

PGSIM/2018/

Bologna,

AIPO

Direzione Territoriale Idrografica Emilia Occidentale

Ufficio Operativo di Parma

Strada Garibaldi n. 75 - 43121 PARMA

c.a. Ing. Mirella Vergnani

protocollo@cert.agenziapo.it

mirella.vergnani@agenziapo.it

Oggetto: Espressione parere ai sensi dell'art. 5 del regolamento di cui al DPR 1363/1959 sulle analisi idrologiche/idrauliche sul Progetto dei "Lavori di realizzazione della cassa di espansione del Torrente Baganza nei comuni di Felino, Sala Baganza, Collecchio e Parma (PR-E-1047)"

Con riferimento alle note prot. nr. 11351 del 15/05/2017 e prot. nr. 3863 del 22/02/2018, si esprime di seguito il parere idrologico richiesto.

In data 23/12/2015, prot. nr. 1575 (All. 1), questo Servizio ha trasmesso la propria relazione idrologica per la stima delle massime portate al colmo di piena per assegnato tempo di ritorno, adottando un approccio stocastico di regionalizzazione del bacino del Parma-Baganza. Ai fini del presente parere idrologico, si confermano i valori ricavati di seguito riportati:

Torrente Baganza a Ponte Nuovo

Bacino idrografico: 188 km²

Portata con tempo di ritorno centennale: 872 m³/s

Portata con tempo di ritorno duecentennale: 992 m³/s

Portata con tempo di ritorno cinquecentennale: 1156 m³/s

Portata con tempo di ritorno millenario: 1264 m³/s

Portata con tempo di ritorno trimillenario: 1435 m³/s

Trattandosi di uno sbarramento in alveo sono stati forniti i valori centennali, duecentennali, cinquecentennali, millenari e trimillenari delle portate. Si evidenzia comunque che non compete a questo Servizio indicare il tempo di ritorno delle portate su cui dimensionare le opere e gli schemi operativi degli impianti.

In data 15/12/2017, con parere nr. 52/2017, il Consiglio Superiore dei Lavori Pubblici (C.S.LL.PP.) ha confermato le proprie perplessità sugli studi idrologici svolti per il progetto, per l'individuazione dei valori di portata per i diversi tempi di ritorno, affermando che anche le analisi condotte da Arpae non appaiono dirimenti la principale criticità idrologica presente negli elaborati progettuali, riguardante l'individuazione della curva di crescita delle portate.

In data 28/12/2017, a seguito del suddetto parere del C.S.LL.PP., la Direzione Generale Dighe ha riconfermato la prescrizione indicata con R/26, di cui alla relazione d'istruttoria. Più precisamente, la Direzione Generale Dighe ha stabilito che nella stima delle portate per assegnato tempo di ritorno risulta opportuno ricorrere anche ai disponibili metodi di regionalizzazione delle portate per la zona omogenea di interesse individuata dal VAPI (Parma-Genova – sottoregione "C") o eventualmente da studi più aggiornati.

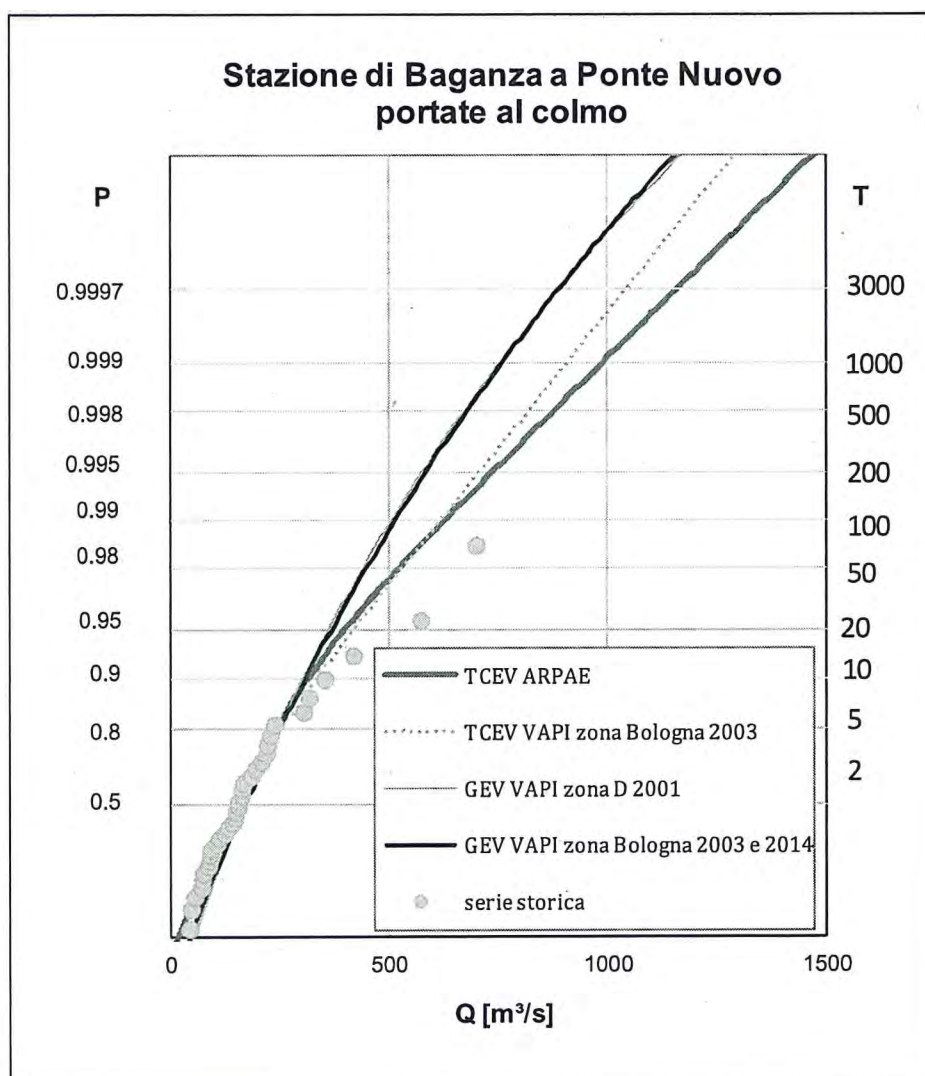
Con nota del 02/05/2018 (All. 2), la Direzione Generale Dighe, facendo seguito all'incontro tenutosi presso la stessa Direzione in data 23/04/2018, ha chiarito che nell'indicazione della sottoregione di interesse ha fatto riferimento alla delimitazione riportata nella figura 2 dell'articolo "Safety of Italian dams in the face of flood hazard" (Bocchiola e Rosso, Advances in Water Resources, 2014, All. 3), specificando tuttavia il carattere meramente esemplificativo del riferimento alla sottoregione "C". Nella medesima nota, si è ribadita la raccomandazione di utilizzare metodi diretti regionali in affiancamento al metodo diretto locale impiegato nella relazione idrologica del progetto definitivo; è stata altresì confermata la prescrizione di considerare in modo completo nell'analisi statistica anche la portata al colmo dell'evento del 2014, come da parere del C.S.LL.PP.; inoltre, è stato ricordato di esprimere il presente parere tenendo conto della relazione idrologica di progetto e dell'integrazione fornita da codesta Agenzia in sede di istruttoria presso il C.S.LL.PP. in data 22/11/2017.

Per completezza di informazione, in ottemperanza alle suddette prescrizioni e raccomandazioni, si fa presente che nel presente parere idrologico la stima delle portate per assegnato tempo di ritorno è stata ricavata utilizzando la serie storica delle massime portate al colmo di piena osservate alla stazione del Baganza a Ponte Nuovo per il periodo 1980-2014, comprendente quindi anche l'evento del 2014.

Dopo aver verificato che il metodo diretto locale impiegato nella relazione di progetto, utilizzando la medesima serie storica comprendente l'evento del 2014, comporta risultati che non trovano riscontro nella formazione delle piene fluviali con riferimento a diverse dimensioni di bacini sottesi, si è proceduto all'applicazione della metodologia VAPI con una distribuzione TCEV mediante una stima al primo livello di regionalizzazione, assumendo due parametri a scala di bacino Parma-Baganza e altri due parametri calcolati direttamente con la serie storica del Baganza a Ponte Nuovo, sempre comprendente l'evento del 2014.

Tale stima è stata altresì confrontata con quella derivante dall'applicazione dei parametri della curva di crescita valida per la zona omogenea VAPI di interesse per lo specifico bacino, denominata "D" nel "Rapporto sulla valutazione delle piene – Italia Nord Occidentale" (De Michele e Rosso, 2001, All. 4), comprendente i bacini padani dal torrente Parma al Panaro (compresi i bacini adriatici dal Reno al Conca). La medesima area omogenea VAPI è denominata "Bologna" nello studio "L'applicazione della legge generalizzata del valore estremo GEV all'analisi regionale delle piene in Italia" (Bocchiola, De Michele e Rosso, L'Acqua, Agosto 2003, All. 5), poi riportata anche nell'articolo "Safety of Italian dams in the face of flood hazard" (All. 3) con i medesimi parametri aggiornati nello studio del 2003.

Nella figura successiva si riporta il confronto della distribuzione di probabilità stimata nel presente parere idrologico e quelle ricavate dalle curve di crescita valide per la zona omogenea di interesse per il bacino del Parma-Baganza, denominata "D" nel rapporto VAPI e "Bologna" nei successivi aggiornamenti del 2003 e 2014.



Il suddetto confronto evidenzia come i quantili ricavati nel presente parere idrologico siano più cautelativi, quindi a vantaggio di sicurezza, rispetto alle metodologie aggiornate e disponibili in letteratura tecnica.

Si fa presente che nell'articolo "Safety of Italian dams in the face of flood hazard" (All. 3) sono riportati in tabella anche i valori dei parametri della curva di crescita valida per la sottoregione denominata "Genova C", alla quale ha fatto riferimento la Direzione Generale Dighe nella figura 2 dello stesso articolo. Tali valori parametrici risultano identici a quelli pubblicati nello studio del 2003 (All. 5) e nel rapporto VAPI (All. 4) per la medesima sottoregione, denominata "C" nel rapporto VAPI, dove si specifica che la zona abbraccia i bacini liguri con foce al litorale tirrenico ed i bacini padani dallo Scrivia al Taro. Tale documentazione evidenzia in modo inequivocabile che nel caso del bacino Parma-Baganza i valori dei parametri della curva di crescita per la zona omogenea di interesse sono quelli riportati per la sottoregione denominata "D" nel rapporto VAPI e "Bologna" nell'articolo del 2014.

Con lettera prot. nr. 11577 del 16/05/2018 (All. 6), codesta Agenzia ha altresì chiarito che nella propria nota del 22/11/2017, in risposta alla richiesta di chiarimenti da parte del C.S.LL.PP. nell'iter di espressione del parere, la somiglianza di alcuni bacini ricadenti nella sottoregione "C" con il bacino del Baganza è stata indicata esclusivamente per motivi di vicinanza geografica, mentre da un punto di vista idrologico-statistico tale similitudine non trova alcun riscontro, avendone evidenziata peraltro la notevole differenza della sottoregione "C" rispetto a quella "D".

Si sottolinea, in generale ma nello specifico anche per il bacino del Parma-Baganza, che il territorio su cui cadono le precipitazioni è spesso notevolmente mutato rispetto al passato, per cui i fenomeni si svolgono con più irruenza e con punte più esasperate. Ciò ha influenza sulla struttura di molte formule tendenti alla determinazione delle massime piene e ricavate ormai da molti anni. Pertanto, nel presente parere idrologico si è altresì tenuto conto dell'incremento delle piogge intense in proiezione a +100 anni di circa il +20% rispetto al clima attuale nel bacino del Parma-Baganza, sulla base dei risultati delle simulazioni climatiche effettuate da questo Servizio. Più precisamente, è stato utilizzato un metodo di stima indiretto che lega il comportamento stocastico delle portate al colmo di piena con quello delle piogge intense, ricavando i parametri della distribuzione indiretta da quella applicata direttamente alla serie storica dei colmi di piena osservati del Baganza a Ponte Nuovo.

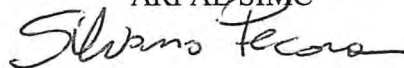
È d'obbligo sottolineare che le elaborazioni di cui sopra sono il risultato delle attuali disponibilità di dati e conoscenze e che la carenza delle stesse per il periodo più recente, soprattutto per quanto riguarda gli effetti in atto dei cambiamenti climatici sulla severità degli eventi di piena, conduce a risultati non scevri da margini di incertezza.

Per quanto sopra e in considerazione del materiale solido che viene trasportato sul fondo, in sospensione e sulla superficie delle acque in occasione delle piene, si raccomanda l'adozione di opportuni accorgimenti nonché franchi e coefficienti di sicurezza sovradimensionati per tutte quelle opere, impianti o parte di essi che abbiano particolare attinenza con la pubblica incolumità.

Ad evitare che anche in futuro o per eventuali ulteriori interventi si debba lamentare la mancanza di dati utili a una più corretta progettazione si raccomanda di comprendere, fra le previsioni progettuali, l'installazione di un idoneo sistema di registrazione e telemisura dei livelli idrometrici all'interno della cassa e a valle della stessa, nonché di prevedere una serie di misure di portata da effettuarsi a valle della cassa per verificare e definire sperimentalmente una attendibile scala di deflusso in corrispondenza del manufatto.

Sarà opportuno che i dati delle telemisure, come pure le elaborazioni delle misure di portata, siano conformi agli standard utilizzati da questa Agenzia. Si raccomanda pertanto di concordarne con lo scrivente le caratteristiche tecniche e operative.

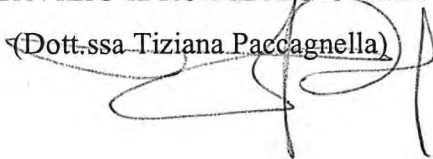
Dr. Ing. Silvano Pecora
Responsabile dell'Area Idrologia
ARPAE SIMC



VISTO:

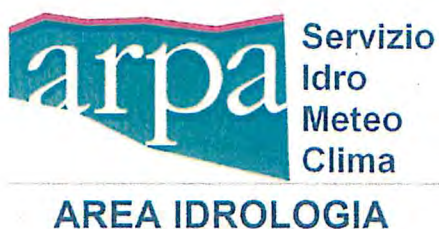
IL DIRETTORE DEL
SERVIZIO IDRO-METEO-CLIMA

(Dott.ssa Tiziana Paccagnella)



Allegati:

1. Relazione idrologica, ARPA SIMC, Dicembre 2015
2. Nota Direzione Generale Dighe del 02/05/2018
3. Bocchiola e Rosso, Safety of Italian dams in the face of flood hazard, Advances in Water Resources, 2014
4. De Michele e Rosso, Rapporto sulla valutazione delle piene – Italia Nord Occidentale, 2001
5. Bocchiola, De Michele e Rosso, L'applicazione della legge generalizzata del valore estremo GEV all'analisi regionale delle piene in Italia, L'Acqua, Agosto 2003
6. Nota AIPO del 16/05/2018



ARPA EMILIA ROMAGNA
SERVIZIO IDROMETEOCLIMA, AREA IDROLOGIA, PARMA

Analisi idrologiche e idrauliche per la progettazione
della cassa di espansione del torrente Baganza

RELAZIONE IDROLOGICA

Con richiesta prot. nr. 7.20.10 del 01.09.2015 l'Agenzia Interregionale per il fiume Po (AIPO) ha richiesto il parere sulle analisi idrologiche e idrauliche sviluppate ai fini della progettazione della cassa di espansione del torrente Baganza, trasmettendo a questo Ufficio gli elaborati progettuali, a corredo del progetto preliminare, tutti gli studi e gli approfondimenti idrologici ed idraulici relativi alla cassa di espansione in

progettazione.

La suddetta documentazione descrive, tra l'altro, i metodi applicati per la stima delle distribuzioni di probabilità delle portate al colmo massime annue per il torrente Baganza alla sezione di Ponte Nuovo, oltre alle elaborazioni statistiche per la determinazione della curva di riduzione dei colmi di piena di assegnato tempo di ritorno, dalla quale si ricavano gli idrogrammi sintetici per assegnati tempo di ritorno di interesse. La metodologia adottata per l'identificazione della forma della legge di riduzione esprime l'equazione della curva di riduzione dei colmi di piena in funzione della distribuzione di probabilità delle portate al colmo. Pertanto, nella presente relazione idrologica si è provveduto ad approfondire l'analisi delle massime portate al colmo di piena per assegnato tempo di ritorno, adottando un approccio stocastico di regionalizzazione del bacino del Parma-Baganza.

Per il bacino del torrente Baganza chiuso alla sezione di Ponte Nuovo e per quello del Parma chiuso alla sezione di Ponte Bottego sono disponibili dati di portata desunti da misure del corso d'acqua, consentendo così la suddetta analisi stocastica delle massime portate al colmo di piena.

Seguendo le indicazioni riportate nella Direttiva Europea 2007/60/CE, si è altresì provveduto a stimare gli effetti dei cambiamenti climatici sulle piene fluviali, mediante applicazione di un metodo di stima indiretta che lega il comportamento stocastico delle portate al colmo di piena con quello delle piogge intense, al fine di interpretare adeguatamente le statistiche degli eventi estremi poste a base progettuale.

BREVE DESCRIZIONE DEI BACINI DEL PARMA E BAGANZA

Il bacino del torrente Baganza è stato individuato considerando la sezione di chiusura di Ponte Nuovo, mentre per il bacino del Parma è stata considerata la sezione di chiusura di Ponte Bottego (Figura 1).

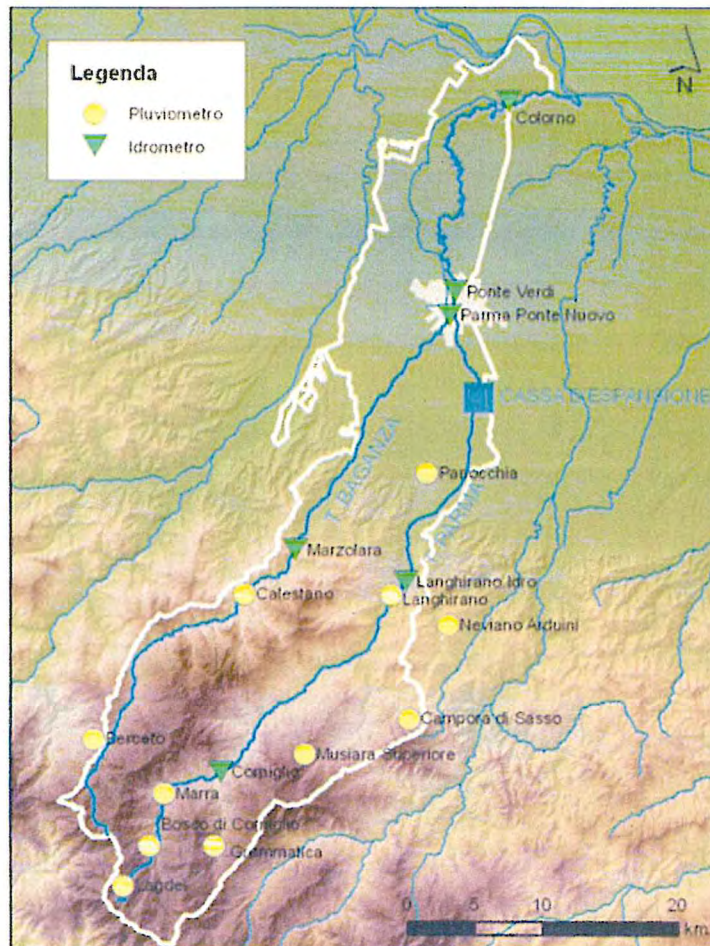


Figura 1 – Bacino del fiume Parma e del suo affluente Baganza con stazioni idropluviometriche

Il bacino del torrente Parma alla confluenza con il Baganza ha una superficie di 430 km², mentre quella del torrente Baganza alla stessa confluenza è pari a 188 km². Alla sezione idrometrica di Ponte Bottego, ubicata nel tratto cittadino, la superficie complessiva è di 618 km².

L'analisi delle curve ipsometriche determina un'altitudine media del bacino del torrente Parma pari a 580 m s.l.m.m., mentre quello del torrente Baganza è pari a 670 m s.l.m.m.. La forma dei due bacini é definita dai valori del coefficiente di compattezza calcolato con la formula di Gravelius (cerchio equivalente) e che risulta essere di 1.67 per il Parma e 2.16 per il Baganza. I valori portano a classificare i due bacini tra quelli di forma più allungata della regione padana.

Per quanto riguarda le serie storiche di registrazioni effettuate alle stazioni di monitoraggio, le osservazioni relative alla stazione di Baganza a Ponte Nuovo coprono il periodo 1980-2014, con numerosità campionaria pari a 35 anni, mentre la stazione di

Parma a Ponte Bottego dispone di osservazioni che vanno dal 1956 al 2004, avendo preso in considerazione i soli dati prima dell'entrata in funzione della cassa di espansione sul fiume Parma, realizzata nel 2005 presso l'abitato di Alberi di Vigatto.

VALUTAZIONE DELLA PORTATA DI PIENA PER ASSEGNATO TEMPO DI RITORNO

Per interpretare la serie storica di Ponte Nuovo, inizialmente si è fatto riferimento alla distribuzione generalizzata dei valori estremi GEV, che è stata applicata nell'analisi idrologica e idraulica riportata nella documentazione progettuale trasmessa a questo Ufficio.

La stima dei parametri della distribuzione GEV ha fornito per la stazione di Ponte Nuovo, per i rispettivi tempi di ritorno, i valori di portata di massima piena riportati in figura 2 e in tabella 1.

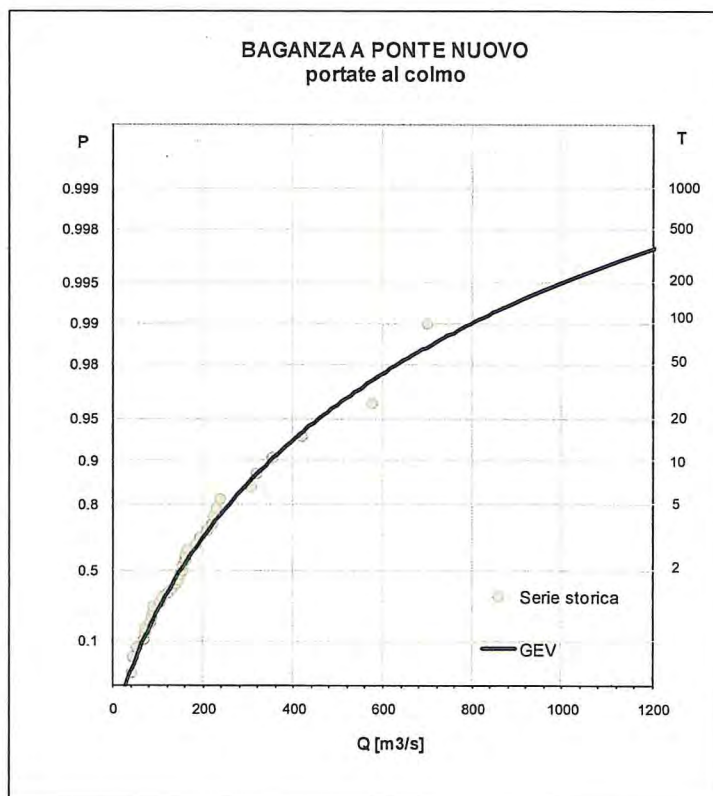


Figura 2 – Distribuzione GEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo

| Tempo di ritorno [anni] | Portata [m ³ /s] |
|-----------------------------------|---------------------------------------|
| 5 | 256 |
| 10 | 348 |
| 20 | 457 |
| 50 | 634 |
| 100 | 801 |
| 200 | 1002 |
| 500 | 1335 |
| 1000 | 1650 |

Tabella 1 – Stima delle portate al colmo di piena con assegnato periodo di ritorno mediante distribuzione GEV applicata alla sezione di Baganza a Ponte Nuovo

La stessa distribuzione è stata applicata alla stazione di Parma a Ponte Bottego ed i risultati ottenuti sono posti a confronto con i corrispondenti quantili stimati alla sezione di Baganza a Ponte Nuovo, così come riportato in tabella 2:

| Tempo di ritorno [anni] | Portata, Parma a Ponte Bottego [m ³ /s] | Portata, Baganza a Ponte Nuovo [m ³ /s] |
|-----------------------------------|--|--|
| 5 | 486 | 256 |
| 10 | 591 | 348 |
| 20 | 694 | 457 |
| 50 | 830 | 634 |
| 100 | 934 | 801 |
| 200 | 1039 | 1002 |
| 500 | 1180 | 1335 |
| 1000 | 1288 | 1650 |

Tabella 2 – Stima delle portate al colmo di piena con assegnato periodo di ritorno mediante distribuzione GEV applicata alle sezioni di Parma a Ponte Bottego e Baganza a Ponte Nuovo

Dall'analisi dei valori riportati in tabella 2 per le due sezioni idrometriche si osservano portate confrontabili per il tempo di ritorno di 200 anni, mentre per più alti periodi di ritorno a Ponte Nuovo si ottengono quantili maggiori rispetto a Ponte Bottego. Tale risultato non trova riscontro nella formazione delle piene fluviali per la

tipologia dei bacini in esame, con riferimento anche alle dimensioni dei bacini sottesi.

Un'attenta analisi del comportamento statistico delle massime portate di piena registrate a Ponte Nuovo evidenzia però due possibili meccanismi probabilistici di formazione degli eventi estremi: il primo rappresentativo degli eventi medio-alti ed il secondo degli eventi estremi o rari. Questa circostanza può essere convenientemente interpretata a mezzo del modello a doppia componente TCEV, che ingloba in un'unica formulazione questi due meccanismi e che può essere scomposta nelle due componenti di Gumbel che la interpretano. A tale riguardo, si presenta la figura 3 che mostra le componenti ordinaria e straordinaria e la distribuzione a doppia componente.

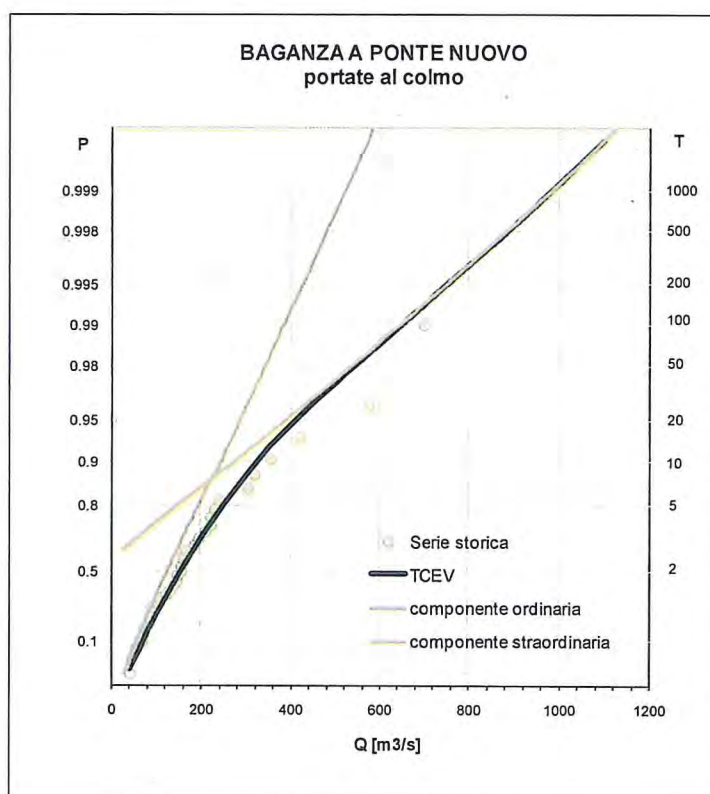


Figura 3 – Distribuzione TCEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo con evidenziate le componenti ordinaria e straordinaria

A causa del numero di parametri coinvolti (Λ_1 , θ_1 , Λ_2 e θ_2), la stima dei parametri di una distribuzione TCEV da una singola serie è affetta da incertezza, particolarmente riguardo alla componente straordinaria.

Quindi le tecniche di regionalizzazione, a mezzo delle quali viene ridotta l'incertezza grazie al gran numero di dati utilizzati, diventano di un certo interesse per ottenere

grazie al gran numero di dati utilizzati, diventano di un certo interesse per ottenere affidabili stimatori di parametri e, quindi, un affidabile stimatore di portate di progetto.

Nello specifico caso della zona in esame la distribuzione TCEV può essere convenientemente impiegata per integrare l'informazione idrologica della serie storica della massime portate di piena registrate alla stazione di Ponte Nuovo con quella disponibile per la stazione di Ponte Bottego.

In particolare, si è considerato il bacino Parma-Baganza una regione omogenea, nella quale si può ammettere costante il coefficiente di asimmetria γ_1 , e quindi costanti i parametri Λ_* e θ_* , dove

$$\Lambda_* = \Lambda_2 / \Lambda_1^{1/\theta_1}$$

$$\theta_* = \theta_2 / \theta_1$$

La variabile standardizzata Y risulta in tal caso identicamente distribuita

$$Y = \frac{X}{\theta_1} - \ln \Lambda_1$$

con X la portata.

I valori di portata di piena per assegnato tempo di ritorno alla sezione di Ponte Nuovo sono stati ottenuti mediante una distribuzione a doppia componente con una stima al 1° livello di regionalizzazione, assumendo per i due parametri Λ_* e θ_* i valori stimati dal campione composto dalle due serie di Ponte Nuovo e Ponte Bottego e successivamente sono stati stimati i parametri Λ_1 e θ_1 per le singole serie storiche ed i parametri Λ_2 e θ_2 dipendenti da quelli già calcolati.

La procedura appena descritta ha fornito per la stazione di Baganza a Ponte Nuovo, per i rispettivi tempi di ritorno, i valori di portata di massima piena riportati in figura 4 e in tabella 3.

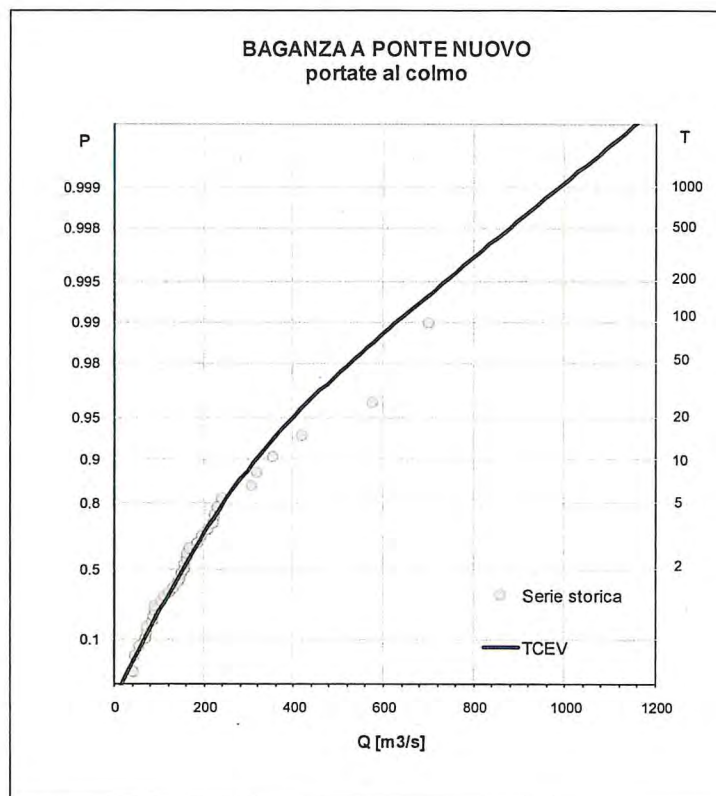


Figura 4 – Distribuzione TCEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo

| Tempo di ritorno [anni] | Portata, Baganza a Ponte Nuovo [m³/s] |
|------------------------------------|--|
| 5 | 244 |
| 10 | 317 |
| 20 | 400 |
| 50 | 526 |
| 100 | 630 |
| 200 | 736 |
| 500 | 878 |
| 1000 | 986 |

Tabella 3 – Distribuzione TCEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo

La stessa distribuzione TCEV applicata alla stazione di Ponte Bottego viene di seguito confrontata con le stime effettuate per Ponte Nuovo.

| Tempo di ritorno [anni] | Portata, Parma a Ponte Bottego [m³/s] | Portata, Baganza a Ponte Nuovo [m³/s] |
|------------------------------------|---|---|
| 5 | 485 | 244 |
| 10 | 613 | 317 |
| 20 | 758 | 400 |
| 50 | 981 | 526 |
| 100 | 1163 | 630 |
| 200 | 1350 | 736 |
| 500 | 1600 | 878 |
| 1000 | 1790 | 986 |

Tabella 4 – Distribuzione TCEV per Parma a Ponte Bottego e Baganza a Ponte Nuovo

I quantili posti a confronto in tabella 4 confermano l'adeguatezza della distribuzione TCEV nell'interpretazione dei dati in esame, in considerazione anche dei bacini sottesi alle sezioni idrometriche considerate.

In accordo con la Direttiva Europea 2007/60/CE, relativamente alla valutazione e gestione dei rischi di alluvioni, sono stati altresì presi in considerazione gli effetti dei cambiamenti climatici sulla formazione delle piene fluviali. A tal riguardo, sono state effettuate simulazioni idrologiche e idrauliche proiettate al 2100 e basate sullo scenario climatico RCP 4.5, che prevede una stabilizzazione della forzante totale radiativa al 2100 mediante l'adozione di tecnologie e strategie atte a ridurre le emissioni di gas serra. Precisamente, nello scenario RCP 4.5 viene ipotizzato un aumento delle emissioni di CO₂ fino al 2040 ed una successiva diminuzione fino ad un valore inferiore all'attuale, di circa 4.2 PgC/Yr.

L'applicazione di un metodo indiretto, che permette di ricavare la distribuzione delle portate al colmo di piena a partire dalla probabilità delle piogge intense, consente di stimare l'effetto di una variazione di pioggia in condizioni di cambiamento climatico. Infatti, considerando la distribuzione di probabilità delle precipitazioni intense e di breve durata, unitamente ad un modello per la risposta del terreno, quale il metodo SCS-CN, è possibile ricavare una formulazione analitica della distribuzione dei colmi di piena ed i legami funzionali tra i parametri delle distribuzioni stesse.

Sulla base dei risultati delle simulazioni climatiche effettuate, si è ottenuto un

incremento delle piogge intense in proiezione a +100 anni di circa il +20% rispetto al clima attuale, a cui corrisponde un aumento in termini di portata al colmo 200-ennale pari a circa il 35%.

In particolare, nell'applicazione del metodo indiretto in condizioni di cambiamento climatico, sono stati ricavati i valori dei parametri delle distribuzioni che rappresentano le componenti ordinaria e straordinaria, determinando così la legge TCEV valida in proiezione climatica.

In tabella 5 sono riportati i quantili delle portate al colmo di piena massimi annuali in condizioni di cambiamento climatico ed in figura 5 vengono mostrate le due leggi a confronto, riferite al clima attuale e in condizioni di cambiamento climatico.

| Tempo di ritorno [anni] | Portata, Baganza a Ponte Nuovo [m³/s] |
|------------------------------------|---|
| 5 | 350 |
| 10 | 461 |
| 20 | 585 |
| 50 | 752 |
| 100 | 872 |
| 200 | 992 |
| 500 | 1156 |
| 1000 | 1264 |

Tabella 5 – Distribuzione TCEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo in condizioni di cambiamento climatico

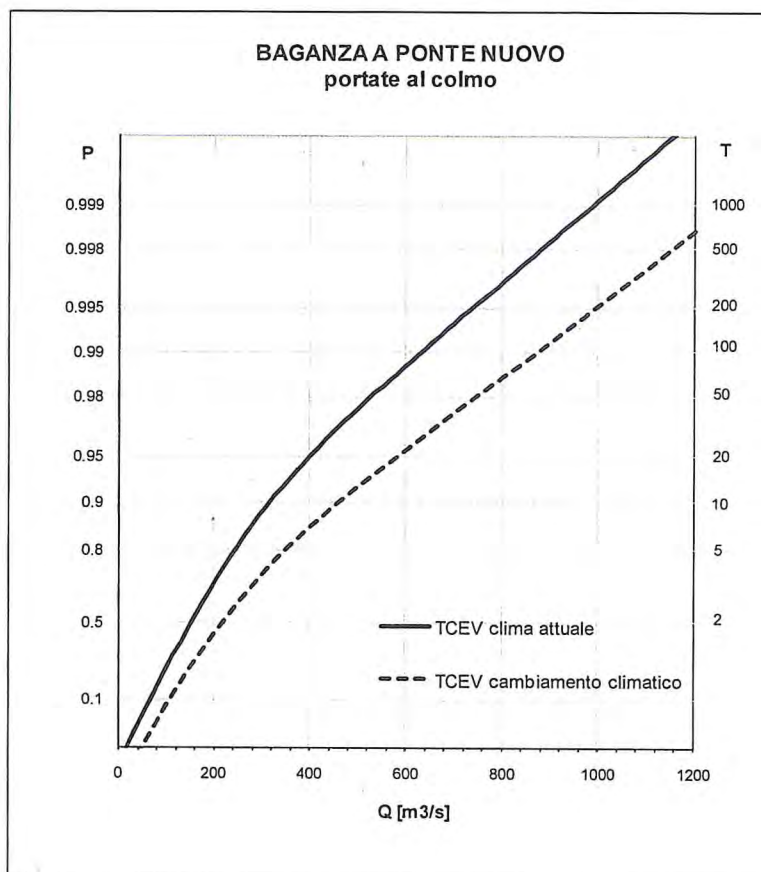


Figura 5 – Distribuzione TCEV per la sezione di Baganza a Ponte Nuovo nel clima attuale e in condizioni di cambiamento climatico

CONCLUSIONI

Lo studio idrologico condotto nel bacino in esame si è avvalso delle serie storiche delle portate massime annuali al colmo di piena alle sezioni di chiusura del Baganza a Ponte Nuovo e Parma a Ponte Bottego, al fine di interpretare il comportamento stocastico di formazione delle piene fluviali nel bacino del Parma-Baganza.

La principale difficoltà di previsione delle portate contraddistinte da un assegnato tempo di ritorno può essere adeguatamente superata legando lo studio specifico delle portate ad un'analisi dei fenomeni idrologici condotta su più ampia scala territoriale. Tale modo di procedere, se da un lato rappresenta la via più corretta da un punto di vista statistico per l'elaborazione dei dati idrologici a disposizione in una zona più ampia e per l'attribuzione di un periodo di ricorrenza ad un dato evento idrologico, dall'altro può non essere sufficientemente sensibile per cogliere il comportamento di un bacino di

limitate dimensioni, quindi con tempi di risposta molto brevi.

Le considerazioni svolte nei paragrafi precedenti confermano la validità e la correttezza del procedimento adottato per i calcoli idrologici necessari per la determinazione delle portate di piena di assegnato tempo di ritorno alla sezione di Ponte Nuovo, tenendo anche conto degli effetti dei cambiamenti climatici sulla stima delle portate temibili al colmo di piena mediante l'applicazione di un metodo di stima indiretto che si basa sul calcolo della distribuzione dei colmi di piena a partire dalla distribuzione delle piogge intense.

| Tempo di ritorno [anni] | Portata, Baganza a Ponte Nuovo [m³/s] |
|------------------------------------|---|
| 5 | 350 |
| 10 | 461 |
| 20 | 585 |
| 50 | 752 |
| 100 | 872 |
| 200 | 992 |
| 500 | 1156 |
| 1000 | 1264 |

Tabella 6 – Stima delle portate massime annuali al colmo di piena per assegnato tempo di ritorno alla sezione di Baganza a Ponte Nuovo in condizioni di cambiamento climatico

E' d'obbligo sottolineare che le elaborazioni di cui sopra sono il risultato delle attuali disponibilità di dati e conoscenze e che la carenza delle stesse per il periodo più recente, soprattutto per quanto riguarda gli effetti in atto dei cambiamenti climatici sulla severità degli eventi di piena, conduce a risultati non scevri da margini di incertezza.

Va inoltre considerato che ai valori corrispondenti ai tempi di ritorno di 500 e 1000 anni non può ovviamente essere attribuito un vero e proprio significato statistico, sia come considerazione generale che a causa del relativamente breve periodo di osservazione disponibile. Tali valori vanno dunque interpretati come attribuibili ad eventi che, sulla base delle osservazioni disponibili, hanno una probabilità molto bassa di verificarsi.

Per quanto sopra e in considerazione del materiale solido che viene trasportato sul

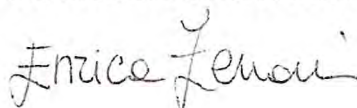
fondo, in sospensione e sulla superficie delle acque in occasione delle piene, si raccomanda l'adozione di opportuni accorgimenti nonché franchi e coefficienti di sicurezza sovradimensionati per tutte quelle opere, impianti o parte di essi che abbiano particolare attinenza con la pubblica incolumità.

Ad evitare che anche in futuro o per eventuali ulteriori interventi si debba lamentare la mancanza di dati utili a una più corretta progettazione si raccomanda di comprendere, fra le previsioni progettuali, l'installazione di un idoneo sistema di registrazione e telemisura dei livelli idrometrici all'interno della cassa e a valle della stessa, nonché di prevedere una serie di misure di portata da effettuarsi a valle della cassa per verificare e definire sperimentalmente una attendibile scala di deflusso in corrispondenza del manufatto.

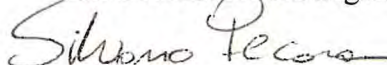
Sarà opportuno che i dati delle telemisure, come pure le elaborazioni delle misure di portata, siano conformi agli standard utilizzati da questa Agenzia. Si raccomanda pertanto di concordarne con lo scrivente le caratteristiche tecniche e operative.

Parma, lì 18 dicembre 2015

ING. ENRICA ZENONI
Collaboratore Tecnico Professionale



DR. ING. SILVANO PECORA
RESPONSABILE DELL'AREA IDROLOGIA
Servizio IdroMeteoClima
ARPA Emilia-Romagna





Ministero delle Infrastrutture e Trasporti

Dipartimento per le Infrastrutture, i Sistemi Informativi e Statistici
Direzione generale per le dighe e le infrastrutture idriche ed elettriche
Div. 4 – Coordinamento istruttorie progetti e vigilanza lavori

Roma, via del Policlinico, 2 – 00161
PEC: dg.digheidrel@pec.mit.gov.it
tel:06/44122889

Agenzia Interregionale per il Po
protocollo@cert.agenziapo.it

p.c. Regione Emilia-Romagna
Servizio difesa del suolo della costa e bonifica
difsuolo@postacert.regione.emilia-romagna.it

Ufficio Tecnico per le Dighe di Milano
dighemi@pec.mit.gov.it

OGGETTO: Diga - cassa di espansione sul T. Baganza, nei comuni di Felino, Sala Baganza, Collecchio e Parma (n. arch. 1839) – Nota DG-Dighe n. 29423 del 29/12/2017 relativa all' *"Esito del procedimento per l'approvazione tecnica ex art.1, co.1, D.L.507/1994 conv. L.584/1994 e art.5 D.P.R.1363/1959"* - Precisazioni.

Facendo seguito all'incontro tenutosi presso questa Direzione generale in data 23/4/2018, con la presente si riscontra la richiesta di chiarimento relativa a talune prescrizioni e raccomandazioni, emesse nei confronti del Proponente AIPo su aspetti idrologici, contenute nella nota di questa Div. di coordinamento n. 29423 del 29/12/2017 (e relativi allegati) di conclusione del procedimento di esame tecnico del progetto definitivo dello sbarramento in oggetto, ai sensi dell'art. 5 del D.P.R. 1363/1959 e dell'art.1 del D.L. 507/1994 conv. L.584/1994.

In particolare, è stata evidenziata un'incertezza di interpretazione della "Relazione istruttoria agosto 2017" di questa Amministrazione e del Voto del Consiglio Superiore dei LL.PP. n. 52/2017 riguardanti il progetto definitivo della Cassa di espansione in questione, laddove¹ viene affermato che *"risulta opportuno ricorrere anche ai disponibili metodi di regionalizzazione delle portate per la zona omogenea di interesse individuata dal VAPI (Parma-Genova – sotto-regione "c") o eventualmente da studi più aggiornati"*, mentre secondo l'Arpa-RER, alla quale compete il parere sulla stima della portata di massima piena ai sensi del citato art. 5 del D.P.R. 1363/1959, il bacino del T. Baganza sarebbe ricompreso nella *"sotto-regione d"*.

Al riguardo, è necessario premettere che l'incertezza interpretativa non deriva da una discordante scelta della sotto-regione di interesse, bensì dal fatto che Arpa-RER e questa Amministrazione hanno fatto riferimento a due successivi studi di regionalizzazione, entrambi basati sulla "metodologia VA.PI.": nel primo caso si tratta del *"Rapporto di sintesi sulla valutazione delle piene nell'Italia Nord Occidentale (De Michele e Rosso, 2001)"*, nel secondo caso si è fatto riferimento allo studio *"Safety of Italian dams in the face of flood hazard (Bocchiola e Rosso, 2014)"*. Detti studi, per come riportati in letteratura nelle figure e/o tabelle di sintesi, evidenziano, effettivamente, una differenza di perimetrazione o di denominazione delle aree omogenee, differenza pertanto alla quale (al netto anche di eventuali errori materiali nella pubblicazione a stampa degli studi) può farsi risalire quanto sopra evidenziato.

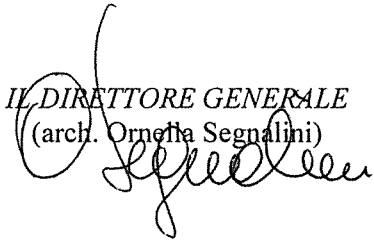
¹ Relazione istruttoria Progetto definitivo DGDighe pag.26; Voto C.S.LL.PP. n.52/2017 pag. 31.

Ciò premesso, sulla base anche della lettura congiunta della “Relazione istruttoria agosto 2017”, del “Voto C.S.LL.PP. dicembre 2017” e della “Relazione di sintesi - Prescrizioni e Raccomandazioni” (pag. 4) allegata alla citata nota n. 29423 del 29/12/2017 di questa Div. di coordinamento, si conferma il carattere meramente esemplificativo del riferimento alla “sotto-regione c” (come delimitata nella fig. 2 del citato articolo del 2014), nell’ambito della raccomandazione, ai fini dell’acquisizione del parere regolamentare, di utilizzare “metodi diretti regionali” in affiancamento al “metodo diretto locale” impiegato nella Relazione idrologica del Progetto definitivo.

Resta ferma la prescrizione di considerare in modo completo nell’analisi statistica anche la portata al colmo dell’evento del 2014, come da parere del C.S.LL.PP.

Come ricordato anche in sede istruttoria, resta nella competenza dell’Arpa-RER (nelle funzioni di Servizio idrografico e nell’ambito della normativa tecnico e amministrativa in materia di dighe) il parere sul valore della portata di piena di progetto della Cassa di espansione ai sensi dell’art.5 del D.P.R. 1363/1959, tenuto conto della relazione idrologica di progetto e dell’integrazione fornita in sede di istruttoria presso il C.S.LL.PP. (ottobre 2016). In tale ambito restano parimenti nella competenza e nella responsabilità dell’Arpa le valutazioni o le elaborazioni preordinate a detto parere, ivi comprese la scelta motivata del metodo di analisi di statistica dei dati di portata e/o dello studio di regionalizzazione e della zona omogenea di riferimento, sulla base dell’informazione idrologica territoriale di cui la medesima è titolare.

IL DIRETTORE GENERALE
(arch. Ornella Segnalini)





Safety of Italian dams in the face of flood hazard



Daniele Bocchiola*, Renzo Rosso

Politecnico di Milano, Dept. ICA, Leonardo da Vinci 32, 20133 Milano, Italy

ARTICLE INFO

Article history:

Received 6 September 2013

Received in revised form 3 March 2014

Accepted 17 May 2014

Available online 24 May 2014

Keywords:

Dams

Flood hazard

Extreme values

Regional methods

ABSTRACT

Most rivers in Italy are segmented by dams that need rehabilitation because of (1) safety requirements by increasingly risk-averse societies, (2) changes in the downstream river and riparian system after dams building, (3) poor initial design at the time of completion and (4) modified priorities of watershed management. Safe design of flood spillways is a major concern, and requires to cope with low frequency flood hazard. One must estimate flood figures with high return periods ($R \geq 1000$ – $10,000$ years) but statistical methods involve large uncertainties because of the short length of the available records. This paper investigates the return period of the design flood of existing spillways R_S of large dams in Italy. We used re-normalized flood frequency approach and regionalization using the Generalized Extreme Value distribution. The estimation of the site specific index flood is carried out by simple scaling with basin area at the regional level. The result show that 55% (245) of the 448 examined dams are equipped by spillway with $R_S > 10,000$; and 71% (315) of the dams have $R_S > 1000$. Conversely, 29% (130) of the dams display $R_S < 1000$ years, lower than acceptable hazard. The spillway of 14% (62) of the dams has $R_S < 100$ years, indicating potential exceedance of spillways capacity. Reservoir routing may dampen the outflow hydrograph, but one should carefully account for the need of achieving accurate dam safety assessment of these dams based on site specific investigations, also accounting for global change forcing.

© 2014 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Dams have segmented most rivers with associated environmental impacts, sometimes disruptions. The interspacing of dammed, inundated, preserved and restored reaches has fragmented large watersheds by disconnecting once integrated free-flowing systems (e.g. [1]), and river impounding is often blamed for jeopardizing biodiversity downstream [2–4]. However, dams provided support to economic and social development worldwide, and a large number of dams under construction and planned is a matter of significance in the world today. The safe operation of dams has significant social, economic, and environmental relevance, and appropriate management procedures are necessary (e.g. [5,6]). Dams will continue to provide valuable services, but rehabilitation is needed because of (1) the new hydrological safety requirements posed by increasingly risk-averse societies, (2) the changes in the downstream river and riparian system after the dam were built, and (3) the modified priorities of watershed management.

A large number of dams was built in Italy during the XX century under different engineering, social, economic, and possibly climate conditions from those nowadays. As a consequence large

uncertainties affect the policies for mitigation of flood hazard in regulated rivers. Uncertainties descend from the complexity of both physical and man-controlled processes, including scale problems in observation and modeling, management strategies and operational practice. Additional uncertainty is given by the lack of knowledge of the effects of dams on floods downstream, let alone the unexplored evolution of social perception of flood risk after dams were built and operated for a long time. Lack of knowledge of worldwide dam accidents is a further factor of uncertainty, in spite of the role of incident reporting and data collection in enhancing reservoir safety [7].

Berga [8] reported that dam failures had been significantly reduced in the XX century. The percentage of failures before 1950 was 2.3%, while for dams constructed from 1951 to 1982 it reduced to 0.2%, and since 1982 it was 0.09%. Major advances are associated with ameliorated structural safety, but hydrological safety of dams, and safe design of flood spillways are also major concerns, and hydrologists worldwide continuously investigate new methods to approach spillway design under uncertainty (e.g. [9,10]). The Committee on Failures and Accidents to Large Dams [11] of USCOLD estimated that overtopping covered more than 40% of dam failures worldwide. Charles et al. [12] showed that most of the failures of embankment dams causing loss of life can be attributed to the embankment breaching due to either of two

* Corresponding author. Tel.: +39 0223996223; fax: +39 0223996207.

E-mail address: daniele.bocchiola@polimi.it (D. Bocchiola).

causes, namely: (1) overtopping during an extreme flood, and (2) internal erosion due to piping or hydraulic fracture. Study of overtopping is largely within the province of hydrology, and so is design flood assessment for the provision of appropriate spillway and freeboard, and guidelines emphasize the importance of design flood as a key factor to dam safety [13,14]. For instance, in the United States, over 2000 dams (3% of the 75,000 US dams) were identified as potential hazards to people living in upstream or downstream areas, due to inadequate spillway capacity [15]. The International Commission on Large Dams [16] suggested that the return period R of the spillway design flood should range from 1000 to 10,000 years, depending upon exposition and vulnerability of downstream riparian areas (e.g. [17], for a comparative study of regulatory frameworks for dam safety worldwide). One notes that the length of the available hydrological series (typically $R \leq 50$ –100 years), is too short for any site specific flood estimation based on local data, if available.

The American Society of Civil Engineers [18] reports that the average age of the 84000 dams in the country is 52 years. Many of these dams were built as low-hazard dams protecting undeveloped agricultural land. However, with an increasing population and greater development downstream, the overall number of high-hazard dams continues to increase, to nearly 14,000 in 2012. The number of deficient dams is estimated at more than 4000, which includes 2000 high-hazard dams. The Association of State Dam Safety Officials estimates that it will require an investment of \$21 billion to repair these aging, yet critical, high-hazard dams.

In Italy there are 548 large dams, i.e. those displaying dam height higher than 15 m, or impounded storage larger than 10^6 m^3 (e.g. [19], and Fig. 1). Design and building records are available for 488 dams only, 83% of which (403 dams) were built before 1970, and roughly 41% (198 dams) before 1950. About 63% (332 dams) are concrete dams (arch, gravity, or both) and 31% (165 dams) are earth dams. Spillway design flood q_s was generally evaluated using empirical formulas based on stream flow records available at the time of dam completion, without any probabilistic argument to support hydrologic hazard and dam safety. Governmental surveillance of dams was enforced after 1925, after a major dam's failure occurred at the Gleno reservoir, on December 1st 1923, causing at least 353 deaths. However, a national authority was established in 1989 only, called SND and further RID. It operated for about 20 years before being discontinued, and its mission included generic infrastructure management, with unclear liabilities by the National and Regional Administrations. RID recommended the rehabilitation of dam spillways in order to accommodate the 1000 years flood, regardless of dam's type.

To assess the capability of the existing dam spillways to accommodate the 1000 years flood one has to face large uncertainties. The assessment of low frequency flood flows is cumbersome in Italy, because the average length of Annual Flood Series (i.e. the largest observed annual peak flow, henceforth referred to as AFS) is about 28 years [20]. After 1970, systematic stream flow records decreased countrywide, because of lacking responsiveness by both governmental and local agencies. Also, a few dam sites, if any, are equipped to measure hydrological flows continuously, so site specific data of (long term) dam operation are unavailable in practice. Notwithstanding so, one needs to achieve a first, approximate but comprehensive assessment of flood hazard in Italian large dams, hopefully before some catastrophic event will focus the social perception of risk. The estimation of low frequency flood figures plays an essential role in assessing current and future hazard. This paper provides an answer to this question using the regional approach to low frequency estimation of flood flows.

2. Flood frequency estimation and safety of dams in Italy

2.1. Regional approach

Statistical prediction of floods with low frequency has been a major task of hydrology insofar (e.g. [21,22]). Manifold methods are available to predict flood frequency in poorly gauged basins, but large uncertainties still remain for floods with high return periods, e.g. larger than 100 years. Application of regional methods provides the state-of-the-art approach, also supported by scaling arguments [23]. Extreme value theories (e.g. [24], for a comprehensive review) provide the mathematical core. The index flood method provides the operational framework [25–28]. This is a two-step procedure. The first step is the identification of homogeneous regions, where a common extreme value probability distribution can be adopted to accommodate renormalized flow figures. Homogeneity of a region can be assessed using different criteria [23,29,30,31]. In a homogenous region one can assume that the renormalized variable, say X , has the same frequency distribution, $F_X(x)$, for all river sites in the region, and the R -year flood can be estimated as $q_R = q_i x_R$, where x_R denotes the R -years quantile of X , and q_i the renormalization parameter, i.e. the index flood, which is usually taken as the expected value or the median of the probability distribution of maximum annual flood. The regional cumulative distribution function $F_X(x)$ of X , henceforth referred to as *cdf*, is known as the *growth curve*, and it is generally understood to reduce uncertainty for increasing return period as compared with estimates achievable by fitting the *cdf* to single site data [32–34]. If insufficient or no stream flow data are available, the regional flood frequency curve provides more accurate estimates than that achievable by deriving the *cdf* from precipitation and other climate statistics [20].

The estimation of index flood, q_i , is the second step. The approach mainly depends on data availability, and the methods range from statistical regression of flood data versus catchment parameters and/or precipitation and other climate statistics [35], to conceptualization of rainfall runoff processes [36], and high resolution watershed modeling using a spatially distributed framework [37].

Data availability is the major concern. If local flood data are available, one can either use the observed AFS to get a direct statistical estimate of the mean or the median, or explore the observed Partial Duration (PDS) series, or the Peaks Over a Threshold (POT) series, to improve accuracy of estimation [32,38,39]. PDS approach requires, a preliminary, not trivial, threshold estimation to assess statistical independence of peaks [40]. When few or no stream flow data are available, the index flood may be estimated via rainfall-runoff simulation, using of either observed precipitation data [41–43], or generated data through stochastic simulation methods [44–47]. These methods may provide accurate results, but involve time consuming data handling and processing, and 'business-as-usual' application is not straightforward. Alternatively, index flood value can be estimated by way of derived distribution approach based upon expected storm scaling [48,49], multiple regression and other regional empirical formulas, historical flood marks, paleohydrology or fluvial geomorphology of bank-full discharge figures [50]. However, all these methods require site specific investigations, so application to large scale assessment is cumbersome. A straightforward method to achieve a countrywide assessment is power law scaling of floods against drainage area, based upon the finding that maximum annual flood peaks within homogeneous regions display statistical scale invariance as parameterized by drainage areas, A [51,52].

2.2. Regional flood assessment in Italy

Italy stretches for more than 1000 km from North to South, and displays tremendous relief from the coast to mountainous inland. Climate regimes of Italy range from Mediterranean hot, to continental with cold Winter and hot Summers, to Alpine with seasonal snow cover and permanent glaciers and permafrost (e.g. [53]). Hydrologic regime and flood generation processes strongly vary in space and time, so flood prediction must account for these factors. Also, most flood series are relatively short (about 28 years on average), so introducing large uncertainties in floods estimates with low frequency. A countrywide assessment of flood frequency figures was provided starting more than twenty years ago by the National research Council of Italy (henceforth referred to as CNR) after the completion of the National Flood Estimation Project (henceforth referred to as VAPI). The final report is a collection of regional reports delivered by major research institutions in this research area (see [54], where one retrieves the list of individual regional reports). VAPI project identified 23 homogeneous regions countrywide (see Fig. 2) and two different cdfs were adopted to accommodate $F_X(x)$ to regional observations. The General Extreme Value distribution (henceforth referred to as GEV) was selected to accommodate the variability of growth curve in North-Western Italy. Elsewhere, the two component extreme value (TCEV) cdf [55–58] was used based on the conjecture that floods are generated from two different mechanisms, or precipitation patterns, i.e. frontal and convective [59].

Bocchiola et al. [60] further tested the performance of GEV, TCEV, three parameters Log-Normal (Gibrat-Galton) and Generalized Logistic to accommodate renormalized regional flood data in these 23 regions. Statistical analysis using state-of-the-art hypothesis testing procedures showed that GEV predictions provide the most accurate estimates in most cases, and that these estimates display the lowest variance of estimation for regional samples. Therefore, they provided GEV estimates of renormalized maximum annual flood countrywide, and these estimates were suggested by RID based on parsimoniousness and reliability arguments. The GEV cdf is used here to represent renormalized regional flood, X , in Italy in order to estimate regional quantiles, x_R . Regional power law scaling is then used to estimate index flood at each dam site.

The estimated index flood is then combined with the regional growth curve to assess the expected return period of spillway design capacity, q_S . We further investigated the role of drainage area in determining the potential hazard, in order to assess safety of major dams. This helps in assessing the need of rehabilitation, also indicating the route towards ameliorated dam operation and river management.

2.3. Dam safety in Italy

In Italy governmental surveillance of dams was enforced after the Gleno dam failure in 1923. After three major accidents in year 1935 (Molare dam, more than 100 deaths), in year 1963 (Vajont dam, about 2,500 deaths) and in year 1985 (Stava reservoir, 268 deaths) the surveillance procedures by the national authorities were progressively enforced. Several accidents with minor or no losses of human lives occurred after year 1985, the last of which at Montedoglio dam in Central Italy, on December 2010. This dam was initiated in year 1978, and then completed in 1990, so it is a rather recent facility as compared with the average age of Italian dams.

Spillway capacity q_S could be evaluated for 445 dams out of 584, based on the design reports and the periodical surveys made available by former RID. One notes that spillway facilities are complex structures in most cases, because they involve both open and submerged weirs, operating in parallel under both automatic and

manually operated modes. In most cases, physical scale models were built at the time of dam construction or after its completion, to test the effective capability of the spillway system.

3. Methods

3.1. Regional growth curves GEV

We exploited the available data sets from the CNR VAPI reports for the 23 homogenous regions of Italy (Fig. 1(b)) to build normalized flood frequency quantiles using the GEV distribution, as

$$x_R = \varepsilon + \frac{\alpha}{k} (1 - \exp(-k y_R)) \quad (1)$$

with ε , α , k , denoting the regional GEV position, scale and shape parameters, respectively, and $y_R = -\ln[\ln(R/(R-1))]$ the Gumbel variate. The data base we used here includes about 7300 AFS sampling values, i.e. the maximum annual flood figures observed in 264 gauged rivers, evenly spread countrywide. The period of observation is from 1921 to 1970 countrywide, and from 1921 to 1993 for North Western Italy. The data were collected and controlled by the former SIMN agency (Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale) now discontinued.

The definition of homogeneous regions flood wise was carried out in Italy based upon a TCEV distribution, and hierarchical approach [57] except for regions 2(a)–(c) in Fig. 1. Thus, we assumed that statistical homogeneity in a hierarchical TCEV analysis may translate into statistical homogeneity into a non-hierarchical GEV application, which is not proven as yet for Italy. However, hierarchical approach to regional flood assessment can be pursued successfully also when using GEV distribution [58], so there is no *a priori* limitation in this sense. Notice that the focus here is not to either discuss the potential drawbacks and limitation of the present regional framework of VAPI, or to develop a new regionalization method, which would require effort way beyond this paper, and building of credible motivation against use to the present one, but to use the presently available method to provide an assessment of dams' safety for Italy. As reported SND and RID enforced retrofitting of flood spillways with $R_S = 1000$ years, based upon the VAPI regions, so use of such template seems warranted. According to a recent study from the authors, regionally estimated GEV distribution would provide better estimation of flood quantiles (within the same regions, and based upon the same pooled flood data), while providing a mathematically simpler way for quantile calculation, than the iterative approach required by TCEV. Also, using GEV, one may assess confidence limits for R years quantile [33], not available for TCEV that we know of. Given such purely data driven evidence, GEV distribution is tentatively used here. For each catchment within each homogenous region, we calculated index flood q_i , as the average of the AFS series of maximum yearly flood, q . Then, the yearly maximum floods in each site were made dimensionless with respect to q_i to obtain a growth factor, as $x = q/q_i$.

For each region, all the growth factors x values in the pertaining catchments were pooled into one single sample, so obtaining 23 pooled samples (one for each homogeneous region). This sample, supposedly homogeneous, was used to estimate the regional GEV distribution of the (dimensionless) growth factors x_R , using L-moments approach [61]. To assess distribution fitting of the so obtained GEV distribution a number of statistical tests were then carried out (namely Pearson or χ^2 , Anderson–Darling AD, Kolmogorov–Smirnov KS, and confidence limits for GEV quantiles CL [33]).

3.2. Regional index flood estimation

Flood flow records are not available at dam sites, usable to estimate the index flood based on site specific observations. A



Fig. 1. Investigated large dams of Italy. Color scale of dams sites displays the contributing area. (For interpretation of the references to color in this figure legend, the reader is referred to the web version of this article.)

straightforward method is to apply the concept of scale invariance with basin area within a homogenous region, as introduced, among others by Gupta et al. [51], Robinson and Sivapalan [52] and Bocchiola et al. [28]. Power laws of flood quantiles against drainage area stem from the (self-similar) structure of channel networks, climate and soil properties, and scaling theory gives reason of the physical implications of floods formation in streams [62,63]. Scale invariance against area A in each homogeneous region was estimated here using q_i at each dam site within the region as

$$\hat{q}_i = q_i(1) A^m \quad (2)$$

where m is a scaling exponent and $q_i(1)$ is the index flood associated to the unit area, both calculated by a multiple regression of the logarithmic transformed sample mean, $\text{Log}(q_i)$, versus the logarithmic transformed values of drainage area $\text{Log}(A)$, within a homogeneous

region. Here, we assessed $q_i(1)$ and m by way of jack-knife linear regression. Although scale invariance usually holds over a limited range of scales (or areas), to be determined from observed data [23], scaling with catchment area is sometimes assumed as a reasonable working assumption over a wide range of scales for rule-of-thumb estimation [64]. The estimation variance of q_i depends upon the properties of the homogeneous region and can be assessed by the determination coefficient D of the regression. One has $\sigma_{\hat{q}_i}^2 = \sigma_{q_{i,s}}^2 (1 - D^2)$, where $\sigma_{q_{i,s}}^2$ denotes the variance of the observed sample of q_i in the homogeneous region, estimated from the observed data.

Eventually, to evaluate the return period associated with the spillways design discharge q_s of a specific dam site j with known drainage area A_j we carried out a three steps procedure, namely (i) estimate local index flood according to Eq. (2), (ii) associate an



Fig. 2. Homogeneous regions of Italy for flood hazard assessment in Italy.

estimated growth factor corresponding to local spillways design discharge q_{sj} , and (iii) invert Eq. (1) as a function of that growth factor, to assess the frequency of exceedance of q_{sj} , as

$$\begin{aligned} F_S(q_{sj}) &= \exp \left\{ - \left[1 - \frac{k}{\alpha} (x_{RSj} - \varepsilon) \right]^{\frac{1}{k}} \right\} \\ &= \exp \left\{ - \left[1 - \frac{k}{\alpha} \left(\frac{q_{sj}}{\hat{q}_i} - \varepsilon \right) \right]^{\frac{1}{k}} \right\} \\ &= \exp \left\{ - \left[1 - \frac{k}{\alpha} \left(\frac{q_{sj}}{q_i(1)A_j^m} - \varepsilon \right) \right]^{\frac{1}{k}} \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

We then estimated the return period R_S of the saturated capacity of the spillway as

$$R_S = \frac{1}{1 - F_S} \quad (4)$$

4. Results

Tables 1 and 2 report the parameter estimates for flood evaluation. Table 2 also contains information on AFS data availability (N_s number of gauged sites, N_e number of equivalent years) for the 23 Italian homogeneous regions of the VAPI procedure. Also, Table 1 reports estimated scaling of index floods according to Eq. (2). In Basilicata and Calabria regions (see Fig. 2) a few gauged rivers were available, so homogeneity of index floods when scaled against area was obtained by grouping some sub regions. In Pescara region, flood scaling was observed to differ in gauged sites of the Pescara river from that observed elsewhere in the region, so two different power laws were adopted. The scaling exponent m ranges from

| | SIMIN zone | Homogeneous Region |
|-----|----------------|--------------------|
| 1 | Venezia | - |
| 2a | Parma | North East |
| 2b | Parma | North West |
| 2c | Parma - Genova | South & Liguria |
| T1 | Parma | Transition |
| T2 | Parma | Transition |
| 3 | Bologna | - |
| 4a | Pisa | North |
| 4b | Pisa | Centre |
| 4c | Pisa | South |
| 5 | Roma | - |
| 6 | Pescara | - |
| 7 | Napoli | - |
| 8 | Bari | - |
| 9a | Catanzaro | Basilicata North |
| 9b | Catanzaro | Basilicata Centre |
| 9c | Catanzaro | Basilicata South |
| 10a | Catanzaro | Calabria Tirrenic |
| 10b | Catanzaro | Calabria Central |
| 10c | Catanzaro | Calabria Ionic |
| 11a | Palermo | Sicilia West |
| 11b | Palermo | Sicilia North-East |
| 11c | Palermo | Sicilia South |
| 12a | Cagliari | Sardegna West |
| 12b | Cagliari | Sardegna East |

$m = 0.24$ for Palermo region (however based upon five sites only) to $m = 1.04$ for Calabria (a,b) region, but it is mostly clustered within a quite narrow range of variability, namely with $E[m] = 0.75$, and $CV[m] = 0.18$. Visual inspection did not display noticeable changes of scaling exponent with area, or scale breaks in either region. However, accurate investigation of scale breaks is beyond our current purpose, and it should be targeted by a specific analysis.

Fig. 3 shows the countrywide growth curves x_R against y_R for Italy, the corresponding parameters are reported in Table 1, where a summary of statistical tests are also reported (χ^2 , AD, KS, and CL), with significance level 5%. The chosen statistics for AD and KS tests are valid for an *a priori* known distribution (i.e. with parameters assumed *a priori*, and not estimated from data). Notice that *a posteriori* reference statistics for AD and KS tests, albeit possibly found for some distributions (e.g. GEV, Generalized Logistic, for AD test in [65]), are not available for both tests, and for all distributions (e.g. TCEV, Lognormal, etc.), that we know of.

Pearson χ^2 , accounting for parameter estimation, also indicates good fitting using GEV. CL test indicates that mostly GEV distribution fits well the observed data.

Fig. 4 reports the share of dams displaying a given range of return period of spillway saturation, as per four area bins from 0.1 to 10,000 km². Globally, 55% (245) of the dams display $R_S > 10,000$, and $R_S > 1000$ for 71% (315) of the investigated dams. There are 130 dams (29%) with spillway saturation occurring with a return period $R_S < 1000$ years, this indicating a not negligible potential risk of failure. One also finds 62 dams (14% of the countrywide sample) with a spillway displaying a value of $R_S < 100$ years, i.e. there might be a noteworthy potential risk of dam overtopping. The distribution of R_S is independent of basin area, except for catchments with area $A > 1000$ km². Focusing on

Table 1
Estimated parameters, and goodness of fit test of GEV distribution for the 23 hydrologically homogeneous regions of Italy according to VAPI procedure. Shape parameter $k = 0$ (–) implies use of Gumbel distribution. Goodness of fit assessed using three different tests, Pearson or χ^2 , Anderson–Darling AD, and Kolmogorov–Smirnov KS. Ref. is reference statistics (AD, KS, *a priori* distribution fitting, $\alpha = 5\%$). CL is test for confidence limits ($\alpha = 5\%$), passed (Y), or not passed (N). In *italic* we report cases when goodness of fit test is not passed.

| Region | | GEV Parameter | | | Ref. | GEV | | | | | |
|--------|--------------|---------------|----------|-------|-------|----------|------|------|------|------|---|
| | | ε | α | k | | χ^2 | AD | KS | | | |
| 1 | Venezia | 0.77 | 0.32 | −0.13 | 14.1 | 2.49 | 0.05 | 13.7 | 0.62 | 0.03 | Y |
| 2a | Parma A | 0.74 | 0.36 | −0.11 | 11.1 | 2.49 | 0.08 | 1.5 | 0.16 | 0.03 | Y |
| 2b | Parma B | 0.63 | 0.35 | −0.32 | 11.1 | 2.49 | 0.08 | 4 | 0.56 | 0.06 | Y |
| 2c | Genova C | 0.64 | 0.38 | −0.28 | 14.1 | 2.49 | 0.05 | 3.9 | 0.28 | 0.01 | Y |
| 3 | Bologna | 0.77 | 0.36 | −0.08 | 12.6 | 2.49 | 0.05 | 2.5 | 0.31 | 0.02 | Y |
| 4a | Pisa A | 0.68 | 0.39 | −0.20 | 12.6 | 2.49 | 0.06 | 9.7 | 0.67 | 0.03 | Y |
| 4b | Pisa B | 0.69 | 0.41 | −0.15 | 12.6 | 2.49 | 0.05 | 15 | 0.94 | 0.03 | N |
| 4c | Pisa C | 0.73 | 0.37 | −0.13 | 11.1 | 2.49 | 0.09 | 6.9 | 0.39 | 0.05 | Y |
| 5 | Roma | 0.78 | 0.30 | −0.13 | 12.6 | 2.49 | 0.07 | 8.5 | 0.38 | 0.03 | Y |
| 6 | Pescara | 0.73 | 0.36 | −0.15 | 12.6 | 2.49 | 0.06 | 17.1 | 2.01 | 0.05 | Y |
| 7 | Napoli | 0.78 | 0.36 | −0.05 | 11.1 | 2.49 | 0.08 | 3.2 | 0.22 | 0.02 | Y |
| | Bari | 0.69 | 0.47 | −0.08 | 11.1 | 2.49 | 0.09 | 3.21 | 0.20 | 0.03 | Y |
| 8 | Basilicata A | 0.57 | 0.50 | −0.23 | 7.8 | 2.49 | 0.17 | 1.63 | 0.32 | 0.06 | Y |
| 9a | Basilicata B | 0.66 | 0.35 | −0.29 | 7.8 | 2.49 | 0.17 | 2.7 | 0.28 | 0.06 | Y |
| 9b | Basilicata C | 0.77 | 0.31 | −0.16 | 7.8 | 2.49 | 0.13 | 7.9 | 0.25 | 0.04 | Y |
| 9c | Calabria A | 0.79 | 0.36 | − | 7.8 | 2.49 | 0.17 | 6.2 | 0.60 | 0.10 | Y |
| 10a | Calabria B | 0.63 | 0.40 | −0.27 | 11.1 | 2.49 | 0.08 | 6.5 | 0.41 | 0.30 | Y |
| 10b | Calabria C | 0.60 | 0.47 | −0.24 | 9.5 | 2.49 | 0.13 | 7.74 | 0.56 | 0.06 | Y |
| 10c | Palermo A | 0.70 | 0.44 | −0.10 | 12.6 | 2.49 | 0.09 | 16.7 | 1.99 | 0.07 | Y |
| 11a | Palermo B | 0.66 | 0.48 | −0.12 | 9.5 | 2.49 | 0.14 | 7.1 | 0.85 | 0.08 | Y |
| 11b | Palermo C | 0.61 | 0.53 | −0.14 | 7.8 | 2.49 | 0.17 | 4.8 | 0.46 | 0.07 | Y |
| 11c | Cagliari A | 0.62 | 0.47 | −0.19 | 11.07 | 2.49 | 0.09 | 18 | 2.57 | 0.09 | N |
| 12a | Cagliari B | 0.55 | 0.46 | −0.29 | 9.5 | 2.49 | 0.11 | 3.2 | 2.29 | 0.04 | Y |

Table 2
Data base of flood peaks for the 23 homogeneous hydrological regions of Italy, and estimated parameters of observed flood scaling. $q_k(1)$ is the index flood associated to an unit area, m scaling exponent, and D determination coefficient of the regression.

| Region | | Flood scaling | | | | |
|--------|---------------|---------------|-------|---|---------|---------|
| | | N_s | N_e | $q_k(1)$ ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$) | m (–) | D (–) |
| 1 | Venezia | 23 | 857 | 0.54 | 0.83 | 0.50 |
| 2a | Parma A | 14 | 316 | 2.10 | 0.80 | 0.65 |
| 2b | Parma B | 14 | 347 | 0.50 | 0.90 | 0.65 |
| 2c | Genova C | 15 | 753 | 5.90 | 0.73 | 0.78 |
| 3 | Bologna | 30 | 708 | 1.99 | 0.76 | 0.49 |
| 4a | Pisa A | 24 | 493 | 1.15 | 0.92 | 0.91 |
| 4b | Pisa B | 21 | 594 | 2.58 | 0.76 | 0.94 |
| 4c | Pisa C | 7 | 227 | 3.58 | 0.69 | 0.48 |
| 5 | Roma | 12 | 383 | 0.99 | 0.77 | 0.88 |
| 6 | Pescara river | 19 | 550 | 0.15 | 0.84 | 0.75 |
| 6 | Pescara | | | 0.74 | 0.89 | 0.89 |
| 7 | Napoli | 8 | 259 | 1.75 | 0.79 | 0.81 |
| 8 | Bari | 14 | 344 | 1.61 | 0.737 | 0.81 |
| 9a | Basilicata A | 3 | 66 | 16.16 | 0.44 | 0.54 |
| 9b | Basilicata B | 2 | 63 | | | |
| 9c | Basilicata C | 5 | 137 | | | |
| 10a | Calabria A | 3 | 64 | 0.37 | 1.04 | 0.66 |
| 10b | Calabria B | 11 | 255 | | | |
| 10c | Calabria C | 5 | 116 | 3.16 | 0.66 | 0.72 |
| 11a | Palermo A | 12 | 227 | 1.98 | 0.79 | 0.84 |
| 11b | Palermo B | 4 | 97 | 1.58 | 0.85 | 0.84 |
| 11c | Palermo C | 5 | 62 | 66.07 | 0.24 | 0.86 |
| 12a | Cagliari A | 8 | 234 | 1.15 | 0.84 | 0.79 |
| 12b | Cagliari B | 5 | 149 | 28.54 | 0.44 | 0.98 |

the 37 dams (8.3% of the sample) within the largest contributing area, one finds that 27 display $R_5 < 1000$ years (and 23 have $R_5 < 100$).

5. Discussion

Our results provide some room for discussion. A number of simplifying hypothesis were made in our dams safety assessment, that may result in some over-simplifications of the application of

state-of-the-art methods, to evaluate the multifaceted potential risk associated with old and often un-maintained Italian dams.

Flood routing was neglected in all cases. This has likely a negligible effect on safety assessment of dams impounding small mountain streams, but it can provide an essential contribution to safety of dams impounding large rivers. Therefore, the actual value of R_5 may increase for large catchments, and our approach may be distorted therein. This might be reflected in the anomalous number of potentially dangerous dams impounding large rivers as reported. However, one notes that the largest majority of Italian dams was built in rivers with small contributing areas (see Fig. 4).

Notice that the estimated return period R_5 refers to the event “Exceeding of spillways design flood”. The latter does not mean *per se* overtopping of the dam for a number of reasons, including flood routing, pool level management, safety margins, semi-height of wind waves, length of fetch, wind direction, etc. A record of overtopping events for Italy is not available that we know of, so no comparison could be made in this sense. Also, overtopping does not imply *per se* the occurrence of any particular event, say if the dam's body is not breached, and if river conveyance downstream is large enough, so overtopping events may have occurred without any large consequences, and without having been recorded officially.

Clustering of hydrologically similar drainage basins, and extrapolation of regional growth curves relied upon the VAPI template of flood wise homogeneous regions. This approach was assumed to better fit the requirement of estimating flood figures with very low frequency, but the database available in Italy is still poor and there is no real hope of improving it in the next future. Pooled rescaled flood data from each homogeneous regions were used to estimate the growth curve, which was accommodated using the GEV model. Fig. 3 and Table 1 show that there is a large variability in Italy, as indicate by shape parameter k ranging from $k = 0$, i.e. Gumbel distribution for Calabria B region, to $k = -0.32$ for the Parma B region in Northern Italy.

Index flood estimates using simple scaling with basin area is widely accepted in diagnostic analysis of flood patterns, but using it to back estimate the index flood in ungauged rivers may entail

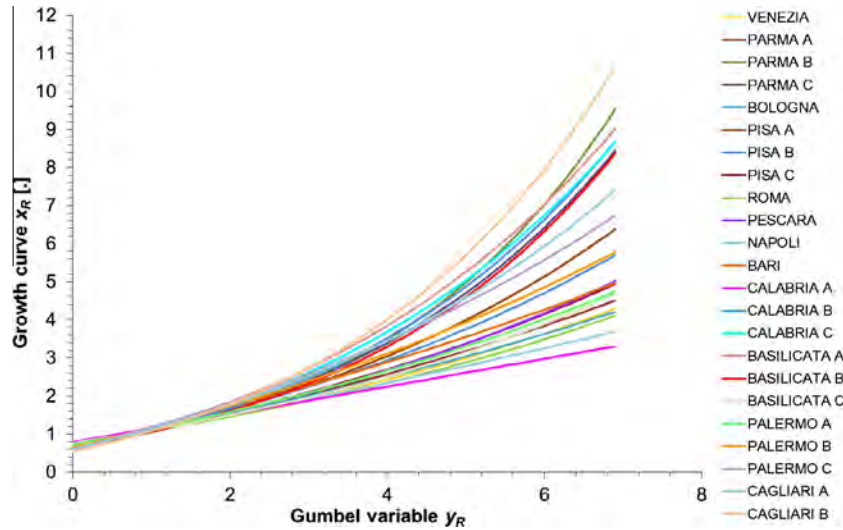


Fig. 3. Growth curves for the 23 homogeneous hydrological regions of VAPI project.

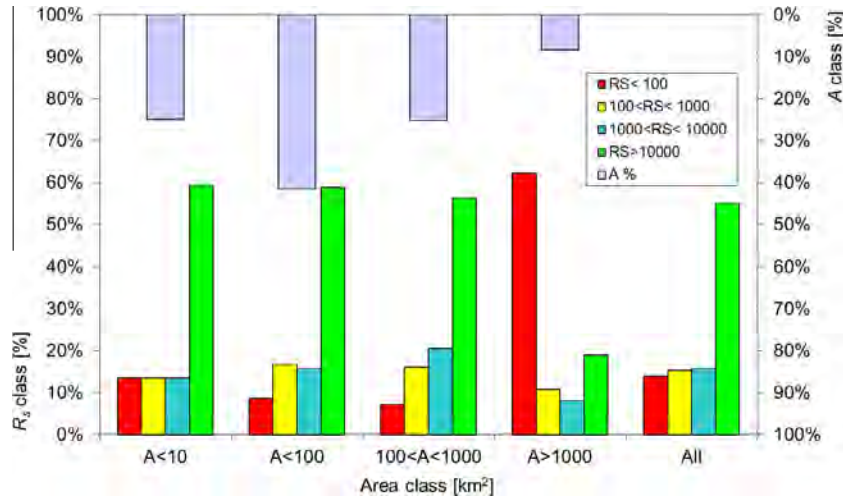


Fig. 4. Class of return period R_S as spillway saturation per class of contributing area A .

considerable uncertainty, and local conditions may provide different behavior with respect to the generally valid regional one. We could not collect systematically flow data from all the dams' sites, given that these are not publicly available. The estimated scale invariance parameters (Table 2) pertain to SIMN monitored stream sections, concerning relatively large rivers (*i.e.* $A > 100 \text{ km}^2$ or so), while several of our dam sites drain relatively small catchments ($A < 10 \text{ km}^2$, see Fig. 1), and the issue arise whether scale invariance holds for these latter. Recently, we were able to collect AFS data from dam sites with small area ($A \approx 1\text{--}600 \text{ km}^2$) in Region 2a (19 sites), and Region 2b (6 sites), covering 1932–2002 (on average 38 years of data for each basin). We found that for small catchments (down to 1 km^2) scale invariance as reported in Table 2 well fits the observed index floods (not shown for shortness). However, such assessment could not be done systematically country wise given the lack of data as reported.

Our analysis here displayed scaling exponents m generally coherent with those reported in scientific literature, where m values are found to depend upon physical properties of the catchment, including soil thickness, and texture, and hydrological network structure and response [62].

Eventually, the scaling approach seems a powerful method when no information is available locally, and a large scale

assessment is needed, like here, to define sites at risk, where more refined studies need be carried out.

We found that almost one third of the investigated dam sites display $R_S < 1000$ years. This apparently indicates that detailed analysis is needed to improve current safety of a large number of Italian dams, so dam rehabilitation should ameliorate spillway capacity when required. The dams in small rivers with spillway saturation for short return period (*i.e.* $R_S < 100$ years) are the first candidates to re-analysis of dam safety.

In Fig. 4 we report the percentage distribution within the 23 homogeneous regions of those dam sites where $R_S < 1000$ years. One third or so of these dams are located within regions Parma A and Parma C, *i.e.* central Italian Alps (21%), and Thyrrenian Liguria (12%). Also, Palermo C region (South Sicily, 9%), and Cagliari B (East Sardinia, 13%) have some hot spots for dam safety (see Fig. 5).

The estimation of R_S by way of Eq. (3) and Eq. (4) may entail some inaccuracies, as given by uncertainty in flood quantile estimation, *e.g.* expressed using confidence limits [33]. However, one may assume that estimation of low return periods is relatively accurate. In turn, sites with low return periods design flood q_S are more likely to be at risk of exceedance, and accurate assessment is more important therein. We evaluated the confidence limits of R_S , which we back calculated from the confidence limits of x_{RS}

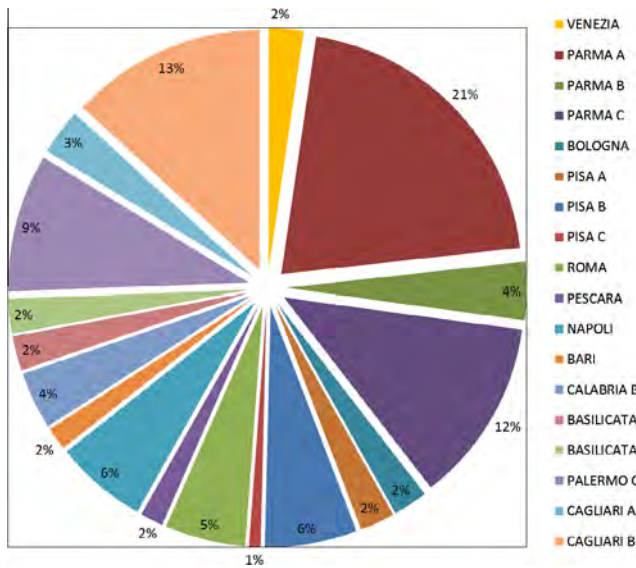


Fig. 5. Percentage distribution of dams with $R_S < 1000$ years within the 23 homogeneous regions of VAPI procedure. Regions missing, no dam sites presenting $R_S < 1000$ years.

($\alpha = 5\%$) for regional GEV estimation, as set out by De Michele and Rosso [33], for each of our homogeneous regions (not shown for shortness). The width of the confidence limits (upper value R_{S+} minus lower value R_{S-}) clearly increases with R_S . For sites displaying $R_S \leq 10$ years, we found on average confidence limits (variation with respect to the estimated value) within the range ± 0.5 years, with a largest value of ± 2 years. For sites displaying $10 \leq R_S \leq 100$ years, we found on average ± 6 years, with max ± 22 years. For $100 \leq R_S \leq 1000$ years, we found on average ± 57 years, with max ± 245 years. For $1000 \leq R_S \leq 10000$ years, we found on average ± 385 years, with max ± 2200 years. Of the 130 sites with $R_S \leq 1000$ years, only 7 had an upper boundary $R_{S+} > 1000$ years (but not larger than 1200 years), and of the 315 sites with $R_S > 1000$ years, only 1 had $R_{S-} < 1000$ (i.e. 990 years). Therefore, the R_S estimates we provided here seem to deliver an acceptably accurate indication as to whether a local assessment needs to be done, and the priority therein, independently of potential uncertainty.

To evaluate the return period of design flood q_S bypassing the issue of choosing a parent (i.e. GEV here) distribution and of the uncertainty therein, we could have adopted e.g. a model-average approach, by simultaneously considering several different distributions, mirroring what done in some cases when dealing with design flood quantile assessment [66]. Indeed, whenever a given distribution would provide a scarce performance in representing flood quantiles x_{RS} (and assessment of the return period R_S of a given quantile in backward estimation as we did here), clearly this would need be discarded, so less performing distribution would not be used anyway. On the other hand, if more than one distribution would provide a similar performance (i.e. a similar value of x_{RS} , or return period R_S), the final estimated value will not be so much different, albeit the results may be significantly improved statistically. Notice further that return period here needs basically be assessed on a logarithmic scale, so averaging of different (acceptably performing) distributions would likely change our results marginally. Given the focus here is delivering a first order of magnitude of the frequency (or return period) of exceedance of q_S for a large number of dams, while accurate assessment needs to be carried out locally with more complex studies, this seemed unnecessary here. GEV distribution is easily usable, depicts acceptably flood risk within our target regions, and it is capable of capturing

rapidly (hyperbolically) increasing extreme floods, so its use here seemed appropriate.

Operation of Italian reservoirs dates back 60 years and more, sometimes to the end of the XIX century. Ever since then, changes of hydrological behavior of our streams may have occurred due to climate change, and modified hydrological response as per land use changes. Our analysis of flood hazard here implicitly rely upon an assumption of stationarity during the period of measurements (1921–1970), and further assumes that distribution fitting upon that period is representative now, which is debatable indeed. However, we have little way to investigate this facet with no recent data available. Even in the future flood safety of dams may be influenced by climate change, that is expected to enhance flood occurrence and severity in both Alpine and Mediterranean areas [67,68], and large impoundments may even feedback into modified climate conditions locally [69]. However, our method can provide a statistical tool for hazard screening, and duly address investigation of critical cases, also including potential effect of recent, and prospective climate change.

6. Conclusions

We attempted here to perform a countrywide assessment of dam safety for Italy, where flood assessment dates back 60 years and more in some cases, and both hydrologic data and dam operation figures became quite unavailable in last 40 years. This required comprehensive flood evaluation for the peninsula, and neat, locally based assessment of flood quantiles at each and every one of our 450 dam sites. To tackle such large scale effort, we exploited the available state of the art regional approach as provided by VAPI of Italy and investigated i) site specific index flood assessment using scale invariance against area, and ii) assessment of the return period of spillway design flood at each dam site using a regionally valid extreme value distribution.

Our results showed that 55% (245) of the 448 examined dams are equipped by spillway with $R_S > 10000$; and 71% (315) of the dams have $R_S > 1000$. Conversely, 29% (130) of the dams display $R_S < 1000$ years, lower than required. The spillway of 14% (62) of the dams has $R_S < 100$ years, indicating unacceptably low frequency of exceedance, and potential overtopping, and witnessing that accurate local re-assessment is utmost needed therein. Uncertain as our results might be given the over simplified approach we adopted, the present work deliver evidences that Italian dams display non negligible hazard hydrologically, and intervention is needed to cope with the most critical cases, and in general to provide an updated assessment of flood risk.

Our results are therefore methodologically interesting for scientist in the field of hydro-geological hazard, and stake holders in the area of reservoirs management, and provide a quantitative, albeit preliminary highlighting of critical cases for hydropower companies in charge of dams' safety maintenance, as well as a potential, priority driven road map for dams' rehabilitation in Italy.

References

- [1] Graf WL. Dam nation: a geographic census of American dams and their large-scale hydrologic impacts. *Water Resour Res* 1999;35(4):1305–11.
- [2] Dugan P, Allison EH. Water: act now to restore river health. *Nat Correspondence* 2010;468:173.
- [3] Palmer MA. Beyond infrastructure. *Nat News Views* 2010;467:534–5.
- [4] Vörösmarty CJ, McIntyre PB, Gessner MO, Dudgeon D, Prusevich A, Green P, et al. Global threats to human water security and river biodiversity. *Nature* 2010;467:555–61.
- [5] Pisaniello JD. A comparative review of environmental policies and laws involving hazardous private dams: 'appropriate' practice models for safe catchments. *William Mary Environ Law Policy Rev* 2011;35(2) [Article 4].
- [6] Pisaniello JD, Tingey-Holyoak J, Burritt RL. Appropriate small dam management for minimizing catchment-wide safety threats: International

- benchmarked guidelines and demonstrative cases studies. *Water Resour Res* 2012;48:W01546.
- [7] Charles JA. Use of incident reporting and data collection in enhancing reservoir safety. *Dams Reservoirs* 2005;15(3):29–35.
 - [8] Berga L. New trends in hydrological safety. In: Berga L, editor. *Dam safety*. Rotterdam, The Netherlands: Balkema; 1998. p. 1099–110.
 - [9] Bowles D, Swain R, Ostenaa D. A framework for characterization of extreme floods for dam safety risk assessments. In: *The national dam safety program, research needs workshop: hydrologic issue for dams*, 538. Federal Emergency Management Agency, Publication; 2005. p. 125–38.
 - [10] De Michele C, Salvadori G, Canossi M, Petaccia A, Rosso R. Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway. *J Hydrol Eng* 2005;10(1):50–7.
 - [11] Committee on failures and accidents to large dams of the United States committee on large dams. *Lessons from dam incidents*, ASCE/USCOLD, New York, USA; 1975.
 - [12] Charles JA, Tedd P, Halcrow AW. *Delivering benefits through evidence. Lessons from historical dam incidents*. Bristol, UK: Environment Agency Publication; 2011.
 - [13] Dubler JR, Grigg NS. Dam safety policy for spillway design floods. *J Prof Issues Eng Edu Pract* 1996;122(4):163–9.
 - [14] De Almeida AB, Viseu T. Dams and valley: a present and future challenge. In: De Almeida AB, Viseu T, editors. *Proc., int. NATO workshop on dams and safety management at downstream valleys*, Lisbon, Portugal. Rotterdam, The Netherlands: Balkema; 1997. p. 3–25.
 - [15] American Society of Civil Engineers. *Dam safety. Policy Statement 280*, ASCE Publication, New York; 2000.
 - [16] International Commission on Large Dams. *Dam design criteria. The philosophy of their selection*, ICOLD Bulletin 61, 83pp., Paris; 1988.
 - [17] Bradlow DD, Palmieri A, Salman SMA. *Regulatory frameworks for dam safety: a comparative study*. Washington, DC: World Bank. License: CC BY 3.0 Unported; 2002. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/13826>.
 - [18] American Society of Civil Engineers. *Report Card for America Infrastructures. Dams*. ASCE Online Publication, New York; 2013. <http://www.infrastructurereportcard.org/dams/>.
 - [19] Maugliani V. La manutenzione delle dighe e la vigilanza governativa in Italia [Dam maintenance and government surveillance in Italy]. *L'Acqua* 2010;3: 39–52 [Italian with abstract in English].
 - [20] Bocchiola D, Rosso R. Use of a derived distribution approach for extreme floods design: a case study in Italy. *Adv Water Res* 2009;32(8):1284–96.
 - [21] Fuller WE. Flood flows. *Trans ASCE* 1914;77:564–617.
 - [22] Hazen A. Discussion on “Flood flows” by W.E. Fuller. *Trans ASCE* 1914;77:526–63.
 - [23] De Michele C, Rosso R. A multi-level approach to flood frequency regionalization. *Hydrol Earth Syst Sci* 2002;6(2):185–94.
 - [24] Kotegoda NT, Rosso R. *Applied statistics for civil and environmental engineers*. Oxford: Blackwell; 2008. 736p.
 - [25] Benson MA. *Factors influencing the occurrence of floods in a humid region of diverse terrain*. US Geological Survey Water Supply Paper, 1580B; 1962.
 - [26] Hosking JRM, Wallis JR. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour Res* 1993;29(2):271–81.
 - [27] Sveinsson O, Boes DC, Salas JD. Population index flood method for regional frequency analysis. *Water Resour Res* 2001;37(11):2733–48.
 - [28] Bocchiola D, De Michele C, Rosso R. Review of recent advances in index flood estimation. *Hydrol Earth Syst Sci* 2003;7(3):283–96.
 - [29] Burn DH. Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. *J Hydrol* 1997;202:212–30.
 - [30] Castellarin A, Burn DH, Brath A. Assessing the effectiveness of hydrological similarity measures for flood frequency analysis. *J Hydrol* 2001;241:270–85.
 - [31] Di Prinzio M, Castellarin A, Toth E. Data-driven catchment classification: application to the PUB problem. *Hydrol Earth Syst Sci* 2011;15:1921–35.
 - [32] Madsen H, Pearson CP, Rosbjerg D. Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modelling extreme hydrologic events. 2: Regional modelling. *Water Resour Res* 1997;33(4):759–69.
 - [33] De Michele C, Rosso R. Uncertainty assessment of regionalized flood frequency estimates. *J Hydrol Eng ASCE* 2001;6(6):453–9.
 - [34] Katz RW, Parlange MB, Naveau P. Statistics of extremes in hydrology. *Adv Water Resour* 2002;25:1287–304.
 - [35] Robson A, Reed D. *Flood estimation handbook (FEH)*, vol. 3. Wallingford, UK: Institute of Hydrology; 1999.
 - [36] Burlando P, Rosso R. Effects of transient climate scenarios on basin hydrology. 2: Impacts on runoff variability in the Arno river, Central Italy. *Hydrol Process* 2002;16:1151–75.
 - [37] Rosso R, Rulli MC. An integrated simulation approach for flash-flood risk assessment. 2: Effects of changes in land use under a historical perspective. *Hydrol Earth Syst Sci* 2002;6(2):285–94.
 - [38] Adamowski K. Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *J Hydrol* 2000;229:219–31.
 - [39] Önöz B, Bayazit M. Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimates. *J Hydrol* 2001;244:86–96.
 - [40] Lang M, Ouarda TBMJ, Bobee B. Towards operational guidelines for over-threshold modelling. *J Hydrol* 1999;225:103–17.
 - [41] Cameron DS, Beven KJ, Tawn J, Blazkova S, Naden P. Flood frequency estimation by continuous simulation for a gauged upland catchment (with uncertainty). *J Hydrol* 1999;219:169–87.
 - [42] Blazkova S, Beven K. Flood frequency estimation by continuous simulation for a catchment treated as ungauged (with uncertainty). *Water Resour Res* 2002;38(8):1139.
 - [43] Boughton W, Droop B. Continuous simulation for design flood estimation—a review. *Environ Model Software* 2003;18:309–18.
 - [44] Cowpertwait PSP. A generalized spatial-temporal model of rainfall based on a cluster point process. *Proc R Soc London* 1995;A450:163–75.
 - [45] Rahman A, Weinmann PE, Hoang TMT, Laurenson EM. Monte Carlo simulation of flood frequency curves from rainfall. *J Hydrol* 2002;256:196–210.
 - [46] Arnaud P, Lavabre J. Coupled rainfall model and discharge model for flood frequency estimation. *Water Resour Res* 2002;38(6):1075.
 - [47] Montaldo N, Mancini M, Rosso R. Flood hydrograph attenuation induced by a reservoir system: analysis with a distributed rainfall-runoff model. *Hydrol Process* 2004;8(3):545–63.
 - [48] Guo Y. Hydrologic design of urban flood – control detention ponds. *J Hydrol Eng ASCE* 2001;6(6):472–9.
 - [49] Vaes G, Willems P, Berlamont J. Rainfall input requirements for hydrological calculations. *Urban Water* 2001;3:107–12.
 - [50] Savenije HHG. The width of a bankfull channel; Lacey's formula explained. *J Hydrol* 2003;276(1–4):176–83.
 - [51] Gupta VK, Mesa OJ, Dawdy DR. Multiscaling theory of flood peaks: regional quantile analysis. *Water Resour Res* 1994;30:3405–21.
 - [52] Robinson JS, Sivapalan M. An investigation into the physical causes of scaling and heterogeneity of regional flood frequency. *Water Resour Res* 1997;33:1045–59.
 - [53] Peel MC, Finlayson BL, McMahon TA. Updated world map of the Köppen–Geiger climate classification. *Hydrol Earth Syst Sci* 2007;11:1633–44.
 - [54] CNR. *Operational guide for application of regional reports for flood frequency estimation in Italy (VAPI Project)*. Gruppo Nazionale Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche, Rome; 1999 [in Italian].
 - [55] Rossi F, Fiorentino M, Versace P. Two components extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resour Res* 1984;22(2):847–56.
 - [56] Fiorentino M, Versace P, Rossi F. Regional flood frequency estimation using the two-component extreme value distribution. *Hydrol Sci J* 1985;30(1):51–64.
 - [57] Arnell NW, Gabriele S. The performance of the two-component extreme value distribution in regional flood frequency analysis. *Water Resour Res* 1988;24(6):879–87.
 - [58] Gabriele S, Arnell NW. A hierarchical approach to regional frequency analysis. *Water Resour Res* 1991;27(6):1281–9.
 - [59] Francés F. Using the TCEV distribution function with systematic and non-systematic data in a regional flood frequency analysis. *Stochastic Hydrol Hydrol* 1998;12(4):267–83.
 - [60] Bocchiola D, De Michele C, Rosso R. L'applicazione della legge generalizzata del valore estremo GEV per l'analisi regionale delle piene in Italia. [Application of the generalized extreme values distribution GEV to regional analysis of floods in Italy]. *L'Acqua* 2004;1:43–62 [Italian with abstract in English].
 - [61] Hosking JRM, Wallis JR. *Regional frequency analysis: an approach based on L-moments*. Cambridge, UK: Cambridge University Press; 1997.
 - [62] Jothityangkoon C, Sivapalan M. Temporal scales of rainfall-runoff processes and spatial scaling of flood peaks: space-time connection through catchment water balance. *Adv Water Resour* 2001;24(9–10):1015–36.
 - [63] Furey PR, Gupta VK. Diagnosing peak-discharge power laws observed in rainfall-runoff events in Goodwin Creek experimental watershed. *Adv Water Resour* 2007;30(11):2387–99.
 - [64] Yue S, Gan TY. Simple scaling properties of Canadian annual average stream flow. *Adv Water Resour* 2004;27:481–95.
 - [65] Heo JH, Shin H, Nama W, Oma J, Jeong C. Approximation of modified Anderson–Darling test statistics for extreme value distributions with unknown shape parameter. *J Hydrol* 2013;499:41–9.
 - [66] Laio F, Ganora D, Claps P, Galeati G. Spatially smooth regional estimation of the flood frequency curve (with uncertainty). *J Hydrol* 2011;408:67–77.
 - [67] Groppelli B, Bocchiola D, Rosso R. Spatial downscaling of precipitation from GCMs for climate change projections using random cascades: a case study in Italy. *Water Resour Res* 2011;47:W03519.
 - [68] Groppelli B, Soncini A, Bocchiola D, Rosso R. Evaluation of future hydrological cycle under climate change scenarios in a mesoscale Alpine watershed of Italy. *Nat Haz Earth Syst Sci* 2011;11:1769–85.
 - [69] Hossain F, Jeyachandran I, Pielke Sr R. Dam safety effects due to human alteration of extreme precipitation. *Water Resour Res* 2012;46(3):W03301.

Consiglio
Nazionale
delle
Ricerche



GNDCI

CONSIGLIO NAZIONALE DELLE RICERCHE
GRUPPO NAZIONALE PER LA DIFESA DALLA CATASTROFI IDROGEOLOGICHE
Linea 1. Previsione e prevenzione dagli eventi idrologici estremi

PROGETTO VAPI
VALUTAZIONE DELLE PIENE IN ITALIA

Rapporto sulla
VALUTAZIONE DELLE PIENE
ITALIA NORD OCCIDENTALE

PORTATA AL COLMO DI PIENA
Bacino del Fiume Po e Liguria Tirrenica

Estratto dal Rapporto Nazionale VAPI con aggiornamenti

A cura di
Carlo DE MICHELE e Renzo ROSSO
Unità Operativa 1.8



MILANO
2001

Copia delle memorie e dei rapporti contrassegnati con il simbolo * nel capitolo "Riferimenti Bibliografici" è disponibile a richiesta presso il
POLITECNICO DI MILANO
Dipartimento di Ingegneria Idraulica, Ambientale e del Rilevamento
Sezione Idraulica
CNR-GNDCI u.o.1.8
Piazza Leonardo da Vinci, 32 - 20133 MILANO
renzo.rosso@polimi.it



Milano, Agosto 2001

4. SINTESI DEL RAPPORTO REGIONALE PER I COMPARTIMENTI DI PARMA E GENOVA

A cura di *Carlo De Michele e Renzo Rosso*, U.O. n°1.8 presso il Politecnico di Milano

4.1. Premessa

Per il territorio messo sotto osservazione dai Compartimenti del Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale (SIMN) di Parma e di Genova, che comprende il bacino del Po, chiuso a Pontelagoscuro ed i bacini liguri con foce sul litorale tirrenico, è stato pubblicato un Rapporto Regionale soltanto in forma di prima bozza, ed è in fase di preparazione uno specifico "Manuale di valutazione delle piene". Questa breve nota sintetizza i risultati salienti ottenuti, al fine di consentire la stima delle portate al colmo con assegnato periodo di ritorno, per qualsiasi sezione del reticolo idrografico dei corsi d'acqua del territorio indagato. La sintesi è stata articolata con riferimento soprattutto alle indagini contenute nel rapporto sulla *Valutazione delle Piene nel Bacino Padano e nella Liguria Tirrenica* di De Michele & Rosso [1999], che presenta un sostanziale avanzamento delle ricerche già delineate nella preliminare versione di Brath & Rosso [1994], entrambi compilati dall'U.O. 1.8 del Politecnico di Milano. La presentazione sintetica dei risultati, riportata nel seguito, fornisce unicamente le indicazioni essenziali per applicare le procedure proposte e si rimanda al rapporto di cui sopra per il dettagliato sviluppo di tali procedure.

4.2. Base di dati utilizzata

4.2.1. Pluviometria

Sono stati utilizzati i dati osservati nelle stazioni di misura pluviometriche e pluviografiche del SIMN fino al 1986. Dopo un'analisi di qualità dell'informazione contenuta nelle serie storiche registrate, è stato ottenuto un data base comprendente 366 stazioni di misura (270 nel bacino padano e 96 in Liguria) con almeno 20 anni di osservazione e numerosità media di 34 anni.

4.2.2. Idrometria

Con riferimento alle diverse edizioni della Pubblicazione n°17 del SIMN, fino al 1970 era possibile identificare 125 stazioni idrometriche con almeno 9 anni di misura. Grazie alla collaborazione della Sezione di Genova dello stesso SIMN è stato altresì possibile integrare il campione della Liguria Tirrenica con i dati relativi al periodo 1970-1993 desunti dalle registrazioni idrometrografiche disponibili. Utilizzando un criterio non parametrico di valutazione dell'attendibilità delle serie storiche, e considerando solo stazioni di misura con area del bacino sotteso non superiore a 3000 km², sono state selezionate 74 stazioni di misura idrometriche (57 nel bacino padano e 17 in Liguria) con numerosità variabile da 9 a 60 anni, e valor medio di 23 anni. Ai fini dell'identificazione delle regioni omogenee sono stati altresì considerate le serie storiche relative ad altre 24 stazioni idrometriche ricadenti in bacini limitrofi all'area di interesse ubicate in Emilia Romagna e Trentino Alto Adige¹.

¹ Le serie storiche dei massimi annuali delle portate al colmo di piena del Trentino Alto Adige sono state fornite all'U.O. 1.8 dall'U.O. 1.1 Dott. Villi.

4.3. Leggi di variazione dei coefficienti di crescita con il periodo di ritorno

4.3.1. Pluviometria

4.3.1.1. Piogge di breve durata e forte intensità

Non si è ritenuto identificare sottozone pluviometriche omogenee in relazione alla distribuzione di probabilità cumulata (DPC) delle piogge da 1 a 24 ore consecutive e, in alternativa, si è provveduto alla valutazione della DPC per ogni stazione in base all'ipotesi di invarianza di scala [Burlando & Rosso, 1996] utilizzando la distribuzione generalizzata del valore estremo (GEV). Stimati i parametri di forma, k , di scala, α , e di posizione, ε , della DPC/GEV per la stazione in esame (vedi Tab. 4A.1 in Appendice) resta univocamente determinata la relazione fra periodo di ritorno T e valore del coefficiente di crescita K_T :

$$T = \frac{1}{1 - F_K(K)} = \frac{1}{1 - \exp\left\{-\left[1 - \frac{k}{\alpha}(K - \varepsilon)\right]^{1/k}\right\}} \quad (4.1)$$

valida per piogge massime annuali di durata da 1 a 24 ore consecutive.

Più utile dal punto di vista pratico è la forma inversa della (4.1), per cui, fissato un valore T del periodo di ritorno in anni, si ricava il corrispondente valore del coefficiente di crescita K_T :

$$K_T = \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \left(1 - e^{-ky_T}\right) \quad (4.2)$$

dove y_T indica la variabile ridotta di Gumbel, pari a $y_T = -\ln\left(\ln\frac{T}{T-1}\right)$ e i valori dei parametri k , α e ε sono riportati in Tab. 4A.1 per i siti dove sono localizzate le stazioni pluviometriche. Per gli altri siti, si riportano nelle Figg. 4.1-3 le mappe dei parametri k , α e ε per l'intero territorio, che sono state ricavate per interpolazione con metodi di kriging secondo la procedura illustrata da Rosso et al. [1997].

L'altezza di pioggia cumulata con periodo di ritorno T -ennale va quindi valutata come

$$h_T(d) = m(d)K_T \quad (4.3)$$

dove $m(d)$ è il valore atteso dell'altezza di pioggia massima annuale caduta in d ore consecutive (v. paragrafo 4.4.1.1).

Fig. 4.1: Mappa del parametro di forma, k , della distribuzione di probabilità del coefficiente di crescita dei massimi annuali delle piogge da 1 a 24 ore consecutive, con indicazione delle 366 stazioni di misura pluviometriche considerate.

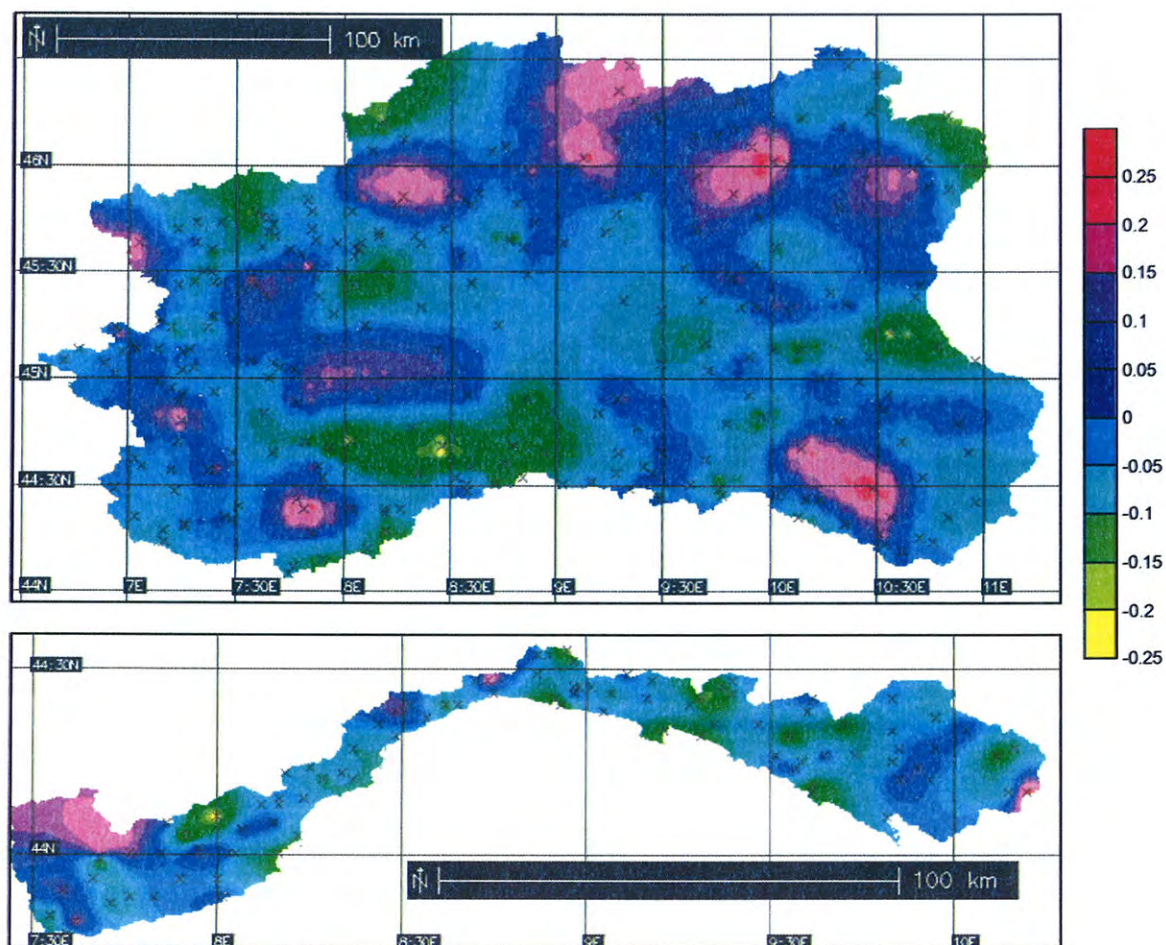


Fig. 4.2: Mappa del parametro di scala, α , della distribuzione di probabilità del coefficiente di crescita dei massimi annuali delle piogge da 1 a 24 ore consecutive, con indicazione delle 366 stazioni di misura pluviometriche considerate.

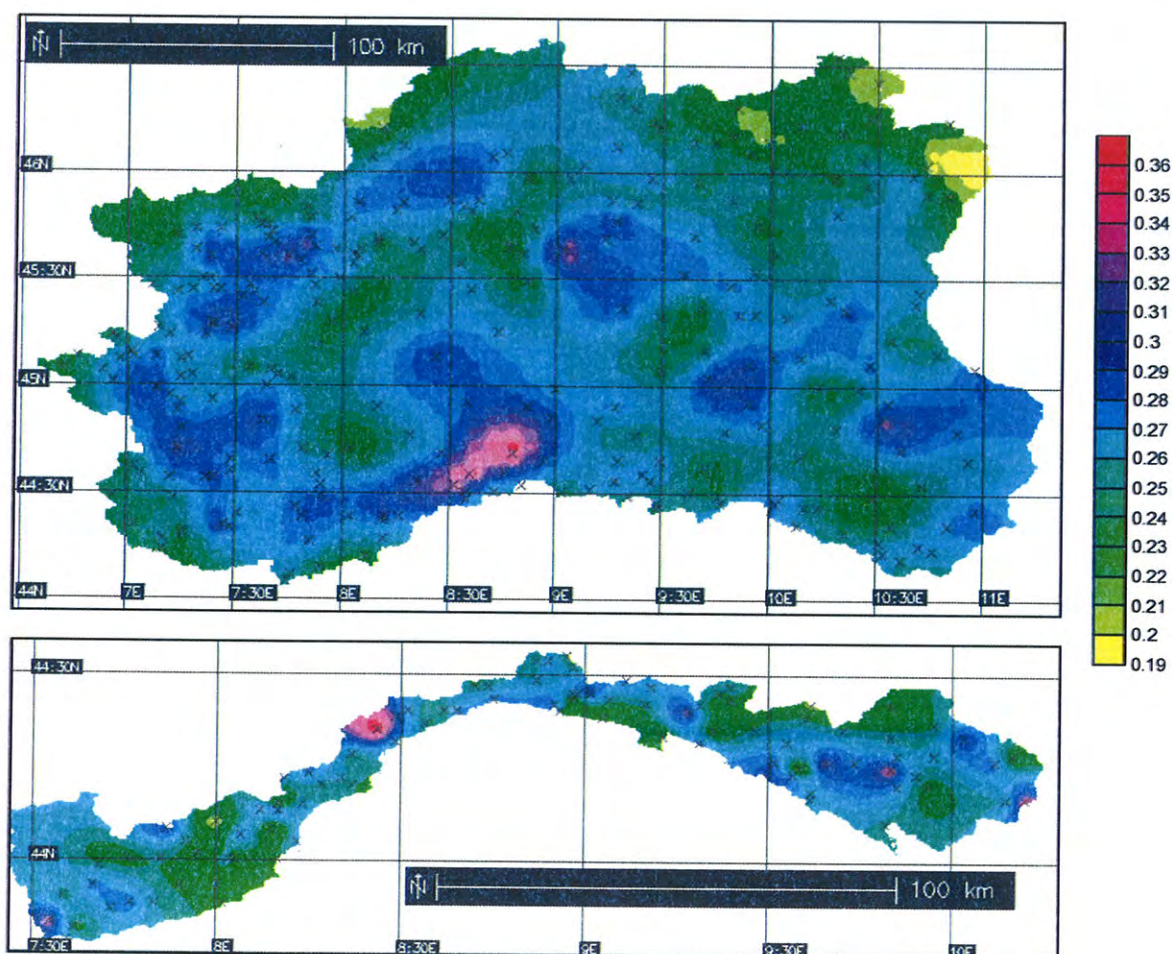
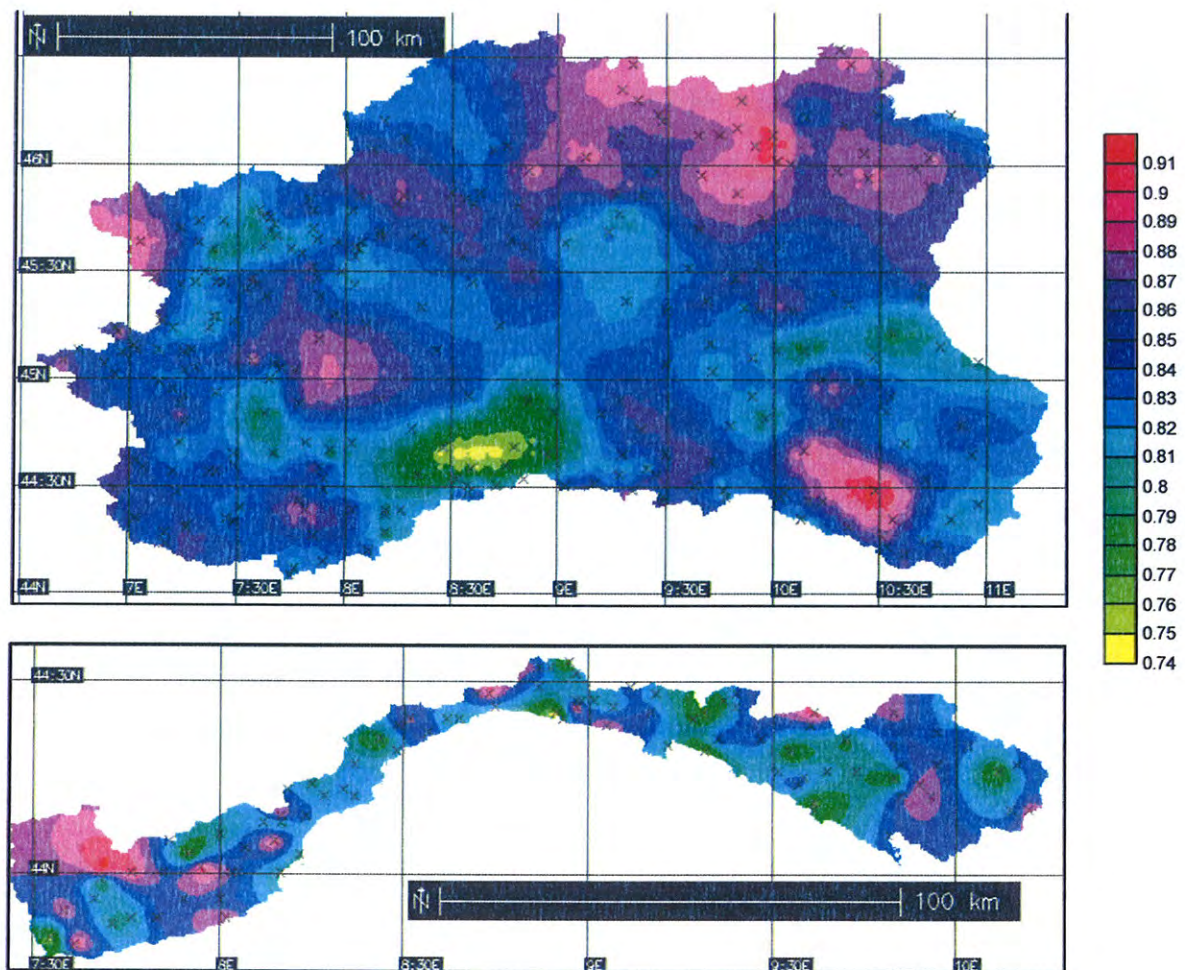


Fig. 4.3: Mappa del parametro di posizione, ϵ , della distribuzione di probabilità del coefficiente di crescita dei massimi annuali delle piogge da 1 a 24 ore consecutive, con indicazione delle 366 stazioni di misura pluviometriche considerate.



4.3.2. Idrometria

4.3.2.1. Portata al colmo di piena

E' stata adottata la suddivisione in 4 ZO (vedi Tab. 4.1 e Fig. 4.4) ottenuta attraverso l'analisi delle portate al colmo massime annuali tramite un metodo multi-livello (v., p.es., De Michele & Rosso [2001b]). Sono state altresì individuate due zone di transizione, per le quali è statisticamente confutabile l'ipotesi di omogeneità e la valutazione di piena richiede una specifica impostazione, riportata nel seguito.

Tab. 4.1: Zone omogenee di piena dell'Italia Nord Occidentale e loro campo di validità in funzione dell'area A del bacino idrografico sotteso.

| | Zona | Confini | A, Km² |
|------------|--|---|---------------------------------------|
| A | Alpi e Prealpi Centrali | Abbraccia i bacini padani dal Chiese al Sesia | 40÷2500 |
| B | Alpi e Prealpi Occidentali | Comprende i bacini padani dalla Dora Baltea al torrente Grana | 40÷1900 |
| C | Appennino Nord Occidentale e Bacini Tirrenici | Abbraccia i bacini liguri con foce al litorale tirrenico ed i bacini padani dallo Scrivia al Taro | 15÷1500 |
| D | Appennino Nord Orientale | Comprende i bacini padani dal torrente Parma al Panaro (compresi i bacini adriatici dal Reno al Conca) | 6÷1300 |
| aa | Alto Adige e suoi Affluenti | Comprende i bacini in sponda destra dal Rienza all'Avisio, in sponda sinistra dal Rio Riva al Rio Valsura | 90÷2700 |
| ZT1 | Zona disomogenea dell'Alto Garda: transizione tra Zona A e Alto Adige | Comprende i tributari del lago di Garda e il bacino del Noce | 20÷1100 |
| ZT2 | Zona disomogenea delle Alpi Marittime: transizione tra la Zona B e la Zona C | Comprende il bacino Tanaro e suoi affluenti | 50÷1500 |

Quale distribuzione di probabilità cumulata (DPC) del coefficiente di crescita del massimo annuale delle portate al colmo di piena, indicato ancora con il simbolo K , è stata adottata la distribuzione generalizzata del valore estremo (GEV) ed i parametri ottenuti dall'analisi al secondo livello sono riportati in Tab. 4.2. Le relative curve di crescita sono anche riportate nell'abaco di Fig. 4.5.

Tab. 4.2: Parametri della distribuzione di probabilità GEV del coefficiente di crescita K_T per le zone omogenee di piena dell'Italia Nord Occidentale (N indica la numerosità del campione utilizzato).

| | Zona | N | α | ε | k |
|-----------|---------------------------------|-----------------------|----------------------------|---------------------------------|-----------------------|
| A | Alpi e Prealpi Centrali | 316 | 0.365 | 0.745 | -0.110 |
| B | Alpi e Prealpi Occidentali | 347 | 0.352 | 0.635 | -0.320 |
| C | Appennino NW & Bacini Tirrenici | 753 | 0.377 | 0.643 | -0.276 |
| D | Appennino NE | 439 | 0.334 | 0.775 | -0.089 |
| aa | Alto Adige e suoi affluenti | 467 | 0.292 | 0.804 | -0.088 |

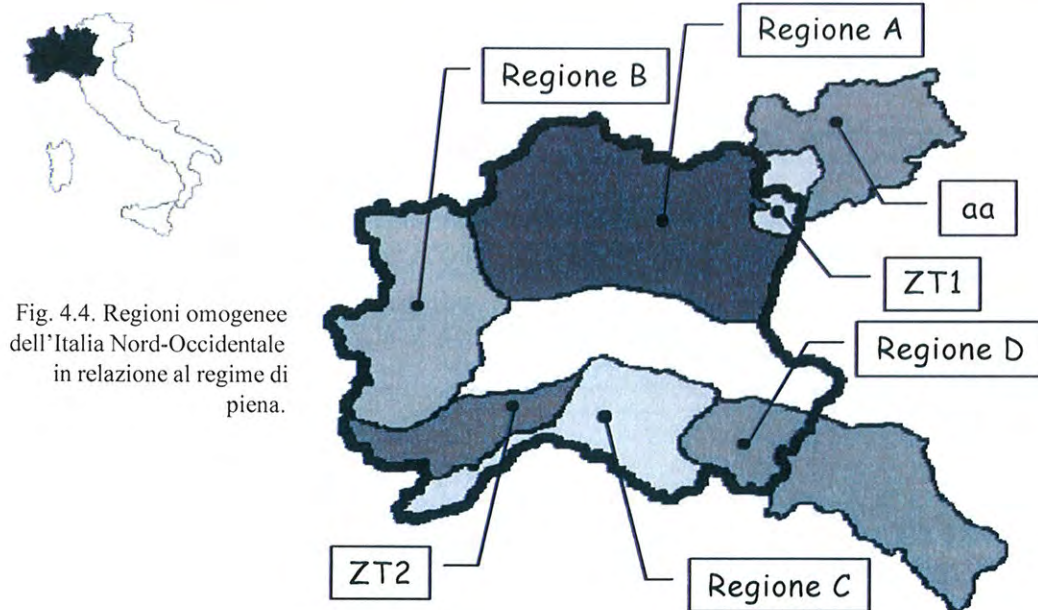
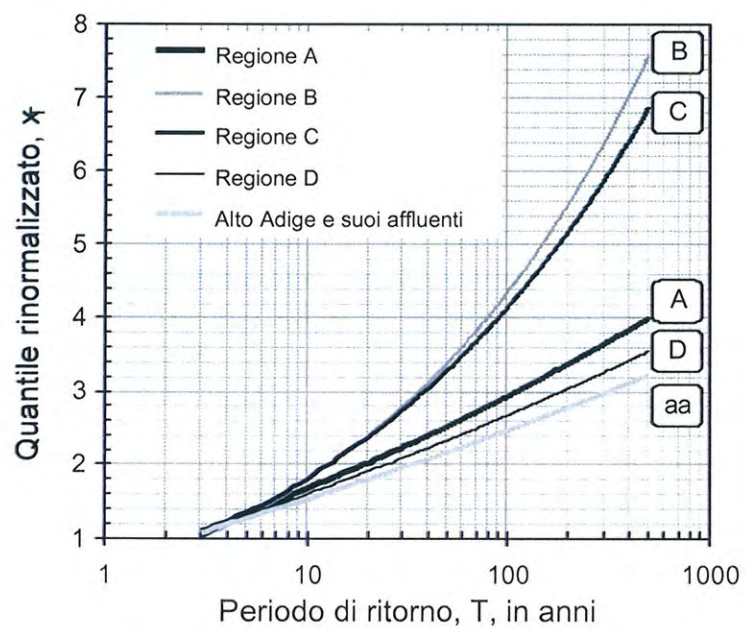


Fig. 4.5. Curve di crescita GEV regionali dell'Italia Nord-Occidentale.



Si riportano di seguito, nella Tab. 4.3, i valori di K_T ottenuti numericamente dalla (4.2) per alcuni valori del periodo di ritorno.

Tab. 4.3: Valori del coefficiente di crescita K_T del massimo annuale delle portate al colmo di piena per alcuni valori salienti del periodo di ritorno T .

| Zona | | Periodo di Ritomo, anni | | | | | | | | | | |
|------|-----------------------------|-------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | 2 | 5 | 10 | 20 | 25 | 40 | 50 | 100 | 200 | 500 | 1000 |
| A | Alpi e Prealpi Centrali | 0.88 | 1.34 | 1.68 | 2.03 | 2.14 | 2.40 | 2.52 | 2.93 | 3.37 | 4.00 | 4.52 |
| B | Alpi e Prealpi Occidentali | 0.77 | 1.31 | 1.80 | 2.38 | 2.60 | 3.10 | 3.37 | 4.33 | 5.52 | 7.57 | 9.57 |
| C | Appennino NW e B. Tirrenici | 0.79 | 1.34 | 1.82 | 2.38 | 2.58 | 3.04 | 3.29 | 4.14 | 5.17 | 6.87 | 8.47 |
| D | Appennino NE | 0.90 | 1.31 | 1.61 | 1.91 | 2.01 | 2.23 | 2.33 | 2.67 | 3.03 | 3.55 | 3.96 |
| aa | Alto Adige e suoi affluenti | 0.91 | 1.27 | 1.53 | 1.80 | 1.88 | 2.07 | 2.16 | 2.46 | 2.77 | 3.22 | 3.58 |

Si può anche fare riferimento all'espressione inversa (4.2) che, dati i valori assunti dai parametri della distribuzione GEV nelle ZO esaminate, diventa:

- Alpi e Prealpi Centrali: $K_T = 0.745 - (0.365/0.110) \times [1 - \exp(0.110 \times y_T)]$ (4.4a)
- Alpi e Prealpi Occidentali: $K_T = 0.635 - (0.352/0.320) \times [1 - \exp(0.320 \times y_T)]$ (4.4b)
- Appennino NW - Bacini Tirrenici: $K_T = 0.643 - (0.377/0.276) \times [1 - \exp(0.276 \times y_T)]$ (4.4c)
- Appennino NE: $K_T = 0.775 - (0.334/0.089) \times [1 - \exp(0.089 \times y_T)]$ (4.4d)
- Alto Adige e suoi affluenti: $K_T = 0.804 - (0.292/0.088) \times [1 - \exp(0.088 \times y_T)]$ (4.4e)

dove il valore di y_T è calcolato in base al prefissato valore di T in anni.

Per valutare le piene nei corsi d'acqua della zona disomogenea ZT2 si prevede la parametrizzazione della curva di crescita GEV sito per sito, pesando i parametri della legge GEV in base alle distanze minime del sito stesso dai confini delle limitrofe zone B e C. Le stesse considerazioni si applicano alla zona disomogenea ZT1, che rappresenta la transizione tra Zona A e Alto Adige (aa). Ai fini pratici, l'interpolazione pesata con la distanza dalle zone limitrofe si può condurre direttamente sui valori del fattore di crescita (p.es., sui valori di Tab. 4.3 per i periodi di ritorno salienti ivi riportati).

4.3.2.2. Incertezza di stima del coefficiente di crescita

Nelle valutazioni di piena va considerata l'incertezza con cui le previsioni statistiche vengono determinate, che viene misurata, in generale, dagli intervalli di confidenza dei quantili stimati. Fissato un livello di confidenza di $100(1-\alpha/2)\%$, l'intervallo di confidenza del fattore di crescita è dato dai limiti

$$\hat{K}_T^{+,-} = \hat{K}_T \pm \zeta_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\hat{K}_T)} \quad (4.5)$$

dove il simbolo $\hat{\cdot}$ indica la stima di K_T , e $\zeta_{\alpha/2} = \Phi^{-1}(1-\alpha/2)$ indica l'inversa della funzione di distribuzione di probabilità della variabile normale standard. $\Phi(\zeta) = \text{Pr}[Z \leq \zeta]$, superato con una

probabilità pari a $a/2$. Occorre quindi determinare l'errore di stima del fattore di crescita, che dipende sia dalla distribuzione di probabilità, sia dal metodo di stima dei parametri. La formula approssimata proposta da De Michele & Rosso [2001a] per la valutazione della varianza di stima del fattore di crescita distribuito secondo una legge GEV con $k \leq 0$, porge

$$Var[\hat{K}_T] = \frac{\alpha^2}{N} \exp\{y_T \exp[-1.823k - 0.165]\}, \text{ per } k \leq 0, \quad (4.6)$$

dove y_T è la variabile ridotta di Gumbel, N la numerosità del campione regionale rinormalizzato, α e k i parametri della distribuzione GEV. Noti i valori di N , α e k , e prefissato il periodo di ritorno T , si calcola $Var[\hat{K}_T]$ con la formula (4.6) in base al valore di y_T ottenuto con la (4.3). Il risultato va sostituito nella (4.5) che, fissato un livello di significatività α , il corrispondente livello di confidenza di $100(1-\alpha/2)\%$ e calcolato il relativo valore di $\zeta_{\alpha/2} = \Phi^{-1}(1-\alpha/2)$, porge la coppia dei valori dell'intervallo di confidenza del coefficiente di crescita per l'assegnato periodo di ritorno. Per alcuni valori salienti di T e per il livello di confidenza di $100(1-\alpha/2) = 84\%$, tali limiti sono riportati anche in Tab. 4.4.

Tab. 4.4: Valori dei limiti di confidenza del coefficiente di crescita K_T relativi a un livello di confidenza di $100(1-\alpha/2) = 84\%$ ($\zeta_{\alpha/2} = 1$) per alcuni valori salienti del periodo di ritorno T .

| Zona | | Periodo di Ritorno, anni | | | | | |
|-----------|-----------------------------|--------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | | 10 | 20 | 50 | 100 | 200 | 500 |
| A | Alpi e Prealpi Centrali | 1.61÷1.74 | 1.93÷2.12 | 2.37÷2.68 | 2.71÷3.15 | 3.05÷3.69 | 3.49÷4.51 |
| B | Alpi e Prealpi Occidentali | 1.69÷1.90 | 2.20÷2.56 | 3.00÷3.74 | 3.71÷4.95 | 4.47÷6.58 | 5.45÷9.69 |
| C | Appennino NO & B. Tirrenici | 1.75÷1.89 | 2.27÷2.49 | 3.07÷3.50 | 3.79÷4.49 | 4.60÷5.74 | 5.78÷7.95 |
| D | Appennino Nord Orientale | 1.56÷1.66 | 1.84÷1.98 | 2.22÷2.44 | 2.52÷2.83 | 2.81÷3.26 | 3.19÷3.90 |
| aa | Alto Adige e suoi affluenti | 1.49÷1.57 | 1.74÷1.85 | 2.07÷2.26 | 2.33÷2.59 | 2.59÷2.96 | 2.92÷3.52 |

4.4. Stima del valore medio

4.4.1. Leggi di probabilità pluviometriche

4.4.1.1. Piogge puntuali

Le leggi di probabilità pluviometriche definiscono come varia la media del massimo annuale dell'altezza di pioggia su una fissata durata d , $m[h(d)]$, con la durata stessa. Per la Zona in esame è stata adottata una espressione del tipo:

$$m[h(d)] = a_1 d^n \quad (4.7a)$$

I parametri della (4.7) sono stati valutati con regressione ai minimi quadrati nelle 366 stazioni di misura pluviografiche presenti sul territorio esaminato (vedi Tab. 4A.1 in Appendice). I valori osservati variano per a_1 da 10 a 49 mm/oreⁿ e per n da 0.21 a 0.61: l'ampiezza di questi intervalli richiede un modello di variabilità spaziale dei parametri. In particolare, si è fatto riferimento ad un modello a variabilità continua: per una pratica applicazione della (4.7a), vengono fornite, in Figg. 4.6-7, le mappe isoparametriche di a_1 e di n per l'intero territorio.

Fig. 4.6: Mappa del coefficiente pluviometrico orario, a_t , mm/oreⁿ pari al valore atteso della pioggia oraria massima annuale, con indicazione delle 366 stazioni di misura pluviometriche considerate.

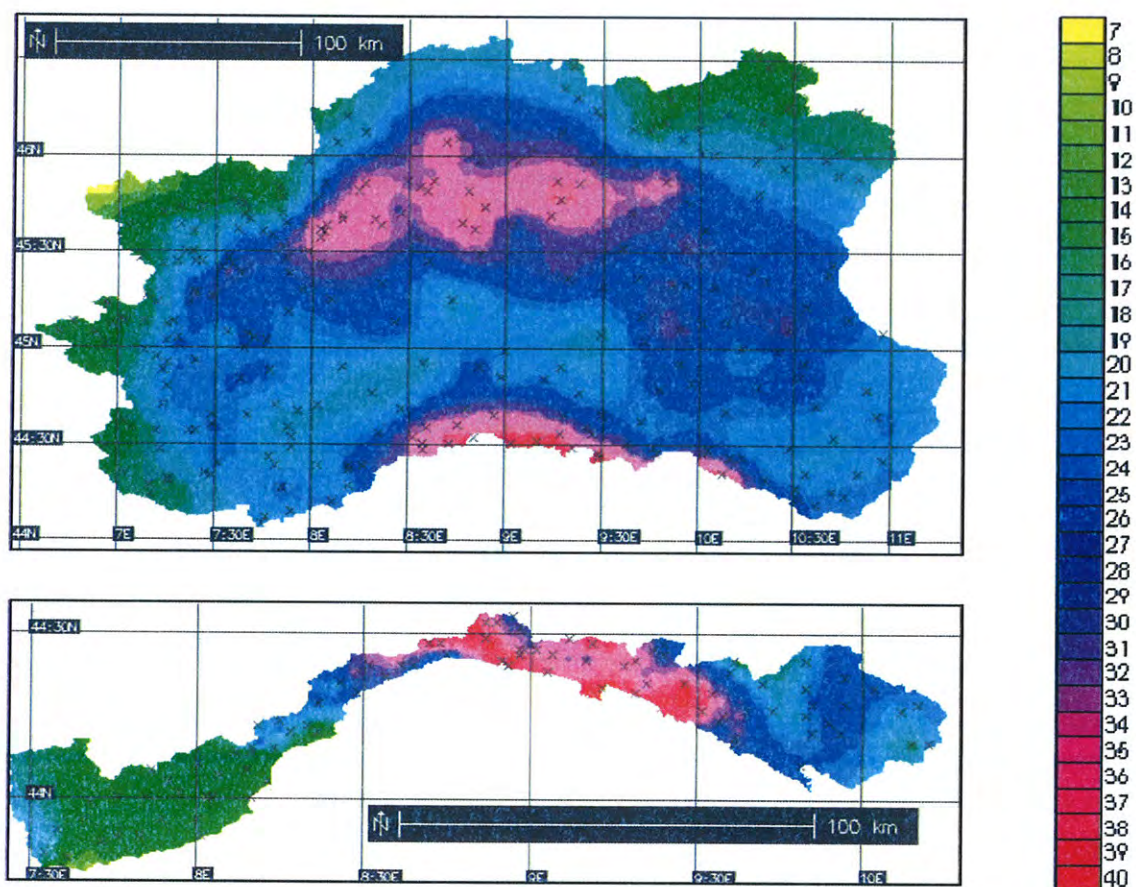
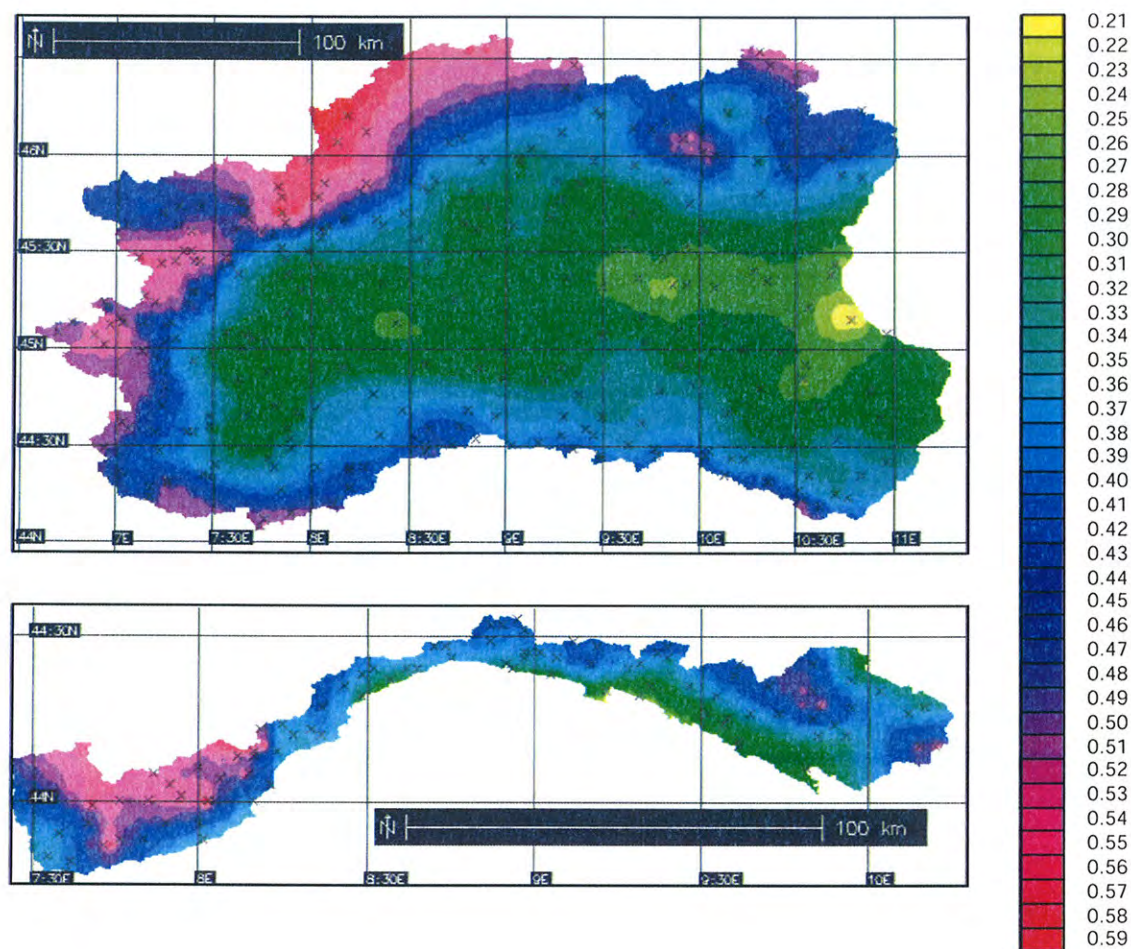


Fig. 4.7: Mappa dell'esponente di scala, n , della pioggia massima annuale al variare della durata da 1 a 24 ore consecutive, con indicazione delle 366 stazioni di misura pluviometriche considerate.



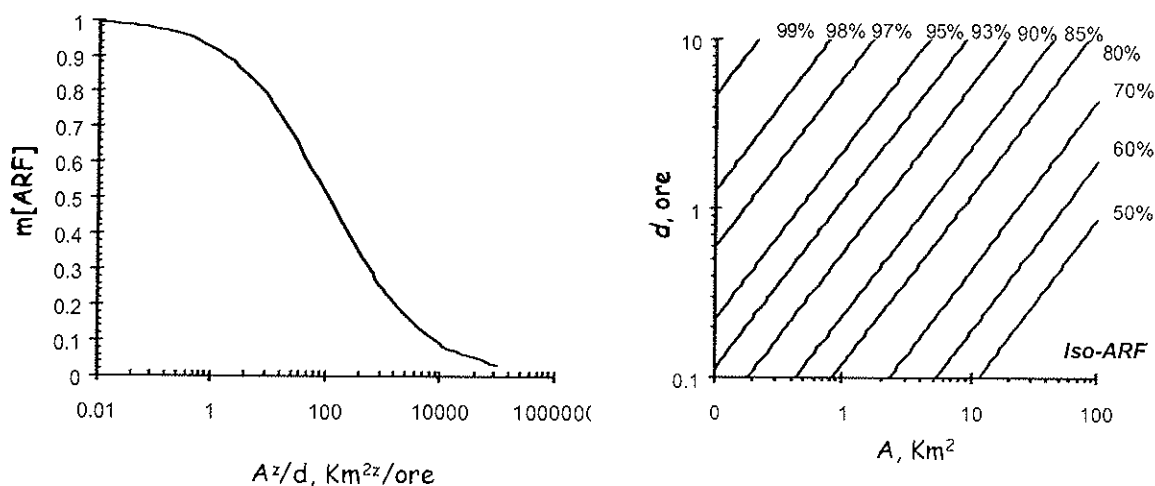
4.4.1.2. Fattore di riduzione areale delle piogge di breve durata e forte intensità

Il valore atteso del fattore di riduzione areale delle precipitazioni può essere calcolato impiegando il modello auto-affine di De Michele & Rosso [2000b], ossia

$$\psi \equiv m[ARF(d, A)] = m\left[\frac{h(d, A)}{h(d)}\right] = \left[1 + \varpi \left(\frac{A^z}{d}\right)^b\right]^{-(1-n)/b}, \quad (4.7b)$$

dove A indica l'area del bacino di interesse, in Km^2 , e d la durata, in ore. Nella formula (4.7b) n indica l'esponente di scala delle linee segnalatrici nel centro di scroscio, mentre con ϖ , b e z sono parametri empirici, che, p.es., per l'area metropolitana milanese sono dati da $\varpi = 0.01 \text{ ore}^b/\text{Km}^{bz}$, $b = 0.54$ e $z = 1$ (v. Fig. 4.8).

Fig. 4.8 La legge di attenuazione spaziale della pioggia mediante il modello auto-affine e le linee iso-ARF, che, sul piano $\text{Log} A - \text{Log} d$, sono rappresentate da rette di coefficiente angolare z .



4.4.2. Portata al colmo di piena media annua

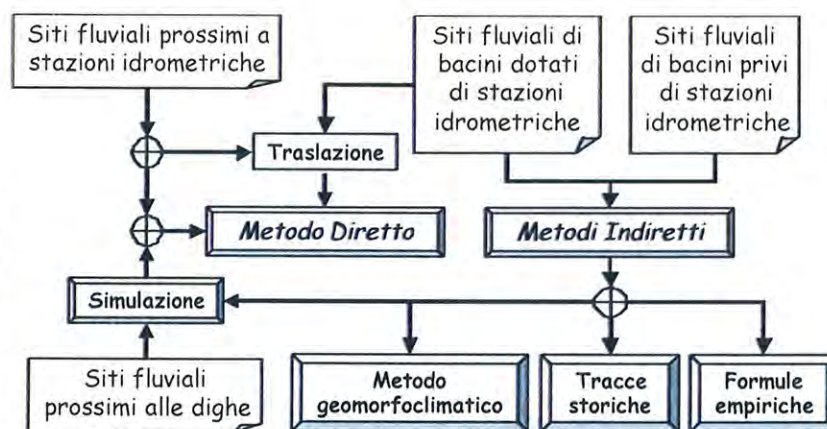
4.4.2.1. Problemi e metodi

Il valore medio annuo della portata al colmo di piena istantanea, di seguita indicata come “portata indice” $m(Q) = q_{indice}$, che particolarizza la legge di previsione per il generico sito fluviale di interesse, può essere valutata applicando diverse metodologie, in ragione dell’informazione disponibile e dell’affidabilità con cui la previsione statistica viene richiesta dalla specifica applicazione (vedi Fig. 4.9). Va peraltro rilevato come tale valutazione presenti notevoli difficoltà, in quanto costituisce uno dei problemi aperti di maggiore complessità dell’idrologia. Si ritiene tuttavia che le indicazioni fornite in questa sede possano costituire un utile ausilio, sia per le valutazioni speditive, sia per lo sviluppo di metodologie più sofisticate.

In generale, si possono determinare cinque diverse situazioni, a seconda che le previsioni di piena siano condotte

- in un sito fluviale dotato di stazione idrometrica o prossimo a una stazione idrometrica,
- in un sito fluviale di un bacino dotato di stazioni idrometriche,
- in un sito fluviale di un bacino privo di stazioni idrometriche,
- in un sito fluviale in corrispondenza o prossimo a uno sbarramento,
- in un sito fluviale caratterizzato da forte antropizzazione.

Fig. 4.9: Schema di calcolo della portata indice in un sito fluviale.



Nel primo caso, la stima della portata indice va senz'altro condotta con il metodo diretto, ossia stimando il valore di q_{indice} dalla media osservata dei massimi annuali di portata al colmo, con l'avvertenza che, per i siti prossimi a stazioni idrometrografiche, la media osservata va riscalata rispetto all'area del bacino idrografico sotteso.

Nel terzo caso, la stima della portata indice va giocoforza condotta con metodi indiretti, ossia stimando il valore di q_{indice} per mezzo di una delle opzioni previste a tale scopo nel successivo paragrafo. Nel secondo caso, qualora siano disponibili osservazioni dirette in corsi d'acqua dello stesso bacino idrografico, l'applicazione del metodo indiretto può altresì giovare della informazione locale al fine di restringere i larghi margini di incertezza che affligge comunque le stime indirette.

Un quarto caso, affatto particolare, riguarda i siti fluviali in corrispondenza o prossimi agli sbarramenti e, in particolare, alle dighe di ritenuta. Le grandi dighe italiane di competenza del Servizio Nazionale Dighe sono più di 550, con una presenza assai significativa nell'Italia Nord Occidentale, e sono state realizzate prevalentemente nel corso di questo secolo. Poiché molte dighe sono in esercizio da lungo tempo, sono disponibili serie più o meno lunghe di registrazioni dei livelli d'invaso, che l'attuale normativa prescrive peraltro ai gestori degli impianti. Questo tipo di informazione può fornire indicazioni assai utili per i bacini interessati da questo tipo di asservimento.

L'ultimo caso si applica alle sezioni torrentizie e fluviali prossime ad agglomerati urbani dove storicamente si sono verificate esondazioni, ovvero laddove sia possibile ricostruire i livelli idrici di massima piena in base a documentazioni affidabili, soprattutto in relazione a opere di ingegneria idraulica di asservimento del corso d'acqua (ponti, restringimenti, canalizzazioni) e di difesa fluviale (argini, scolmatori, casse di espansione).

Nel fornire alcune indicazioni di carattere specifico per la soluzione del problema nei casi salienti

sopra delineati, viene premesso ai punti successivi un breve inquadramento delle metodologie, dirette e indirette. Nei successivi punti vengono rispettivamente illustrate le modalità di applicazione dei metodi diretti e indiretti, che nel “Manuale di valutazione delle piene”, in preparazione, trovano concreto riferimento nella specifica trattazione delle diverse tipologie di situazione sopra evidenziate.

4.4.2.2. Metodi diretti

Metodo diretto AFS

Quando si dispone di N' anni di osservazioni di portata al colmo di piena massima annuale (serie AFS) nel sito fluviale di interesse, la stima della portata indice è fornita dalla media aritmetica delle N' osservazioni $q'_1, \dots, q'_{N'}$, ossia

$$\hat{q}_{indice} = \hat{q}_{AFS} = \frac{1}{N'} \sum_{i=1}^{N'} q'_i, \quad (4.8)$$

dove il simbolo $\hat{}$ sta per “valore stimato”. Una valutazione del relativo errore standard di stima può essere condotta con la formula

$$\sigma_{\hat{q}_{indice}} = \sqrt{\frac{1}{N'(N'-1)} \sum_{i=1}^{N'} (q'_i - \hat{q}_{indice})^2}, \quad (4.9)$$

che mostra una rapida diminuzione dell'errore stesso all'aumentare della numerosità del campione disponibile. Dalla verifica dell'ipotesi nulla per un livello di significatività α , si possono derivare i limiti di confidenza a un livello di confidenza di $100(1 - \alpha/2)\%$ come $\hat{q}_{indice} \pm \Phi^{-1}(1 - \alpha/2) \sigma_{\hat{q}_{indice}}$, dove $\Phi^{-1}(\cdot)$ indica l'inversa della funzione di distribuzione di probabilità della variabile normale standard. I valori di $\hat{q}_{indice} \pm \sigma_{\hat{q}_{indice}}$ sono generalmente indicati come “limiti sigma” e corrispondono a un livello di confidenza pari a 84%.

Metodo diretto PDS

Quando si dispone di N'' anni di osservazioni di portata al colmo di piena nel sito fluviale di interesse, la stima della portata indice può essere condotta a partire dalla media dei massimi locali sopra una soglia prefissata, $q''_1, \dots, q''_{N''}$, detta serie di durata parziale o PDS, ossia

$$\hat{q}_{PDS} = \frac{1}{N''} \sum_{i=1}^{N''} q''_i. \quad (4.10)$$

Nell'ipotesi di distribuzione GEV e di successione poissoniana degli eventi che danno luogo ai massimi locali, la portata indice è univocamente legata al tasso di occorrenza Λ^{-1} degli eventi, ai parametri della curva di crescita e alla media dei massimi locali, a loro volta distribuiti secondo la legge generalizzata di Pareto [Brath et al., 1996]. La formula

$$q_{indice} = \frac{1}{\epsilon + \frac{\alpha}{k} \left(1 - \frac{\Lambda^k}{1+k} \right)} \hat{q}_{PDS}, \text{ con } \Lambda < \left[(1+k) \left(1 + \frac{k\epsilon}{\alpha} \right) \right]^{1/k}, \quad (4.11)$$

consente quindi di valutare il valore di q_{indice} in base a quelli di ϵ , α e k della Zona omogenea di riferimento, del numero medio annuo di eventi, Λ , e della media stimata della serie PDS. Questo metodo è più efficiente del precedente per campioni di lunghezza N' limitata. La scelta della soglia va comunque condotta tenendo presente che bisogna rispettare l'ipotesi di indipendenza stocastica tra gli eventi.

4.4.2.3. Metodi indiretti

Formule empiriche

I metodi empirici tradizionali sintetizzano le relazioni tra q_{indice} e le caratteristiche fisiche dei corsi d'acqua tramite formule che, in linea generale, contemplano, quali variabili esplicative, indici di piovosità $[X_1, \dots, X_p]$, di composizione geolitologica o geopedologica, $[Y_1, \dots, Y_g]$, di copertura vegetale $[Z_1, \dots, Z_v]$, di geomorfologia fluviale, $[U_1, \dots, U_f]$, e di carico antropico $[W_1, \dots, W_c]$. Spesso vengono impiegate relazioni del tipo

$$q_{indice} = \text{costante} \times \left(\prod_{i=1}^p X_i^{b_i} \right) \times \left(\prod_{i=1}^g Y_i^{g_i} \right) \times \left(\prod_{i=1}^v Z_i^{v_i} \right) \times \left(\prod_{i=1}^f U_i^{f_i} \right) \times \left(\prod_{i=1}^c W_i^{c_i} \right), \quad (4.12)$$

dove la costante e gli esponenti della formula (4.12) vengono usualmente stimati tramite regressione lineare della trasformazione logaritmica delle medie osservate, $\ln q_{indice}$, su quella degli indici ($\ln X_1, \dots, \ln X_p, \ln Y_1, \dots, \ln Y_g, \ln Z_1, \dots, \ln Z_v, \ln U_1, \dots, \ln U_f, \ln W_1, \dots, \ln W_c$) particolarizzati per le stazioni disponibili. Poiché la numerosità dei campioni disponibili per la taratura è generalmente assai limitata, bisogna altresì limitare il numero di variabili esplicative, in modo da garantire la necessaria robustezza e consistenza del modello statistico, la cui caratteristica principale è quindi la parsimonia.

Benchè relazioni di questo tipo siano spesso in grado di spiegare una quota rilevante della varianza osservata di $\ln q_{indice}$, la loro capacità previsionale è abbastanza modesta quando si procede all'antitrasformazione. Poichè i margini di incertezza sono molto elevati, non è escluso che questi possano raggiungere, e superare, anche il 100% del valore calcolato in alcune zone prive di osservazioni, come del resto risulta evidente dagli andamenti delle regressioni condotte utilizzando la procedura "jack-knife". Occorre perciò verificare in primo luogo la congruenza tra le portate stimate per via regressiva e quelle effettivamente smaltibili senza esondazioni nel tronco fluviale che comprende la sezione di interesse. Il valore stimato di q_{indice} deve generalmente essere contenuto nell'alveo; qualora ciò non avvenga, salvo situazioni affatto particolari, la stima di q_{indice} ottenuta con questa procedura va riesaminata in base a elementi oggettivi riferiti alla geometria dell'alveo, alle sue caratteristiche idrauliche, alla piovosità del bacino. Per ovviare, almeno parzialmente, a questi inconvenienti, le stime prodotte dalle leggi di regressione prima indicate vanno confrontate con verifiche puntuali basate sui metodi sotto riportati.

Per i bacini dell'Italia Nord-Occidentale sono state tarate diverse formule empiriche con il metodo della regressione statistica, anche per rispondere alle specifiche esigenze legate alla disponibilità o meno di informazioni sufficienti a definire le variabili esplicative (v. Tab. 4.5). I risultati relativi ai bacini delle quattro regioni omogenee dell'Italia Nord Occidentale sono anche riportati in Fig. 4.10, dove si evidenzia il largo margine di incertezza legato all'applicazione delle formule empiriche derivate con il metodo della regressione statistica. Tale margine si riflette anche sui limiti sigma della portata indice stimata con questo metodo, che sono valutabili come $\exp[\ln(q_{indice}) \pm SE_{Log}]$, dove SE_{Log} indica l'errore standard di stima della trasformazione logaritmica della portata indice.

Tab. 4.5: Parametri della formula empirica per la stima della portata indice (in m³/s) nella forma

$$q_{indice} = c_0 \times X_1^{c_1} \times X_2^{c_2} \times X_3^{c_3} \times X_4^{c_4} \times X_5^{c_5} \times X_6^{c_6}.$$

| Regione | c_0 | Esponente della Variabile Esplicativa | | | | | | R^2_{LOG} | R^2 | Bias |
|---------|-----------------------|---------------------------------------|--|--|--------------------------------|---------------------------------------|---|-------------|-------|------|
| | | c_1 | c_2 | c_3 | c_4 | c_5 | c_6 | | | |
| | | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 | [-] | [-] | [%] |
| | | Area del bacino sotteso, A | Coefficiente pluviale orario, $a_1=E[H_1]^{\dagger}$ | Esponente di invarianza di scala pluviale, n | Quota media del bacino sotteso | Parametro di ritenzione, $S_{II}/100$ | Fattore di forma del bacino, A/L_{ap}^2 | | | |
| | | [Km ²] | [mm/ore ⁿ] | [-] | [Km] | [mm] | [-] | | | |
| A | 2.1 | 0.799 | | | | | | 0.61 | 0.29 | 30 |
| A | 1.8×10^{-3} | 1.090 | 1.700 | | | | | 0.71 | 0.59 | 23 |
| A | 9.3×10^{-4} | 1.124 | 2.630 | 3.162 | | | | 0.91 | 0.81 | 7.4 |
| A | 1.9×10^{-4} | 1.145 | 2.596 | 2.246 | | -0.849 | | 0.93 | 0.93 | 5.5 |
| B | 0.5 | 0.901 | | | | | | 0.76 | 0.29 | 10 |
| B | 7.3×10^{-3} | 0.920 | 1.523 | | | | | 0.89 | 0.75 | 7.6 |
| B | 1.6×10^{-2} | 0.800 | 1.408 | | 1.170 | | | 0.91 | 0.82 | 6.2 |
| B | 7.8×10^{-3} | 0.839 | 1.736 | | 1.042 | | 0.349 | 0.93 | 0.86 | 4.9 |
| C | 5.2 | 0.750 | | | | | | 0.75 | 0.63 | 12 |
| C | 2.62 | 0.807 | | | -0.626 | | | 0.87 | 0.65 | 5.6 |
| C | 2.51 | 0.874 | | | -0.717 | | 0.265 | 0.88 | 0.71 | 5.2 |
| C | 0.21 | 0.897 | 0.678 | | -0.686 | | 0.285 | 0.89 | 0.78 | 4.6 |
| D | 2.49 | 0.772 | | | | | | 0.89 | 0.77 | 10 |
| D | 2.80×10^{-5} | 1.235 | 3.513 | | | | -0.720 | | 0.92 | |

[†] $E[H_1]$: valore atteso dell'altezza di pioggia massima annuale per una durata unitaria.

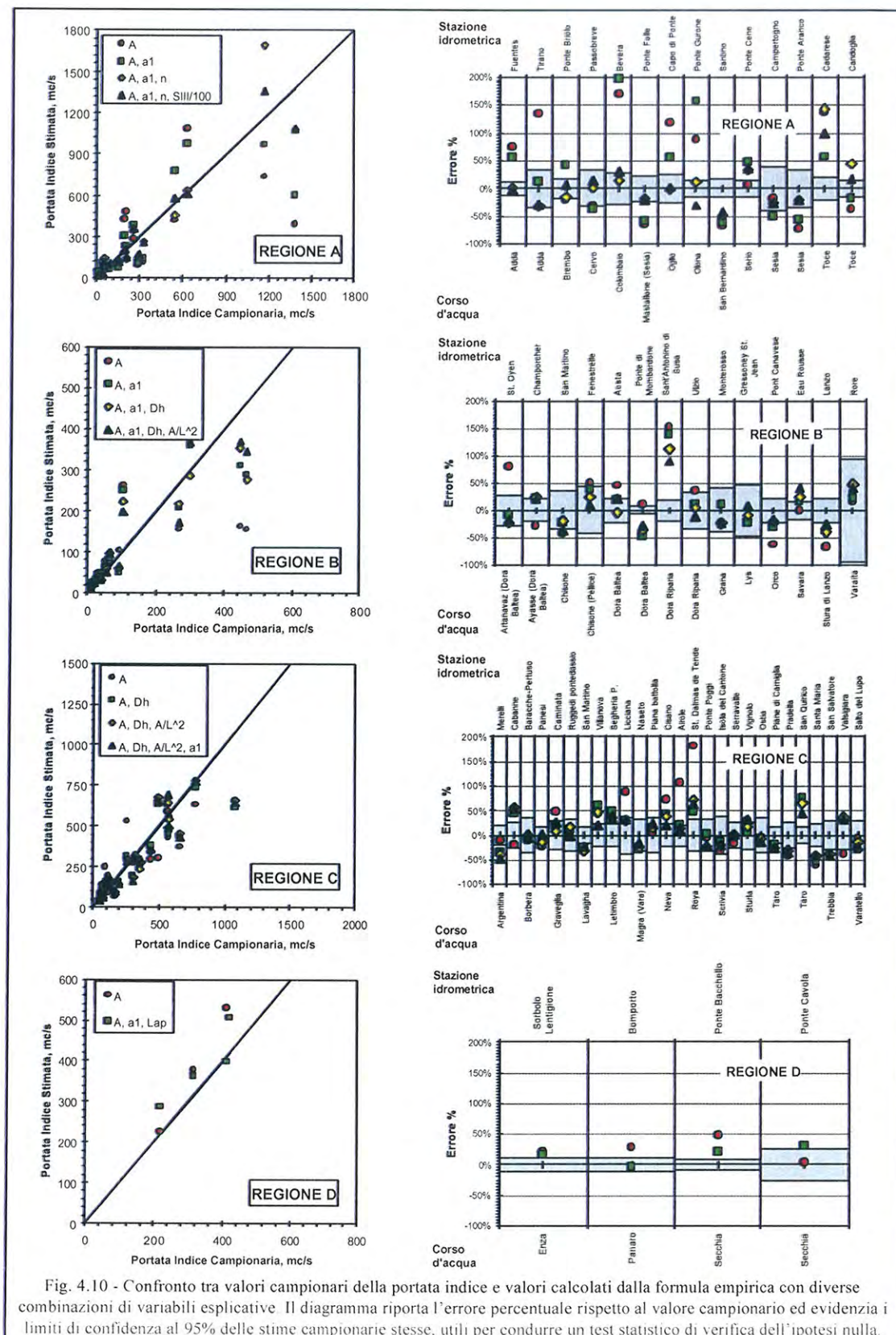


Fig. 4.10 - Confronto tra valori campionari della portata indice e valori calcolati dalla formula empirica con diverse combinazioni di variabili esplicative. Il diagramma riporta l'errore percentuale rispetto al valore campionario ed evidenzia i limiti di confidenza al 95% delle stime campionarie stesse, utili per condurre un test statistico di verifica dell'ipotesi nulla.

Metodo delle tracce storiche

La documentazione in traccia delle alluvioni storiche può fornire una informazione utile alla valutazione della portata indice. Il procedimento prevede il censimento delle esondazioni osservate e/o documentate, ossia degli eventi in cui la portata al colmo ha superato un livello di soglia q_s noto o calcolato in base alla capacità idraulica di smaltimento della sezione in esame. A tal fine, i dati del "Censimento delle aree italiane storicamente colpite da frane e da inondazioni" [Guzzetti et al., 1994] possono costituire una utile base di partenza.

Se nel sito in esame si può ricostruire la vicenda alluvionale per un periodo abbastanza lungo, è possibile valutare la frequenza storica ricostruita della portata di soglia q_s considerata. Quando sono stati documentati H superamenti in N anni, il valore atteso del periodo di ritorno del valore q_s è dato da [cfr., Kottegoda & Rosso, p.425, 1997]

$$\hat{T}_{q_s} = \frac{N+1}{H+1} \quad (4.13)$$

La portata indice si può quindi calcolare come

$$q_{indice} = \frac{q_s}{K_{\hat{T}_s}} \quad (4.14)$$

dove il valore di soglia $K_{\hat{T}_s}$ del fattore di crescita viene calcolato con la formula (4.2) per il particolare valore del periodo di ritorno calcolato con la formula (4.13).

L'analisi storica richiede cura particolare, poichè vanno considerate le sole esondazioni dovute al supero effettivo della capacità di smaltimento del tronco fluviale, e non gli eventuali sfondamenti arginali, i rigurgiti da ostruzione e altri fenomeni di esaltazione degli effetti di una piena. A tale scopo bisogna ricorrere al tracciamento di profili idraulici di moto permanente. Il metodo si presta in modo particolare allo studio di siti fluviali storicamente soggetti a elevato carico antropico, in corrispondenza di tronchi di corsi d'acqua controllati da asservimenti idraulici, quali gli attraversamenti stradali e ferroviari, le coperture, le arginature.

I limiti sigma della stima del periodo di ritorno della portata di soglia, che sono dati da

$$\hat{T}_{q_s} \pm \sigma_{\hat{T}_{q_s}} = \frac{N+1}{H+1 \mp \sqrt{\frac{(N-H)(H+1)}{N+2}}} \quad (4.15)$$

indicano che il metodo è soggetto a un grado di incertezza crescente con la rarità dei superamenti.

Metodo geomorfoclimatico

Il metodo geomorfoclimatico (Bacchi & Rosso, 1988; Adom et al., 1989; Brath et al., 1992) si basa sulla derivazione in probabilità della portata al colmo a partire dalle caratteristiche stocastiche del campo di pioggia e dalle caratteristiche fisiche del bacino esaminato. L'applicazione di questo metodo comporta la preliminare valutazione di alcune grandezze caratteristiche del bacino e della sollecitazione meteorica temibile:

- A : l'area del bacino imbrifero sottesa dalla sezione di interesse;
- CN : indice adimensionale di assorbimento del terreno ($0 < CN < 100$) a scala di bacino, secondo

il metodo CN-SCS [Soil Conservation Service, 1986; De Michele et al., 2000a];

- t_L : tempo di ritardo del bacino, che caratterizza la risposta della rete idrografica descritta dall'idrogramma unitario istantaneo,
- m_i e V_i : rispettivamente, tasso medio di pioggia e coefficiente di variazione del tasso di pioggia di un generico nubifragio, descritto dal modello Poisson Rectangular Pulses (PRP) sotto forma di impulso rettangolare di intensità e durata aleatori;
- m_t e V_t : rispettivamente, durata media e coefficiente di variazione della durata di un generico nubifragio;
- Λ : valore atteso del numero di nubifragi in un generico anno.

In base a tali grandezze vengono quindi calcolati:

- $\eta = m_p / (m_p + S)$: fattore di assorbimento relativo, pari al rapporto tra l'altezza media di precipitazione di un nubifragio, $m_p = m_i m_t$ in mm, e la quantità $(m_p + S)$, dove S rappresenta il massimo volume specifico di ritenzione del terreno, $S = 254(CN/100 - 1)$ in mm²;
- $\chi = m_t / t_L$: fattore di attenuazione idrografica, pari al rapporto tra la durata media di un evento e il tempo di ritardo³ del bacino;
- $\psi = m[ARF(m_t, A)]$: fattore di riduzione areale del tasso di pioggia, che descrive l'attenuazione spaziale del tasso di pioggia in funzione della durata media di pioggia m_t e dell'area del bacino A (v. paragrafo 4.4.1.2 e De Michele & Rosso [2000b]).

Il metodo fornisce quindi una valutazione della media dei massimi della serie di durata parziale nella forma

$$\bar{q}_{PDS} = A \frac{m_R}{m_t} \left[1 - e^{-\chi} - \psi V_t^2 \left(\chi e^{-\chi} + e^{-\chi} - 1 + \frac{1}{2} \chi^2 e^{-\chi} \right) + \frac{m_p}{m_R} \psi V_t^2 \eta (2 - \eta) (\chi e^{-\chi} + e^{-\chi} - 1) \right] \quad (4.16)$$

dove

$$m_R = m_p \eta \left[1 + \psi V_p^2 (1 - \eta)^2 \right] \quad (4.17)$$

rappresenta il volume specifico di ruscellamento, ossia il volume specifico di piena (volume per unità di superficie del bacino) dovuto al deflusso diretto.

La valutazione di q_{indice} a partire dal valore calcolato di \bar{q}_{PDS} va condotta tramite la formula (4.11). Sostituendo la (4.17) nella (4.16) e, quindi, il risultato nella (4.11) si ottiene quindi la formula

² Mappe dei parametri CN e S per il bacino padano sono riportate in De Michele et al. [2000a].

³ Il tempo di ritardo può essere stimato, per esempio, in base all'idrogramma unitario istantaneo geomorfologico (GIUH), ossia come $t_L = 2.3 (R_A/R_B)^{0.3} R_L^{-0.4} L_\Omega/V$, dove R_A , R_B e R_L sono rispettivamente i rapporti d'area, di biforcazione e di lunghezza secondo lo schema Horton-Strahler, L_Ω è la lunghezza dell'asta d'ordine massimo, in km, e V la velocità media spazio-temporale dell'onda di piena, in m/s [Rosso, 1984]. In alternativa, si può impiegare la formula empirica $t_L = 0.22 (L_{ap})^{0.54} (S)^{0.14} (p_{mb})^{-0.26}$, in ore, dove L_{ap} indica la lunghezza dell'asta principale, in Km, S il massimo volume specifico di ritenzione del terreno, $S = 254(CN/100 - 1)$, in mm, e p_{mb} la pendenza media, espressa in percentuale, calcolata, p.es., mediante il *GIS Arc-View*® a partire dal modello digitale delle quote con risoluzione N-E di 220 per 230 metri [Bocchiola et al., 2001, in print].

$$q_{indice} = \frac{1}{\varepsilon + \frac{\alpha}{k} \left(1 - \frac{\Lambda^k}{1+k} \right)} \times A \frac{m_p}{m_i} \times \left\{ \eta \left[1 + \psi V_p^2 (1 - \eta)^2 \right] \times \right. \\ \times \left[1 - e^{-\chi} - \psi V_i^2 \left(\chi e^{-\chi} + e^{-\chi} - 1 + \frac{1}{2} \chi^2 e^{-\chi} \right) \right] + \\ \left. + \psi V_i^2 \eta (2 - \eta) (\chi e^{-\chi} + e^{-\chi} - 1) \right\} \quad (4.18)$$

con l'avvertenza che il valore di Λ corrisponda a quello stabilito dal modello poissoniano di precipitazione con cui sono stati determinati i valori di m_i , V_i , m_i e V_i . Inoltre, l'applicazione delle formule (4.16), (4.17) e (4.18) va condotta utilizzando unità di misura coerenti.

Questo metodo fornisce valori di q_{indice} intrinsecamente più robusti di quelli ricavabili mediante le tradizionali formule regressive, di cui rappresenta una valida alternativa per i bacini che sottendono aree comprese tra 10 e 1000 Km². Esso consente di determinare anche la correlazione tra la portata al colmo e il volume di piena, offrendo così la possibilità di valutare in senso probabilistico gli idrogrammi di piena, necessari per la formulazione di scenari di progetto in alcune applicazioni (v. Bacchi & Rosso, 1988; Adom et al., 1989).

Metodi di simulazione idrologica

Con la costruzione di un modello idrologico di piena, in grado di descrivere la trasformazione afflussi-deflussi per le piene salienti, è possibile ricostruire una successione di eventi di piena nel sito fluviale di interesse. Se si dispone di un almeno un idrogramma osservato o, almeno, di una valutazione in traccia della portata al colmo di piena per gli eventi documentati da registrazioni pluviografiche, questa informazione può essere usata per tarare il modello. In caso di più eventi documentati, vale la pena di controllare le prestazioni del modello in un certo numero di casi non impiegati in fase di taratura. Le necessità di taratura variano con la complessità del modello, con la base fisica delle rappresentazioni matematiche adottate e con il dettaglio con cui viene descritto il sistema delle superfici scolanti e della rete idrografica. Gli attuali sviluppi della modellistica idrologica tendono sempre più a limitare il peso della fase di taratura del modello, riducendo la quantità dei parametri di calibrazione a favore di parametri valutabili in base alle caratteristiche fisiche del sistema e aumentando, nello stesso tempo, il dettaglio spaziale del modello stesso.

Simulazione a ingressi noti. Il calcolo del valore della portata indice può essere condotto via simulazione a ingressi noti, ricostruendo, tramite il modello, una serie esaustiva di episodi di piena per un congruo periodo, documentato da registrazioni pluviografiche sull'area del bacino sotteso dal sito fluviale di interesse. Dagli idrogrammi viene quindi estratta la serie ricostruita $q''_1, \dots, q''_{N''}$ di N'' anni di portata al colmo massima annuale, in base alla quale calcolare la media come in caso di osservazioni dirette. Poiché si opera nel continuo temporale, il modello idrologico di piena deve prevedere l'aggiornamento continuo dello stato di imbibimento del terreno o, almeno, la sua valutazione all'inizio di ogni scroscio saliente. Il metodo è abbastanza consolidato con numerose applicazioni tecniche, anche se richiede uno sforzo non indifferente di raccolta e digitalizzazione delle serie di dati di precipitazione a fine risoluzione temporale (p.es. oraria).

Simulazione dell'evento critico. In alternativa alla simulazione a ingressi noti, si può ricorrere a una più semplice procedura approssimata, utilizzando, in luogo della serie storica dei dati pluviometrici, la linea segnalatrice di probabilità pluviometrica attesa nel centro di scroscio localizzato in posizione

baricentrica, esprimibile in forma di equazione monomia

$$i_m = a_1 d^{n-1}, \quad (4.19)$$

dove i_m indica il valore atteso del tasso di pioggia temibile in d ore consecutive sul bacino sotteso, mentre i valori dei parametri a_1 (indice pluviometrico orario, in mm/oreⁿ, pari al valore atteso della pioggia oraria massima annuale) e n è esponente di scala, sono da intendersi mediati sull'area del bacino sotteso dalla sezione di interesse. In questo caso, bisogna altresì

- ridurre il tasso di pioggia in ragione della superficie del bacino sotteso e della durata dello scroscio secondo formulazioni adeguate,
- introdurre un verosimile profilo di pioggia in grado di riprodurre gli ietogrammi osservati, ossia la variabilità temporale della pioggia durante lo scroscio stesso.

Per via della indeterminatezza della durata dello scroscio critico, bisogna procedere a un insieme di simulazioni per diverse durate, in base alle quali ricavare il valore di picco con il metodo dell'evento critico. Questa procedura insinua una molteplicità di indeterminazioni, legate sia alla ipotesi di trasformazione della pioggia temibile attesa in portata temibile attesa, sia alla congettura di evento critico, sia alle approssimazioni sulla configurazione spazio-temporale della pioggia stessa. Il maggiore svantaggio della procedura semplificata risiede comunque nella sua insensibilità alla variabilità spaziale delle precipitazioni. Tale procedura, per la sua consolidata pratica applicativa, può essere peraltro impiegata per calcoli speditivi, tenendo comunque presente il cospicuo margine di incertezza dei risultati ottenibili⁴.

Simulazione a ingressi stocastici. Metodi più avanzati di simulazione prevedono la simulazione stocastica del campo di precipitazione. Con questo procedimento, si possono produrre lunghe serie sintetiche di tasso di pioggia a fine risoluzione temporale, tipicamente oraria o sub-oraria, talvolta anche in più siti, utilizzando modelli multisito o modelli spazio-temporali. I dati sintetici vengono quindi utilizzati in ingresso al modello deterministico di trasformazione afflussi-deflussi come in caso di ingressi noti. Poiché generalmente si opera nel continuo temporale, il modello di piena deve prevedere l'aggiornamento continuo dello stato di imbibimento del terreno o, almeno, la sua corretta valutazione all'inizio di ogni scroscio. Dall'idrogramma viene poi estratta la serie ricostruita q''_1, \dots, q''_N di N anni di portata al colmo massima annuale, in base alla quale calcolare la media come in caso di osservazioni dirette. La letteratura fornisce alcuni esempi di applicazione del metodo, il cui utilizzo comporta peraltro una tecnologia complessa e costosa, che ne confina attualmente l'uso nel settore della ricerca applicata.

Codici di calcolo automatico. I metodi di simulazione possono utilizzare svariati codici di calcolo automatico per la costruzione del modello. Dal punto di vista della descrizione temporale del sistema, i modelli sono *continui*, se simulano il ciclo idrologico completo a scala di bacino, ovvero *episodici*, se simulano la risposta del bacino al singolo nubifragio isolato, note le condizioni iniziali del sistema all'inizio del nubifragio stesso. Dal punto di vista della descrizione spaziale del sistema, i modelli sono *globali*, se simulano i processi idrologici tramite una rappresentazione parametrica concentrata del bacino idrografico, ovvero *distribuiti*, se simulano tali processi tramite una rappresentazione parametrica locale a fine risoluzione spaziale. Esempi di codici per la costruzione di

⁴ Quando utilizzata per la stima della portata indice, questa procedura è peraltro meno distorta di quanto avvenga quando essa viene applicata alla stima dei quantili, per via dell'ipotesi di isofrequenza tra piogge intense e deflussi di piena, in molti casi confutata da episodi osservati (basti pensare agli eventi del 1994 e del 2000 in Piemonte).

- modelli episodici globali sono forniti, p.es., dai codici HEC-1 [Hydrologic Engineering Center, 1990; Haested Methods, 1996], RORB [Laurenson & Mein, 1990] e FLEA [Ranzi & Rosso, 1997];
- modelli continui globali sono forniti, p.es., dai codici PRMS [Leavesley et al., 1983] e HYRRM [Institute of Hydrology, 1994];
- modelli episodici distribuiti sono forniti, p.es., dai codici THALES [Grayson et al., 1995] e FEST98 [Mancini et al., 1999];
- modelli continui distribuiti sono forniti, p.es., dai codici IHDM [Beven et al., 1987] e da quelli derivati da SHE-Hydrologic European System, quali MIKE-SHE [DHI, 1993] e SHE-SHESED/SHE-TRANS [Bathurst et al., 1995].

Quando il processo di piena viene simulato tramite modelli episodici, bisogna comunque tenere conto delle condizioni iniziali del sistema all'inizio del nubifragio.

Altri metodi tradizionali

Una metodologia di tipo tradizionale, che può risultare talvolta utile per stimare, in prima istanza, il valore di $q_{indices}$ fa riferimento al contributo unitario di piena dedotto dai valori delle medie dei colmi di bacini idrologicamente simili e prossimi al bacino in esame. In questo caso si possono utilizzare sia dati pubblicati dal SIMN, laddove nel bacino "simile" esista o esisteva una stazione idrometrica, sia ricostruzioni in base alle tracce storiche, sia simulazioni, qualora, per informazione disponibile, l'applicazione di tali metodologie si adatti meglio allo studio del bacino "simile" che a quello del bacino in esame. La stima della portata indice, in questo caso, si ottiene moltiplicando il contributo unitario medio del bacino "simile" per la superficie del bacino di interesse. Varianti di questa metodologia introducono caratterizzazioni della pluviometria e della geomorfologia dei bacini stessi, generalmente su base affatto empirica e, quindi, difficilmente esportabile. Per via delle difficoltà nella definizione pratica del concetto di similitudine idrologica in questo contesto, questo insieme di metodologie non viene qui considerato, anche se può rivelarsi utile, in alcuni casi, per valutazioni speditive di larga massima.

4.5. Riferimenti bibliografici

- *Adom, D.N., Bacchi, B., Brath, A., & R. Rosso, On the geomorphoclimatic derivation of flood frequency (peak and volume) at the basin and regional scale, in: *New Directions for Surface Water Modelling*, edited by M.L. Kavvas, IAHS Publ. no.181, 165-176, 1989.
- *Bacchi, B. & R. Rosso, Analisi geomorfoclimatica dei modelli di regionalizzazione della frequenza delle piene, *Atti XXI Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, L'Aquila, 5-8 settembre, Vol.1, pp.15-28, 1988.
- Bathurst, J.C., Wicks, J.M. & P.E. O'Connell, The SHE-SHESED basin scale water flow and sediment transport modelling system, in: *Computer Models of Watershed Hydrology*, edited by V.P. Singh, Water Resources Publications, p.563-594, Highlands Ranch, CO, Usa, 1995.
- Beven, K., Calver, A. & E. Morris, *The Institute of Hydrology Distributed Model*, Natural Environmental Research Council, Institute of Hydrology, Report n.98, Wallingford, UK, 1987.
- *Brath, A., Bacchi, B. & R. Rosso, La derivazione geomorfoclimatica della distribuzione di probabilità delle portate di piena, *Idrotecnica*, 4, 183-200, 1992.

- *Brath, A. & R. Rosso, Valutazione delle Piene nel Bacino Padano e nella Liguria Tirenica, in *La valutazione delle piene in Italia-Rapporto Nazionale di Sintesi*, Bozza, CNR-GNDCI, Allegato B, 1994.
- *Brath, A., De Michele, C. & R. Rosso, Una metodologia indiretta a base concettuale per la valutazione della portata indice, *Atti XXV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Torino, 18-20 settembre, Vol.I, pp.52-63, 1996.
- *Burlando, P., Mancini, M. & R. Rosso, FLORA: a distributed flood risk analyser, in: *Computer Support for Environmental Impact Assessment*, edited by G Guariso and B. Page, North-Holland, Amsterdam, pp.91-102, 1994.
- *Burlando, P. & R. Rosso, Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves of storm precipitation, *Journal of Hydrology*, Vol. 187, p.45-64, 1996.
- Danish Hydraulic Institute, *MIKE SHE WM, A short description*, Danish Hydraulic Institute, Hosholm, Danmark, 1993.
- *De Michele, C. & R. Rosso, La valutazione delle piene nell'Italia Nord-Occidentale: bacino padano e Liguria tinenica, in: *La valutazione delle piene in Italia-Rapporto Nazionale di Sintesi*, Bozza, CNR-GNDCI, 1999.
- *De Michele, C., Guidi, G. & R. Rosso, La valutazione della risposta idrologica del terreno nel bacino padano: caratterizzazione spaziale e mappatura del massimo potenziale di ritenzione idrica, *L'Acqua*, n.6/2000, 17-24, 2000a.
- *De Michele, C., & R. Rosso, Formulazione scala-invariante del fattore di riduzione areale delle piogge, *Atti XXVII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Genova, 12-15 settembre, 2000, Vol.2, pp.205-212, 2000b.
- *De Michele, C. & R. Rosso, Uncertainty assessment of regionalized flood frequency estimates, *Journal of Hydrologic Engineering ASCE*, Vol.6, no.6, p.453-459, 2001a.
- *De Michele, C. & R. Rosso, A multi-level approach to flood frequency regionalization, in: *Hydrology Days*, edited by J. Ramirez, Colorado State University, Fort Collins, Colorado, p.264-277, 2001b.
- Grayson, R.B., Bloeschl, G. & I.D. Moore, Distributed parameter hydrologic modelling using vector elevation data: THALES and TAPES-C, in: *Computer Models of Watershed Hydrology*, edited by V.P. Singh, Water Resurces Publications, p.669-696, Highlands Ranch, CO, Usa, 1995.
- Guzzetti, F., Cardinali, M. & P., Reichenbach, The AVI Project: A Bibliographical and Archive Inventory of Landslides and Floods in Italy. *Environmental Management*, **184**, 623-633, 1994.
- Haested Methods, *Visual HEC-1*, Haested Methods, Waterbury, CT, Usa, 1996.
- Hydrologic Research Center, *HEC-1 Flood Hydrograph Package User Manual*, Computer program Document no.1A, U.S. Army Corps of Engineers, Davis, CA, Usa, 1990.
- Institute of Hydrology, *HYRRM-Hydrological Rainfall Runoff Model*, Natural Environmental

- Research Council, Institute of Hydrology, Wallingford, UK, 1996.
- Kottegoda, N.T. & R. Rosso, *Statistics, Probability and Reliability for Civil and Environmental Engineers*, Mc-Graw-Hill Publishing Company, New York, 1997.
- Laurenson, E.M. & R.G. Mein, *RORB, Version 4, Runoff Routing Program, User Manual*, Dept. Civil Engineering, Monash University, Clayton, Victoria, Australia, 1990.
- Leavesley, G.H., Lichty, R.W., Troutman, B.M. & L.G. Saindon, *Precipitation-runoff modeling system- User's manual*, U.S. Geological Survey, Water Resources Investigation Report, no.83-4238.
- *Mancini, M., Montaldo, N. & R. Rosso, A Flash-Flood Event-Based Spatially-Distributed Rainfall-Runoff Transformation (FEST98) Model, in: *FRAMEWORK – Flash-flood Risk Assessment under the iMpacts of land use changes and river Engineering WORKs, First Annual Report*, edited by R. Rosso, EC Contract ENV4-CT97-0529, Politecnico di Milano, February 1999.
- Ranzi, R. & R. Rosso, *FLEA: FLOOD Event Analyser*, Versione in italiano, HARPACEAS, Milano, 1997.
- Rosso, R., Nash model relation to Horton order ratios, *Water Resour. Res.*, 20(7), 914-920, 1984.
- *Rosso, R., De Michele, C. & A. Montanari, La previsione statistica delle piogge di forte intensità e breve durata. Applicazione alla Liguria tirrenica e al bacino del Po, in: *La difesa idraulica del territorio*, a cura di U. Maione e A. Brath, Editoriale Bios, pp.1-30, Cosenza, 1997.
- Soil Conservation Service, *National Engineering Handbook*, section 4, Hydrology, Rev. ed., U.S. Department of Agriculture, Washington D.C., U.S.A., 1986.

4A Appendice

Tab. 4A.1: Parametri, ε , α e k , della distribuzione di probabilità del coefficiente di crescita e parametri a_1 ed n della legge di variabilità della media del massimo annuale dell'altezza di pioggia su una fissata durata d .

BACINO PADANO

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|-----------------|-----------|--------------------|---------------|----------|------------------------------|----------|
| OROPA | 54 | 0.858 | 0.236 | -0.026 | 34.3 | 0.511 |
| VERCELLI | 54 | 0.828 | 0.255 | -0.091 | 27.9 | 0.281 |
| CREMONA | 53 | 0.800 | 0.274 | -0.134 | 24.9 | 0.286 |
| LOCO | 52 | 0.799 | 0.274 | -0.139 | 38.3 | 0.383 |
| VARALLO | 52 | 0.865 | 0.266 | 0.074 | 34.0 | 0.489 |
| HONE-BARD | 52 | 0.821 | 0.318 | 0.015 | 25.0 | 0.510 |
| IVREA | 52 | 0.849 | 0.243 | -0.043 | 28.6 | 0.310 |
| CUNEO | 52 | 0.825 | 0.253 | -0.106 | 25.7 | 0.338 |
| SPIGNO | 52 | 0.764 | 0.313 | -0.154 | 24.9 | 0.387 |
| MANTOVA | 52 | 0.811 | 0.242 | -0.173 | 27.1 | 0.206 |
| TORINO | 51 | 0.836 | 0.262 | -0.048 | 29.4 | 0.249 |
| LAVAGNINA | 51 | 0.745 | 0.288 | -0.241 | 35.3 | 0.429 |
| BOSCHI | 51 | 0.806 | 0.280 | -0.104 | 29.8 | 0.378 |
| MARRA | 51 | 0.813 | 0.292 | -0.060 | 28.3 | 0.389 |
| LANZADA | 51 | 0.896 | 0.200 | 0.058 | 13.5 | 0.456 |
| SPARONE | 50 | 0.848 | 0.288 | 0.051 | 29.1 | 0.476 |
| BOSCO | 50 | 0.855 | 0.280 | 0.064 | 32.3 | 0.472 |
| BARDI | 50 | 0.869 | 0.225 | -0.005 | 23.7 | 0.373 |
| BRENO | 50 | 0.873 | 0.225 | 0.016 | 21.2 | 0.313 |
| CAMPERTOGNO | 49 | 0.813 | 0.277 | -0.091 | 26.2 | 0.545 |
| VOGHERA | 49 | 0.819 | 0.266 | -0.094 | 24.4 | 0.267 |
| ROSONE | 48 | 0.833 | 0.269 | -0.041 | 22.1 | 0.526 |
| MIGNANO | 48 | 0.828 | 0.259 | -0.080 | 26.7 | 0.345 |
| BORGONATO | 48 | 0.825 | 0.240 | -0.136 | 27.8 | 0.275 |
| GHEDI | 48 | 0.834 | 0.254 | -0.073 | 28.1 | 0.236 |
| RIMASCO | 47 | 0.858 | 0.290 | 0.095 | 26.0 | 0.532 |
| PONT | 47 | 0.845 | 0.285 | 0.035 | 33.7 | 0.380 |
| VIÙ | 47 | 0.808 | 0.267 | -0.125 | 27.4 | 0.529 |
| MILLESIMO | 47 | 0.812 | 0.272 | -0.104 | 24.8 | 0.432 |
| CANNOBIO | 47 | 0.828 | 0.284 | -0.028 | 37.4 | 0.412 |
| PESSINETTO | 46 | 0.803 | 0.309 | -0.057 | 30.8 | 0.432 |
| COMBAMALA | 46 | 0.846 | 0.234 | -0.076 | 19.5 | 0.392 |
| BRÀ | 46 | 0.824 | 0.235 | -0.150 | 22.4 | 0.290 |
| ISOLA | 46 | 0.867 | 0.249 | 0.045 | 26.5 | 0.361 |
| BOBBIO | 46 | 0.860 | 0.236 | -0.017 | 23.3 | 0.336 |
| BORGOMANERO | 46 | 0.845 | 0.243 | -0.056 | 29.7 | 0.370 |
| BERGAMO | 46 | 0.859 | 0.271 | 0.058 | 30.5 | 0.272 |
| BORMIO | 46 | 0.881 | 0.196 | -0.026 | 10.4 | 0.498 |
| PONT | 45 | 0.833 | 0.288 | -0.003 | 26.0 | 0.424 |
| CORSAGLIOLA | 45 | 0.844 | 0.285 | 0.030 | 27.0 | 0.402 |
| BEDONIA | 45 | 0.856 | 0.250 | 0.001 | 31.3 | 0.370 |
| LAGO | 45 | 0.868 | 0.258 | 0.068 | 18.8 | 0.448 |
| CERESOLE | 44 | 0.832 | 0.275 | -0.032 | 18.2 | 0.540 |
| STRETTARA | 44 | 0.817 | 0.285 | -0.061 | 25.0 | 0.310 |
| NOVARA | 44 | 0.821 | 0.266 | -0.090 | 25.7 | 0.335 |
| LILLAZ | 43 | 0.771 | 0.306 | -0.148 | 17.8 | 0.527 |
| GRESSONEY-TRIN. | 43 | 0.842 | 0.241 | -0.073 | 14.6 | 0.550 |
| MAZZÈ | 43 | 0.844 | 0.217 | -0.125 | 28.6 | 0.243 |
| CALCINERE | 43 | 0.804 | 0.312 | -0.049 | 25.3 | 0.434 |
| FEDIO | 43 | 0.862 | 0.239 | -0.003 | 17.4 | 0.498 |
| ISOLA | 43 | 0.756 | 0.283 | -0.225 | 33.9 | 0.376 |
| SESTOLA | 43 | 0.851 | 0.255 | -0.006 | 25.4 | 0.389 |
| TREVIGLIO | 43 | 0.825 | 0.285 | -0.037 | 29.1 | 0.254 |
| GAVER | 43 | 0.882 | 0.232 | 0.072 | 19.1 | 0.491 |
| MONCENISIO | 42 | 0.895 | 0.240 | 0.161 | 15.2 | 0.449 |
| PEROSA | 42 | 0.836 | 0.272 | -0.024 | 18.5 | 0.476 |
| PESCHIERA | 42 | 0.836 | 0.258 | -0.058 | 26.0 | 0.251 |
| VALLE | 42 | 0.877 | 0.216 | 0.008 | 22.7 | 0.370 |
| DOMODOSSOLA | 42 | 0.845 | 0.273 | 0.012 | 21.3 | 0.529 |

Bacino Padano (segue)

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|---------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| INTROBBIO | 42 | 0.846 | 0.270 | 0.006 | 29.9 | 0.354 |
| CLUSONE | 42 | 0.872 | 0.222 | 0.001 | 26.5 | 0.374 |
| CHAMPDEPRAZ | 41 | 0.824 | 0.273 | -0.066 | 19.0 | 0.516 |
| USSEGLIO | 41 | 0.796 | 0.266 | -0.163 | 18.0 | 0.536 |
| BARDONECCHIA | 41 | 0.872 | 0.214 | -0.021 | 10.8 | 0.501 |
| PINO | 41 | 0.870 | 0.248 | 0.057 | 25.1 | 0.257 |
| OSIGLIA | 41 | 0.786 | 0.268 | -0.183 | 23.0 | 0.434 |
| SELVANIZZA | 41 | 0.864 | 0.248 | 0.032 | 24.9 | 0.352 |
| MONTEMARZINO | 41 | 0.787 | 0.297 | -0.124 | 22.0 | 0.312 |
| FERRIERE | 41 | 0.852 | 0.269 | 0.030 | 26.6 | 0.315 |
| LAGO | 41 | 0.872 | 0.227 | 0.016 | 11.4 | 0.529 |
| ROVESCA | 41 | 0.860 | 0.252 | 0.023 | 20.5 | 0.566 |
| CREMA | 41 | 0.859 | 0.219 | -0.061 | 27.8 | 0.238 |
| COMO | 41 | 0.851 | 0.246 | -0.029 | 31.9 | 0.296 |
| VERRES | 40 | 0.783 | 0.283 | -0.164 | 19.1 | 0.499 |
| BORGOFRANCO | 40 | 0.873 | 0.279 | 0.140 | 30.8 | 0.342 |
| SAMPEYRE | 40 | 0.835 | 0.281 | -0.010 | 17.8 | 0.448 |
| CUMIANA | 40 | 0.830 | 0.266 | -0.057 | 24.4 | 0.342 |
| LIGONCHIO | 40 | 0.851 | 0.247 | -0.028 | 25.2 | 0.463 |
| FARNETAC.LE | 40 | 0.885 | 0.228 | 0.080 | 21.5 | 0.348 |
| VARZI | 40 | 0.837 | 0.247 | -0.077 | 25.3 | 0.295 |
| RIVA | 40 | 0.862 | 0.204 | -0.091 | 19.6 | 0.347 |
| LAGO | 39 | 0.871 | 0.247 | 0.060 | 15.6 | 0.521 |
| VENALZIO | 39 | 0.797 | 0.265 | -0.162 | 15.4 | 0.502 |
| PIAGGIA | 39 | 0.840 | 0.248 | -0.064 | 25.8 | 0.507 |
| ORMEA | 39 | 0.827 | 0.223 | -0.170 | 23.1 | 0.503 |
| ACQUI | 39 | 0.739 | 0.260 | -0.306 | 22.3 | 0.400 |
| LOSSO | 39 | 0.844 | 0.260 | -0.023 | 29.0 | 0.386 |
| BUSTO | 39 | 0.864 | 0.259 | 0.054 | 36.3 | 0.263 |
| COGGIOLA | 38 | 0.837 | 0.242 | -0.089 | 35.8 | 0.430 |
| AOSTA | 38 | 0.818 | 0.281 | -0.067 | 12.0 | 0.490 |
| LANZO | 38 | 0.834 | 0.309 | 0.042 | 28.9 | 0.441 |
| VILLAR | 38 | 0.854 | 0.259 | 0.014 | 25.7 | 0.405 |
| LOMBRIASCO | 38 | 0.773 | 0.311 | -0.137 | 26.3 | 0.290 |
| ORTIGLIETO | 38 | 0.741 | 0.363 | -0.122 | 34.8 | 0.454 |
| LAVEZZE-LAGO | 38 | 0.815 | 0.271 | -0.098 | 37.6 | 0.449 |
| REGGIO | 38 | 0.808 | 0.282 | -0.095 | 24.9 | 0.267 |
| ISELLE | 38 | 0.828 | 0.192 | -0.247 | 18.3 | 0.583 |
| MEMMO | 38 | 0.860 | 0.271 | 0.065 | 25.5 | 0.384 |
| TOLLEGNO | 37 | 0.840 | 0.293 | 0.032 | 37.8 | 0.344 |
| CASTELDELFINO | 37 | 0.849 | 0.252 | -0.019 | 13.7 | 0.494 |
| ACCEGLIO | 37 | 0.857 | 0.249 | 0.002 | 12.7 | 0.492 |
| SAVIGLIANO | 37 | 0.798 | 0.291 | -0.107 | 23.6 | 0.300 |
| VERDUNO | 37 | 0.772 | 0.272 | -0.210 | 21.8 | 0.289 |
| FONTANALUCCIA | 37 | 0.876 | 0.261 | 0.114 | 25.6 | 0.398 |
| S.MARIA | 37 | 0.869 | 0.241 | 0.034 | 39.7 | 0.438 |
| SALSOMAGGIORE | 37 | 0.775 | 0.273 | -0.203 | 28.6 | 0.336 |
| SARMATO | 37 | 0.839 | 0.230 | -0.114 | 19.4 | 0.319 |
| BEZZECA | 37 | 0.863 | 0.254 | 0.043 | 22.4 | 0.372 |
| FUSINO | 37 | 0.867 | 0.235 | 0.015 | 11.4 | 0.464 |
| ROMAGNANO | 36 | 0.832 | 0.241 | -0.108 | 36.2 | 0.327 |
| BROSSASCO | 36 | 0.850 | 0.280 | 0.043 | 23.7 | 0.424 |
| CAIRO | 36 | 0.829 | 0.274 | -0.043 | 29.2 | 0.435 |
| MASONE | 36 | 0.806 | 0.246 | -0.179 | 38.3 | 0.446 |
| CARPI | 36 | 0.859 | 0.280 | 0.081 | 22.4 | 0.280 |
| NOASCA | 35 | 0.804 | 0.265 | -0.141 | 22.2 | 0.521 |
| S.GERMANO | 35 | 0.854 | 0.284 | 0.066 | 25.4 | 0.448 |
| CASTELLO-DIGA | 35 | 0.861 | 0.227 | -0.032 | 14.3 | 0.502 |
| CEVA | 35 | 0.865 | 0.269 | 0.081 | 21.1 | 0.405 |
| BREOLUNGI | 35 | 0.869 | 0.275 | 0.112 | 21.4 | 0.302 |
| ALESSANDRIA | 35 | 0.852 | 0.282 | 0.056 | 19.5 | 0.286 |
| PAVULLO | 35 | 0.805 | 0.277 | -0.115 | 23.9 | 0.352 |
| PADULI | 35 | 0.801 | 0.260 | -0.161 | 41.9 | 0.425 |
| TIONE | 35 | 0.884 | 0.177 | -0.073 | 16.4 | 0.487 |
| DONGO | 35 | 0.853 | 0.275 | 0.046 | 29.2 | 0.387 |
| MONCENISIO | 34 | 0.854 | 0.246 | -0.016 | 15.1 | 0.487 |
| MONCALIERI | 34 | 0.806 | 0.286 | -0.093 | 24.3 | 0.247 |
| BORGIO | 34 | 0.837 | 0.284 | 0.001 | 22.3 | 0.426 |

Bacino Padano (segue)

| Località | Num. Anni | ε – | α – | k – | a_1 mm/ore ⁿ | n – |
|--------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| PIANCASTAGNA | 34 | 0.787 | 0.339 | -0.050 | 34.3 | 0.411 |
| MODENA | 34 | 0.828 | 0.251 | -0.099 | 25.4 | 0.263 |
| LAVENA | 34 | 0.892 | 0.223 | 0.100 | 29.1 | 0.375 |
| CODOGNO | 34 | 0.825 | 0.241 | -0.131 | 28.1 | 0.257 |
| CHIARI | 34 | 0.851 | 0.252 | -0.015 | 31.7 | 0.247 |
| TIRANO | 34 | 0.825 | 0.242 | -0.129 | 18.1 | 0.307 |
| CAMASCO | 33 | 0.868 | 0.283 | 0.126 | 36.3 | 0.533 |
| CHIAMONTE | 33 | 0.827 | 0.269 | -0.064 | 14.1 | 0.578 |
| CHIVASSO | 33 | 0.874 | 0.231 | 0.035 | 23.8 | 0.327 |
| ASTI | 33 | 0.858 | 0.263 | 0.038 | 22.0 | 0.294 |
| VAL | 33 | 0.851 | 0.231 | -0.067 | 38.9 | 0.392 |
| CABANNE | 33 | 0.875 | 0.242 | 0.062 | 35.9 | 0.481 |
| PIEVE | 33 | 0.762 | 0.282 | -0.216 | 29.3 | 0.254 |
| MONZAMBANO | 33 | 0.861 | 0.261 | 0.047 | 26.9 | 0.219 |
| GIGNESE | 33 | 0.861 | 0.290 | 0.110 | 31.8 | 0.446 |
| SCAIS | 33 | 0.877 | 0.244 | 0.077 | 22.0 | 0.535 |
| ASSO | 33 | 0.878 | 0.244 | 0.083 | 36.5 | 0.352 |
| GUILEMORE | 32 | 0.806 | 0.306 | -0.053 | 23.5 | 0.525 |
| CASELLO | 32 | 0.860 | 0.253 | 0.024 | 27.3 | 0.287 |
| SAN | 32 | 0.880 | 0.232 | 0.066 | 19.9 | 0.416 |
| FARIGLIANO | 32 | 0.843 | 0.260 | -0.027 | 22.8 | 0.313 |
| PIAMPALUDO | 32 | 0.850 | 0.283 | 0.050 | 33.7 | 0.477 |
| GAVI | 32 | 0.746 | 0.373 | -0.097 | 30.1 | 0.417 |
| TORTONA | 32 | 0.757 | 0.292 | -0.206 | 28.1 | 0.276 |
| PIANDELGOTTI | 32 | 0.830 | 0.280 | -0.029 | 26.7 | 0.500 |
| MADONNA | 32 | 0.810 | 0.220 | -0.228 | 16.7 | 0.451 |
| CERESARA | 32 | 0.776 | 0.236 | -0.275 | 27.8 | 0.235 |
| TRIVERO | 31 | 0.860 | 0.211 | -0.079 | 33.8 | 0.457 |
| GRIGNASCO | 31 | 0.845 | 0.270 | 0.001 | 32.4 | 0.385 |
| BIELLA | 31 | 0.845 | 0.258 | -0.024 | 33.3 | 0.340 |
| ST.MARCEL | 31 | 0.836 | 0.260 | -0.051 | 13.6 | 0.452 |
| CHATILLON | 31 | 0.768 | 0.239 | -0.289 | 14.3 | 0.471 |
| MONTJOVET | 31 | 0.827 | 0.285 | -0.030 | 16.9 | 0.448 |
| CERES | 31 | 0.823 | 0.315 | 0.015 | 28.4 | 0.444 |
| SALAVERTANO | 31 | 0.848 | 0.268 | 0.011 | 12.3 | 0.528 |
| CALVISANO | 31 | 0.843 | 0.302 | 0.061 | 27.1 | 0.255 |
| VILMINORE | 31 | 0.845 | 0.245 | -0.053 | 22.9 | 0.524 |
| LECCO | 31 | 0.854 | 0.241 | -0.027 | 35.1 | 0.270 |
| LESA | 31 | 0.865 | 0.260 | 0.065 | 32.5 | 0.387 |
| SUSA | 30 | 0.872 | 0.273 | 0.120 | 15.0 | 0.513 |
| LUSERNA | 30 | 0.877 | 0.289 | 0.178 | 24.0 | 0.489 |
| RORETO | 30 | 0.828 | 0.313 | 0.030 | 18.8 | 0.498 |
| FORNO | 30 | 0.820 | 0.266 | -0.093 | 26.8 | 0.469 |
| COAZZE | 30 | 0.841 | 0.265 | -0.023 | 26.8 | 0.417 |
| CLAVESANA | 30 | 0.806 | 0.311 | -0.044 | 22.3 | 0.360 |
| CENGIO | 30 | 0.796 | 0.310 | -0.077 | 26.6 | 0.440 |
| MOLATO | 30 | 0.860 | 0.288 | 0.101 | 22.7 | 0.299 |
| S.FRANCESCO | 30 | 0.874 | 0.252 | 0.082 | 21.8 | 0.465 |
| BOZZOLO | 30 | 0.813 | 0.292 | -0.060 | 31.3 | 0.255 |
| CHAMPORCHER | 29 | 0.797 | 0.299 | -0.094 | 25.9 | 0.449 |
| VENASCA | 29 | 0.854 | 0.316 | 0.131 | 20.9 | 0.429 |
| PIETRAPORZIO | 29 | 0.852 | 0.238 | -0.043 | 16.5 | 0.459 |
| VINADIO | 29 | 0.851 | 0.225 | -0.078 | 15.7 | 0.472 |
| BARDINETO | 29 | 0.845 | 0.223 | -0.105 | 25.6 | 0.480 |
| S.MARTINO | 29 | 0.886 | 0.232 | 0.094 | 27.7 | 0.389 |
| VENEGONO | 29 | 0.869 | 0.244 | 0.044 | 36.8 | 0.288 |
| LAGO | 29 | 0.838 | 0.263 | -0.036 | 32.2 | 0.423 |
| ORZINUOVI | 29 | 0.862 | 0.258 | 0.043 | 26.7 | 0.250 |
| VAL | 29 | 0.922 | 0.180 | 0.171 | 17.6 | 0.487 |
| CODERA | 29 | 0.871 | 0.245 | 0.054 | 25.3 | 0.339 |
| EDOLO | 29 | 0.872 | 0.232 | 0.027 | 15.9 | 0.435 |
| CAMANDONA | 28 | 0.829 | 0.249 | -0.103 | 35.3 | 0.412 |
| BERTIGNANO | 28 | 0.820 | 0.212 | -0.218 | 31.0 | 0.322 |
| PROMIOD | 28 | 0.797 | 0.238 | -0.221 | 16.1 | 0.481 |
| LAGO | 28 | 0.869 | 0.247 | 0.049 | 14.1 | 0.555 |
| COLLEGNO | 28 | 0.883 | 0.218 | 0.040 | 22.4 | 0.304 |
| VERZUOLO | 28 | 0.836 | 0.266 | -0.038 | 27.9 | 0.292 |
| SALUZZO | 28 | 0.839 | 0.268 | -0.025 | 24.7 | 0.383 |

Bacino Padano (segue)

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|--------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| ALBA | 28 | 0.816 | 0.197 | -0.268 | 21.4 | 0.364 |
| FOIRENZUOLA | 28 | 0.828 | 0.295 | -0.006 | 26.2 | 0.296 |
| PARMA | 28 | 0.844 | 0.257 | -0.029 | 26.1 | 0.263 |
| VARESE | 28 | 0.852 | 0.241 | -0.038 | 35.6 | 0.326 |
| VALGRISANCHE | 27 | 0.889 | 0.243 | 0.137 | 11.6 | 0.472 |
| INGRIA | 27 | 0.863 | 0.280 | 0.097 | 26.1 | 0.521 |
| ROCHEMOLLES | 27 | 0.841 | 0.240 | -0.080 | 13.0 | 0.468 |
| MONDOVI | 27 | 0.889 | 0.287 | 0.231 | 21.4 | 0.374 |
| RIO | 27 | 0.821 | 0.270 | -0.082 | 18.7 | 0.421 |
| DEMONTE | 27 | 0.874 | 0.210 | -0.024 | 14.1 | 0.514 |
| S.MICHELE | 27 | 0.868 | 0.240 | 0.028 | 24.5 | 0.461 |
| STINABECCO | 27 | 0.816 | 0.247 | -0.145 | 39.0 | 0.399 |
| MACUGNAGA | 27 | 0.859 | 0.256 | 0.027 | 19.7 | 0.563 |
| BUSSOLENO | 26 | 0.826 | 0.296 | -0.010 | 16.0 | 0.448 |
| S.STEFANO | 26 | 0.883 | 0.257 | 0.139 | 29.2 | 0.400 |
| SASSUOLO | 26 | 0.853 | 0.240 | -0.036 | 20.8 | 0.370 |
| BORETTO | 26 | 0.840 | 0.276 | -0.003 | 24.5 | 0.256 |
| S.CATERINA | 26 | 0.878 | 0.193 | -0.056 | 12.4 | 0.504 |
| PORLEZZA | 26 | 0.891 | 0.263 | 0.191 | 30.4 | 0.332 |
| GABY | 25 | 0.806 | 0.328 | -0.016 | 18.5 | 0.615 |
| LAGO | 25 | 0.802 | 0.269 | -0.141 | 18.6 | 0.487 |
| PRAGELATO | 25 | 0.834 | 0.273 | -0.032 | 13.4 | 0.501 |
| TORRIGLIA | 25 | 0.853 | 0.263 | 0.016 | 39.9 | 0.425 |
| CAMPO | 25 | 0.860 | 0.264 | 0.050 | 20.0 | 0.415 |
| GALLARATE | 25 | 0.833 | 0.200 | -0.206 | 36.0 | 0.297 |
| CASANOVA | 24 | 0.874 | 0.261 | 0.106 | 26.2 | 0.260 |
| TORINO | 24 | 0.819 | 0.250 | -0.128 | 28.3 | 0.304 |
| NIZZA | 24 | 0.819 | 0.256 | -0.116 | 20.5 | 0.366 |
| URBE | 24 | 0.867 | 0.272 | 0.097 | 33.6 | 0.512 |
| VALDENÀ | 24 | 0.850 | 0.273 | 0.028 | 28.9 | 0.424 |
| FONTANELLA | 24 | 0.862 | 0.288 | 0.108 | 26.0 | 0.261 |
| STUETTA | 24 | 0.876 | 0.270 | 0.134 | 17.3 | 0.516 |
| MIORINA | 24 | 0.817 | 0.295 | -0.042 | 31.7 | 0.323 |
| ZUBIENA | 23 | 0.795 | 0.287 | -0.121 | 33.1 | 0.322 |
| GRESSONEY | 23 | 0.860 | 0.221 | -0.055 | 13.9 | 0.545 |
| LAGO | 23 | 0.856 | 0.274 | 0.053 | 18.8 | 0.550 |
| LAGO | 23 | 0.847 | 0.236 | -0.068 | 17.5 | 0.537 |
| MOCCHIE | 23 | 0.848 | 0.278 | 0.033 | 24.3 | 0.390 |
| SANFRONT | 23 | 0.845 | 0.294 | 0.051 | 25.0 | 0.457 |
| ROCCABIANCA | 23 | 0.888 | 0.220 | 0.074 | 23.6 | 0.319 |
| POVIGLIO | 23 | 0.827 | 0.328 | 0.051 | 28.8 | 0.224 |
| COSTA | 23 | 0.772 | 0.325 | -0.113 | 37.7 | 0.296 |
| GENINVOLTA | 23 | 0.810 | 0.283 | -0.087 | 30.6 | 0.218 |
| MARCALLO | 23 | 0.869 | 0.217 | -0.026 | 32.1 | 0.279 |
| MORTARA | 23 | 0.835 | 0.267 | -0.038 | 19.7 | 0.310 |
| RONCONE | 23 | 0.869 | 0.285 | 0.130 | 20.2 | 0.422 |
| GORNO | 23 | 0.879 | 0.256 | 0.117 | 37.0 | 0.335 |
| ISPRA | 23 | 0.869 | 0.233 | 0.017 | 35.8 | 0.331 |
| LODI | 23 | 0.842 | 0.235 | -0.087 | 25.7 | 0.247 |
| MOMO | 23 | 0.870 | 0.261 | 0.085 | 29.8 | 0.331 |
| CASALE | 22 | 0.842 | 0.302 | 0.056 | 28.6 | 0.231 |
| VIOZENE | 22 | 0.812 | 0.257 | -0.137 | 21.0 | 0.518 |
| LAGO | 22 | 0.888 | 0.238 | 0.121 | 21.3 | 0.483 |
| CARATE | 22 | 0.836 | 0.260 | -0.049 | 33.4 | 0.308 |
| MELEGNANO | 22 | 0.810 | 0.296 | -0.062 | 30.3 | 0.270 |
| SONDRIO | 22 | 0.876 | 0.210 | -0.012 | 15.7 | 0.422 |
| TEMU' | 22 | 0.851 | 0.212 | -0.112 | 14.8 | 0.451 |
| PETTINENGO | 21 | 0.802 | 0.287 | -0.102 | 37.2 | 0.393 |
| STRAMBINO | 21 | 0.847 | 0.264 | -0.002 | 28.1 | 0.310 |
| NARZOLE | 21 | 0.880 | 0.262 | 0.136 | 18.3 | 0.323 |
| VIGNOLO | 21 | 0.818 | 0.332 | 0.031 | 23.8 | 0.407 |
| GUIGLIA | 21 | 0.816 | 0.286 | -0.062 | 24.5 | 0.339 |
| BORGIO | 21 | 0.792 | 0.225 | -0.264 | 24.9 | 0.399 |
| NEVIANO | 21 | 0.899 | 0.238 | 0.178 | 24.7 | 0.326 |
| MAROLA | 21 | 0.926 | 0.194 | 0.241 | 23.6 | 0.302 |
| GOVERNULO | 21 | 0.793 | 0.290 | -0.122 | 24.4 | 0.259 |
| AYMAVILLES | 20 | 0.849 | 0.207 | -0.134 | 12.8 | 0.431 |
| SAINT | 20 | 0.878 | 0.242 | 0.079 | 14.4 | 0.450 |

Bacino Padano (segue)

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|---------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| CUORGNE | 20 | 0.853 | 0.284 | 0.066 | 28.1 | 0.330 |
| S.LAZZARO | 20 | 0.815 | 0.305 | -0.027 | 27.0 | 0.332 |
| ISOLA | 20 | 0.835 | 0.307 | 0.040 | 32.6 | 0.247 |
| CASALMAGGIORE | 20 | 0.853 | 0.232 | -0.053 | 25.2 | 0.269 |
| LIZZOLA | 20 | 0.918 | 0.241 | 0.301 | 18.3 | 0.500 |
| VEROLANUOVA | 20 | 0.873 | 0.261 | 0.099 | 28.5 | 0.236 |
| SARONNO | 20 | 0.795 | 0.341 | -0.023 | 26.0 | 0.345 |

LIGURIA TIRRENICA

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|-------------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| GIACOPIANE | 60 | 0.827 | 0.275 | -0.049 | 39.1 | 0.416 |
| GENOVA UNI. | 59 | 0.754 | 0.310 | -0.180 | 49.5 | 0.340 |
| CHIAVARI | 57 | 0.760 | 0.309 | -0.168 | 47.6 | 0.274 |
| SAN MICHELE | 57 | 0.848 | 0.269 | 0.011 | 39.3 | 0.348 |
| ISOVERDE | 57 | 0.822 | 0.258 | -0.105 | 45.0 | 0.414 |
| TIGLIOLO | 55 | 0.789 | 0.261 | -0.193 | 42.4 | 0.395 |
| SARZANA | 54 | 0.817 | 0.271 | -0.092 | 38.8 | 0.311 |
| ARLIA | 53 | 0.764 | 0.304 | -0.169 | 33.7 | 0.372 |
| MIGNANEGO | 53 | 0.802 | 0.294 | -0.091 | 40.9 | 0.352 |
| CASTELVECCHIO | 50 | 0.815 | 0.300 | -0.038 | 28.5 | 0.453 |
| ROCCHETTA | 50 | 0.858 | 0.257 | 0.025 | 35.0 | 0.451 |
| IMPERIA | 50 | 0.831 | 0.273 | -0.041 | 26.8 | 0.353 |
| POGLI DI ORT. | 48 | 0.833 | 0.271 | -0.039 | 27.7 | 0.444 |
| LA SPEZIA | 48 | 0.834 | 0.299 | 0.025 | 36.8 | 0.313 |
| ALASSIO | 47 | 0.798 | 0.263 | -0.161 | 28.8 | 0.351 |
| BOLA DI TRESANA | 47 | 0.855 | 0.275 | 0.051 | 38.8 | 0.391 |
| STATALE DI NE' | 47 | 0.834 | 0.269 | -0.038 | 48.8 | 0.371 |
| SERO' DI ZIGNAGO | 46 | 0.836 | 0.237 | -0.103 | 32.2 | 0.390 |
| PANESI | 46 | 0.797 | 0.297 | -0.097 | 40.0 | 0.308 |
| VERZI LOANO | 46 | 0.830 | 0.280 | -0.030 | 32.6 | 0.345 |
| TAVARONE | 44 | 0.768 | 0.290 | -0.186 | 43.0 | 0.370 |
| MONTAGNA | 43 | 0.798 | 0.312 | -0.068 | 38.0 | 0.413 |
| VARESE LIGURE | 43 | 0.818 | 0.266 | -0.098 | 35.5 | 0.411 |
| BALESTRINO | 43 | 0.833 | 0.269 | -0.042 | 26.5 | 0.415 |
| CHIUSOLA | 42 | 0.833 | 0.267 | -0.046 | 33.3 | 0.427 |
| BESTAGNO | 42 | 0.790 | 0.269 | -0.172 | 26.4 | 0.412 |
| EQUI TERME | 40 | 0.820 | 0.275 | -0.074 | 31.0 | 0.446 |
| PIANA DI SOGLIO | 40 | 0.789 | 0.336 | -0.050 | 43.0 | 0.366 |
| ALBENGA | 39 | 0.797 | 0.286 | -0.118 | 26.0 | 0.408 |
| S. MARG. VARA | 39 | 0.819 | 0.307 | -0.012 | 41.7 | 0.371 |
| CAST. CHIAVARESE | 39 | 0.816 | 0.333 | 0.025 | 46.6 | 0.299 |
| AIROLE | 38 | 0.796 | 0.295 | -0.103 | 27.1 | 0.486 |
| COLLE MELOGNO | 37 | 0.823 | 0.280 | -0.053 | 32.1 | 0.455 |
| VARAZZE | 37 | 0.839 | 0.267 | -0.024 | 38.9 | 0.321 |
| COLONIA ARNALDI | 37 | 0.846 | 0.263 | -0.007 | 40.4 | 0.440 |
| CENTR. ARGENTINA | 36 | 0.837 | 0.275 | -0.013 | 26.0 | 0.385 |
| SAVONA | 36 | 0.814 | 0.283 | -0.076 | 41.6 | 0.323 |
| MONT. DI LEVANTO | 35 | 0.816 | 0.275 | -0.086 | 44.5 | 0.285 |
| MAD. GUARDIA | 35 | 0.765 | 0.292 | -0.190 | 48.7 | 0.399 |
| VIGANEGO | 34 | 0.828 | 0.242 | -0.121 | 43.5 | 0.401 |
| SCIARBORASCA | 34 | 0.852 | 0.252 | -0.010 | 44.7 | 0.358 |
| MATUCASO | 34 | 0.805 | 0.266 | -0.138 | 36.2 | 0.335 |
| NOVEGINO | 34 | 0.810 | 0.266 | -0.123 | 38.6 | 0.345 |
| ALTO | 33 | 0.798 | 0.217 | -0.267 | 26.5 | 0.441 |
| LERCA | 33 | 0.809 | 0.301 | -0.054 | 37.8 | 0.360 |
| LEVANTO | 33 | 0.780 | 0.276 | -0.183 | 38.9 | 0.300 |
| MONT. CAPELLINO | 33 | 0.764 | 0.261 | -0.251 | 39.4 | 0.434 |
| VENTIMIGLIA | 32 | 0.862 | 0.267 | 0.067 | 23.8 | 0.393 |
| S. PIETRO DI NOV. | 32 | 0.803 | 0.296 | -0.082 | 47.4 | 0.274 |
| RIALTO | 31 | 0.824 | 0.256 | -0.099 | 37.9 | 0.332 |
| COLLE BELENDIA | 31 | 0.869 | 0.239 | 0.031 | 20.9 | 0.489 |
| GUINADI-PRESA | 31 | 0.853 | 0.245 | -0.025 | 32.6 | 0.432 |
| CROCETTA D'OR. | 31 | 0.799 | 0.301 | -0.085 | 40.3 | 0.387 |

Liguria Tirrenica (segue)

| Località | Num. Anni | ε — | α — | k — | a_1 mm/ore ⁿ | n — |
|-------------------|-----------|--------------------|---------------|--------|------------------------------|--------|
| VALLE TANE | 30 | 0.808 | 0.288 | -0.083 | 27.9 | 0.480 |
| NEIRONE | 30 | 0.875 | 0.253 | 0.091 | 48.2 | 0.384 |
| SCOFFERA | 29 | 0.872 | 0.230 | 0.022 | 42.4 | 0.399 |
| CISANO SUL NEVA | 29 | 0.838 | 0.263 | -0.035 | 26.3 | 0.472 |
| S.SAN MARTINO | 29 | 0.829 | 0.286 | -0.022 | 40.0 | 0.372 |
| PIGNA | 29 | 0.814 | 0.301 | -0.041 | 26.4 | 0.398 |
| FIORINO | 29 | 0.834 | 0.298 | 0.021 | 45.8 | 0.387 |
| PARANA | 29 | 0.847 | 0.283 | 0.040 | 38.1 | 0.471 |
| IERA | 28 | 0.830 | 0.318 | 0.044 | 37.4 | 0.374 |
| GENOVA UFF. IDR. | 27 | 0.798 | 0.256 | -0.178 | 46.4 | 0.335 |
| SANT' ILARIO | 27 | 0.859 | 0.346 | 0.202 | 44.9 | 0.311 |
| TRIORA | 27 | 0.825 | 0.263 | -0.080 | 28.2 | 0.454 |
| MINUCCIANO | 27 | 0.860 | 0.237 | -0.015 | 36.0 | 0.458 |
| ROCCA SIGILLINA | 27 | 0.870 | 0.256 | 0.073 | 40.3 | 0.339 |
| FEGLINO | 26 | 0.758 | 0.339 | -0.124 | 31.5 | 0.379 |
| STELLANELLO | 26 | 0.825 | 0.278 | -0.050 | 31.1 | 0.464 |
| CALVO | 26 | 0.828 | 0.262 | -0.075 | 34.8 | 0.359 |
| SANREMO | 26 | 0.874 | 0.255 | 0.091 | 23.5 | 0.379 |
| MATTARANA | 26 | 0.834 | 0.243 | -0.097 | 35.2 | 0.370 |
| VILLAFRANCA L. | 26 | 0.845 | 0.277 | 0.020 | 38.0 | 0.408 |
| PIEVE DI TECO | 25 | 0.812 | 0.303 | -0.040 | 29.4 | 0.462 |
| MADONNA GRAZIE | 25 | 0.762 | 0.270 | -0.239 | 33.1 | 0.377 |
| GENOVA CAST. | 24 | 0.775 | 0.341 | -0.077 | 47.6 | 0.341 |
| CALICE AL COR. | 24 | 0.874 | 0.271 | 0.128 | 32.8 | 0.423 |
| COLLE DI NAVA | 23 | 0.826 | 0.320 | 0.036 | 25.3 | 0.456 |
| TESTICO | 23 | 0.844 | 0.292 | 0.047 | 23.8 | 0.501 |
| PIANA BATTOLLA | 23 | 0.809 | 0.238 | -0.186 | 34.7 | 0.354 |
| S.MARGHERITA LIG. | 23 | 0.846 | 0.275 | 0.018 | 48.8 | 0.276 |
| PRATO | 22 | 0.878 | 0.217 | 0.015 | 46.7 | 0.362 |
| CALICE LIGURE | 22 | 0.813 | 0.264 | -0.117 | 33.9 | 0.360 |
| BARACCA-BRACCO | 22 | 0.862 | 0.227 | -0.032 | 43.2 | 0.324 |
| PIAZZA | 22 | 0.835 | 0.305 | 0.038 | 32.8 | 0.354 |
| S. SAN BERNARDO | 22 | 0.803 | 0.315 | -0.045 | 42.9 | 0.375 |
| SANTUARIO | 22 | 0.776 | 0.373 | -0.023 | 33.4 | 0.385 |
| CARPE | 22 | 0.836 | 0.323 | 0.075 | 40.4 | 0.568 |
| SANT' EUSEBIO | 21 | 0.770 | 0.269 | -0.222 | 36.7 | 0.398 |
| COLLA MELOSA | 21 | 0.789 | 0.273 | -0.168 | 29.4 | 0.487 |
| CICHERO | 21 | 0.874 | 0.242 | 0.061 | 44.7 | 0.373 |
| C. SAN BART. | 21 | 0.810 | 0.299 | -0.056 | 29.5 | 0.461 |
| TAVOLE | 21 | 0.841 | 0.262 | -0.029 | 32.4 | 0.453 |
| ARENZANO | 20 | 0.806 | 0.304 | -0.059 | 37.7 | 0.370 |
| CERIANA | 20 | 0.817 | 0.265 | -0.103 | 31.0 | 0.468 |
| P. CENTOCROCI | 20 | 0.874 | 0.228 | 0.026 | 29.1 | 0.430 |

ARPA Emilia-Romagna
Area Idrologia del Servizio Idro-Meteo-Clima
c.a. Dott.ssa Tiziana Pacagnella
Dott. Sandro Nanni
Ing. Silvano Pecora
aosim@cert.arpa.emr.it

p.c. Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti –
Direzione Generale per le Dighe e le infrastrutture
idriche ed elettriche
Viale del Policlinico, n. 2
00161 ROMA
dg.digheidrel@pec.mit.gov.it

**p.c. Direzione generale Cura del Territorio e
dell'Ambiente Regione Emilia-Romagna**
dgcta@postacert.regione.emilia-romagna.it
difsuolo@postacert.regione.emilia-romagna.it

Parma, 15 maggio 2018

Classifica: 7.20.10

Oggetto: **Parere ai sensi dell'art. 5 del regolamento di cui al DPR 1363/1959 sulle analisi idrologiche/idrauliche sul Progetto dei "Lavori di realizzazione della cassa di espansione del Torrente Baganza nei comuni di Felino, Sala Baganza, Collecchio e Parma (PR-E-1047)" - Precisazioni**

Facendo seguito ai diversi incontri tenutesi presso la RER e la DGD, nel mese di aprile 2018, con la presente si riscontra la richiesta di chiarimento relativa al documento tecnico integrativo che questa Agenzia ha trasmesso al CSLLPP in data 22 novembre 2017, nell'ambito della disamina per l'approvazione tecnica ex Art.1 comma 1 del D.L. 507/1994 conv. L.584/1994 e art. 5 DPR 1363/1959, in particolare sugli aspetti idrologici.

Tale documento aveva l'obiettivo di descrivere le analisi idrologiche svolte dai progettisti (ed assunte alla base del progetto) e quanto elaborato ed espresso con parere del dicembre 2015 dalla stessa ARPAE-SIMC, al fine di fornire un quadro esaustivo di tutte le analisi e gli studi sviluppati.

Relativamente alle considerazioni espresse sulla metodologia di regionalizzazione si precisa che i progettisti non hanno svolto analisi idrologiche “con metodi diretti regionali” ed avevano il solo scopo di descrivere geograficamente il bacino e non di affermare l’appartenenza del bacino del Baganza alla zona C del VAPI. Come espresso e confermato anche nella nota n. 10236 del 02/05/2018 della DGD, restano nella competenza di ARPAE-SIMC, in sede di espressione del parere, le valutazioni o le elaborazioni preordinate a detto parere, ivi comprese la scelta motivata del metodo di analisi statistica dei dati di portata e/o dello studio di regionalizzazione e della zona omogenea di riferimento sulla base dell’informazione idrologica territoriale di cui la medesima è titolare.

IL DIRIGENTE

Ing. Mirella VERGNANI

*Documento firmato digitalmente ai sensi
dell'art. 21 del D.Lgs. n. 82/2005 e ss.mm.ii.*