

10 Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo di piena

di *P. Claps, V.A. Copertino, M. Fiorentino*

10.1. Introduzione

Diversi autori hanno studiato nel passato le portate di piena dei corsi d'acqua della Puglia e con approcci molto diversi tra loro.

Alcuni studi non sono limitati ai soli corsi d'acqua pugliesi, perché li riguardano all'interno di indagini più estese, relative a territori più vasti, comprendenti, insieme alla Puglia, anche regioni limitrofe o bacini contermini.

Del calcolo delle massime probabili portate di piena dei corsi d'acqua pugliesi, si occuparono nel 1932 Colmignoli e Marcello [1934], limitatamente ai torrenti del comprensorio di bonifica del Cervaro e del Candelaro, partendo dai dati pluviometrici allora disponibili e adottando il metodo indiretto di calcolo basato sulla capacità moderatrice degli alvei, secondo il noto procedimento indicato da Fantoli per le reti di fognatura ed esteso in seguito da Puppini e da Supino ai canali di bonifica. Per la sezione di chiusura del torrente Triolo, per tre sezioni del Salsola, due del Celone e quattro del Candelaro, gli A. pervennero a valori del contributo unitario areale variabili tra 0.53 e 2.17 m³/km².

L'anno successivo, Di Lonardo [1933] applicò la stessa procedura, con le espressioni indicate da Puppini per il calcolo dei coefficienti idrometrici, per determinare le portate di piena dei torrenti Cervaro e Carapelle e finalmente nel 1939 il Servizio Idrografico Italiano [1939] pubblicò i valori di massima portata di piena, osservati nei corsi d'acqua del Tavoliere a tutto il 1938.

L'insufficienza dei dati di misurazione diretta per alcuni corsi d'acqua e le discordanze tra i pochi valori calcolati suggerirono a Tramonte [1949] di intraprendere un'indagine regionale tendente ad ottenere le curve inviluppo delle massime portate probabili di piena in funzione della superficie del bacino. Partendo da serie di valori riguardanti un decennio di osservazioni (1930-'40), l'Autore adottò i tre metodi statistici del Fuller, Foster e Gibrat e pervenne all'individuazione di due curve inviluppo, valide rispettivamente per il Carapelle a Carapelle e l'Ofanto a Rocchetta S. Antonio e a S. Samuele di Cafiero, la prima, e per tutti gli altri (il Salsola a Ponte Foggia-S. Severo, il Celone a Ponte Foggia-S. Severo, il Cervaro a Incoronata, l'Atella a Ponte sotto Atella e il Venosa a Ponte S. Angelo), la seconda. Successivamente, l'Autore aggiornò l'indagine sui

massimi annui delle portate medie giornaliere misurate fino al 1963, usando le medesime distribuzioni statistiche. Più tardi Fassò [1975] riconobbe che non è possibile esprimere un giudizio sul grado di attendibilità delle regolarizzazioni ottenute dal Tramonte, in quanto questi non fornisce i cartogrammi e principalmente il suo studio non fa riferimento a rigorosi test statistici.

L'assenza di osservazioni sistematiche impedì a lungo un'indagine regionale rigorosa. Viparelli [1959] poté soltanto rilevare che i lavori di arginatura eseguiti fra il 1930 e il 1943 e soprattutto i lavori di inalveazione e di sistemazione eseguiti dopo il 1950, nella rete idrografica del Candelaro, "aumentarono notevolmente i valori massimi delle portate che potevano essere convogliate in alveo e si evitarono così gli esondamenti che si lamentavano in precedenza".

Nello "Studio delle Piene", contenuto nel Progetto Speciale n. 14, della Cassa per il Mezzogiorno, svolto nel 1975, Fassò rilevò la conoscenza di un numero di portate di piena, misurate dal Servizio Idrografico Italiano, complessivamente pari a 19 e così suddivise: - Candelaro, n. 9; - Carapelle, n.1; - Cervaro, n.1; - Ofanto, n. 8.

Per i suddetti corsi d'acqua l'Autore, in un'indagine estesa anche ai bacini ionici lucani e al bacino del fiume Sele, partì dalle serie dei valori assunti dai massimi annuali delle portate medie giornaliere, perché, come generalmente accade, anche per la Puglia il numero di anni di pubblicazione del Servizio Idrografico era per tale serie parecchio superiore al numero dei valori pubblicati, assunti dai massimi annuali delle portate al colmo di piena. Pertanto, nella ricerca della legge di distribuzione probabilistica più adatta a interpretare le osservazioni eseguite nelle singole stazioni dal 1928 al 1968, furono messe a confronto la legge log-normale (di Galton) e la legge del valore estremo di Gumbel e, tra i test statistici, fu usato quello del chi-quadro, con un livello di significatività pari a 0.10, pervenendo alla conclusione che, per rappresentare la "curva delle frequenze cumulate dei campioni dei massimi annuali delle portate medie giornaliere, fosse migliore la legge probabilistica log-normale".

Passando, poi, al modello di regionalizzazione, si utilizzò il metodo della piena indice per ricercare un modello di regressione tra la media delle piene annuali (X) e il fattore morfometrico SH , prodotto dell'area S della superficie del bacino per la sua altitudine media H , fattore che l'Autore ritenne il più rappresentativo delle caratteristiche geomorfoclimatiche a scala di bacino. Si riscontrò allora la tendenza delle stazioni dell'Ofanto a seguire una regressione diversa da quella del gruppo Candelaro, Carapelle e Cervaro.

Effettuato il tentativo di applicare alle portate al colmo una metodologia analoga a quella utilizzata per le portate medie giornaliere, Fassò dovette riconoscere che l'informazione disponibile non fosse sufficiente per istituire un'attendibile statistica delle portate al colmo e cercò di ripiegare su una semplice formulazione empirica che per ogni bacino esprimesse il rapporto R tra

la portata massima al colmo e la portata di massima piena giornaliera, in modo da mettere a profitto la maggiore informazione disponibile su quest' ultima. Adottando una procedura simile a quella seguita da Cotecchia [1965] nell'elaborazione delle osservazioni effettuate dal Servizio Idrografico su 155 bacini di tutte le regioni italiane, rinunciò all'analisi di probabilità degli eventi e pervenne alla determinazione della *curva inviluppo*, rappresentante i valori più elevati di R in funzione di S.

Dopo lo studio di Puglisi e Zanframundo [1978] sui tempi di corrivazione di sei bacini tributari del Candelaro, più recentemente Franchini *et al.*, [1988] hanno proposto una regionalizzazione delle portate al colmo, in verità estesa anche ai bacini contermini del Fortore e del Biferno, adottando un modello probabilistico di tipo esponenziale generalizzato. Partendo dalla necessità di valutare portate di piena ad elevato periodo di ritorno, gli Autori individuano in tale modello quello valido fondamentalmente in fase di estrapolazione, lontano cioè dall'intervallo campionario. Sottolineandone la peculiarità, consistente soprattutto nella metodologia di stima dei parametri che utilizza il concetto di regressione *isotonica* [Barlow *et al.*, 1972] e prescinde dai metodi classici della massima verosimiglianza e dei momenti, pervengono al procedimento di regionalizzazione della portata indice (portata con periodo di ritorno T=20 anni), che viene correlata ad alcuni parametri fisiografici.

In questo studio, la procedura di regionalizzazione adottata è quella, di tipo gerarchico, basata sull'uso della distribuzione di probabilità TCEV, già descritta al precedente capitolo 9 con alcune ovvie differenze, che verranno via via evidenziate, dovute alla diversa natura della grandezza fisica in esame.

10.2. Analisi di frequenza delle portate al colmo di piena

10.2.1. Base dati utilizzata

L'analisi regionale delle portate al colmo è stata condotta con riferimento alle stazioni di misura del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano (S.I.M.I.), ex Servizio Idrografico Italiano, appartenenti alla Puglia Settentrionale. Nelle necessarie operazioni preliminari alla analisi, i dati dei massimi annuali delle portate al colmo, riportati sugli Annali Idrologici (sezioni F e C) e sulla Pubblicazione n. 17 del S.I.M.I., sono stati confrontati e, dove necessario, integrati con quelli provenienti dalla banca dati del C.N.R.- I.R.P.I. di Cosenza [1984].

In Appendice, in tab. B.I è riportato l'elenco delle stazioni considerate, con le informazioni essenziali riguardanti le serie storiche. Come si può notare, le

stazioni corrispondenti alle numerazioni 1.3 - 1.4 e 4.2 - 4.3 dell'elenco riportato al paragrafo 6.6 sono state accorpate, in quanto i corrispondenti bacini differiscono per lievi spostamenti della sezione di misura e i dati relativi ai massimi della portata al colmo possono essere considerati omogenei. Onde rafforzare tale ipotesi si sono poi omogeneizzati i dati della stazione dell'Ofanto a Monteverde Scalo con quelli dell'Ofanto a Rocchetta S. Antonio in base al rapporto delle aree dei due bacini. Gli anni effettivi di osservazione sono riportati in dettaglio in tab. B.II.

In tab. B.III sono riportati per tutte le stazioni i dati delle massime portate istantanee anno per anno. Su tali dati sono state effettuate analisi per verificare l'esistenza di fattori di alterazione del naturale processo di trasformazione afflussi-deflussi, includendo tra questi anche la possibilità di esondazioni sistematiche a monte della sezione di misura e non meglio definite disomogeneità nelle serie. Da tali analisi non sono emersi elementi tali da inficiare le successive elaborazioni. Le statistiche principali (media $E[x]$, coefficiente di variazione C_v e coefficiente di asimmetria G) delle serie disponibili sono riportate in tab. 10.1.

Tab. 10.1. Stazioni considerate nell'analisi e relative statistiche delle serie dei massimi annuali.

Cod.	Stazione	N. dati	$E[x]$	C_v	G
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	47	517.6	0.432	0.37
1.1	Ofanto a Cairano	23	208	0.393	0.03
1.2	Atella a P.te sotto Atella	45	61.3	0.574	0.92
1.4	Ofanto a Rocchetta S. Antonio (Monteverde Scalo)	52	436.7	0.584	0.51
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla Lavello	32	44.9	0.649	0.8
1.6	Lapilloso a P.te S.S. 168	11	10.4	0.872	0.51
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	13	39.9	0.969	1.31
1.8	Venosa a P.te S. Angelo	34	55.8	1.181	2.13
1.9	Locone a P.te Brandi	10	43.3	1.413	2.16
2.0	Carapelle a Carapelle	36	283.7	0.568	1.27
3.0	Cervaro ad Incoronata	53	215.8	0.578	0.62
4.0	Candelaro a Strada Bonifica N.24	7	140.7	0.407	0.39
4.1	Celone a S. Vincenzo	15	31.8	0.609	1.1
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S. Severo	39	45.7	0.718	2.31
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	18	74.7	0.802	0.37
4.5	Salsola a Casanova	18	45.5	0.737	1.09
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	16	27.5	0.806	1.06
4.7	Salsola a P.te Foggia-S. Severo	40	76.1	0.544	0.27
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	16	36.5	0.698	0.29
4.9	Canale S. Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	15	18.9	0.92	0.76

Nonostante il numero non elevato (pari a 20) di serie a disposizione e la brevità di alcune di esse, si è seguito il criterio di escludere le serie brevi solo da quei livelli di analisi regionale rispetto ai quali l'informazione che esse danno è significativamente distorta. Ciò al fine di non rinunciare completamente alla informazione idrologica contenuta nelle serie considerate non del tutto affidabili.

10.2.2. Fattori di forma della funzione di probabilità (I livello di regionalizzazione delle portate di piena).

Fiorentino *et al.* [1987] hanno ipotizzato che tutta l'Italia appenninica ed insulare, ad eccezione della Sardegna, possa considerarsi come un'unica zona idrometrica omogenea riguardo al fattore di forma della distribuzione di probabilità delle massime portate al colmo. L'eccezione a questa ipotesi, segnalata dai citati autori, riguarda i bacini con più di 3000 Km² e non ha effetto sulla regione qui considerata, poichè il bacino di maggiori dimensioni, l'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, ha una superficie di 2703 Km².

Avendo fissato la distribuzione di probabilità, sono pertanto da considerarsi costanti i parametri eventualmente legati al terzo momento campionario e solo ad esso. Per la distribuzione TCEV, esiste una dipendenza biunivoca tra i parametri Θ_* e Λ_* della sua componente alta ed il coefficiente di asimmetria teorico C_s (v. anche Cap. 9).

L'ipotesi di costanza di C_s si traduce semplicemente nella costanza di Θ_* e Λ_* sull'ampia regione citata, con valori [Fiorentino *et al.*, 1987]:

$$\Theta_* = 2.654, \quad \Lambda_* = 0.350 \quad (10.1)$$

ai quali corrisponde un coefficiente di asimmetria teorico pari a 2.320. Il primo livello di analisi regionale per la Puglia settentrionale consiste essenzialmente nel formulare l'ipotesi della sua appartenenza alla zona unica nazionale, e nel verificare che i dati disponibili non siano in contraddizione con tale ipotesi.

Una tale verifica deve basarsi su serie di lunghezza adeguata alla variabilità campionaria del parametro di forma, che è appunto il valore osservato G di C_s . Nel nostro caso, l'analisi viene condotta con serie di dati non adoperate per la stima dei parametri Θ_* e Λ_* della zona unica nazionale effettuata da Fiorentino *et al.* [1987], fatta eccezione per la serie dell'Ofanto a Monteverde Scalo.

Allo scopo di considerare il maggior numero possibile di stazioni, sono state inizialmente prese in considerazione le serie con almeno 15 dati. Si tratta di un gruppo di 15 serie, dal quale si è però esclusa la serie relativa all'Ofanto a

Cairano, per la quale il valore eccessivamente basso del coefficiente di asimmetria induce a credere che la stazione idrometrica, posta in corrispondenza di un tronco fluviale con sezione non compatta, dove la corrente si suddivide in più rami, non è adatta alla misura delle portate di piena più elevate, anche se l'analisi condotta nel cap. 11 non ha evidenziato caratteri di disomogeneità nella scala di deflusso.

Pur ritenendo che la rappresentatività di tale popolazione sia bassa, se rapportata all'ordine del parametro considerato, si è proceduto, attraverso esperimenti di tipo Montecarlo, alla verifica dell'ipotesi di appartenenza della Puglia alla zona unica nazionale. Si sono generate, secondo la procedura consueta e riportata in Versace *et al.* [1989], 71 gruppi di serie, TCEV distribuite, in modo che ogni gruppo fosse costituito da 14 serie con la stessa numerosità delle serie osservate. Ne è risultata una serie di circa 1000 valori di coefficienti di asimmetria G rispetto alla cui distribuzione sono stati confrontati i valori osservati. I risultati della generazione inducono ad ipotizzare la mancata rappresentatività del campione, in quanto la varianza di G osservata risulta inferiore del 34% a quella dei coefficienti G ottenuti per generazione:

	G gen.	G oss.
media	1.435	0.936
var	0.620	0.407
cv	0.549	0.681

Passando a considerare le serie con almeno 30 dati, che sono 9, lo scostamento tra la varianza del parametro osservato e generato si riduce, infatti, al 6%:

	G gen.	G oss.
media	1.614	1.022
var	0.588	0.553
cv	0.475	0.727

risultato compatibile con la numerosità campionaria scelta e tale da far ritenere accettabile l'ipotesi di appartenenza della regione Puglia alla zona omogenea nazionale.

Un maggiore approfondimento nell'analisi di naturalità delle serie considerate ha suggerito di escludere dall'analisi al I livello di regionalizzazione ancora 3 serie. Su quella dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero sono state accertate, infatti, forti inconsistenze nei dati, presumibilmente dovute alle esondazioni, rispetto alle serie relative alle stazioni dello stesso corso d'acqua poste più a monte, in quanto i massimi annuali sono risultati spesso di intensità inferiore a quelli della stazione di Monteverde Scalo posta immediatamente a monte sullo stesso corso d'acqua. Inoltre, le serie dell'Arcidiaconata a ponte Rapolla-Lavello e del Salsola

a ponte Foggia-S. Severo sono state eliminate in quanto riconosciute come limitate superiormente. Per tutte e tre le stazioni qui menzionate, l'analisi delle scale di deflusso riportata nel Cap. 11 conferma sostanzialmente l'opportunità di escludere le relative serie dal primo livello di analisi delle portate al colmo.

Sulle 6 serie restanti si è di nuovo controllata l'ipotesi relativa alla distribuzione dei coefficienti di asimmetria, riscontrando ancora una leggera distorsione a fronte di una varianza che differisce solo del 3% da quella dei G generati:

	G gen.	G oss.
media	1.615	1.293
var	0.569	0.588
cv	0.467	0.593

L'andamento della CDF dei G osservati è posta a confronto, in fig. 10.1, con quella dei G generati. Tenuto conto anche del limitato numero di stazioni considerate risulta pertanto non rigettabile l'ipotesi che anche per la Puglia settentrionale possano ritenersi validi i coefficienti Θ_* e Λ_* nazionali, riportati in (10.1).

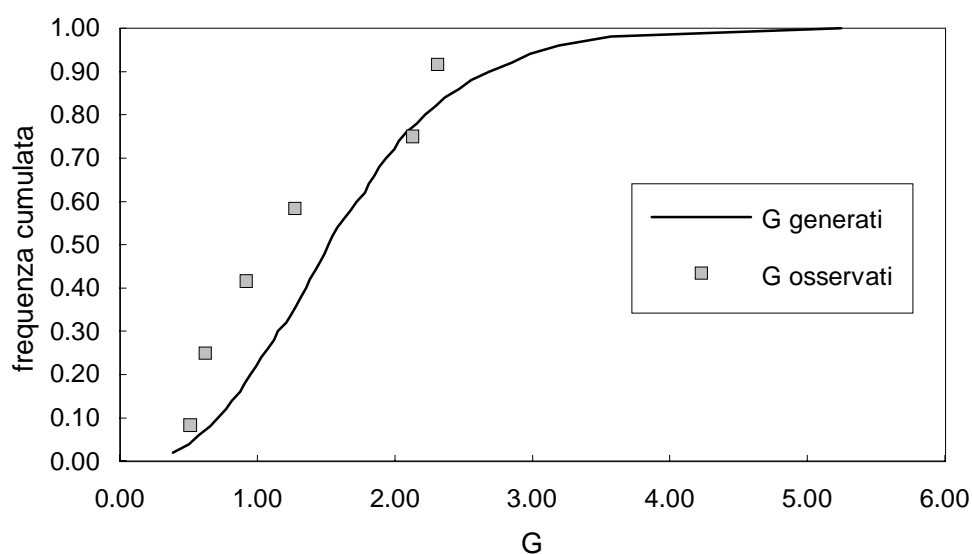


Fig. 10.1. Confronto tra le distribuzioni di probabilità dei coefficienti di asimmetria osservati e teorici.

10.2.3. Fattori di variabilità della funzione di probabilità (Il livello di regionalizzazione delle portate di piena).

In questa fase si sono ricercate le modalità con cui il parametro Λ_1 della (9.1) varia nella regione.

Prendendo in considerazione le serie con almeno 15 dati ed ipotizzando che l'influenza dei fattori di alterazione delle portate al colmo, rilevata nel paragrafo precedente sulle tre stazioni dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, Arcidiaconata a P.te Rapolla-Lavello e Salsola a ponte Foggia-S. Severo possa essere ritenuta poco significativa rispetto ai momenti del secondo ordine, si è adottato il gruppo di 14 serie riportate in tab. 10.2. Anche in questo caso si è ritenuto di escludere la serie dell'Ofanto a Cairano, per l'anomala uniformità che ivi presentano le massime portate annuali.

Con riferimento alle suddette serie, seguendo l'approccio gerarchico all'analisi di frequenza [Fiorentino *et al.*, 1987], di cui si è riferito al Cap. 9, si sono stimati per ogni stazione i parametri Λ_1 e Θ_1 della componente base, vincolando le stime ai valori regionali dei parametri Λ_* e Θ_* riportati nella (10.1). I valori ottenuti sono riportati in tab. 10.2.

Sulla base di quanto emerso dall'analisi sulle piogge giornaliere, si è inizialmente ipotizzato che la Puglia costituisca un'unica sottozona idrometrica omogenea, nella quale Λ_1 possa ritenersi costante. Tale ipotesi è rafforzata dalla considerazione che i bacini in studio si presentano raggruppati abbastanza strettamente in una regione territoriale piuttosto raccolta.

In questa ipotesi, la stima del valore regionale di Λ_1 è stata ottenuta dalla media pesata del coefficiente di variazione della componente base, CV1 (vedi Cap. 9) che è parametro meno distorto di Λ_1 ed ha espressione:

$$CV1=0.557/(\text{LOG}(\Lambda_1)+0.251) \quad (10.2)$$

Con riferimento al citato gruppo di stazioni, i valori regionali sono risultati:

$$CV1=0.587; \quad \Lambda_1= 4.99$$

Il controllo della ipotesi di costanza di Λ_1 è stato effettuato ancora mediante esperimenti di simulazione, miranti a verificare se la varianza del secondo momento campionario è confrontabile con quella della distribuzione teorica dello stesso stimatore, ottenuta con generazioni sintetiche. Analogamente a quanto effettuato riguardo ai coefficienti di asimmetria, si sono generate 1000 serie distribuite secondo la legge TCEV con parametri Θ_* , Λ_* e Λ_1 regionali, di numerosità pari a quelle delle serie osservate. Il controllo è stato eseguito sul

coefficiente di variazione C_v totale delle serie che, come già detto, è legato mediante Λ_* e Θ_* agli altri parametri di dispersione, quali Λ_1 e $CV1$. In questo modo il modello statistico TCEV interpretativo dei dati viene utilizzato solo per l'analisi della variabilità spaziale del parametro indagato e non per la sua stima campionaria (puntuale).

Tab. 10.2. Statistiche delle serie analizzate al secondo livello di regionalizzazione e parametri della componente base della legge TCEV.

Cod.	STAZIONE	n.dati	\bar{x}	G	C_v	Θ_1	Λ_1	CV1
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	47	517.6	0.37	0.43	152.36	9.82	0.45
1.2	Atella a P.te sotto Atella	45	61.3	0.92	0.57	20.89	5.69	0.55
1.4	Ofanto a Rocch. S.Ant. (Mont.Scalo)	52	436.7	0.51	0.58	159.42	4.71	0.60
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla-Lavello	32	44.9	0.80	0.65	16.35	4.37	0.62
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	34	55.8	2.13	1.18	17.27	3.59	0.69
2.0	Carapelle a Carapelle	36	283.7	1.27	0.57	77.23	9.82	0.45
3.0	Cervaro ad Incoronata	53	215.8	0.62	0.58	74.04	5.38	0.57
4.1	Celone a S.Vincenzo	15	31.8	1.10	0.61	9.76	6.91	0.51
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	39	45.7	2.31	0.72	14.66	6.08	0.54
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	18	74.7	0.37	0.80	35.16	2.39	0.88
4.5	Salsola a Casanova	18	45.5	1.09	0.74	20.30	2.98	0.77
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	16	27.5	1.06	0.81	9.49	3.92	0.66
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	40	76.1	0.27	0.54	26.88	5.27	0.57
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	16	36.5	0.29	0.70	15.35	3.16	0.74

Utilizzando le serie generate, si sono calcolate le statistiche teoriche di C_v , che sono state confrontate con quelle delle stime di C_v ottenute dalle serie osservate. A fronte di una impercettibile differenza tra le medie di C_v , si è riscontrato uno scarto tra le varianze pari al 50% circa:

	Cv gen.	Cv oss.
media	0.687	0.677
var	0.021	0.032
cv	0.212	0.264

Per un'ulteriore verifica qualitativa dell'accettabilità dell'ipotesi si è fatto riferimento all'adattamento della curva osservata di frequenza cumulata con quella teorica (fig. 10.2).

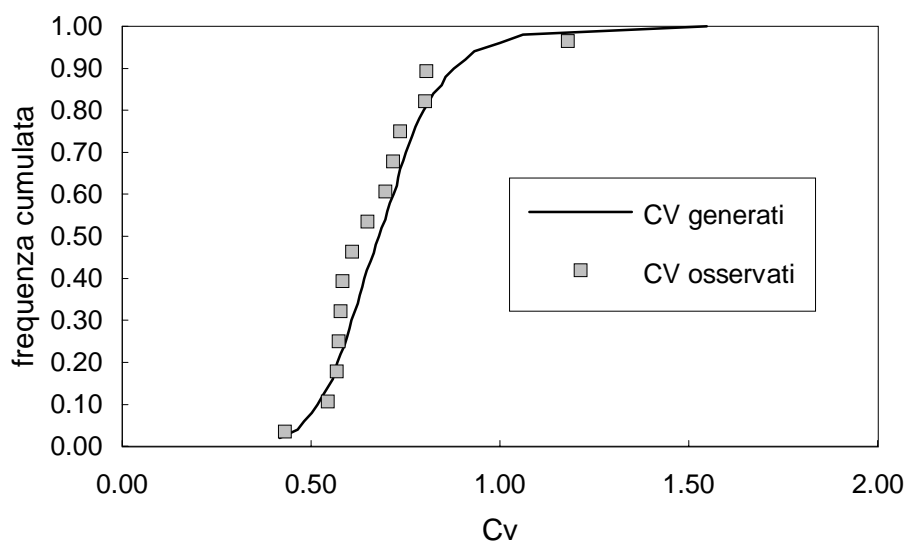


Fig. 10.2. Confronto tra le distribuzioni di probabilità dei coefficienti di variazione osservati e teorici nell'ipotesi di sottozona idrometrica unica .

La sensibile differenza tra le varianze di C_v osservate e generate induce a non ritenere sufficientemente fondata l'ipotesi che tutta la regione abbia un comportamento omogeneo con rispetto alla variabilità delle massime piene. D'altra parte, vista la sostanziale omogeneità della regione rispetto alla variabilità locale delle piogge intense (v. Cap. 9), è difficile ipotizzare su basi fisiche una suddivisione in sottozona ciascuna caratterizzata da un suo valore medio del parametro di dispersione C_v (o Λ_1).

È utile qui ricordare che Λ_1 è legato al numero medio annuo di eventi di piena indipendenti [Rossi e Versace, 1982]. Esso pertanto, almeno in linea strettamente teorica, dovrebbe dipendere, seppur debolmente, dalla superficie del bacino, poichè all'aumentare dell'area A , aumenta la probabilità che piccole parti di bacino, investite da eventi di pioggia intensa, provochino eventi di piena. Fiorentino *et al.* [1987], in effetti, nell'analizzare le piene dei bacini dell'Italia peninsulare, osservarono una significativa riduzione del coefficiente di variazione, e quindi un aumento di Λ_1 , per bacini di dimensione maggiore di 3000 Km². Per bacini di superficie minore, il numero limitato di stazioni, unitamente alla forte variabilità spaziale di Λ_1 - legata alle differenze climatiche ed alla sua variabilità campionaria - non fu possibile precisare il legame, peraltro intrinsecamente debole, tra Λ_1 ed A .

La fig.(10.3) evidenzia che, nel caso dei bacini pugliesi, C_v tende di norma a diminuire all'aumentare della superficie dei bacini. La valutazione di tale

dipendenza è stata fatta mediante analisi di regressione (fig. 10.3), che ha condotto alla relazione:

$$C_v = 1.163 A^{-0.105} \quad (10.3)$$

ottenuta con un coefficiente di determinazione pari a $R^2 = 0.313$, che equivale alla frazione di varianza di $\log(C_v)$ spiegata da $\log(A)$ nel modello di regressione. Per stabilire qual'è l'effettiva significatività della relazione regressiva, la varianza non spiegata $(1-R^2)\text{VAR}[\log(C_{v_{oss}})]$ della variabile dipendente deve essere confrontata con quella campionaria. In particolare il confronto va fatto con la varianza campionaria teorica $\text{VAR}[C_{v_{gen}}]$.

Per riportare il confronto in termini di varianza di C_v piuttosto che del suo logaritmo, si può usare l'approssimazione $\text{VAR}[\log(C_v)] \approx C_v^2 [C_v]$. Da questa, nota dai dati la quantità $\text{VAR}[\log(C_{v_{oss}})] = 0.057$ si ricava che la parte non spiegata di $\text{VAR}[(C_{v_{oss}})]$ equivale a

$$\begin{aligned} (1-R^2) \text{VAR}[(C_{v_{oss}})] &= (1-R^2) \{E[C_{v_{oss}}]\}^2 \text{VAR}[\log(C_{v_{oss}})] = \\ &= (1-0.313) \{E[C_{v_{oss}}]\}^2 \text{VAR}[\log(C_{v_{oss}})] \end{aligned}$$

per cui, risultando dalla tabella sopra riportata $\{E[C_{v_{oss}}]\}^2 = 0.458$, si ha

$$(1-R^2) \text{VAR}[(C_{v_{oss}})] = 0.018$$

valore che risulta inferiore a $\text{VAR}[C_{v_{gen}}]$, che nel nostro caso è pari a 0.021. Di conseguenza non si può rigettare l'ipotesi che il legame C_v - A , seppur debole, sia significativo e quindi anche il parametro Λ_1 , legato a C_v mediante le (9.8) e (9.9), viene a dipendere dalla superficie del bacino. Tale dipendenza è mostrata in Fig. 10.4.

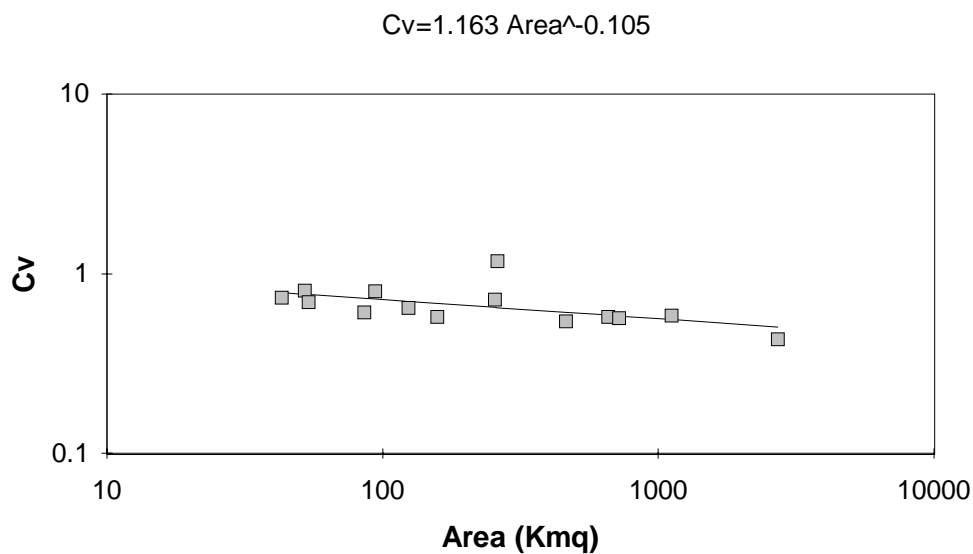


Fig. 10.3. Legge di regressione tra coefficiente di variazione ed area dei bacini.

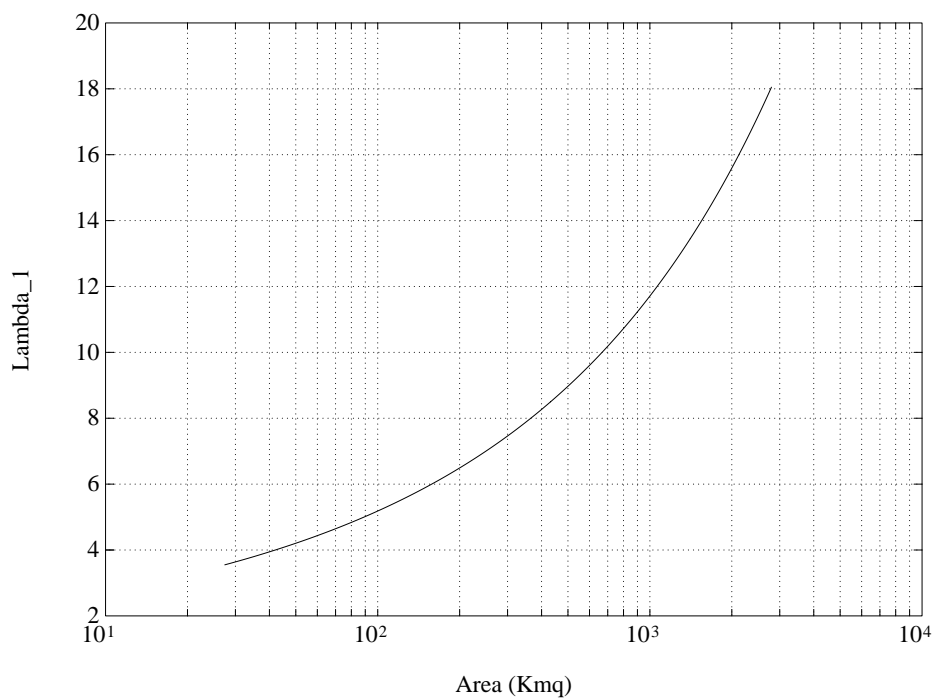


Fig. 10.4. Relazione tra Λ_1 ed area dei bacini, conseguente alla regressione (Cv,A).

10.2.4. Distribuzioni di probabilità regionalizzate delle piene

E' ora possibile ritornare all'espressione di riferimento della legge di distribuzione TCEV, vista nel capitolo 9:

$$F_X(x) = e \left[-\Lambda_1 e^{-x/\Theta_1} - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\Theta_*} e^{-x/(\Theta_1 \Theta_*)} \right] \quad (10.4)$$

che si può riferire anche alla variabile adimensionalizzata rispetto alla media ($y = x/E[x]$) una volta che si sia precisato il valore del rapporto $\eta = E[x]/\Theta_1$. Tale rapporto, in base alle (9.8) e (9.9), dipende solo da Θ_* , Λ_* e Λ_1 , attraverso la relazione:

$$\eta = \frac{E[x]}{\Theta_1} = (\ln \Lambda_1 + \gamma) - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\Theta_*) \quad (10.5)$$

dove $\gamma = 0.5772$ è la costante di Eulero. Considerando che i valori di Θ_* e Λ_* sono costanti all'interno della zona unica nazionale, il rapporto $E[x]/\Theta_1$ dipende solo da Λ_1 che, come si è visto nel paragrafo precedente, è da considerarsi funzione dell'area del bacino. La cosiddetta curva di crescita, che esprime la distribuzione di probabilità cumulata di $y = x/E[x]$, può quindi essere parametrizzata in funzione dei valori assunti da Λ_1 a partire dall'espressione

$$F_Y(y) = e \left[-\Lambda_1 e^{-\eta y} - \Lambda_* \Lambda_1^{1/\Theta_*} e^{-\frac{\eta y}{\Theta_*}} \right] \quad (10.6)$$

La forma assunta dalla relazione sopra indicata è mostrata in fig. 10.5, con riferimento ai valori assunti da Λ_1 facendo variare l'area del bacino nell'intervallo compreso tra 30 e 3000 Km². Nello stesso diagramma sono anche riportati i periodi di ritorno T, legati alla probabilità cumulata $F_Y(y) = F_X(x) = F$ dalla relazione $T=1/(1-F)$.

La distribuzione di probabilità delle portate X al colmo di piena per un bacino idrografico può essere a questo punto ottenuta determinando il valor medio di X, noto o da stimare su base regionale, che assume il significato di piena indice.

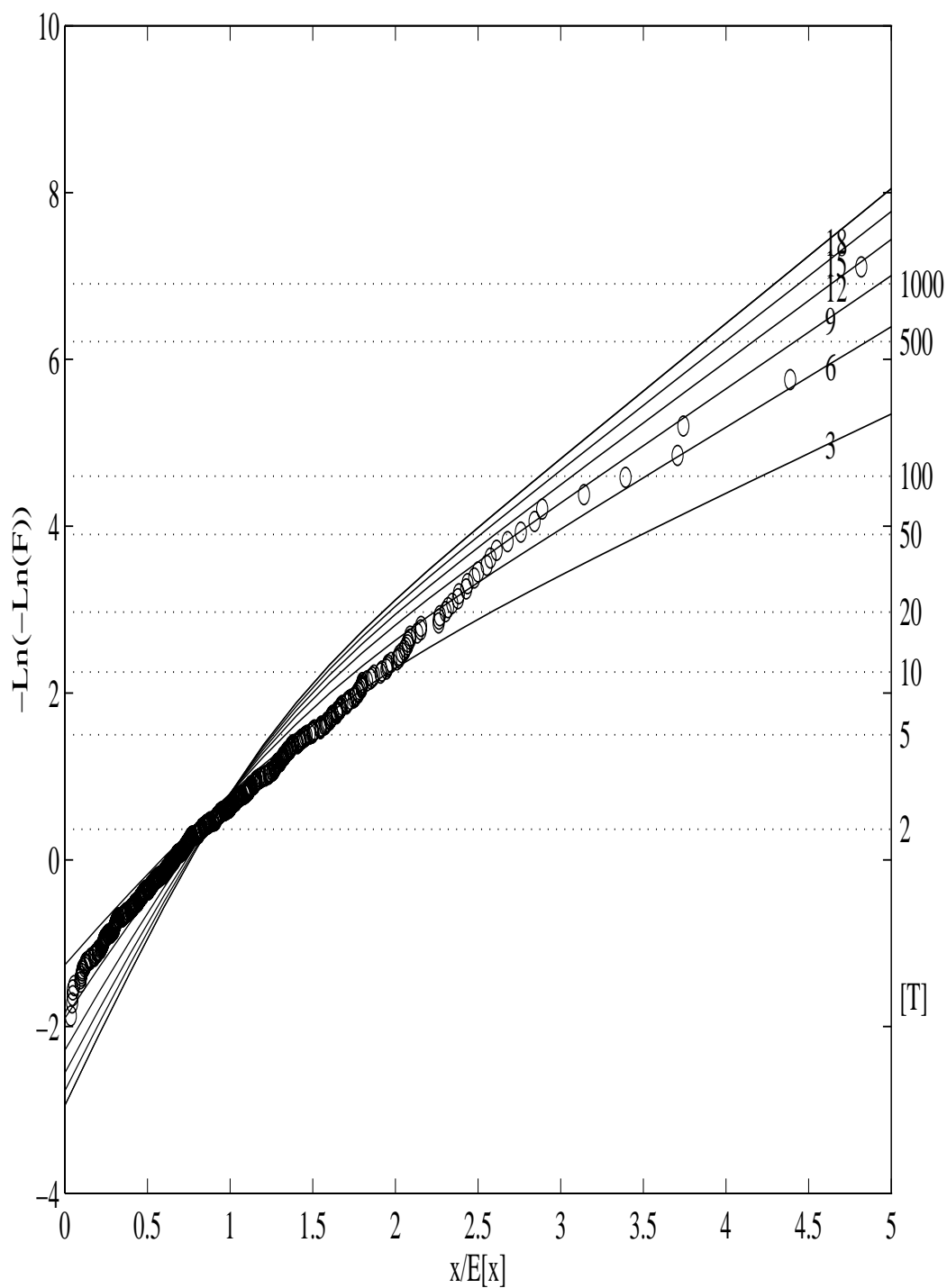


Fig. 10.5. Distribuzione di probabilità regionalizzata dei massimi annuali delle portate al colmo di piena, adimensionalizzati rispetto al loro valor medio, in funzione di Δ_1 .

10.3 Stima della piena indice

Nei capitoli precedenti è stato mostrato come, nei bacini idrografici della Puglia settentrionale, il modello probabilistico TCEV bene si adatta ad interpretare il comportamento statistico dei massimi annuali delle portate al colmo di piena. In particolare è stata derivata la distribuzione di probabilità delle piene adimensionalizzate rispetto alla *portata indice* che è stata fatta coincidere con il valore medio, $E[x]$, delle portate X . Per poter pervenire alla stima della distribuzione di probabilità delle X in una qualunque sezione fluviale, resta soltanto da definire una metodologia per la stima \bar{x} di $E[x]$.

È evidente che, nel caso in cui nella sezione fluviale di interesse si disponga di una serie storica di valori di X sufficientemente lunga, una stima affidabile di $E[x]$ viene fornita dalla media aritmetica dei valori osservati di X . A tal fine si può ritenere che, vista la ridotta variabilità campionaria della media, anche pochi anni di osservazione possono ritenersi sufficienti per procedere ad una *stima diretta* di $E[x]$. Allorquando non si dispone, invece, nella sezione di interesse, di una serie storica di dati di portate di piena, è necessario procedere ad una *stima regionale* di $E[x]$. La stima regionale è tanto più affidabile quanto migliore è la capacità interpretativa del modello di regionalizzazione adottato e, nel caso in cui si disponga di una serie molto limitata di dati, potrebbe anche essere preferita alla stima diretta.

La piena indice $E[x]$ è, tra i parametri della distribuzione di probabilità delle X , quello che maggiormente dipende dalle caratteristiche, morfologiche e geolitologiche da un lato e climatiche dall'altro, del bacino idrografico. Poiché il terzo livello di regionalizzazione è finalizzato alla valutazione di \bar{x} , è proprio in questa fase che si utilizza l'informazione fornita da tali caratteristiche. Fidando, pertanto, sulla ridotta variabilità campionaria della media, al terzo livello dell'analisi regionale sono state prese in considerazione anche le serie con un basso numero di dati. Molti modelli sono stati, ad oggi, proposti in letteratura per la valutazione di \bar{x} da quelli, molto semplici e di natura empirica, basati su tecniche di regressione tra \bar{x} e le principali caratteristiche morfologiche del bacino idrografico, quali ad esempio la superficie, a quelli più raffinati ma di più difficile taratura, fondati sull'uso di alcune caratteristiche geomorfologiche del reticolo idrografico e della distribuzione di probabilità congiunta delle durate e delle intensità delle piogge.

Con riferimento alle semplici espressioni che legano \bar{x} alle caratteristiche morfologiche del bacino, è stata preliminarmente condotta un'indagine per verificarne l'applicabilità ai bacini idrografici dell'area in esame. In primo luogo è stata considerata, come caratteristica morfologica significativa dei bacini, la superficie A , riportata per ogni bacino in tab.B.I dell'Appendice. Tra \bar{x} ed A si è operata un regressione semplice di tipo logaritmico, riscontrando un coefficiente

di determinazione pari a $R^2=0.76$ che, anche se non del tutto soddisfacente, è tuttavia tale da far ritenere che la relazione ricavata possa essere adoperata per stime di prima approssimazione di \bar{x} . La legge di regressione ottenuta, mostrata in Fig.10.6, è:

$$\bar{x} = 1.556A^{0.71} \quad (10.7)$$

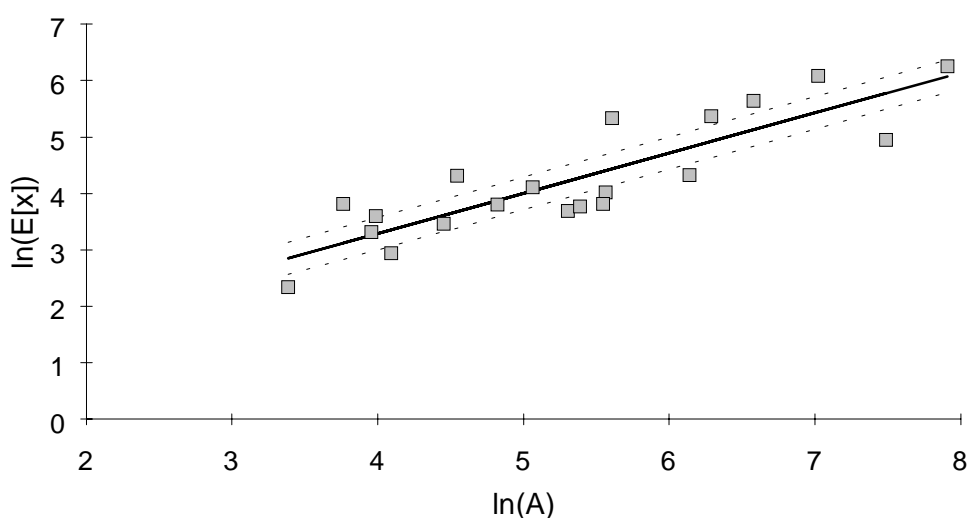


Fig. 10.6. Legge di regressione tra area del bacino ed \bar{x} .

in cui l'esponente rientra nel campo dei valori più frequentemente riscontrati in letteratura [Singh, 1988].

Sulla significatività della (10.7) occorre però fare qualche considerazione. Essa, infatti, pur mostrando che gran parte della variabilità spaziale di \bar{x} è spiegata dalla superficie A, nulla esprime sul confronto tra la varianza dei residui del modello di regressione e la varianza campionaria di \bar{x} che, come si è detto, è generalmente molto piccola. Per poter eseguire tal confronto, si sono riportate in fig. 10.6, le fasce di controllo relative alla variabilità campionaria attesa di \bar{x} , con un livello di significatività del 5%. Queste ultime sono state calcolate tenendo presente che in campo logaritmico la varianza locale di \bar{x} è pressappoco costante in tutta la regione, in accordo col fatto che il coefficiente di variazione dei dati non trasformati non è molto variabile da sito a sito, come si è visto nel paragrafo precedente. Le fasce di controllo, inoltre, sono state valutate con riferimento alla dimensione media dei campioni di dati disponibili. Come si può vedere dalla figura, gran parte dei dati osservati vanno ben oltre i limiti attesi per lo scostamento di \bar{x} dalla retta di regressione, confermando che la (10.7) possa essere utilizzata solo per valutazioni di prima approssimazione.

10.3.1. Interpretazione frattale della relazione tra portata indice ed area.

La relazione tra il valor medio dei massimi annuali delle portate al colmo e le caratteristiche connesse alla conformazione geomorfologica dei bacini è stata indagata con particolare riguardo all'informazione costituita dai rapporti di Horton R_B e R_L (cfr. Cap.6) delle lunghezze e delle biforcazioni, che può essere ricavata tramite il sistema informativo territoriale, presentato al capitolo 6.

Tale indagine ha condotto all'identificazione di un importante legame tra piena indice, area del bacino e dimensione frattale del reticolo idrografico, basata quest'ultima sull'analogia, individuata da La Barbera e Rosso [1989], tra reti idrografiche ed oggetti autosimilari o frattali. Prima di esporre i risultati è utile qualche breve richiamo sul concetto di autosimilarità.

Un oggetto che si riproduce identicamente a se stesso si definisce *autosimilare* e presenta natura *frattale* [Mandelbrot, 1975]. Ciò va inteso nel senso che la sua crescita avviene per *moltiplicazione* dell'oggetto originario, mediante generazione di sottoinsiemi identici all'oggetto stesso (v. ad es. figg. 10.7 e 10.8). Tra gli oggetti frattali interessano qui, in particolare, quelli che assumono la forma di reti ad albero, in quanto presentano caratteristiche simili a quelle delle reti idrografiche naturali.

Il processo moltiplicativo, con cui può essere costituita una rete ad albero di tipo frattale, parte da una *struttura* elementare cioè sostituisce, in maniera iterativa, ognuno degli N elementi (links) della struttura con una struttura identica a quella di partenza, riducendo di un fattore $1/\eta$ ($\eta < 1$) la lunghezza degli elementi stessi (vedi Fig.10.7). Il numero complessivo M di elementi che risultano da m moltiplicazioni è pari a $M = N^m$, mentre il *diametro topologico* (numero di elementi del percorso più lungo all'interno della rete) è $D = \Delta^m$, dove $\Delta = 1/\eta$ è il diametro topologico iniziale. La dimensione geometrica frattale della rete, secondo la quale la misura $L = M \eta^F$ della lunghezza totale della rete è una invariante di scala è [Feder, 1988, pag 19]:

$$F = - \frac{\ln N}{\ln \eta} \quad (10.8)$$

In Fig.10.7 è mostrata la rete di Peano, le cui caratteristiche strutturali sono state descritte da Marani *et al.* [1991]; in questo caso si ha $N=4$ e $\eta=1/2$, per cui la dimensione frattale è $F=2$. Nella rete mostrata in Fig.10.8 si ha, invece, $N=3$ e $\eta=1/2$ con conseguente dimensione frattale $F = 1.585$.

I valori assunti da F tra 1 e 2 possono quindi ritenersi, con linguaggio improprio ma efficace, l'attitudine della rete a *riempire* l'area che la delimita.

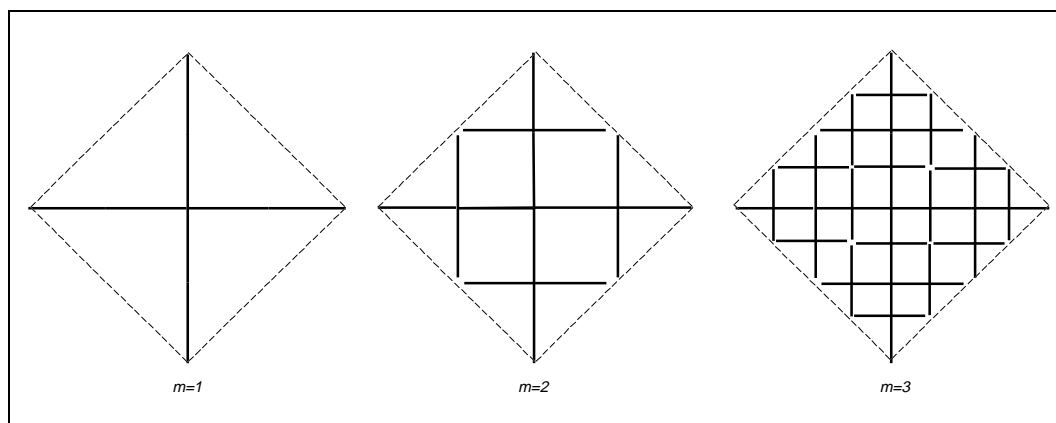


Fig. 10.7. Fasi del processo moltiplicativo della rete sintetica di Peano.

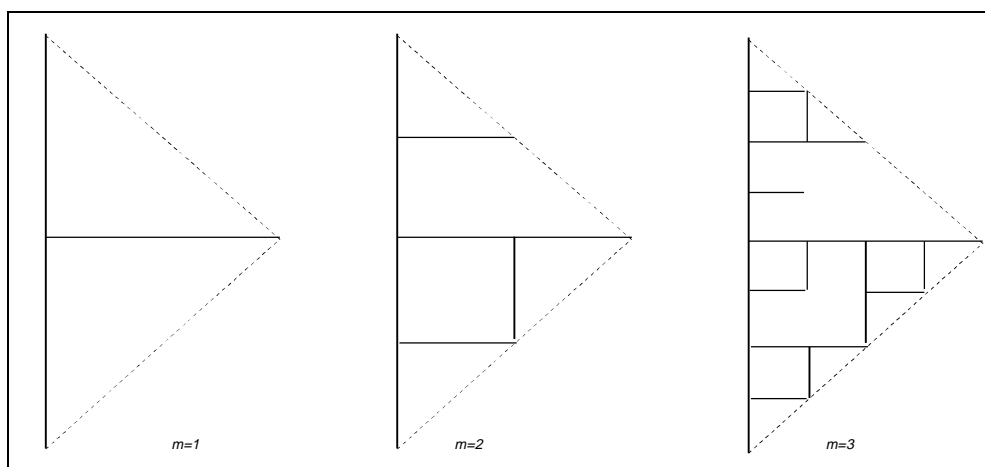


Fig. 10.8. Fasi del processo moltiplicativo di una rete sintetica con $N=3$ e $\eta=1/2$.

Il bacino di Peano presenta la caratteristica che, col procedere del processo moltiplicativo, tende a riempire tutta l'area che lo delimita: la rete viene perciò detta *space filling*. Tale proprietà si esplicita nel valore $F=2$, assunto dalla dimensione frattale dell'oggetto, che in questo caso è pari alla dimensione euclidea del piano. Invece la dimensione frattale di un segmento di retta è 1 e tra i valori 1 e 2 non c'è soluzione di continuità, come evidenzia la rete sintetica riportata in Fig. 10.8. Una spiegazione poco rigorosa, ma utile a chiarire la modalità con cui la rete di Peano tende a riempire il piano, è che questa rete tende a crescere in ugual misura in senso longitudinale e trasversale.

Poiché M può essere considerato una misura dell'area ed il diametro topologico una misura della dimensione longitudinale del bacino, per la (10.8) il concetto appena espresso si può esemplificare mediante le relazioni:

$$M = N^m ; D = \Delta^m \Rightarrow \frac{\ln M}{\ln D} = \frac{\ln N}{\ln \Delta} \Rightarrow M = D^F \quad (10.9)$$

e per il bacino di Peano vale $M=D^2$.

Anche se tali proprietà valgono a rigore solo per le reti frattali, cioè sintetiche, si può pensare che la dimensione frattale dovuta alla ramificazione delle reti idrografiche naturali esprima l'attitudine al *riempimento* dell'area da esse drenata. Per le reti naturali, La Barbera e Rosso [1989] hanno definito la dimensione frattale legata al processo di ramificazione, come

$$F = - \frac{\ln R_B}{\ln R_L} \quad (10.10)$$

che sottintende, nella schematizzazione hortoniana delle reti, l'analogia di N con R_B e di $1/\eta$ con R_L (v. eq. 10.8).

Un reticolo naturale, inoltre, è costituito da aste non rettilinee . Questo fatto comporta che anche le aste fluviali hanno una dimensione frattale, che di norma si identifica con D_1 , maggiore di 1. Mandelbrot [1983] spiega in questo modo la relazione, generalmente osservata nei bacini naturali,

$$A \propto L^\alpha \quad (10.11)$$

con $\alpha \approx 0.6$, indicando che, per la teoria frattale, deve aversi

$$\alpha = 2/D_1 \quad (10.12)$$

D'altra parte, in base all'ovvio legame lineare tra D ed L ed alla relazione lineare che di norma si riscontra tra M ed A , l'ultima delle (10.9) comporta:

$$A \propto L^F \quad (10.13)$$

Dal confronto con la (10.11) discende che è $F=2/D_1$ e quindi la dimensione frattale totale del reticolo idrografico, che tiene conto cioè sia del processo di ramificazione che di meandrizzazione delle aste fluviali, è data da

$$D_1 F = 2 . \quad (10.14)$$

Questo indicherebbe che, nella sua globalità, un reticolo idrografico si comporta sempre come "space-filling". É utile precisare che ciò non significa che un bacino idrografico sia necessariamente tutto riempito dal suo reticolo, osservato alla scala usuale, ma che tutti i punti del bacino possano considerarsi collegati alla

sezione terminale del reticolo mediante percorsi ordinati, sinuosi e ramificati, che lo attraversano nella sua totalità (v. anche Marani *et al.*, 1991).

Durante i fenomeni di piena, i percorsi seguiti dalla corrente idrica superficiale sono ancora ramificati ma molto meno sinuosi, sia sui versanti sia nei canali. Ciò comporta che, per il reticolo contribuente in fase di piena, si può porre $D_1=1$ e che pertanto la sua dimensione frattale totale è pari ad F .

Si può quindi derivare una lunghezza efficace di piena che, per le (10.11) e (10.12) con $D_1=1$, è data da

$$L_e \propto A^{1/2}. \quad (10.15)$$

Conseguentemente, per la (10.13) e tenendo presente che il reticolo è frattale con dimensione F , è possibile definire un'area efficace di piena fornita da

$$A_e \propto L_e^F \propto A^{F/2} \quad (10.16)$$

Assumendo che sia ragionevole ipotizzare che la portata indice sia proporzionale all'area efficace, risulta in definitiva

$$\bar{x} \propto A^{F/2}. \quad (10.17)$$

Al fine di verificare la validità della (10.17) nei bacini idrografici pugliesi, F è stato stimato per ogni bacino mediante la (10.10). Il calcolo di R_B ed R_L è stato operato valutando, caso per caso, se l'ordine massimo del bacino fosse effettivamente rappresentativo del suo grado di *organizzazione*, cioè se il ramo di ordine massimo potesse essere considerato sufficientemente sviluppato; in caso contrario, si sono considerati gli ordini fino al penultimo. In tab.10.3 sono riportate le stime di R_B ed R_L ottenute con tale criterio e le relative dimensioni frattali calcolate secondo la (10.10). Per omogeneità con il Cap. 6, sono riportate in tab. 10.3 anche i valori relativi ai tre bacini non considerati nell'analisi di frequenza delle piene, che sono stati contrassegnati col simbolo (*).

I bacini contrassegnati col simbolo (+) sono stati invece esclusi dall'analisi della relazione tra \bar{x} ed $A^{F/2}$, in quanto, contenendo un numero rilevante di canali di bonifica, presentano reticoli idrografici che non possono essere considerati naturali.

Tab. 10.3. Rapporti di Horton e dimensioni frattali di tutti i sottobacini considerati

Codice	Sottobacino	R _B	R _L	F
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	3.70	2.18	1.67
1.1	Ofanto a Cairano	4.01	2.14	1.82
1.2	Atella a P.te sotto Atella	3.78	2.18	1.71
1.3	* + Ofanto a Monteverde scalo	4.06	2.25	1.72
1.4	Ofanto a Rocchetta Scalo	4.13	2.25	1.75
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla-Lavello	4.12	2.39	1.62
1.6	Lapilloso a P.te SS 168	4.34	2.33	1.74
1.7	Venosa a P.te ferroviario	4.87	2.62	1.64
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	5.10	2.87	1.54
1.9	Locone a P.te Brandi	3.11	1.81	1.91
1.10	* + Locone a P.te Canosa-Lavello	3.19	1.81	1.96
2.0	+ Carapelle a Carapelle	3.95	1.97	2.03
3.0	Cervaro ad Incoronata	4.15	2.48	1.57
4.0	+ Candelaro a P.te 13 luci	3.73	2.25	1.63
4.1	Celone a S.Vincenzo	3.84	2.73	1.34
4.2	* Celone a P.te SS Foggia-Lucera	4.10	2.75	1.39
4.3	+ Celone a P.te FS Foggia-S.Severo	4.11	2.74	1.40
4.4	Vulgano a P.te Lucera-Troia	3.80	2.33	1.58
4.5	Salsola a Casanova	3.28	2.30	1.43
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	3.44	2.55	1.32
4.7	+ Salsola a P.te Foggia-S.Severo	3.64	2.42	1.46
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	3.80	2.31	1.59
4.9	+ S.Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	3.72	2.57	1.39

Dalla regressione operata tra \bar{x} e $A_e=A^{F/2}$, per i 15 bacini considerati, si è visto che A_e è fortemente rappresentativa dei caratteri che sottintendono alla definizione della piena media. Infatti, la relazione ottenuta:

$$\bar{x} = 0.78 A^{F/2} \quad (10.18)$$

spiega quasi il 90% della variabilità di \bar{x} , come risulta dal valore $R^2=0.883$ del coefficiente di determinazione.

In fig. 10.9 l'eq. (10.18) è rappresentata in scala bi-logaritmica per rendere più agevole il confronto con la (10.7). Nella stessa figura sono anche riportate le fasce di controllo di \bar{x} calcolate come in precedenza, nel paragrafo 10.3.

La fig. 10.9 consente di verificare che le ipotesi su cui è basata la relazione (10.18) risultano maggiormente attendibili quando sono riferite a bacini di grande dimensione, come era da attendersi per il fatto che più è sviluppato il reticolo reale più si stabilizzano i suoi caratteri di regolarità. Pur nella consapevolezza che ulteriori studi sono necessari, i risultati fin qui ottenuti sembrano confermare la validità delle assunzioni fatte.

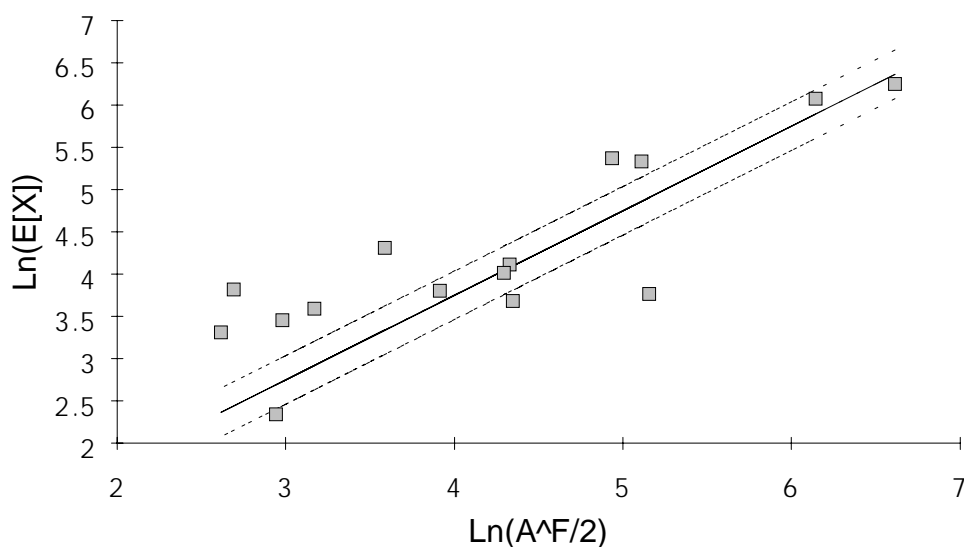


Fig. 10.9. Relazione tra portata media al colmo e dimensione frattale per i 15 sottobacini considerati.

10.3.2. Il metodo razionale per la valutazione della piena indice

In anni recenti ha riacquisito credito un semplice modello di regionalizzazione basato su una formula di tipo razionale. Essa esprime un legame correlativo tra la piena indice \bar{x} , la superficie del bacino e il valore medio, $I(t_r)$, dei massimi annuali delle intensità di pioggia puntuali di durata pari al tempo di ritardo caratteristico del bacino. Questo modello, empiricamente proposto da Rossi e Versace [1982], ha anche trovato successivamente i supporti teorici che ne rendono più affidabile l'applicazione [Fiorentino *et al.*, 1987; Villani 1990a].

La formula razionale viene generalmente scritta come:

$$\bar{x} = I(t_r) A C_* / 3.6 ; \quad (10.19)$$

in cui \bar{x} è espressa in m^3/s , $I(t_r)$ in mm/h , A in Km^2 , t_r in ore. C_* è un coefficiente, detto *probabilistico di piena*, che porta in conto, oltre all'effetto naturale di laminazione del picco di piena rispetto al picco di pioggia, l'effetto di riduzione areale delle piogge e le perdite idrologiche nel bilancio di piena, dovute principalmente al fenomeno dell'infiltrazione nel suolo ed a quello dell'intercettazione da parte della vegetazione. Per l'applicazione della (10.19) è richiesta pertanto la conoscenza del tempo di ritardo t_r , delle curve di probabilità pluviometrica e delle modalità con cui l'eventuale variabilità di C_* dipende dalle

dimensioni del bacino idrografico e dalle sue caratteristiche morfologiche, geolitologiche e d'uso del suolo.

Vale qui la pena di ricordare che per tempo di ritardo di un evento di piena si intende la distanza temporale tra i baricentri dell'idrogramma di piena superficiale e dello ietogramma efficace che lo ha generato e che, per tempo di ritardo caratteristico, t_r , del bacino idrografico, si intende il valore medio a cui questo tende all'aumentare del periodo di ritorno della portata al colmo dell'idrogramma. Per i bacini pugliesi si è inoltre ricavato (v. Cap.7)

$$t_r = .344 A^{0.5} \quad (10.20)$$

10.3.2.1. Curve di probabilità pluviometrica dei bacini idrografici

L'analisi regionale dei massimi delle precipitazioni di diversa durata, ivi comprese le giornaliere, ha portato all'espressione (v. Cap. 9)

$$E[h_t] = a t^{(Ch + D + \log \alpha - \log a)/\log 24} \quad (10.20)$$

che lega il valore medio h_t dei massimi annuali di precipitazione di prefissata durata t ad un insieme di parametri caratteristici delle diverse aree omogenee individuate al capitolo precedente. Attraverso tale relazione è possibile calcolare la media del massimo annuale di precipitazione di fissata durata in un punto qualsiasi del territorio in studio.

Il calcolo del valore medio del massimo annuale della precipitazione relativa ad un bacino imbrifero richiede il passaggio dall'informazione puntuale a quella areale. Quest'ultima può essere valutata a rigore solo disponendo delle serie storiche delle piogge di assegnata durata sull'area in esame. In assenza di tali dati si può tuttavia procedere per via approssimata, come esposto di seguito.

Innanzitutto si può assegnare un valor medio caratteristico del bacino tenendo conto delle informazioni relative alle curve di probabilità pluviometrica delle diverse zone omogenee e utilizzando la dipendenza, quando esista, della legge intensità-durata dalla quota. Attribuendo al bacino una quota caratteristica, pari alla sua quota media, si assume che la precipitazione media areale di un'area omogenea coincida con la precipitazione puntuale relativa alla quota media dell'area stessa. Nel caso in cui il bacino ricada in più di una zona omogenea, la legge è ottenuta come media, pesata sulle aree parziali, tra le curve relative alle diverse zone omogenee interessate. Tali operazioni sono state effettuate per tutti i bacini in indagine ed hanno condotto alle leggi riportate in tab. 10.4, caratterizzate dai parametri a ed b della curva di probabilità pluviometrica $h_t = a t^b$.

Dal confronto dei valori riportati in tab. 10.4 si nota una variabilità piuttosto ridotta sia del parametro a , che varia tra 23.29 e 25.07 mm, sia di b , variabile da 0.262 a 0.310. Ciò denota che l'ipotesi di determinazione della media areale determina un andamento delle curve di probabilità pluviometrica che tende ad omogeneizzarsi, mostrando modeste variazioni dei valori dei parametri nel passaggio da un bacino idrografico all'altro.

10.3.2.2. Stima del fattore di riduzione areale

L'informazione costituita dalla legge di probabilità pluviometrica *media* di un bacino idrografico, valutata a partire dalle registrazioni di pioggia in alcuni siti, secondo la procedura innanzi esposta, risulta sempre meno attendibile con l'aumentare della relativa area. Al crescere dell'area di riferimento, infatti, diventano non trascurabili le caratteristiche della scala di evoluzione spaziale del fenomeno di precipitazione che, all'atto pratico, si possono tradurre nella mancata contemporaneità dell'evento di pioggia sull'intera area del bacino. Di quanto detto si tiene conto facendo derivare la pioggia areale da quella puntuale, a pari periodo di ritorno T , attraverso un coefficiente di ragguaglio chiamato *fattore di riduzione areale* (ARF) che viene derivato empiricamente. Detto $K(A,d)$ tale fattore, dipendente dall'area A e dalla durata d , risulta cioè

$$K(A,d) = \frac{I_A(d)}{I_p(d)} \quad (10.21)$$

dove $I_A(d)$ = intensità media areale e $I_p(d)$ = intensità media puntuale, relativi al periodo di ritorno T .

Una formulazione generale per $K(A,d)$ è stata proposta dall'U.S. Weather Bureau [1957-1960]:

$$K(A,d) = 1 - f_1(A) f_2(d) \quad (10.22)$$

ed è condizionata al rispetto dei vincoli:

$$f_1(A) = 0 \quad \text{per } A = 0 ; \quad f_2(d) = 1 \quad \text{per } d = 0$$

ed a leggi del tipo [Eagleson, 1972]:

$$f_1(A) = 1 - e^{-c_1 A} \quad (10.23)$$

$$f_2(d) = e^{-c_2 d^{c_3}} \quad (10.24)$$

Nell'ipotesi qui fatta che la legge di probabilità pluviometrica sia di tipo monomio di potenza:

$$I_p = a d^{(b-1)} \quad (10.25)$$

come in uso nella pratica tecnica, e che anche con riferimento alle piogge areali possa scriversi analogamente [Puppini, 1932]

$$I_A = a' d^{b'-1} \quad (10.26)$$

mediante la (10.23) ci si riconduce [Villani, 1990b] alle espressioni:

$$\frac{a'}{a} = (1 - c_1 e^{-c_2})A + \frac{1}{2} c_1^2 e^{-c_2} A^2 \quad (10.27)$$

$$b' = K_1 A + b \quad (10.28)$$

Penta [1974] ha ricavato i coefficienti c_1 e c_2 relativi alla Basilicata, che risultano:

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

e che sono stati sostanzialmente confermati da Catalano *et al.* [1990] per alcuni bacini della Calabria. Ammettendo che nella (10.25) valga $c_3 = 0.25$, valore trovato da Eagleson [1972], risulta poi [Villani, 1990b]

$$K_1 = 1.44 \times 10^{-4} \quad (10.29)$$

con il che siamo in grado di determinare a' e b' noti a e b .

Poichè l'applicazione di questo metodo è limitata a bacini di area compresa tra 10 e 2000 Km², nel caso in esame non sarebbe corretto estenderne i risultati al bacino dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero, che misura $A = 2716$ Km². Per tale bacino, d'altro canto la procedura descritta fornisce risultati anomali, sicché nelle successive elaborazioni ad esso si sono attribuiti i parametri puntuali a e b . I parametri a' e b' delle curve monomie di probabilità pluviometrica areale ottenuti per gli altri bacini sono riportati in tab.10.4.

Tab. 10.4. Parametri delle curve di probabilità pluviometrica dei bacini (**a**, **b**= valori medi pesati sulla quota e sulle aree, **a'**, **b'**= valori calcolati in base al fattore di riduzione areale).

Cod.	Sezione	a	b	a'	b'
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	24.17	0.265		
1.1	Ofanto a Cairano	24.13	0.265	17.95	0.304
1.2	Atella a P.te sotto Atella	24.13	0.265	20.12	0.288
1.4	Ofanto a Rocchetta S.Antonio (Montev. Scalo)	24.13	0.265	11.28	0.426
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla Lavello	24.13	0.265	20.87	0.283
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	24.13	0.265	23.28	0.269
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	24.13	0.265	19.24	0.294
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	24.13	0.265	18.14	0.303
1.9	Locone a P.te Brandi	24.13	0.265	18.89	0.297
2.0	Carapelle a Carapelle	24.13	0.279	13.06	0.383
3.0	Cervaro ad Incoronata	23.86	0.281	14.34	0.359
4.0	Candelaro a Strada Bonifica N.24	23.73	0.262	10.09	0.519
4.1	Celone a S.Vincenzo	24.08	0.291	21.74	0.303
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	23.33	0.274	17.62	0.311
4.4	Vulgano a P.te Troia Lucera	23.535	0.279	21.05	0.293
4.5	Salsola a Casanova	25.07	0.31	23.79	0.316
4.6	Casanova a P.te Lucera Motta	24.57	0.301	23.07	0.309
4.7	Salsola a P.te Foggia S.Severo	23.29	0.273	14.77	0.340
4.8	Triolo a P.te Lucera Torremaggiore	34.5	0.3	32.33	0.308
4.9	Canale S.Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	24.27	0.295	22.58	0.304

10.3.2.3. Coefficienti probabilistici di piena

Al fine di pervenire alla stima della piena indice in una sezione fluviale nella quale non si dispone di osservazioni dirette di portata resta ancora da analizzare la variabilità del coefficiente probabilistico di piena C_* nell'area di studio.

L'esperienza suggerisce che C_* è generalmente piuttosto stabile in una regione, con valori che tendono a ridursi solo per la presenza nel bacino di aree a permeabilità secondaria molto elevata (v. cap. 3) oppure per la presenza di estese superfici boschive. Si è quindi innanzitutto determinato il valore medio regionale di C_* , utilizzando i dati riportati alla tab. 10.5, attraverso una regressione tra i valori medi di X ed i valori assunti, nei diversi bacini, dal raggruppamento $AI(t_T)/3.6$. Poichè in questa fase si è fatto già riferimento alle intensità di precipitazione areali, i valori di C_* sono da considerarsi dipendenti solo dalla forma della risposta del bacino e dalle caratteristiche geolitologiche.

Tab. 10.5. Caratteristiche principali delle serie inerenti il terzo livello di regionalizzazione delle piene.

Cod	Sezione	Area (Km ²)	\bar{x} (m ³ /s)	$t_r(A)$ (h)	$I(t_r)$ (mm/h)	C^*	$\frac{A \cdot I(t_r)}{3.6}$
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	2702.8	517.60	17.93	3.70	0.185	2793.5
1.1	Ofanto a Cairano	266.4	208.00	5.67	5.36	0.513	405.3
1.2	Atella a P.te sotto Atella	175.9	61.30	4.32	7.09	0.197	311.2
1.4	Ofanto a Rocchetta S.Antonio	1111.0	436.70	11.52	2.78	0.505	864.1
1.5	Arcidiaconata a P. Rap.-Lavello	123.9	44.90	3.83	7.97	0.164	274.4
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	28.5	10.40	1.87	14.74	0.086	120.8
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	204.0	39.90	4.88	6.29	0.114	350.9
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	263.0	55.80	5.56	5.48	0.140	397.6
1.9	Locone a P.te Brandi	219.4	43.30	5.09	6.01	0.118	365.8
2.0	Carapelle a Carapelle	714.9	283.70	9.23	3.31	0.428	662.4
3.0	Cervaro ad Incoronata	539.3	215.80	7.99	3.78	0.381	566.5
4.0	Candelaro a Str. Bonifica N.24	1777.9	140.70	14.55	2.79	0.102	1384.2
4.1	Celone a S.Vincenzo	92.5	31.80	3.19	9.70	0.138	231.1
4.3	Celone a P.te Foggia-S.Severo	233.5	45.70	5.50	5.44	0.118	386.8
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	94.1	74.70	3.34	8.98	0.319	234.5
4.5	Salsola a Casanova	44.1	45.50	2.26	13.63	0.279	163.2
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	57.3	27.50	2.49	12.28	0.154	178.4
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	455.4	76.10	7.40	3.94	0.150	506.4
4.8	Triolo a P. Lucera-Torremagg.	55.9	36.50	2.52	17.04	0.143	254.6
4.9	Canale S.Maria	58.1	18.90	2.66	11.43	0.100	189.8

Va tenuto presente che in questa fase non si è ancora tenuto conto dell'influenza dell'elevata permeabilità di porzioni di area di bacino dovuta alla presenza di rocce fratturate nè di laghi o altri specchi d'acqua, che non danno praticamente alcun contributo alla formazione della portata al colmo.

Per ciascuno dei 20 bacini considerati, i valori di t_r sono stati stimati a mezzo della (10.15) e i valori di $I(t_r)$ sono stati calcolati secondo le curve areali di probabilità pluviometrica di tab. 10.4. L'andamento della regressione di X su $AI(t_r)/3.6$ è mostrato in fig. 10.10. Il valore di C_* medio regionale è risultato essere pari a $\bar{C}_* = 0.205$, con $R^2 = 0.633$. È da notare che praticamente lo stesso valore di C_* (0.210) si ottiene se vengono considerate le piogge puntuali, risultato che è corredato da un coefficiente di determinazione pari a $R^2 = 0.720$. Questi risultati indicano che, sebbene un valore unico regionale C_* possa essere ritenuto sufficiente a dare indicazioni di massima per la stima della piena indice, è necessario approfondire l'indagine per interpretare la variabilità di C_* intorno al valore medio osservato.

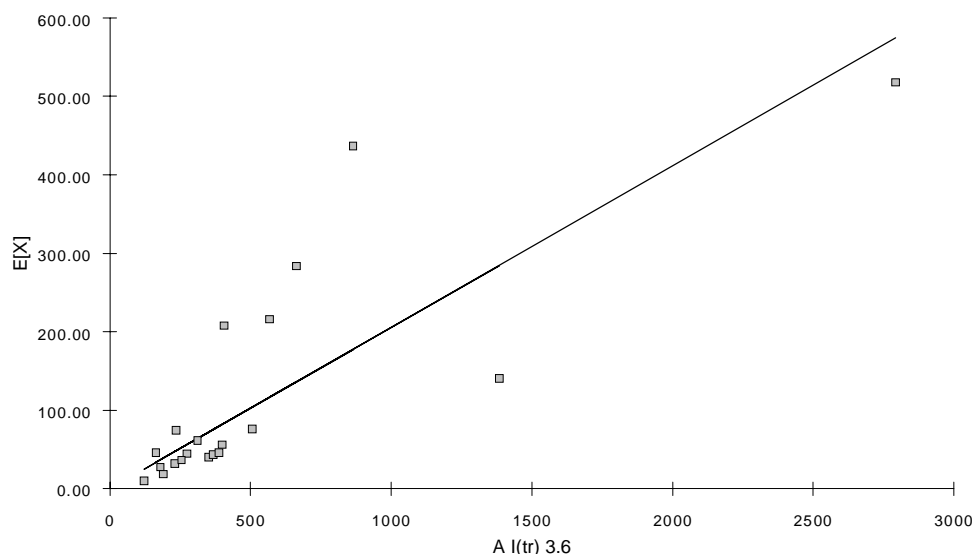


Fig. 10.10. Legge di regressione tra \bar{x} e $A l(tr)/3.6$, in cui vengono considerate le piogge areali, per la stima di un coefficiente C_* unico regionale ($R^2 = 0.633$).

Dato il numero relativamente elevato di serie di dati disponibili rispetto all'estensione dell'area in studio, si può considerare piuttosto utile una informazione costituita dalla mappatura dei coefficienti statistici di piena dei bacini Pugliesi.

A tale scopo si è usato il criterio di mediare i C_* con l'area per quei territori che corrispondono alla differenza di area tra i bacini annidati. Solamente per l'area che rappresenta la differenza tra il bacino dell'Ofanto a S. Samuele di Cafiero e tutti i suoi sottobacini qui considerati non è stato possibile assegnare un C_* attendibile, per il fatto che si tratta di aree vallive, in cui il contributo unitario alla piena è estremamente ridotto ed in cui, semmai, avvengono fenomeni di deflusso areale non canalizzato e di esondazione. In fig. 10.11 sono riportati i coefficienti C_* calcolati per tutto il territorio in studio.

L'utilità dell'informazione costituita dal C_* caratteristico di una zona è sensibile se è l'obiettivo è determinare il valore di \bar{x} per un bacino che ricade in uno solo dei bacini considerati in questa analisi, specie se è di area ridotta. D'altra parte, il criterio di usare un C_* medio pesato se il bacino in indagine comprende più di un bacino tra quelli qui considerati non sembra del tutto ingiustificato.

Maggiore incertezza si ha quando l'area in indagine si trova interamente in una zona subito all'esterno del perimetro di un bacino monitorato. Il C_*

individuato in queste zone è infatti il risultato di una media pesata tra quelli dei bacini annidati e non il risultato di una elaborazione sulla misura diretta della media delle portate. In questo caso è utile il ricorso alla relazione esistente tra C_* e le caratteristiche di permeabilità associate alla geologia, discussa qui di seguito.

La valutazione dell'influenza della geolitologia sul coefficiente C_* , influenza che si può ritenere prioritaria rispetto a quella della copertura del suolo, [es. Celico *et al.*, 1991] rappresenta un ulteriore passo verso la ricostruzione dei fattori geomorfologici che concorrono alla definizione delle portate al colmo di piena. Nel cap. 6 sono state riportate le informazioni essenziali relative alla geologia dei bacini, attraverso le percentuali di area occupate da ognuno dei litotipi individuati. In base a queste informazioni e tenendo conto, per quanto possibile, del comportamento della formazione rispetto alla permeabilità ad una scala temporale relativamente breve, quale quella che caratterizza i fenomeni di piena, si sono suddivisi i litotipi in classi di permeabilità. Si è stabilito, comunque, di contenere al minimo il numero di classi, allo scopo di stabilire dei criteri semplici che potessero dare indicazioni di massima a fronte di una composizione geolitologica dei bacini notevolmente variegata.

Si sono individuate tre classi, di permeabilità: elevata (PE), media (PM) e nulla (I), con pesi rispettivamente pari ad 1 per la permeabilità elevata, 0 per quella nulla, mentre il peso relativo all'unico litotipo considerato a permeabilità media (formazione della Daunia) è stato attribuito per taratura e fissato pari a 0.64. In Tab. 10.6 sono riportate le appartenenze delle formazioni geolitologiche presenti nei bacini considerati alle classi di permeabilità. In tab. 10.7 sono invece riportate, per i diversi bacini, le percentuali di area impegnata da ognuna di queste tre classi.

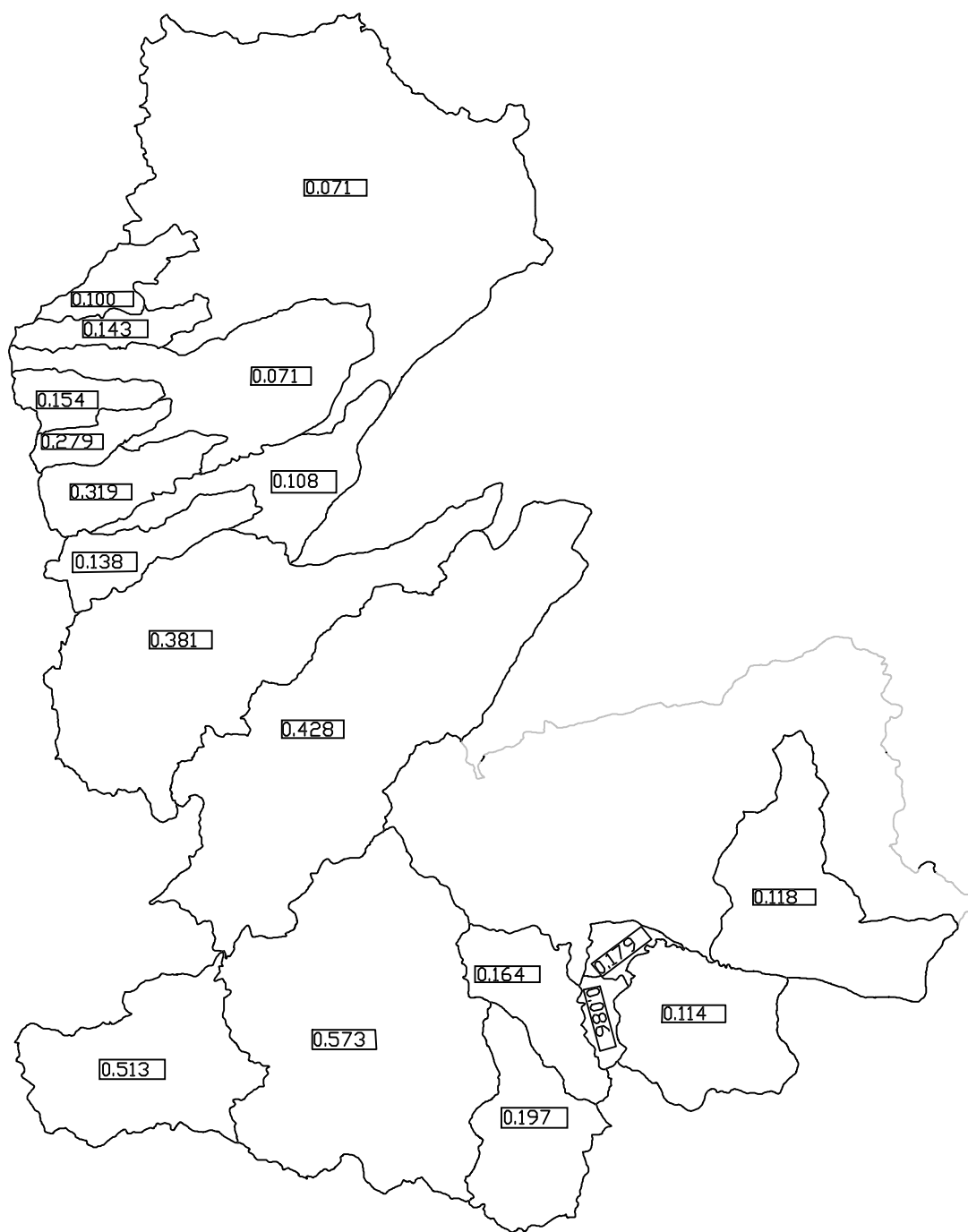


Fig. 10.11. Coefficienti probabilistici di piena (C_*) relativi alle diverse aree delimitate dai bacini idrografici della Puglia Settentrionale sottesi dalle stazioni del S.I.M.I.

Tab. 10.6. *Litotipi e relative classi di permeabilità.*

Litotipo	Classe di permeab.
Dep. lacustri, lagunari, di duna, alluvionali, colluviali ed eluviali (terre rosse) Olocene	PE
Detriti di falda. Olocene	PE
Depositi alluvionali terrazzati. Pleistocene Superiore	PE
Depositi marini terrazzati. Pleistocene Superiore	PE
Depositi fluvio-lacustri dei bacini di Venosa ed Atella. Pleistocene Medio-Inf.	PE
Conglomerato di Irsina. Pleistocene Medio-Inferiore	PE
Piroclastiti e lave del Monte Vulture. Pleistocene	PE
Argille e sabbie di Avanfossa. Pliocene-Pleistocene	I
Calcareni di Gravina. Pliocene Superiore-Pleistocene Inferiore	PE
Dep. clastici del bac. intermont. dell'alta valle del F.Ofanto. Pliocene Medio-Inf.	I
Formazione di Altavilla Irpina. Messiniano	PE
Formazione della Daunia. Burdigaliano-Serravalliano	PM
Formazione di Serra Palazzo. Langhiano-Serravalliano	PE
Formazione di Gorgoglione. Burdigaliano-Serravalliano	PE
Formazione di Castelvetere. Burdigaliano-Serravalliano	I
Formazione di Stigliano. Aquitaniano-Burdigaliano	PE
Argille varicolori. Cretacico Superiore-Oligocene	I
Depositi carbonatici della Murgia Apula. Cretacico Inferiore-Giura Superiore	PE
Dep. carbonatici dei M.ti Picentini (unità Alburno-Cervati), Cretacico Sup.-Giura Sup.	PE
Zone urbane	I

Tab. 10.7. *Percentuali di permeabilità dei bacini.*

Cod.	Sezione	PE	PM	I
1.0	Ofanto a S.Samuele di Cafiero	0.619	0.006	0.375
1.1	Ofanto a Cairano	0.149	0	0.851
1.2	Atella a P.te sotto Atella	0.446	0	0.554
1.4	Ofanto a Rocchetta S.Antonio (Monteverde Scalo)	0.246	0	0.754
1.5	Arcidiaconata a P.te Rapolla Lavello	0.827	0	0.166
1.6	Lapilloso a P.te s.s. 168	0.378	0.508	0.114
1.7	Venosa a P.te Ferroviario	0.833	0	0.167
1.8	Venosa a P.te S.Angelo	0.799	0.055	0.146
1.9	Locone a P.te Brandi	0.871	0	0.129
2.0	Carapelle a Carapelle	0.538	0.0565	0.405
3.0	Cervaro ad Incoronata	0.373	0.2	0.427
4.0	Candelaro a Strada Bonifica N.24	0.855	0.064	0.081
4.1	Celone a S.Vincenzo	0.612	0.388	0
4.3	Celone a P.te F.S. Foggia-S.Severo	0.835	0.165	0
4.4	Vulgano a P.te Troia-Lucera	0.664	0.297	0.039
4.5	Salsola a Casanova	0.724	0.197	0.079
4.6	Casanova a P.te Lucera-Motta	0.642	0.313	0.046
4.7	Salsola a P.te Foggia-S.Severo	0.834	0.138	0.025
4.8	Triolo a P.te Lucera-Torremaggiore	0.823	0.177	0
4.9	Canale S.Maria a P.te Lucera-Torremaggiore	0.942	0.058	0

Facendo uso dell'informazione relativa alla permeabilità dei bacini si è proceduto a verificare quanta parte della variabilità del coefficiente C_* possa essere spiegata dalla percentuale di area impermeabile. Dalla regressione lineare effettuata, con coefficiente di determinazione pari a 0.655, è risultata la legge

$$C_* = 0.09 + .471(1-PE) \quad (10.30)$$

Come può osservarsi dalla fig. 10.8, in cui è riportato l'andamento dei punti osservati rispetto alla retta di regressione, la variabilità di C_* non spiegata dalla percentuale permeabile è dello stesso ordine di grandezza dell'incertezza che si ha con il considerare costante il coefficiente di piena nell'intera regione.

La ragione di questa elevata variabilità può trovarsi nella notevole incertezza che affetta la determinazione del comportamento, dal punto di vista della permeabilità, dei diversi litotipi durante la piena. Inoltre, va considerato il notevole numero di informazioni che determinano i valori di C_* e l'incertezza connessa ad ognuna di esse. Il coefficiente statistico di piena dipende infatti dalla legge di dipendenza tra intensità di precipitazione e durata, dalla stima del tempo di ritardo del bacino. Porta inoltre con sé l'incertezza sul valore della media, peraltro ineliminabile. Il grado di adattamento conseguito con la regressione sopra mostrata è pertanto da ritenersi nell'ambito di quanto è da attendersi tra grandezze la cui determinazione è soggetta ad un elevato grado di errore.

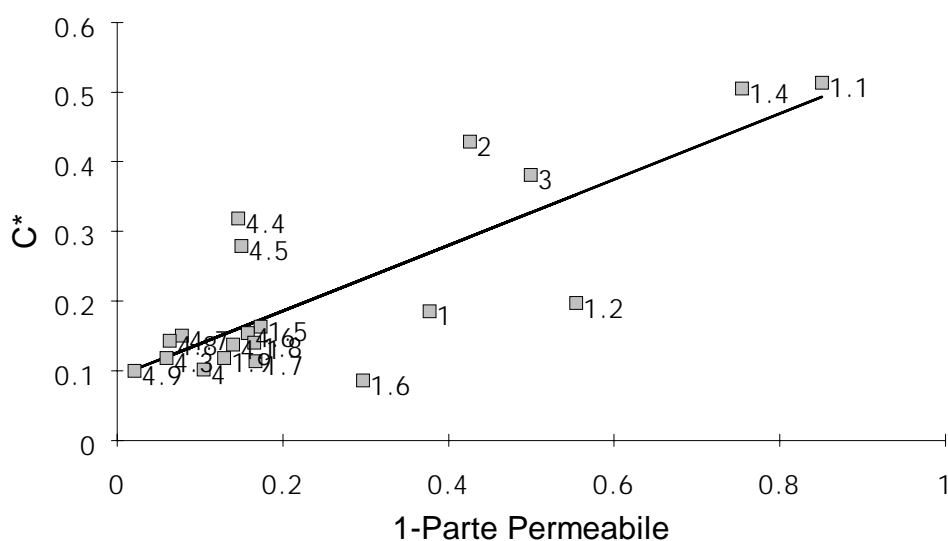


Fig. 10.8. Regressione lineare tra la frazione impermeabile ed il coefficiente statistico di piena del bacino.

L'espressione più generale con la quale può essere espressa la formula razionale,

$$\bar{x} = I(t_r) A C_f C_p / 3.6 \quad (10.31)$$

comprende un coefficiente C_f che rappresenta il fattore di attenuazione dovuto alla permeabilità del suolo ed un coefficiente C_p di attenuazione, dipendente dalla forma dell'IUH e cioè dalla modificazione che il reticolo di drenaggio esercita sulla forma del pluviogramma in ingresso. Se si considera C_f pari ad 1, la portata al picco teorica per unità di area dipende solo dall'esponente della legge monomia di probabilità pluviometrica e dal tempo di picco, che è legato univocamente al tempo di ritardo quando si sia fissata la forma dell'IUH.

Ferrari *et al.* [1989], ipotizzando un IUH di Weibull con parametro $n=1.4$, che corrisponde a $C_v=0.72$, hanno tabellato la grandezza adimensionale $\bar{x} / [A I(t_r)]$ in funzione dell'esponente della legge di pioggia. Tale rapporto è il fattore di riduzione che rappresenta l'effetto di laminazione esercitato dalla risposta idrologica su di un impulso di pioggia rettangolare ed equivale al coefficiente di piena nell'ipotesi in cui l'impermeabilità del bacino sia totale.

Sulla base di quanto esposto, la procedura suggerita da Ferrari *et al.* [1989] è stata applicata ai bacini Pugliesi, per tener conto separatamente dell'effetto della geologia e delle dimensioni del bacino (che si riflettono sull'esponente della legge di pioggia areale) sull'attenuazione del picco di piena. Tale verifica non ha tuttavia condotto ad alcun miglioramento della capacità esplicativa della formula razionale, in quanto il coefficiente di correlazione tra il coefficiente di permeabilità in piena ottenuto come detto e le relative percentuali impermeabili dei bacini non ha superato quello ottenuto direttamente nella relazione tra C_* e (1-PE).

10.4. Considerazioni finali

In base a quanto emerso dalle elaborazioni riportate in questo capitolo, l'analisi di frequenza delle piene in Puglia dovrà seguire le fasi qui di seguito riportate.

Al I livello di regionalizzazione vanno assegnati ai parametri Λ_* e Θ_* i valori riportati in (10.1) in quanto non sono emersi dubbi circa l'appartenenza della Puglia alla zona idrometrica unica nazionale.

Al II livello di regionalizzazione si evince una dipendenza apprezzabile tra Λ_1 e area A del bacino, che assume la forma mostrata in fig. 10.4. Tale dipendenza si traduce nel fatto che la distribuzione di probabilità adimensionalizzata rispetto al valor medio, assume una dipendenza dall'area, mostrata in fig. 10.5 in maniera indiretta, in quanto le curve sono parametrizzate in funzione di Λ_1 .

Al III livello di regionalizzazione, per la stima della piena indice si pongono diverse alternative:

1. Il metodo standard da seguire è quello della formula razionale (relazione 10.19), nella quale vanno usati i valori di C_* mappati in fig. 10.11, con le raccomandazioni fornite al paragrafo 10.3.2.3.
2. Nei casi in cui non sia disponibile o non possa essere utilizzabile l'informazione su C_* fornita dalla fig. 10.11, per la determinazione del coefficiente di piena va fatto ricorso alla relazione (10.31), nella quale è utilizzata l'informazione costituita dalla geologia.
3. Per valutazioni rapide, quando si disponga dei rapporti R_B ed R_L di Horton, attraverso la relazione (10.18) può essere effettuata direttamente la stima della piena indice, in funzione dell'area e della dimensione frattale del reticolo. L'affidabilità di tale valutazione cresce al crescere delle dimensioni del bacino.
4. In ultima analisi, per calcoli di prima approssimazione, si può adoperare la legge di dipendenza tra le sole variabili portata indice ed area, rappresentata dalla (10.7).

10.5 Bibliografia

- Barlow, R. E., D.J. Bartholomew, J.M. Bremner e H.D. Brunk: "Statistical Inference under Order Restrictions", John Wiley & Sons Ltd., 1972.
- Catalano, E., F. Pascuzzi e P. Versace, 1990, I massimi annuali delle piogge areali sul bacino del F. Crati, in: Rossi, F., (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, CNR-GNDCI, Roma.
- Celico P., M. De Innocentis, P. Villani e F. Rossi, 1991, Influenza dei parametri fisiografici del bacino sul coefficiente di afflusso di piena, in: Rossi, F., (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1989*, CNR-GNDCI, Roma.
- CNR-IRPI, 1984, Valutazione delle portate al colmo di piena dei corsi d'acqua italiani (VAPI). Dati idrometrici. Rapporto non pubblicato.

- Colmignoli, O. e G. Marcello: "Studio idrologico del bacino del Candelaro e calcolo delle portate di massima piena dei torrenti del comprensorio", C. Colombo, Roma, 1934.
- Cotecchia, F. "Rapporto tra la portata massima giornaliera e quella al colmo nelle piene dei corsi d'acqua italiani", L'energia Elettrica, 1965.
- Di Lonardo, G. "Progetto di massima di bonifica idraulica del territorio consorziale del Tavoliere centrale", Bari, 1933.
- Eagleson, P.S., 1972, Dynamics of flood frequency, *Water Resour. Res.*, 8(4), 878-898.
- Fassò, C. "Studio delle Piene", Progetto Speciale n. 14, Cassa per il Mezzogiorno, Roma, 1975.
- Feder, J. *Fractals*. Plenum Press. New York. 1988.
- Ferrari, E., Versace, P. e Villani, P., 1989. Terzo livello di analisi delle piene in Calabria, in: Rossi, F., (Ed.) *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, GNDCI-CNR, Roma.
- Fiorentino, M., Gabriele, S., 1985. Distribuzione TCEV: metodi di stima dei parametri e proprietà statistiche degli stimatori. *Geodata 25*, Cosenza.
- Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F., Versace P., 1987. Hierarchical approach flood frequency analyses. in: *Regional flood frequency analysis*, edited by Singh, V.P., 35-44, Reidel Publ. Co.
- Franchini, M., E. Todini e M. Ferraresi. Analisi regionale delle portate al colmo: un'applicazione di un modello esponenziale generalizzato nel contesto della metodologia della portata indice, *XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, L'Aquila, 1988.
- La Barbera, P. e R. Rosso, 1989, On the fractal dimension of stream networks, *Water Resources Research*, 25 (4), 735-741.
- Mandelbrot, B. 1975. *Gli oggetti frattali, forma, caso e dimensione*, Einaudi.
- Mandelbrot, B. 1983. *The fractal geometry of nature*, W.H. Freeman, New York..
- Ministero LL. PP. *Le piene dei corsi d'acqua italiani*, Poligraf. Stato, Roma, 1939.
- Penta, A., 1974. Distribuzione di probabilità del massimo annuale a_g dell'altezza di pioggia giornaliera su un bacino, *Atti XIV Convegno di Idraulica e costruzioni Idrauliche*, Napoli.
- Penta, A., Silvagni, G., Versace, P., 1978. Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo di piena. Incontro di studio su: Estremi idrologici e modelli di previsione, Perugia.
- Puglisi, S. e P. Zanframundo: " Osservazioni idrologiche in piccoli bacini del subappennino dauno", *Giornale del Genio Civile*, 1978.

- Puppini, U., 1932. Coefficienti udometrici per generica scala di deflusso, *L'ingegnere*, 4, 32-44.
- Rossi, F., 1974. Criteri di similitudine idrologica per le stime della portata al colmo di piena corrispondente a un assegnato periodo di ritorno. Atti del XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Volume II, Napoli.
- Rossi, F. e Versace P., 1982. Criteri e metodi per la valutazione delle piene, in E. Marchi (Ed.) *Valutazione delle Piene*, P.F. Conservazione del suolo, Pubbl. n.165, CNR. Roma.
- Rossi, F., Fiorentino, M., Versace, P., 1984. Two component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resources Research*, Volume 20, No.7, pp.847-856.
- Rossi, F., Villani, P., 1988. La regionalizzazione della piena annuale media attraverso un metodo analitico di tipo geomorfoclimatico. Atti del XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Volume I, pp.225-242, L'Aquila.
- Singh, V.P. 1988, *Hydrologic Systems*, Prentice Hall, 2 voll.
- Tramonte, R. "Indagine di studio sul calcolo delle massime probabili portate di piena dei torrenti del tavoliere", Arti Grafiche S. Pescatore, Foggia, 1949.
- Versace, P., Ferrari, E., Gabriele, S., Rossi, F., 1989. Valutazione delle piene in Calabria. CNR-IRPI, Geodata, Cosenza.
- Villani P., 1990a. La valutazione della piena annua media, Atti dell'Istituto di Ingegneria Civile, Università di Di Salerno, n.108.
- Villani P., 1990b. Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media, in: *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo: Rapporto 1988*, CNR-GNDCI.
- Viparelli, C. "La interpretazione degli effetti di cento anni di bonifica del Candelaro", VI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Padova, 1959.
- U.S. Weather Bureau, 1957-1960. Rainfall intensity-frequency regime 1-5, *Tech. Paper N. 29*, Washington D.C.