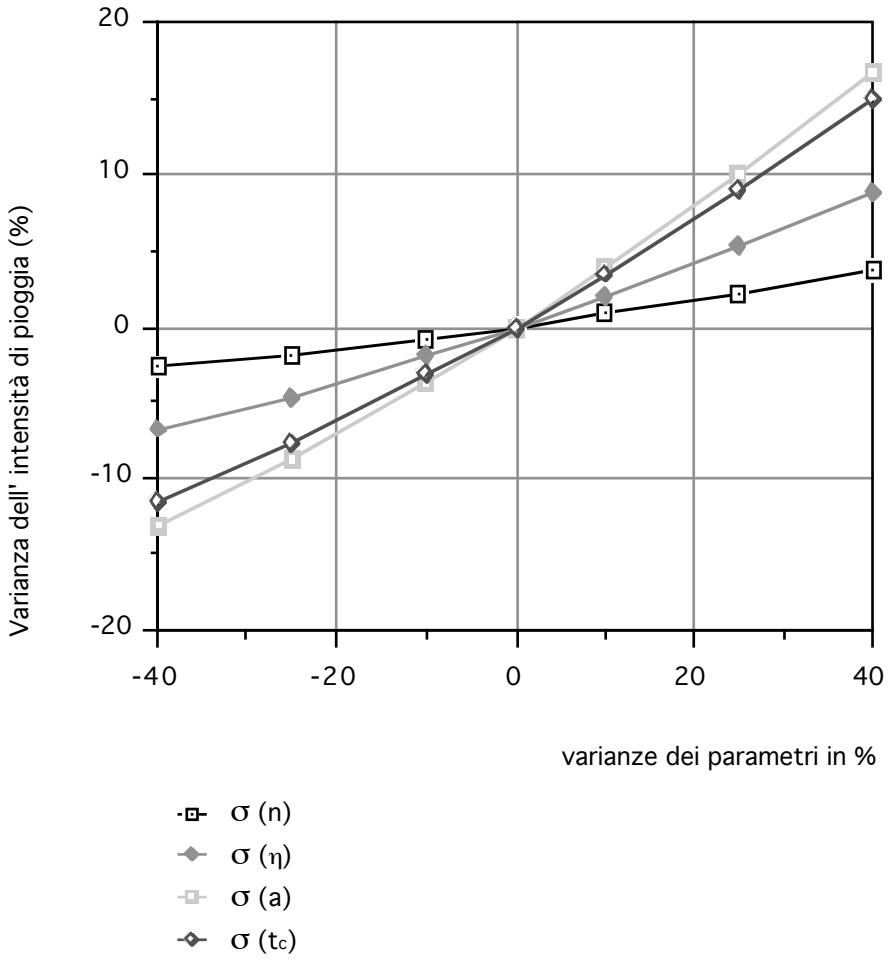
Influenza delle varianze dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica sulla varianza dell' intensità di pioggia
(tempo di ritorno delle piogge tr=10 anni)



Influenza delle varianze dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica sulla varianza dell' intensità di pioggia
(tempo di ritorno delle piogge tr= 25 anni)



Influenza delle varianze dei parametri della curva segnalatrice di possibilità pluviometrica sulla varianza dell' intensità di pioggia
(tempo di ritorno delle piogge tr= 50 anni)



valori della σ oggetto di variazioni sono state imposti nel range tra ± il 40 % del valore medio della variabile corrispondente.

Ne sono derivati i grafici seguenti da quali é evidente la scarsa influenza e quindi la trascurabilità del parametro σ_n ai fini della determinazione di σ_i mentre hanno ampia rilevanza i parametri σ_{t_c} e σ_η

Da qui l'ovvia considerazione che il trascurare di tener conto:

a) delle incertezze nella valutazione del tempo di ritorno

b) della non perfetta rispondenza del modello di pioggia (curva segnalatrice di possibilità pluviometrica);

può portare ad errori gravissimi che inficiano l'affidabilità dell' opera progettanda.

I grafici precedenti non sono però di per se operativi in quanto danno σ_i in funzione di una soltanto delle altre σ. Poiché sia $\bar{a}$ che $\bar{n}$, nonché σ_a, σ_n dipendono da t_c e da t_r(relativo all' evento pluviometrico) é possibile costruire dei nuovi grafici, uno per ciascun t_c, dove, fissato t_r si può ottenere, direttamente sia $\bar{i}$ che σ_i, per quest' ultimo non é stata graficizzata una sola curva bensi un'intera famiglia, ciascun elemento della quale é relativo ad un pre-determinato valore di σ_{t_c}.

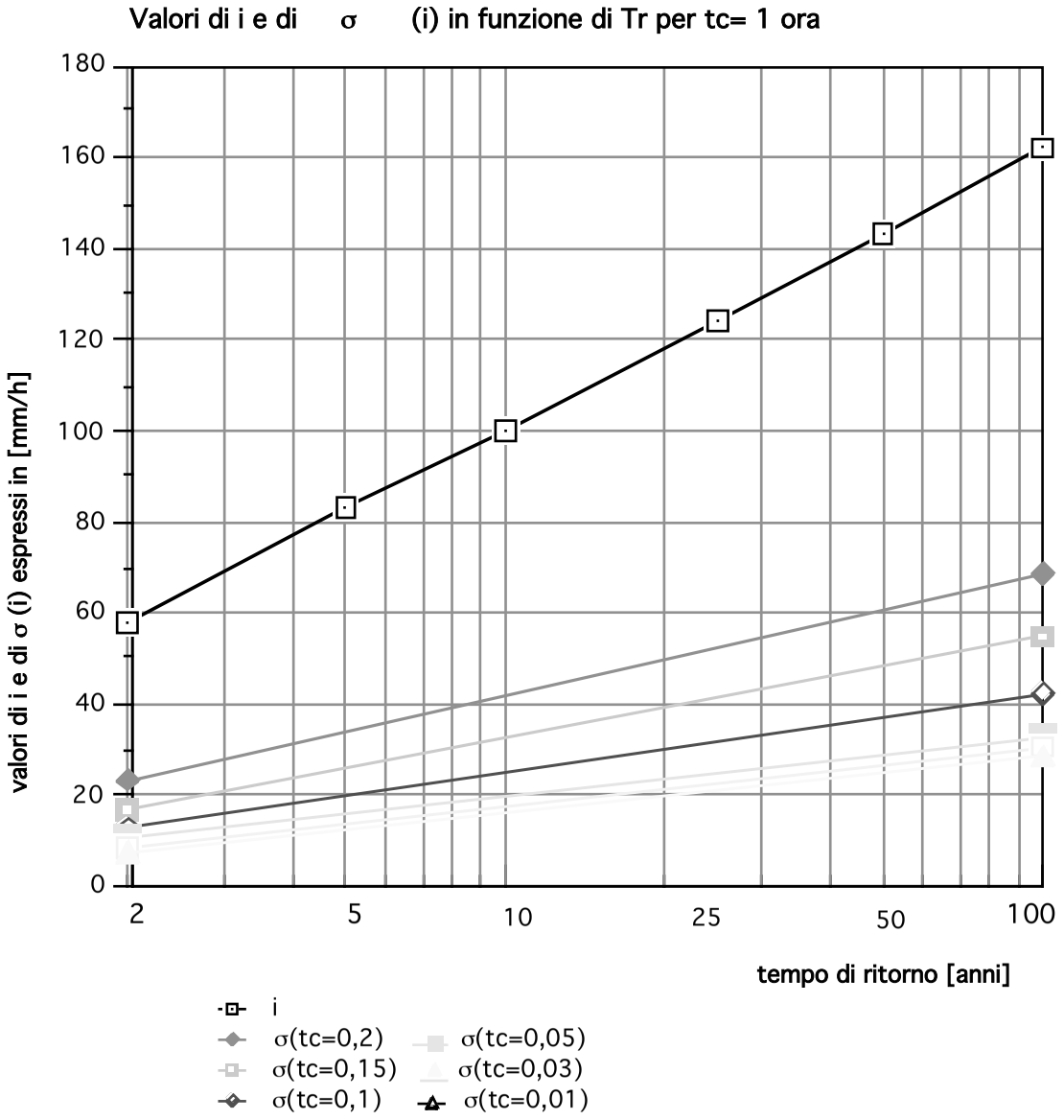
Tramite l'uso di tali curve é dunque risolvibile il problema se il progettista oltre a fissare t_r fissa anche σ_{t_c}.

Valori di i e di σ (i) in funzione di Tr per tc= 0,2 ore (12 minuti)
valori di i e di σ (i) espressi in [mm/h]
tempo di ritorno [anni]
i
σ(tc=0,1)
σ(tc=0,05)
σ(tc=0,03)
σ(tc=0,02)
σ(tc=0,01)
300
200
100
0
2
5
10
25
50
100

Valori di i e di σ (i) in funzione di Tr per tc= 0,4 ore (24 minuti)
valori di i e di σ
(i) espressi in [mm/h]
0
20
40
60
80
2
5
10
25
50
100
tempo di ritorno [anni]
i
σ(tc=0,75)
σ(tc=0,5)
σ(tc=0,3)
σ(tc=0,2)
σ(tc=0,15)
σ(tc=0,1)
σ(tc=,005)
σ(tc=0,03)

Valori di i e di σ (i) in funzione di Tr per tc= 0,6 ore (36 minuti)
valori di i e di σ (i) espressi in [mm/h]
tempo di ritorno [anni]
0
20
40
60
80
100
120
2
5
10
25
50
100
i
σ(tc=0,3)
σ(tc=,2)
σ(tc=,15)
σ(tc=,01)
σ(tc=0,05)
σ(tc=0,03)
σ(tc=,01)

Valori di i e di σ(1) in funzione di Tr per tc= 0,8 ore (48 minuti)
valori di i e di σ (i) espressi in [mm/h]
tempo di ritorno [anni]
i
σ(tc=0,5)
σ(tc=0,3)
σ(tc=0,2)
σ(tc=0,15)
σ(tc=0,1)
σ(tc=0,05)
σ(tc=0,03)


Valori di i e di σ (i) in funzione di Tr per tc= 1 ora
valori di i e di σ (i) espressi in [mm/h]
180
160
140
120
100
80
60
40
20
0
2
5
10
25
50
100
tempo di ritorno [anni]
i
σ(tc=0,2)
σ(tc=0,15)
σ(tc=0,1)
σ(tc=0,05)
σ(tc=0,03)
σ(tc=0,01)

APPENDICE V

Variabilità della portata al variare della pendenza intorno ad un prefissata pendenza media

Lo studio della variabilità di Q_r con σ_I é stato affrontato nel seguente modo: fissata una determinata pendenza (media) del collettore fognario e per un prefissato valore di σ_I si é generata una serie di numeri pseudo casuali di media $\bar{I}$ e con varianza pari a σ_I^2.

Si é assunto che ciascun tubo costituente la condotta avesse una pendenza pari ad uno dei numeri pseudo-casuali come sopra calcolati.

Si é ammesso che i tubi abbiano lunghezza di 8 m e che ogni tre tubi vi sia un pozzetto di ispezione.

Le pendenze esaminate variano da un massimo del 3.5 % ad un minimo del 1.3 %, mentre che $\frac{\sigma_I^2}{\bar{I}}$ assuma valori dal 5 al 2O %.

Si ammesso, secondo un' ipotesi semplificativa di prima approssimazione, che il moto nella condotta, così definita, avvenga in condizioni di permanenza (invariabilità nel tempo)

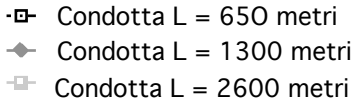
Nei grafici che seguono é la sintesi dei i risultati della ricerca

Per ognuna delle pendenze medie cui si é fatto riferimento $\bar{I}$ sono riportati due grafici :

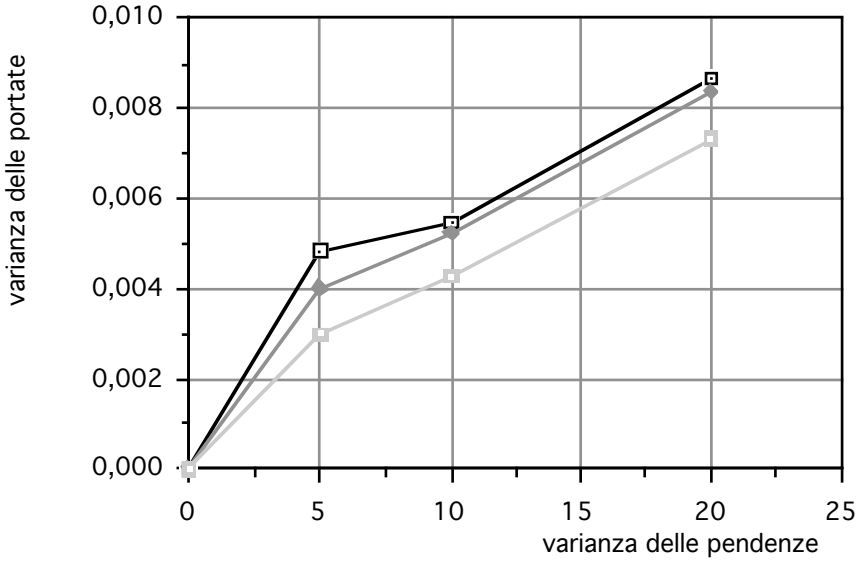
- il primo é relativo alla variabilità della portata in funzione della radice quadrata della varianza delle pendenze, e quindi da informazioni sulla parte di σ^2_r dovuto a σ_I^2 :

- il secondo al valore di $\bar{Q}_r$ sempre in funzione di σ_I^2

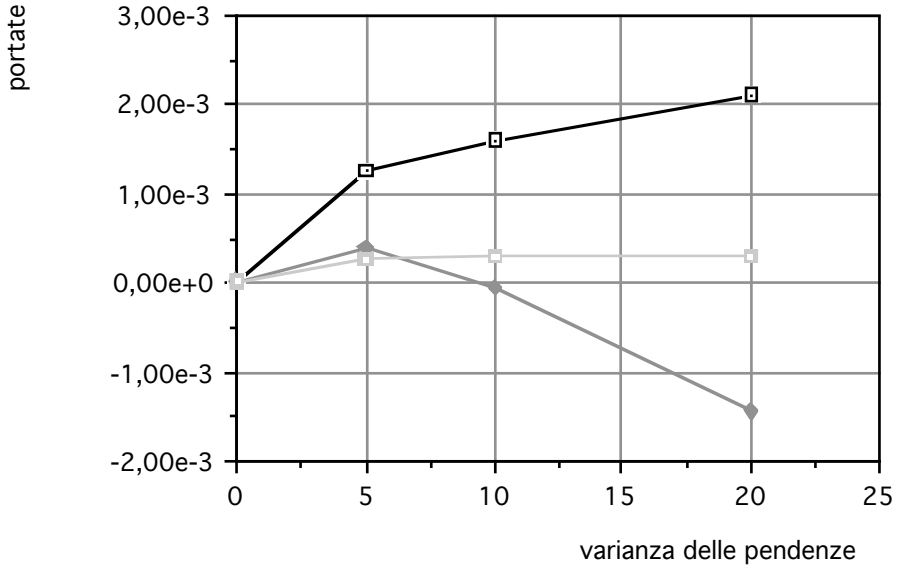
La ricerca é stata condotta per lunghezze del tratto fognario di 650, 1300 e 2600 metri. A tali valori si riferiscono le curve riportate nei grafici, secondo la seguente leggenda :


Condotta L = 650 metri
Condotta L = 1300 metri
Condotta L = 2600 metri

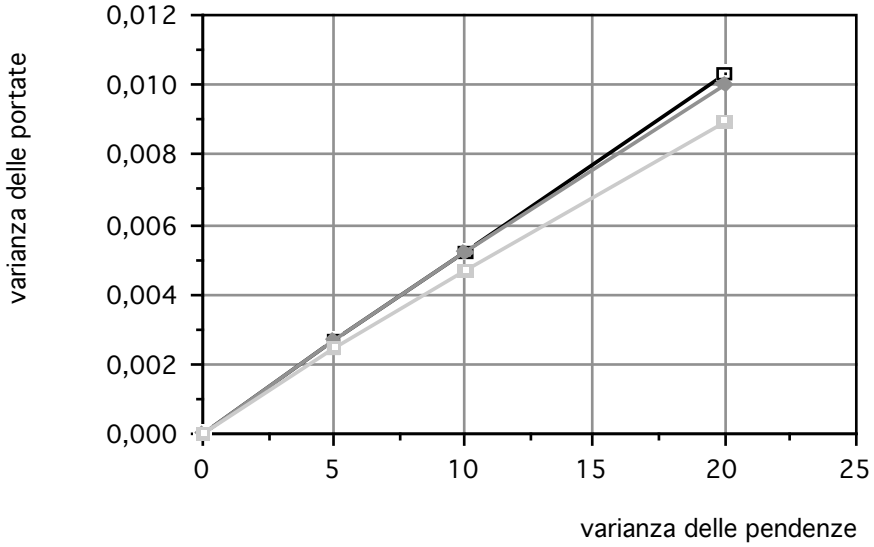
VARIANZA DELLA PORTATA IN FUNZIONE
VARIANZA DELLE PENDENZE
(pendenza media 1,3 %)



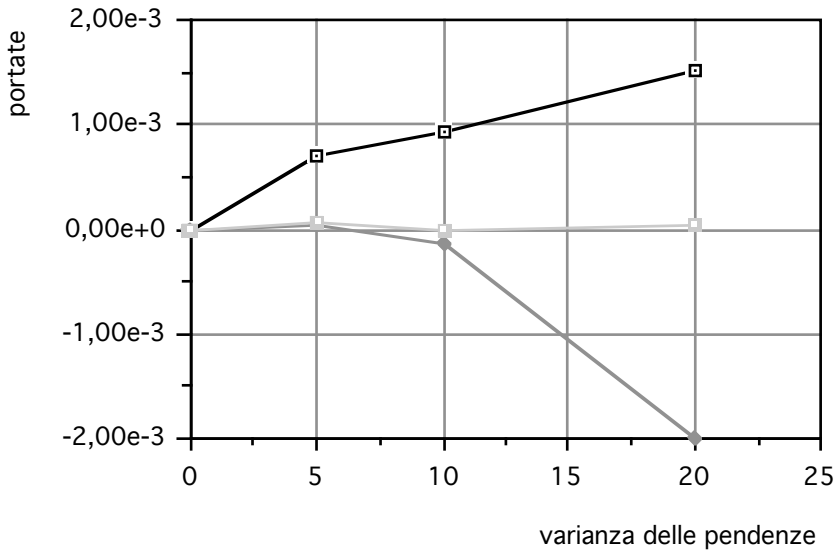
SCARTO TRA LE PORTATE CALCOLATE CON LA FORMULA DI MANNING
E QUELLE DI MOTO PERMANENTE IN FUNZIONE
DELLA VARIANZA DELLE PENDENZE (per i = 1,3 %)



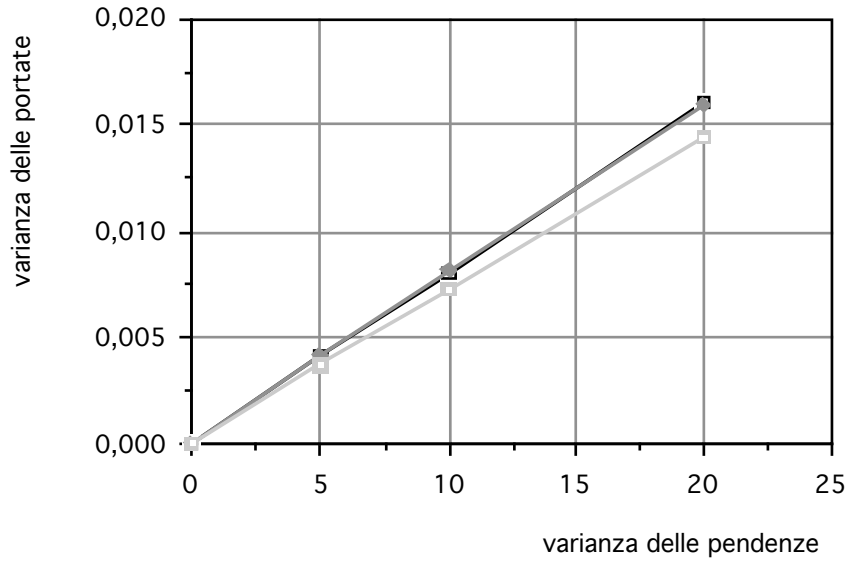
VARIANZA DELLA PORTATA IN FUNZIONE
VARIANZA DELLE PENDENZE
(pendenza media 1,5 %)



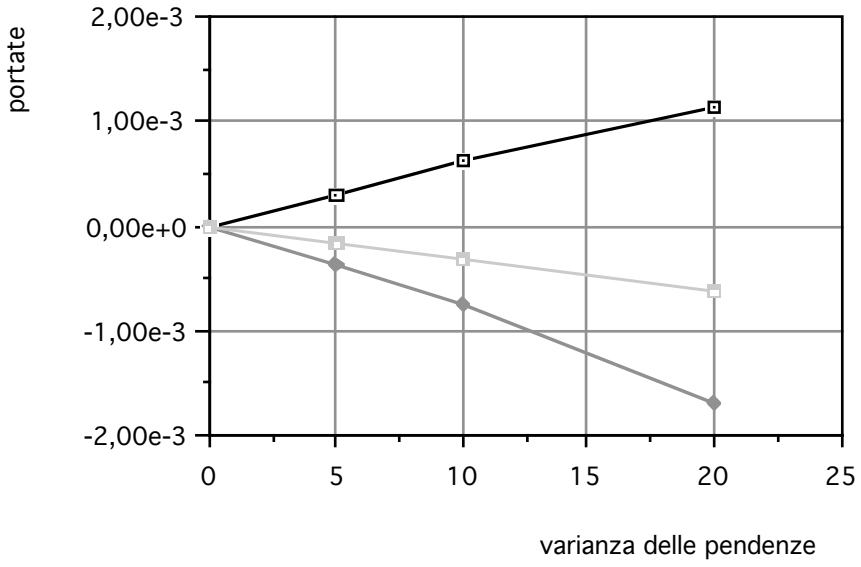
SCARTO TRA LE PORTATE CALCOLATE CON LA FORMULA DI MANNING
E QUELLE DI MOTO PERMANENTE IN FUNZIONE
DELLA VARIANZA DELLE PENDENZE (per i = 1,5 %)



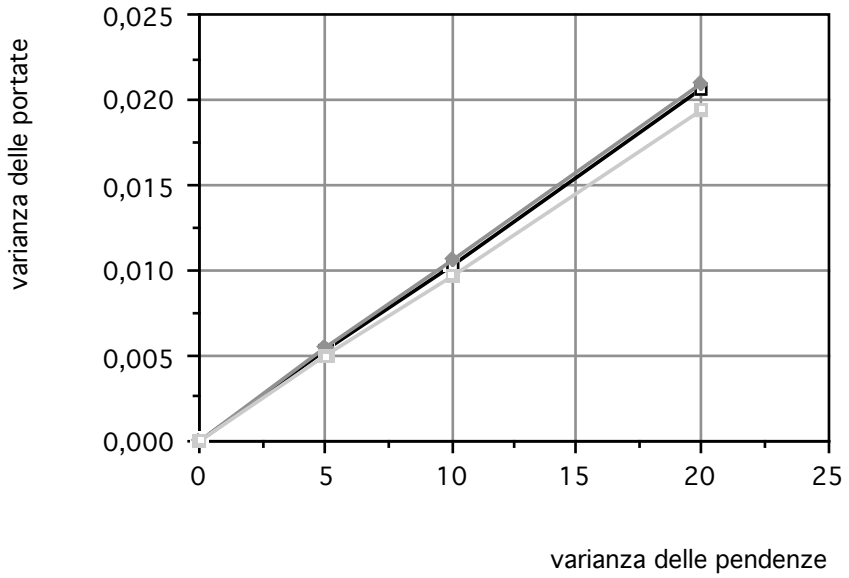
VARIANZA DELLA PORTATA IN FUNZIONE
VARIANZA DELLE PENDENZE
(pendenza media 2 %)



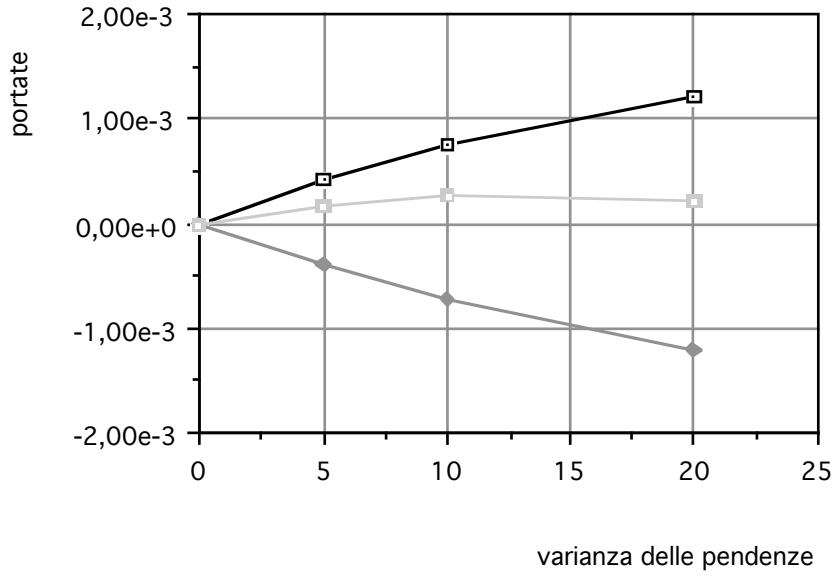
SCARTO TRA LE PORTATE CALCOLATE CON LA FORMULA DI MANNING
E QUELLE DI MOTO PERMANENTE IN FUNZIONE
DELLA VARIANZA DELLE PENDENZE (per i = 2 %)



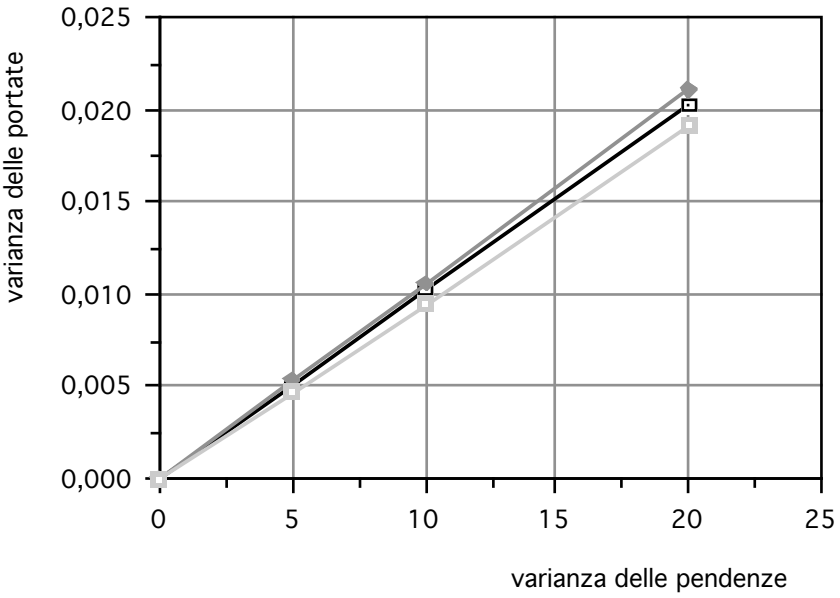
VARIANZA DELLA PORTATA IN FUNZIONE
VARIANZA DELLE PENDENZE
(pendenza media 2,8 %)



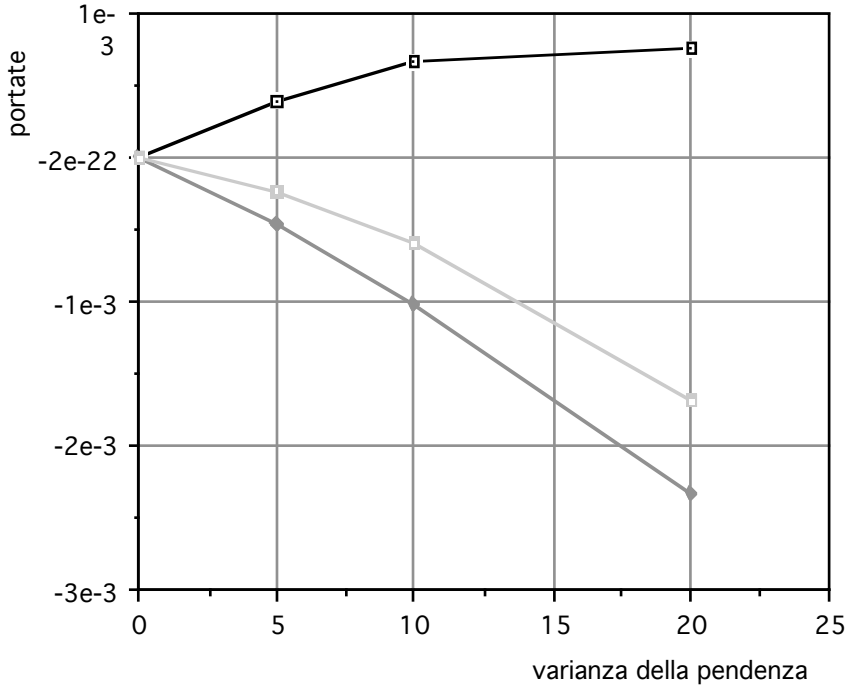
SCARTO TRA LE PORTATE CALCOLATE CON LA FORMULA DI MANNING
E QUELLE DI MOTO PERMANENTE IN FUNZIONE
DELLA VARIANZA DELLE PENDENZE (per i = 2,8 %)



VARIANZA DELLA PORTATA IN FUNZIONE
VARIANZA DELLE PENDENZE
(pendenza media 3.5 %)



SCARTO TRA LE PORTATE CALCOLATE CON LA FORMULA DI MANNING
E QUELLE DI MOTO PERMANENTE IN FUNZIONE
DELLA VARIANZA DELLE PENDENZE (per i = 3.5 %)



BIBLIOGRAFIA

ANG, CORNELL: Reliability bases of structural safety and design A.S.C.E., Jr Structural Div. 1974.

ANG: Structural risk analisis and reliabity - based design A.S.C.E., Jr Structural Div. 1973.

ANG, AMIN: Reliability of structures and structural systems A.S.C.E., Jr Engineering Mechanics Div. 1968.

AUGUSTI: Metodi probabilistici nell'ingegneria strutturale - Univ. diFirenze - Note e pubblicazioni di Ing. Strutturale, Nov. 1974.

BENJAMIN, CORNELL:Probability, statistics and decision for civilengineering - Mc Gaw Hill Book N. Y. - 1970.

BERNIER: Les me'thodes bayesiannes en Hydrologie statistique-International Hydrology Symposium - Fort Collins, 1970.

CORNELL: First order analisis of model parameter uncertanty International Symposium and Uncertanties in Hydrologic and Water resurce system. Tucson, Arizona 1972.

CORNELL: Secondo-Momento structural code formate 50th anniversary symposium, Deutscherher Betonverein. Berlin 1973.

CORNELL: Some comments on second moment codes and on Bayesan methods Us-Jappan seminar on reliability approch in structural engineering Tokio, maggio 1974.

DAVIS, KIESEL, DUCKSTEIN: Bayesan decision theory applied to design in Hydrology - Water Resources Research-Febbraio 1972.

DAVIS & DVORANCHIK: Evalutation of the worth of additional data - Water resorces research - Agosto 1974.

DE FINETTI: Teoria delle probabilita'. Einaudi, 1970.

GIULIANELLI, REMEDIA:Rilievi sperimentali sulla distribuzione spaziale e temporale delle distribuzioni pluviometriche di brevissima durata. Seminario di studio sui deflussi urbani Cosenza 1984

HOWARD Decision analysis: applied decision theory. Fourth internationa conference of operations reseach, 1966.

KISIEL Stochastic hydraulics in relation to hydrology and decision theory stochastic hydraulics, Ist. Intern. Symposium on stochastic Hydraulics. 1971 pp. 710-728

LARCAN, MIGNOSA, PAOLETTI: Un metodo di previsione del coefficiente di afflusso in bacini urbani.Atti del Seminario Nazionale "Attuali orientamenti in Idrologia Urbana", Camigliatello Silano 6-8 ottobre 1987, editi da Editoriale Bios, Cosenza,1988

MAIONE Appunti di idrologia, vol. 1 e 3 - La Goliardica Pavese, 1977.

MANTICA Alcune considerazioni circa la possibilita' di applicazione del metodo probabilistico dell' analisi del primo ordine alle costruzioni idrauliche con particolare riguardo alle opere di trasporto. Giornale del Genio Civile n.1-2-3, 1977.

MANTICA Circa le attuali tendenze nell'ambito dei calcoli di verifica delle fognature Convegno sulla difesa dell'ambiente. Pescara, marzo 1984.

MANTICA, MINNUCCI Determinazione dei rischio di fallanza nei collettori di acque meteoriche. Il caso della sezione circolare.Atti del Seminario Nazionale "Attuali orientamenti in Idrologia Urbana", Camigliatello Silano 6-8 ottobre 1987, editi da Editoriale Bios, Cosenza,1988

MAKSIMOVIC, RADOJOKOVIC Urban Drainage Catchements. Proc of International Symposium on comparison of urban drainage models with real catchement data. UDM 86, Dubrovnik

MAYS, YEN,ROSSI: Worth of data for Optimal Design of Storm Sewers Proceedings, International Association for Hydraulic Research, Brasil 1975.

MIGNOSA, PAOLLETTI:Influenza della distribuzione spaziale delle piogge nei deflussi urbani. XX Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Padova 1986

MODICA, QUIGNONES, ROSSI: Contributo al calcolo di progetto di reti di fognatura pluviale .Idrotecnica n. 6 pp.251-259,1979.

MOISELLO, PAPIRI, TRESPIOLLI: Sulla stima dei parametri che intervengono nel calcolo del coefficiente udometrico per le fognature pluviali Atti del Seminario sui deflussi Urbani, Cosenza 24 gennaio 1984

MOISELLO: Studio della estrapolazione da una serie idrologica a mezzo della generazione di dati. Istituto di Idraulica, Università di Pavia, Pubblicazione n.17 (Marzo-Aprile 1974)

MOISELLO: Influenza della dimensione del campione nelle applicazioni idrologiche della legge di Gumbel. Istituto di Idraulica, Università di Pavia, Pubblicazione n.17 (Marzo-Aprile 1974)

MOISELLO, PAPIRI: Relazione tra altezze di pioggia puntuale e ragguagliata. . Istituto di Idraulica, Università di Pavia, Pubblicazione n.17 (Marzo-Aprile 1974).

MOISELLO,UBERTINI: Sulla distorsione sulla stima dei parametri della legge di Gumbel.Apmllicazione di alcune portate di corsi d'acqua" Istituto di Idraulica, Università di Pavia, Pubblicazione n.22 (Settembre 1975)

SAVAGE: The foundations of statistics. Wiley N.Y., 1954.

TANG,YEN: Hydrologic and Hydraulic design underuncertainties. Int Symp. Hydrologic and Water Resourc Systems. University of Arizona, Tucson 1972.

YEN, ANG: Risk analysis in design of Hydraulic projects. "Stochstic Hydraulics " University of Pittsburg, 1971.

YEN: Risk in Hydrologic design of engineering projects. A.S.C.E. , Jr Hydraulics Div. 1970.

YEN,TANG, MAYS: Design of Storm Sewers Using the Rational Method. Part I Water and Sewage Works, Vol. 121, n. 10, Ottobre 1974, pp. 92-96.

YEN, TANG ,MAYS: Design of Storm Sewers Using the Rational Method. Part II Water and Sewege Works, Vol. 121, n.11, Novembre 1974, pp. 84-85.

YEN, TANG,: Risk - Safety Factor Relation for Storm Sewer - Design "Journal of environmental Engineering" A.S.C.E. , Vol. 102 EE2, April, 1976.