



Agenzia Interregionale  
per il Fiume Po



Gruppo Nazionale  
per la Difesa dalle  
Catastrofi Idrogeologiche



Dipartimento di  
Idraulica, Trasporti  
e Infrastrutture Civili

*Definizione di metodologie di controllo di  
omogeneità e qualità delle stime delle  
portate di piena nel territorio piemontese*

## **Relazione finale del Progetto**

Febbraio 2006

**Gruppo di lavoro presso il Politecnico di Torino:**

Prof. Pierluigi Claps

Ing. Francesco Laio

Ing. Marta Zanetta

# Indice

Introduzione .....	2
Capitolo 1 .....	4
Analisi dei dati disponibili .....	4
1.1 Analisi preliminare dei dati .....	4
1.2 Scelta della serie storica di riferimento .....	10
1.3 Controllo con le portate medie giornaliere .....	11
1.4 Ridefinizione della serie storica di riferimento .....	14
Capitolo 2 .....	16
Stima della piena indice .....	16
2.1 Introduzione .....	16
2.2 Considerazioni generali .....	18
2.3 Stima della piena indice .....	20
2.4 Scelta della piena indice di riferimento .....	39
Capitolo 3 .....	41
Stima regionale delle piene di progetto .....	41
3.1 Determinazione delle stime .....	41
3.2 Confronto fra le stime effettuate .....	57
3.3 Valutazione della distorsione di stima .....	63
3.4 Verifica della bontà di adattamento .....	72
Conclusioni .....	78
Bibliografia .....	80
Appendice A .....	83
Soglie di percezione $Q_0$ .....	83
Appendice B .....	89
Stima regionale delle piene di progetto .....	89
Appendice C .....	107
Descrizione dei metodi .....	107

# Introduzione

La valutazione del rischio di piena costituisce la base razionale per la scelta delle priorità degli interventi di difesa dagli eventi estremi e delle azioni volte al controllo degli episodi alluvionali. I metodi utilizzati si basano su un approccio probabilistico, finalizzato a stabilire nelle sezioni fluviali di interesse la relazione fra la massima portata di piena annua  $Q_T$  (*piena di progetto*) ed il periodo di ritorno  $T$ .

Il lavoro svolto negli anni compresi tra il 1980 ed il 2004 dai ricercatori afferenti al Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (GNDCI) ha prodotto una procedura omogenea di valutazione delle piene sul territorio nazionale (Progetto VAPI), che è stata comunque implementata con modalità distinte nell'ambito dei compartimenti in cui era diviso il Servizio Idrografico Italiano. In alcune aree geografiche, oltre ai risultati del VAPI sono disponibili altri studi per la valutazione delle piene, che talora sono passate attraverso procedure di adozione formali, da parte di regioni o autorità di bacino. E' il caso del territorio Piemontese, con riferimento al quale l'Autorità di Bacino del Po ha adottato nel 2001 il Piano stralcio per l'Assetto Idrogeologico (PAI), quale atto di pianificazione per la difesa dal rischio idraulico e idrogeologico dell'asta del fiume Po e di tutti i suoi affluenti. D'altro canto, lo studio delle piene nel territorio Piemontese e Valdostano è stato effettuato nell'ambito della trattazione proposta da *De Michele e Rosso* (2001, 2004) per la stima delle piene di progetto nell'Italia Nord Occidentale. A differenza di quanto proposto in tutti gli altri studi VAPI, questa si basa sull'uso della legge generalizzata del valore estremo (GEV) introdotta da *Jenkinson* (1955) e molto utilizzata nella letteratura internazionale per le analisi statistiche degli estremi.

Contestualmente, il territorio in questione è stato studiato da *Villani* (2003) con la procedura denominata *VAPI Piemonte* e da *Maione et al.* (1999, 2001) con la distribuzione MG.

I quattro studi citati sono molto differenti tra loro, non solo per i contenuti, ma anche per natura e genesi. Il VAPI Piemonte rappresenta infatti il frutto di una

collaborazione tra il Cugri, la Regione Piemonte e il GNDCI nell'ambito di un progetto per la valutazione delle piene nel territorio piemontese. Si presenta, dunque, come un lavoro specialistico e focalizzato sulla regione di interesse. La proposta contenuta nei lavori relativi al modello MG (*Maione et al.*, 1999, 2001) si pone invece l'ambizioso obiettivo di stimare le piene di progetto su tutto il territorio italiano.

In tale contesto, a fronte di proposte di metodi di valutazione probabilistica tanto diversi, il presente lavoro si indirizza a valutare l'omogeneità e la qualità delle stime delle piene di progetto effettuate nel territorio piemontese e valdostano con i metodi citati. L'intento è quello di porre nella dovuta evidenza tutti i passaggi necessari all'applicazione dei metodi citati chiarendo il significato delle stime, specie quelle intese a valutare le piene in totale assenza di dati. Successivamente, ponendo a confronto le curve di frequenza delle piene ottenute con i diversi metodi e costruendo semplici indici di valutazione delle prestazioni, si pone in risalto la variabilità delle curve ottenute e la coerenza degli adattamenti conseguiti all'interno di ogni procedura.

Affinché questo lavoro possa risultare di effettiva utilità, si deve iniziare da un'accurata analisi dei dati idrologici utilizzati in ogni procedura, ponendo l'attenzione in particolare su incongruenze relative ai dati di partenza. Tale attività è documentata nel paragrafo che segue.

# Capitolo 1

## Analisi dei dati disponibili

### 1.1 Analisi preliminare dei dati

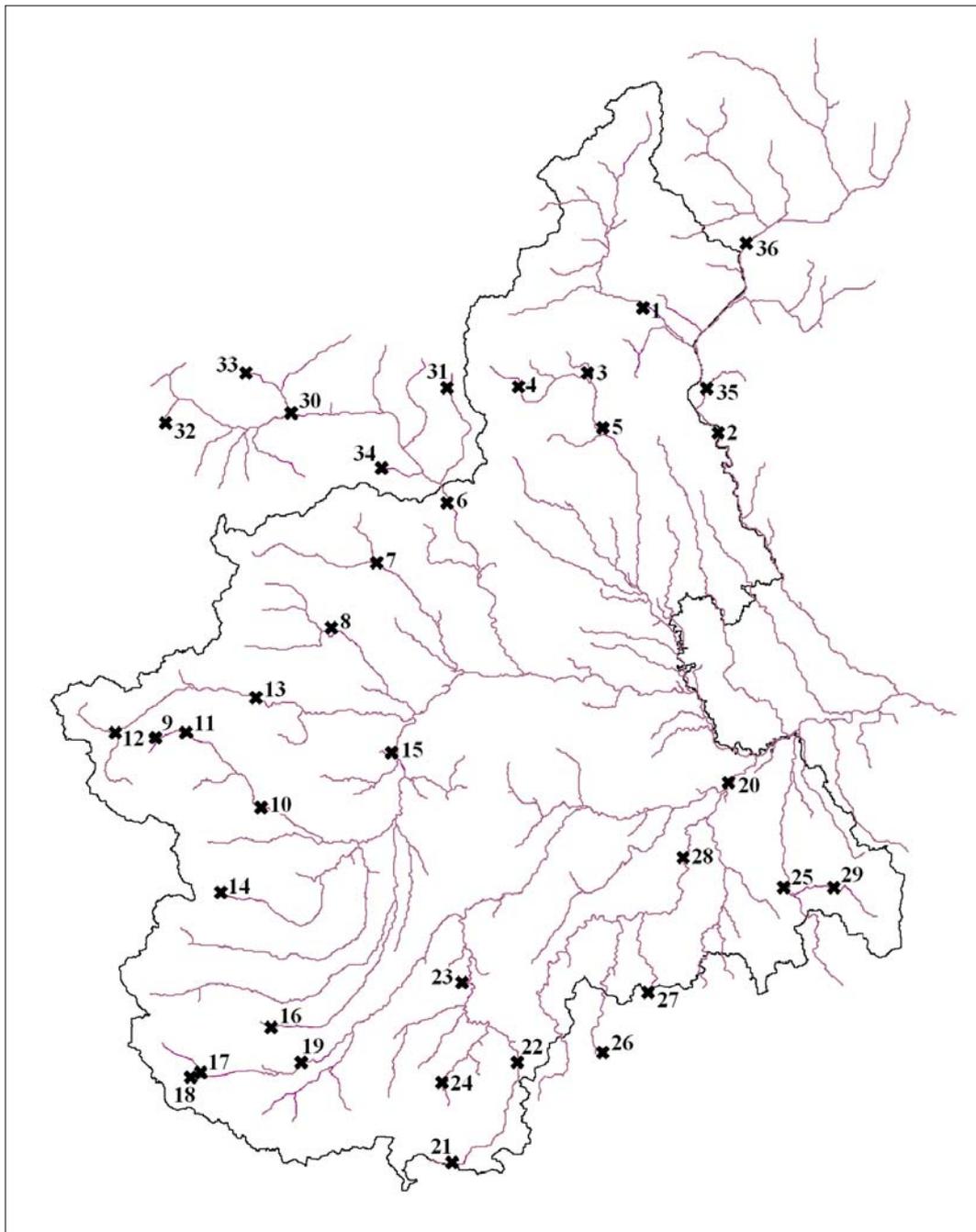
#### 1.1.1 Serie storiche disponibili

Nel presente studio sono stati considerati 36 bacini idrografici, individuati nelle regioni di Piemonte e Valle D'Aosta e riportati nella tabella 1.1.

Per ciascun bacino è stata considerata una sezione fluviale coincidente con una di quelle storiche definite dal Servizio Idrografico (*Figura 1.1*), per la quale sono state ricercate le serie storiche delle portate al colmo di piena disponibili dalle diverse fonti, utili per le successive applicazioni dei metodi di stima richiamati in Appendice C.

<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>
1	Toce	Candoglia	19	Stura Demonte	Gaiola
2	Ticino	Miorina	20	Tanaro	Montecastello
3	Mastallone	Ponte Folle	21	Tanaro	Ponte Nava
4	Sesia	Campertogno	22	Tanaro	Nucetto
5	Sesia	Ponte Aranco	23	Tanaro	Farigliano
6	Dora Baltea	Tavagnasco	24	Corsaglia	C.le Molline
7	Orco	Pont Canavese	25	Scrvia	Serravalle
8	Stura di Lanzo	Lanzo	26	Borm. Mallare	Ferrania
9	Chisone	Soucheres Basses	27	Erro	Sassello
10	Chisone	S. Martino	28	Bormida	Cassine
11	Chisone	Fenestrelle	29	Borbera	Baracche
12	Dora Riparia	Oulx	30	Dora Baltea	Aosta
13	Dora Riparia	S.Antonino	31	Lys	Gressoney
14	Po	Crissolo	32	Rutor	Promise
15	Po	Meirano	33	Artanavaz	St. Oyen
16	Grana	Monterosso	34	Ayasse	Champorcher
17	Stura Demonte	Pianche	35	Ticino	Bellinzona
18	Rio Bagni	Vinadio	36	Tresa	P.te Tresa

*Tabella 1.1.* Elenco dei bacini idrografici considerati



*Figura 1.1.* Individuazione delle 36 sezioni considerate

I dati relativi alle serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena nelle sezioni fluviali esaminate sono stati ricavati dai 4 volumi della Pubblicazione n.17 del S.I.I., dal Piano Stralcio per l'Assetto Idrogeologico (PAI) e dai documenti,

ancora ufficiosi, relativi allo studio VAPI eseguito dal Cugri per conto della Regione Piemonte nel 2002.

E' da sottolineare che il PAI prende in considerazione complessivamente 35 stazioni con dati storici sull'intero bacino del Po, di cui solo 12 coincidono con quelle storiche dell'idrografico (*Tabella 1.2*).

<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>
1	Toce	Candoglia	15	Po	Meirano
2	Ticino	Miorina	20	Tanaro	Montecastello
6	Dora Baltea	Tavagnasco	23	Tanaro	Farigliano
8	Stura di Lanzo	Lanzo	25	Scrvia	Serravalle
10	Chisone	S. Martino	28	Bormida	Cassine
13	Dora Riparia	S. Antonino	30	Dora Baltea	Aosta

*Tabella 1.2.* Stazioni storiche considerate dal PAI

Per le 12 stazioni riportate nella tabella 1.2 è stato possibile individuare 3 serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena di riferimento, ricavate rispettivamente dalla Pubblicazione n.17, dal PAI e dal VAPI, mentre per le restanti 24 stazioni (di cui alla tabella 2.1) sono state definite solo le 2 serie dedotte dalla Pubblicazione n.17 e dal VAPI.

A titolo esemplificativo viene di seguito mostrato il grafico relativo alla Stura di Lanzo a Lanzo (*Figura 1.2*), che rappresenta altresì uno dei 12 casi in cui sono disponibili tre differenti serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena di riferimento.

Nei paragrafi successivi viene effettuato il confronto fra le diverse serie storiche ricavate per ciascuna sezione fluviale, sottolineando le problematiche emergenti nella definizione delle serie storiche di riferimento utili per le applicazioni in seguito sviluppate.

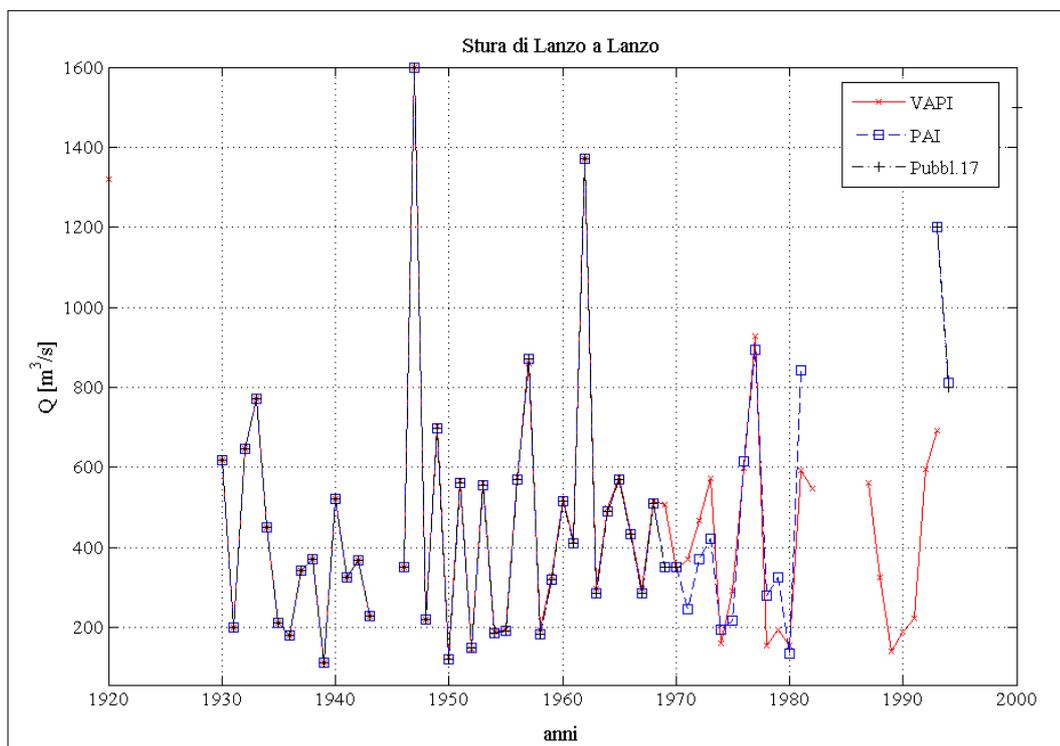


Figura 1.2. Serie storiche disponibili per la Stura di Lanzo a Lanzo

### 1.1.2 Dati disponibili nei rapporti di evento

I dati relativi alle serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena nelle 36 stazioni esaminate, ricavati dalla Pubblicazione n.17 del S.I.I., sono stati integrati con i dati riportati nei Rapporti di evento redatti dalla Direzione dei Servizi Tecnici di Prevenzione della Regione Piemonte (*Tabella 1.3*).

C <sub>ord</sub>	1	7	8	10	19	20	23	25	28	35
Bacino e sezione	Toce a Candoglia	Orco a Pont Canavese	Stura di L. a Lanzo	Chisone a S.Martino	Stura di Dem. a Gaiola	Tanaro a Montecastello	Tanaro a Farigliano	Servia a Serravalle	Bormida a Cassine	Ticino a Bellinzona
1993	2400	1500	-	-	-	1600	-	-	-	-
1994	-	-	-	400	-	-	-	-	-	-
1995	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	850	-	-	-	-	-	-	-	-	590
1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1999	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2000	2500	1800	1500	980	-	3000	-	-	1200	-
2001	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2002	1700	-	-	-	130	3000	1150	1000	800	-

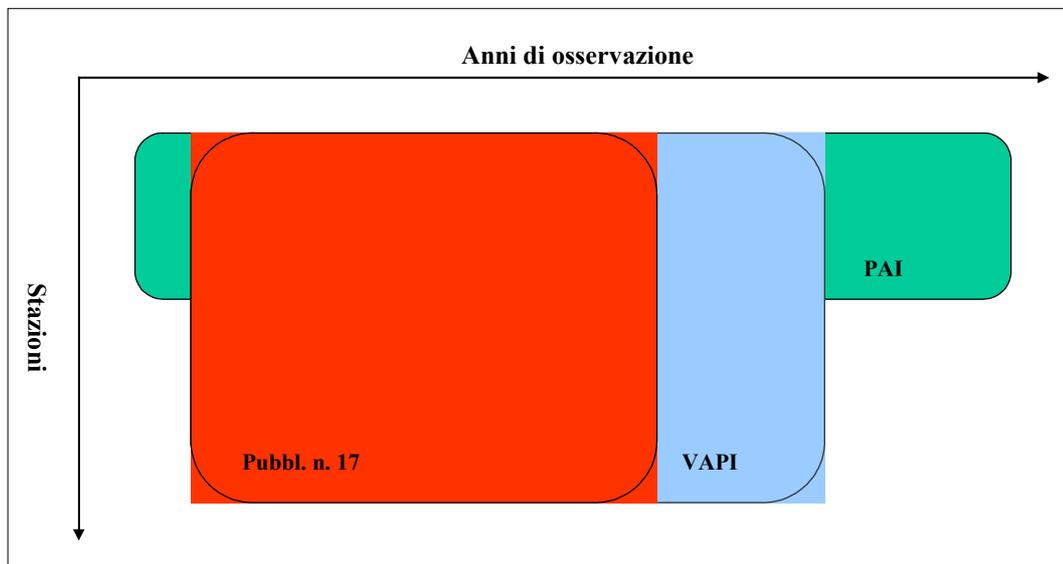
 Tabella 1.3. Dati dedotti dai Rapporti di evento [m<sup>3</sup>/s]

In particolare sono disponibili i Rapporti di evento a partire dall'evento alluvionale dell'Ottobre 1992 fino ad arrivare all'evento del Novembre 2002, grazie ai quali è stato possibile confrontare i dati in essi riportati con quelli definiti nelle serie storiche della Pubblicazione n.17 o, in alternativa, aggiungere nuovi dati a quelli già reperiti.

### 1.1.3 Confronto fra le diverse serie storiche

Confrontando per ciascuna stazione le serie storiche disponibili, si rileva che la Pubblicazione n.17, priva dei dati dedotti dai Rapporti di evento, copre un periodo che si chiude nel 1970, mentre per gli anni successivi vengono riportati dati, peraltro talvolta tra loro incongruenti, dal PAI e dal VAPI.

E' interessante notare che nelle 12 sezioni fluviali riportate nella tabella 1.2, le serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena ricavate dal PAI sono più lunghe rispetto a quelle proposte dalla Pubblicazione 17 e dal VAPI, mentre nelle restanti 24 stazioni le serie storiche suggerite dal VAPI si presentano più lunghe di quelle dedotte dalla Pubblicazione 17 (*Figura 1.3*).



*Figura 1.3. Periodi temporali coperti dalle diverse serie storiche*

Dal confronto effettuato per ciascuna stazione fra le serie dei massimi annui delle portate al colmo di piena disponibili sono stati in generale rilevati due problemi:

- alcuni dati relativi alle serie storiche proposte dalle diverse fonti non assumono lo stesso valore in medesimi anni di osservazione;

- le serie storiche disponibili non coprono lo stesso lasso temporale nella maggior parte dei casi esaminati.

Come mostra l'esempio della Stura di Lanzo a Lanzo (*Figura 1.2*), esistono notevoli discrepanze tra i valori di portata al colmo proposti dalle diverse fonti in medesimi anni di osservazione. Per quanto riguarda il VAPI questo problema può trovare giustificazione nel fatto che i valori di portata al colmo sono stati ottenuti a partire dai valori idrometrici utilizzando una o più scale di deflusso. Al contrario, non si riesce a comprendere il motivo delle discrepanze tra i dati della Pubblicazione n.17 e i dati PAI, rifacendosi entrambi alle misurazioni di portata effettuate dal Servizio Idrografico.

Inoltre, nella maggior parte dei casi esaminati, le serie storiche disponibili non coprono lo stesso lasso temporale e presentano eventi isolati, non riportati da tutte le fonti.

Per avere un'idea generale riguardo la consistenza dei dati disponibili relativi alle 36 stazioni esaminate, è stato costruito un grafico di tipo logico (*Figura 1.4*) nel quale si confrontano, per le 12 stazioni riportate in tabella 2.2, la serie dei dati PAI con la serie dei dati VAPI, e, per le restanti 24 stazioni, la serie dei dati della Pubblicazione n.17 con la serie dedotta dal VAPI. Per quanto riguarda le 12 stazioni prima citate, si è deciso di escludere dal confronto la serie relativa alla Pubblicazione n.17 poiché, in tali casi, la serie PAI risulta essere l'estensione di quest'ultima a periodi temporali più lunghi.

Nel grafico sono stati evidenziati i seguenti casi:

- presenza del solo dato VAPI;
- presenza del solo dato PAI (nelle 12 stazioni riportate nella tabella 1.2) o presenza del solo dato Pubblicazione 17 (nelle restanti 24 stazioni);
- presenza di entrambi i dati con  $\Delta = \left| \frac{Q_{VAPI} - Q_{PAI/P.17}}{Q_{PAI/P.17}} \right| \leq 10\%$ ;
- presenza di entrambi i dati con  $\Delta = \frac{Q_{VAPI} - Q_{PAI/P.17}}{Q_{PAI/P.17}} > 10\%$ ;
- presenza di entrambi i dati con  $\Delta = \frac{Q_{PAI/P.17} - Q_{VAPI}}{Q_{PAI/P.17}} > 10\%$ .

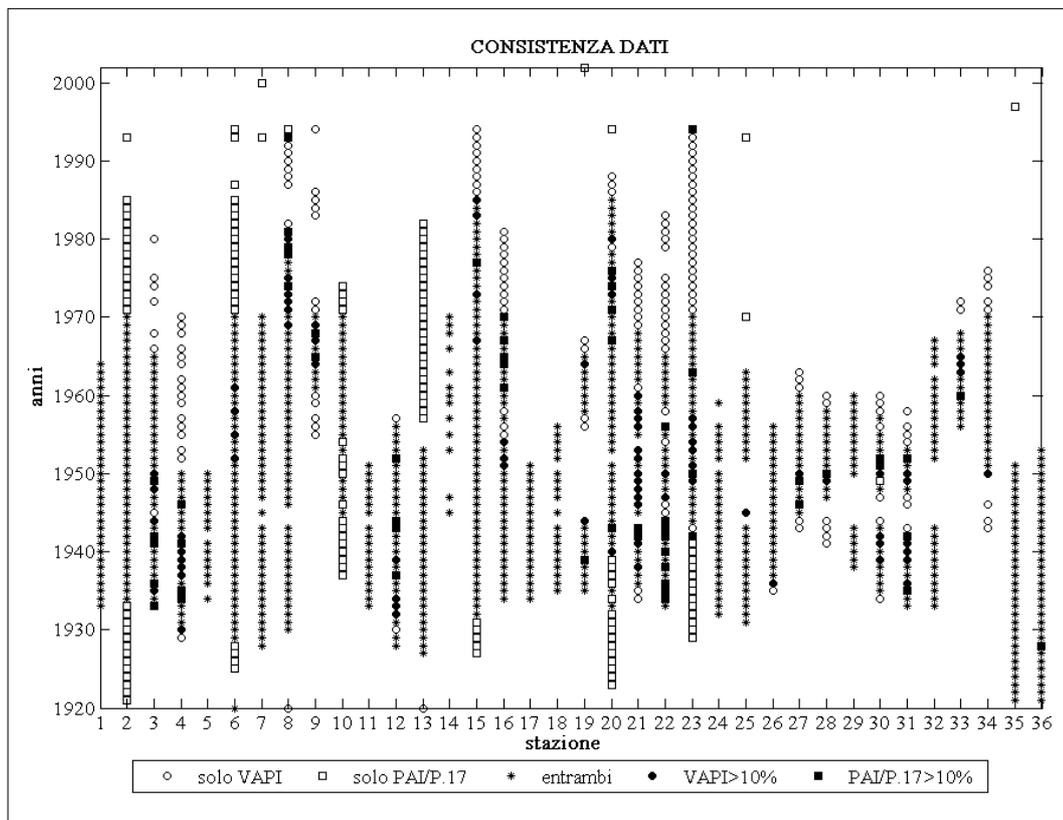


Figura 1.4. Discrepanze relative alle serie storiche disponibili nelle stazioni esaminate

Dalla figura 1.4 si può ben comprendere come sia problematica la scelta di una serie storica di riferimento fra quelle proposte dalle diverse fonti, sulla base della quale poter sviluppare le procedure di stima delle piene di progetto nel territorio considerato.

## 1.2 Scelta della serie storica di riferimento

Per lo sviluppo delle successive procedure di stima è importante la scelta di una serie storica di riferimento univoca per tutte le sezioni fluviali esaminate.

Una soluzione potrebbe essere quella di considerare, per ciascuna stazione, la serie storica più lunga fra quelle disponibili; tuttavia tale ipotesi è stata scartata poiché ne deriverebbe la determinazione di serie storiche non congruenti per le diverse sezioni fluviali.

Infine è stato adottato il criterio della definizione di serie storiche “più lunghe possibili”, che utilizzino tutte le informazioni delle diverse fonti. Dunque le serie storiche di riferimento sono state costruite considerando il dato della

Pubblicazione n.17 in tutti i casi dove esso è disponibile, incrementando poi la serie con i dati dei Rapporti di evento (*paragrafo 2.1.2*), del PAI e, in subordine, del VAPI negli anni non coperti dalla Pubblicazione n.17, cioè dopo il 1970.

A titolo esemplificativo in figura 1.5 viene riportata la serie storica di riferimento per la Stura di Lanzo a Lanzo.

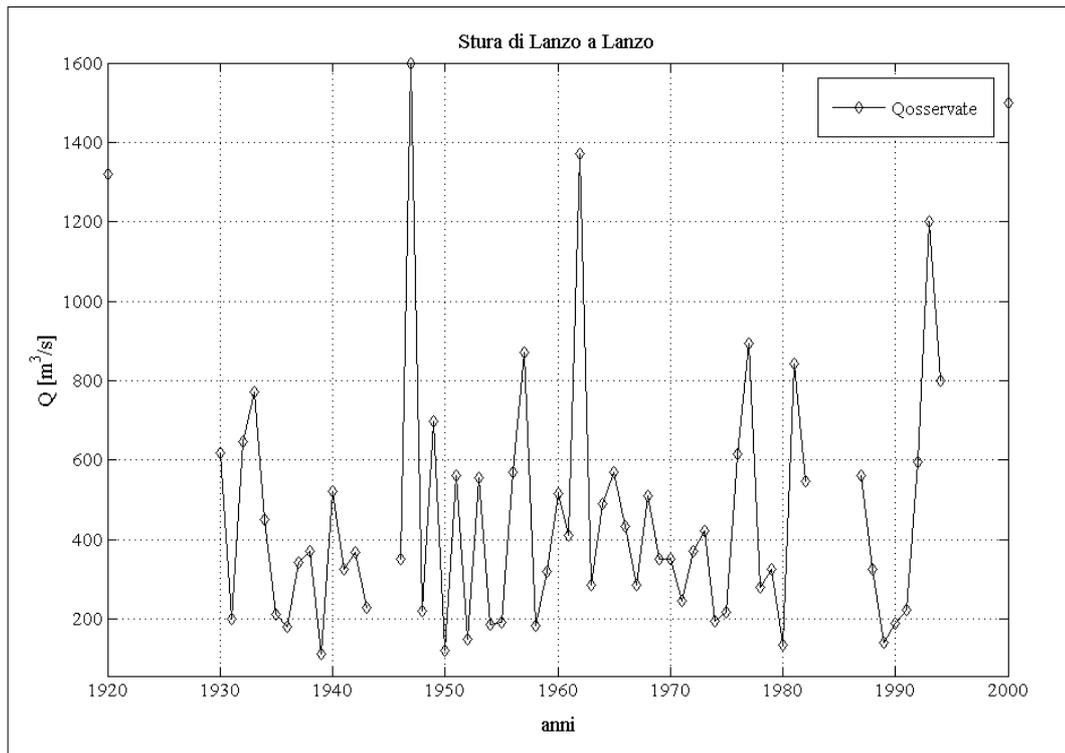


Figura 1.5. Serie storica di riferimento per la Stura di Lanzo a Lanzo

### 1.3 Controllo con le portate medie giornaliere

Nei grafici riportanti le serie storiche di portata al colmo di piena di riferimento per le stazioni considerate risulta utile inserire i dati di portata media giornaliera ricavati dai 4 volumi della Pubblicazione n.17 del S.I.I.. In questo modo è possibile osservare contemporaneamente l'andamento sia delle portate al colmo di piena sia delle portate medie giornaliere rilevate in una determinata sezione fluviale. In figura 1.6 è possibile osservare l'esempio della Stura di Lanzo a Lanzo.

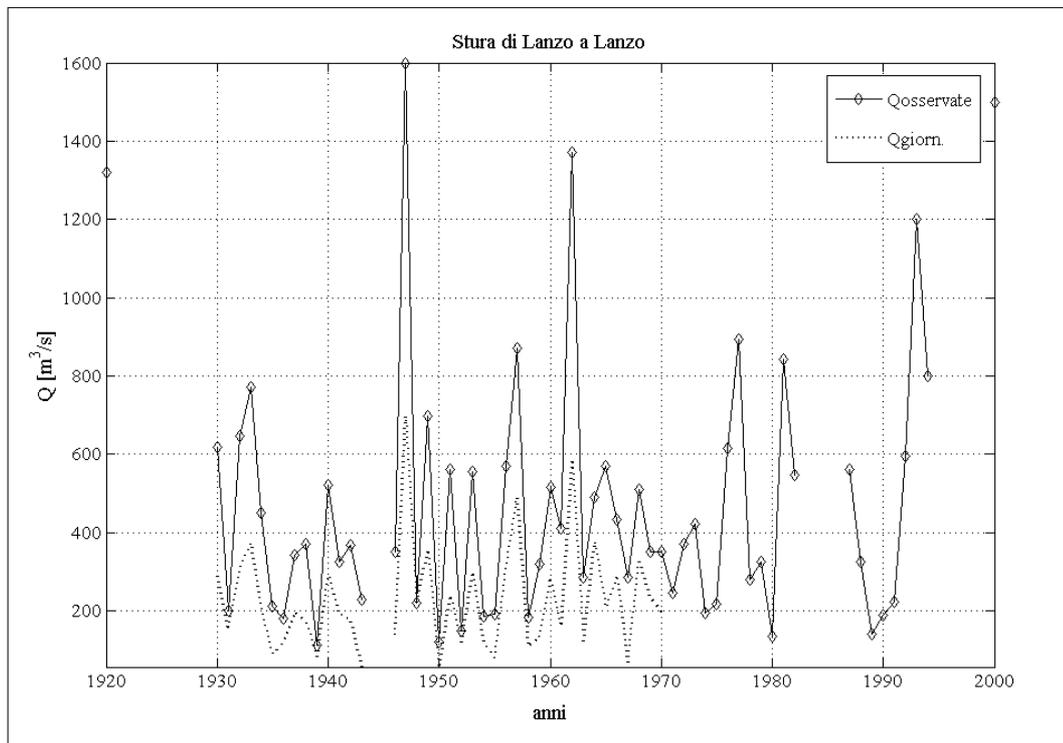


Figura 1.6. Serie storica delle portate al colmo di piena e delle portate medie giornaliere della Stura di Lanzo a Lanzo

Confrontando per ciascuna stazione i dati relativi ai massimi annui di portata al colmo di piena e quelli delle serie storiche di portata media giornaliera è emerso che esistono anni di osservazione in cui è disponibile solo il dato di portata media giornaliera, mentre quello di portata massima di piena non è stato riportato da nessuna delle tre fonti considerate. Inoltre sono state rilevate alcune incongruenze tra i dati delle due serie storiche; in particolare sono stati individuati 6 casi in altrettante sezioni fluviali in cui il valore di portata media giornaliera relativo a un determinato anno di osservazione risulta maggiore del corrispondente valore di portata al colmo.

Per spiegare meglio le problematiche emergenti nel confronto fra le due serie storiche è stato costruito un grafico di tipo logico (Figura 1.7) nel quale si individuano i seguenti casi:

- la portata media giornaliera assume lo stesso valore della portata massima al colmo ( $Q_{giorn.} = Q_{colmo}$ );

- il valore della portata media giornaliera supera quello della portata al colmo ( $Q_{giorn.} > Q_{colmo}$ );
- è disponibile solo la misurazione relativa alla portata media giornaliera.

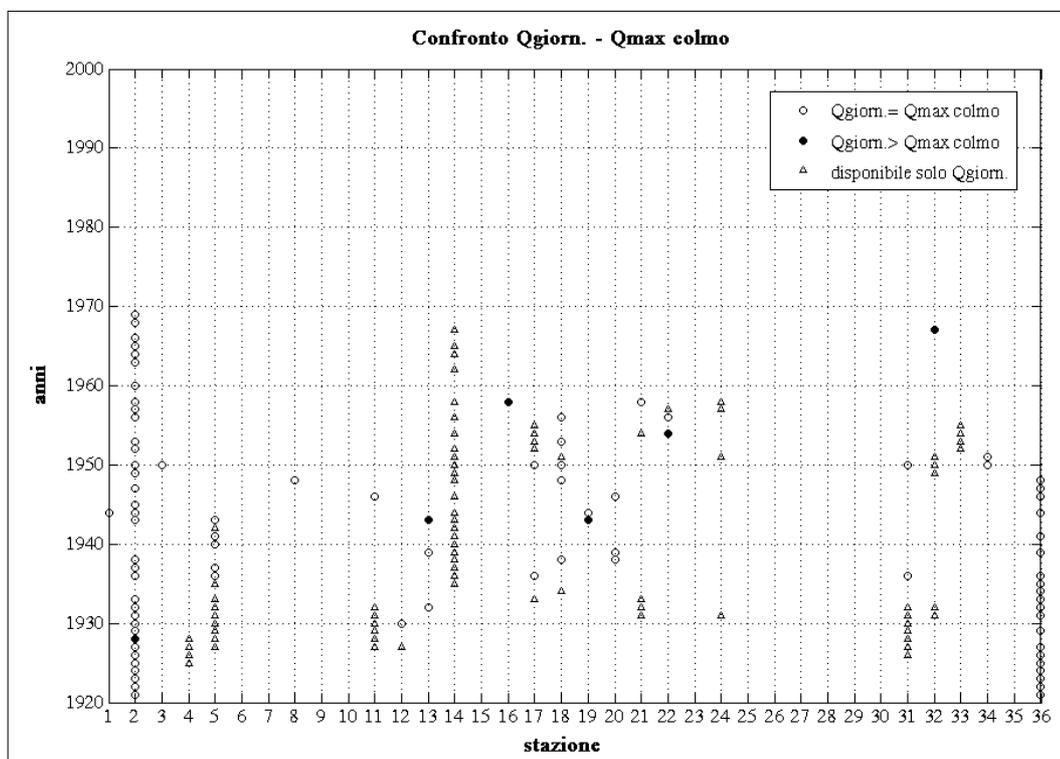


Figura 1.7. Confronto fra le portate al colmo di piena e le portate medie giornaliere

I casi in cui la portata media giornaliera assume un valore maggiore rispetto alla portata al colmo rappresentano un evidente errore di trascrizione degli effettivi valori di portata osservati nella sezione fluviale di interesse.

Confrontando stazione per stazione le serie storiche delle portate medie giornaliere con le serie dei massimi annui delle portate al colmo ricavate dalle diverse fonti, dalle quali è stata costruita la serie storica di riferimento, è emerso che gli errori stati commessi in tre casi dalla Pubblicazione n.17, in due casi dal VAPI e in un caso dal PAI.

In particolare:

- sezione n.2 (Ticino a Miorina): errore PAI;
- sezione n.13 (Dora Riparia a S.Antonino): errore Pubblicazioni.17;
- sezione n.16 (Grana a Monterosso): errore VAPI;

- sezione n.19 (Stura di Demonte a Gaiola): errore Pubblicazione n.17;
- sezione n.22 (Tanaro a Nucetto): errore VAPI;
- sezione n.32 (Rutor a Promise): errore Pubblicazione n.17.

### 1.4 Ridefinizione della serie storica di riferimento

Per le sezioni fluviali dove sono stati individuati gli errori di trascrizione degli effettivi valori di portata transitanti si è resa necessaria la ridefinizione delle serie storiche di riferimento da utilizzare per le successive applicazioni, poiché non può essere ritenuto accettabile che esistano valori di portata media giornaliera maggiori rispetto a quelli di portata al colmo.

Dunque le serie storiche di riferimento per le stazioni n.2, n.13, n.16, n.19, n.22 e n.32 sono state riviste alla luce degli errori riscontrati; in particolare si è provveduto a sostituire, negli anni di osservazione interessati, il valore di portata al colmo con il valore di portata media giornaliera, ipotizzando un errore di trascrizione della portata massima annua.

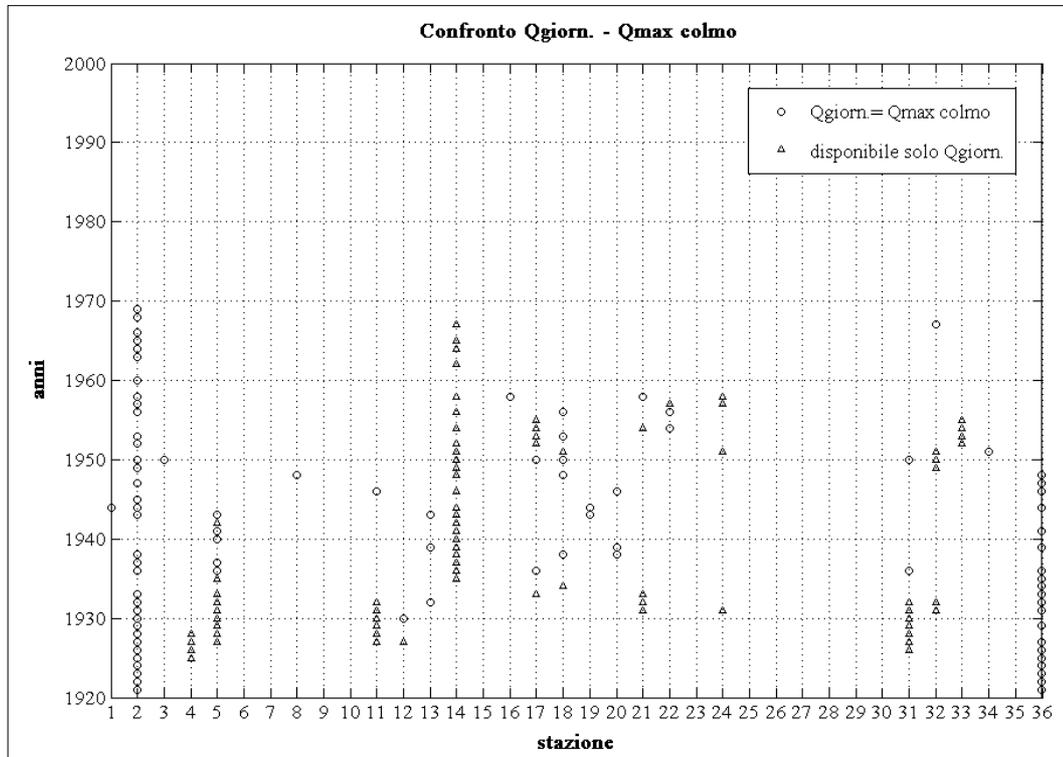


Figura 1.8. Confronto fra le portate al colmo di piena e le portate medie giornaliere dopo la ridefinizione delle serie storiche di riferimento

In seguito alla ridefinizione delle serie storiche di riferimento è stato costruito un grafico di tipo logico (*Figura 1.8*), del tutto simile a quello riportato in figura 1.7., evidenziando i seguenti casi:

- la portata media giornaliera assume lo stesso valore della portata massima al colmo ( $Q_{giorn.} = Q_{colmo}$ );
- è disponibile solo la misurazione relativa alla portata media giornaliera.

Le serie storiche appena ridefinite, per le 6 stazioni prima citate, e quelle precedentemente determinate nel paragrafo 1.2, per le restanti 30 sezioni, sono state prese come base di riferimento per lo sviluppo di tutte le successive procedure di stima della piena di progetto, oggetto dei capitoli successivi.

# Capitolo 2

## Stima della piena indice

### 2.1 Introduzione

Uno dei modelli più utilizzati nell'analisi di frequenza regionale, per la stima delle portate al colmo di piena al variare del tempo di ritorno, è il metodo della piena indice, sviluppato, per la prima volta, da *Dalrymple* (1960). La procedura regionale di stima ad esso relativa porge la portata al colmo temibile sotto forma di prodotto del fattore di crescita  $K_T$ , valutato a scala regionale, e della piena indice  $q_{indice}$ , valutata a scala di bacino. Il problema della determinazione del fattore probabilistico di crescita  $K_T$  è stato oggetto di numerosi lavori, ciascuno dei quali ha proposto, in merito, una propria formulazione. Al contrario il calcolo della piena indice è stato trattato più sporadicamente, e, ancora oggi, costituisce uno dei problemi aperti di maggiore complessità nell'idrologia. Attualmente la piena indice, ossia il valore atteso di portata massima al colmo annuale, può essere valutata applicando diverse metodologie, in ragione dell'informazione idrologica disponibile e dell'affidabilità con cui la previsione statistica viene richiesta dalla specifica applicazione. I metodi proposti in letteratura per la determinazione della piena indice possono, in generale, essere classificati come "diretti" o "indiretti" a seconda del tipo di dati utilizzati nell'applicazione. In particolare i metodi diretti si basano sull'utilizzo dell'informazione idrologica disponibile in termini di misurazioni dei massimi annui delle portate al colmo relative alla stazione di interesse. Al contrario i metodi di tipo indiretto consentono la valutazione della piena indice a partire da una serie di parametri relativi alle caratteristiche fisiche, geologiche e geomorfologiche del bacino imbrifero sotteso dalla sezione considerata. E' evidente che, mentre l'applicazione dei metodi diretti è possibile solo nei casi i cui siano disponibili le serie storiche dei massimi annui della portata di piena, l'utilizzo dei metodi indiretti può essere effettuato in qualsiasi sezione fluviale.

In generale, si possono verificare quattro differenti situazioni, a seconda del sito in cui vengono condotte le previsioni di piena. E', infatti, possibile distinguere i seguenti casi:

- siti fluviali dotati di stazione idrometrica o prossimi a una stazione idrometrica;
- siti fluviali relativi a un bacino dotato di stazione idrometrica;
- siti fluviali relativi a un bacino privo di stazione idrometrica;
- siti fluviali in corrispondenza o prossimi a uno sbarramento.

Nel primo caso la stima della piena indice viene condotta tramite metodi diretti, poiché sono sicuramente disponibili le misurazioni dei massimi annuali di portata al colmo effettuate dal S.I.I.. In particolare il valore di  $q_{indice}$  viene stimato a partire dalla media osservata dei dati relativi alla serie storica esaminata.

Nel secondo caso, qualora fosse disponibile un buon numero di osservazioni per il bacino di interesse, è ancora possibile stimare la piena indice tramite i metodi diretti; al contrario, se il sito in esame fosse dotato di una stazione idrometrica con un numero limitato di dati, conviene utilizzare un metodo di tipo indiretto, come, ad esempio, la simulazione idrologica, che sfrutta le registrazioni idrometriche disponibili per ridurre i margini di incertezza legati al suo utilizzo.

Nel terzo caso, relativo ai siti fluviali privi di stazioni idrometriche, la stima della piena indice non può essere, evidentemente, condotta con metodi diretti; il valore di  $q_{indice}$  viene determinato indirettamente tramite formule di tipo multiregressivo basate sull'utilizzo di parametri geometrici, morfologici e pluviometrici relativi alla sezione considerata.

Il quarto caso, infine, riguarda i siti fluviali in corrispondenza o prossimi agli sbarramenti e alle dighe di ritenuta. Le grandi dighe italiane di competenza del Servizio Nazionale Dighe sono ben 551 e sono state realizzate prevalentemente nell'ultimo secolo. Poiché molte dighe sono in esercizio da lungo tempo, sono disponibili serie più o meno lunghe di registrazioni dei livelli di invaso, che l'attuale normativa prescrive peraltro ai gestori degli impianti. Di conseguenza, grazie al cospicuo patrimonio storico di rilevamenti a disposizione, il calcolo della piena indice può essere condotto tramite l'utilizzo di metodi diretti.

## 2.2 Considerazioni generali

Il presente capitolo si propone di valutare, mediante i metodi proposti dai modelli GEV, MG, VAPI 1996 e VAPI 2002, il valore della piena indice, fondamentale per la determinazione delle stime regionali delle piene di progetto al variare del tempo di ritorno. Per questo motivo nei paragrafi successivi vengono analizzate, per ogni modello, le metodologie di riferimento utili per la stima di  $q_{indice}$ .

$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$q_{ind,oss} [m^3/s]$	$\sigma_{ind,oss} [m^3/s]$
1	Toce	Candoglia	1043.5	488.9
2	Ticino	Miorina	1192.4	395.2
3	Mastallone	Ponte Folle	332.3	184.7
4	Sesia	Campertogno	158.3	150.9
5	Sesia	Ponte Aranco	1320.5	967.5
6	Dora Baltea	Tavagnasco	830.7	486.1
7	Orco	Pont Canavese	453.2	319.6
8	Stura di Lanzo	Lanzo	465.1	316.2
9	Chisone	Soucheres Basses	19.3	17.8
10	Chisone	S. Martino	211.8	165.0
11	Chisone	Fenestrelle	28.5	27.2
12	Dora Riparia	Oulx	54.7	53.7
13	Dora Riparia	S. Antonino	104.7	70.6
14	Po	Crissolo	36.5	40.8
15	Po	Meirano	815.9	492.0
16	Grana	Monterosso	40.9	45.4
17	Stura Demonte	Pianche	39.5	30.9
18	Rio Bagni	Vinadio	24.2	32.5
19	Stura Demonte	Gaiola	100.0	81.4
20	Tanaro	Montecastello	1861.3	704.6
21	Tanaro	Ponte Nava	138.9	137.5
22	Tanaro	Nucetto	292.9	239.1
23	Tanaro	Farigliano	692.0	482.3
24	Corsaglia	C.le Molline	36.8	22.5
25	Scrivia	Serravalle	751.1	473.6
26	Borm. Mallare	Ferrania	167.6	169.9
27	Erro	Sassello	103.4	33.3
28	Bormida	Cassine	842.2	265.5
29	Borbera	Baracche	224.0	177.8
30	Dora Baltea	Aosta	288.5	119.9
31	Lys	Gressoney	27.0	11.6
32	Rutor	Promise	15.0	4.1
33	Artanavaz	St. Oyen	12.2	6.0
34	Ayasse	Champorcher	19.6	9.7
35	Ticino	Bellinzona	970.3	293.1
36	Tresa	P.te Tresa	91.6	43.7

Tabella 2.1. Valori dei parametri indice campionari  $\mu(Q)$  e  $\sigma(Q)$  per le stazioni considerate

In generale per poter valutare la bontà delle stime effettuate con i diversi modelli sono stati confrontati i valori di  $q_{indice}$  stimati con i valori di piena indice campionaria  $q_{ind,oss}$ , calcolati sul campione di dati osservati disponibili. Per quanto riguarda il metodo MG, la cui applicazione richiede la stima di due parametri indice, tale confronto è stato esteso anche a  $\sigma_{indice}$ . Il valore dei parametri indice  $q_{ind,oss}$  e  $\sigma_{ind,oss}$ , rispettivamente media e scarto quadratico medio dei dati osservati disponibili per ciascuna sezione, sono riportati in tabella 2.1. Nel calcolo di tali parametri sono stati esclusi i dati dedotti dai Rapporti di evento poiché, essendo rilevati solo quando viene superata la soglia di allarme, non seguono il criterio di misura del campione sistematico e potrebbero distorcere il risultato in modo non irrilevante.

La valutazione della bontà delle stime eseguite tramite i diversi metodi è stata effettuata impostando due differenti confronti, rispettivamente di tipo grafico e di tipo numerico.

Il primo consiste nell'andare a costruire un grafico nel quale riportare, per ciascuna stazione esaminata, l'andamento delle piene indice stimate,  $q_{ind,calc}$ , in funzione delle piene indice campionarie,  $q_{ind,oss}$ ; è evidente che la stima effettuata sarà tanto migliore quanto più i punti riportati in tale grafico si avvicineranno alla retta di equazione  $q_{ind,calc}/q_{ind,oss} = 1$ , che rappresenta la condizione di coincidenza tra le due piene indice.

Il confronto di tipo numerico, al contrario, consente la valutazione della bontà della stima effettuata mediante la determinazione dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$ :

$$\varepsilon = \frac{1}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{|q_{ind,calc,i} - q_{ind,oss,i}|}{q_{ind,oss,i}}, \quad (2.1)$$

dove:

- $n_s$  indica il numero totale delle stazioni  $s$  per le quali è stata effettuata la stima della piena indice;
- $q_{ind,calc,i}$  rappresenta il valore stimato della piena indice relativo all' $i$ -esima sezione considerata;

- $q_{ind,oss,i}$  corrisponde al valore della piena indice campionaria calcolato per l'i-esima stazione.

Il valore dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$  consente di avere un'idea riguardo lo scostamento medio, valutato su tutte le sezioni considerate, tra la piena indice stimata e quella campionaria. Di conseguenza, confrontando il valore di  $\varepsilon$  per le diverse stime della piena indice, sarà possibile determinare quale tra esse meglio approssima i valori indice campionari, calcolati sul campione di dati osservati.

## 2.3 Stima della piena indice

### 2.3.1 Metodologia di stima relativa al modello GEV

Il modello generalizzato del valore estremo (GEV) propone la stima della piena indice mediante l'impiego di metodi indiretti, basati sull'utilizzo di formule empiriche. In generale, i metodi empirici tradizionali sintetizzano le relazioni tra  $q_{indice}$  e le caratteristiche fisiche dei corsi d'acqua tramite formule di tipo multiregressivo che 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 [ $W_1, \dots, W_c$ ]. Le relazioni impiegate sono del tipo:

$$q_{indice} = k \cdot \left( \prod_{i=1}^p X_i^{p_i} \right) \cdot \left( \prod_{i=1}^g Y_i^{g_i} \right) \cdot \left( \prod_{i=1}^v Z_i^{v_i} \right) \cdot \left( \prod_{i=1}^f U_i^{f_i} \right) \cdot \left( \prod_{i=1}^c W_i^{c_i} \right), \quad (2.2)$$

dove la costante  $k$  e gli esponenti  $p_i, g_i, v_i, f_i, c_i$  vengono 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 a disposizione per la taratura delle formule empiriche è, in genere, piuttosto limitata, risulta importante ridurre al minimo il numero di variabili esplicative, in modo tale da garantire la necessaria robustezza e consistenza al modello statistico.

Per i bacini dell'Italia Nord-Occidentale, *De Michele e Rosso* (2001, 2004) hanno provveduto a tarare diverse formule empiriche con il metodo della regressione statistica, con lo scopo di rispondere alle specifiche esigenze legate alla disponibilità o meno di informazioni sufficienti a definire le variabili esplicative. In generale la relazione empirica di riferimento per il calcolo della piena indice può essere espressa come:

$$q_{indice} = c_0 \cdot X_1^{c_1} \cdot X_2^{c_2} \cdot X_3^{c_3} \cdot X_4^{c_4} \cdot X_5^{c_5} \cdot X_6^{c_6}, \quad (2.3)$$

in cui  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  sono le variabili esplicative coinvolte nell'analisi, mentre  $c_1, c_2, c_3, c_4, c_5, c_6$  indicano gli esponenti di tali variabili e  $c_0$  rappresenta una costante moltiplicativa.

In particolare le variabili esplicative della (2.3) assumono il seguente significato:

- $X_1$  indica l'area  $A$  del bacino sotteso dalla sezione fluviale considerata, espressa in  $\text{km}^2$ ;
- $X_2$  rappresenta il coefficiente pluviale orario  $a$ , definito in  $\text{mm/ore}^n$ ;
- $X_3$  corrisponde all'esponente di invarianza di scala pluviale  $n$ ;
- $X_4$  indica la quota media  $H$  del bacino sotteso dalla sezione in esame, espressa in  $\text{km}$ ;
- $X_5$  rappresenta il valore del parametro di ritenzione  $s_{rit}$ , in  $\text{mm}$ ;
- $X_6$  corrisponde al fattore di forma del bacino  $F_f = A/L_{ap}^2$ , dove  $L_{ap}$  indica la lunghezza dell'asta principale relativa al tratto fluviale sotteso dalla sezione di chiusura considerata.

A partire dalla (2.3) è possibile ricondursi, per ciascuna regione omogenea definita da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), a quattro differenti formule empiriche, a seconda del numero di variabili esplicative coinvolte. Come precedentemente accennato, il valore sia degli esponenti  $c_1, \dots, c_6$  che della costante moltiplicativa  $c_0$ , sono stati tarati, da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), tramite il metodo della regressione statistica. Dunque il calcolo della piena indice, proposto dal modello GEV, viene effettuato secondo relazioni differenti in ragione della zona omogenea di appartenenza da parte della sezione fluviale

considerata e del numero di variabili esplicative disponibili. In particolare le formule empiriche proposte dagli Autori sono:

$$\text{Regione A} \quad \begin{cases} q_{indice} = 2.1 \cdot A^{0.799}; \\ q_{indice} = 1.8 \cdot 10^{-3} \cdot A^{1.090} \cdot a^{1.700}; \\ q_{indice} = 9.3 \cdot 10^{-4} \cdot A^{1.124} \cdot a^{2.630} \cdot n^{3.162}; \\ q_{indice} = 1.9 \cdot 10^{-4} \cdot A^{1.145} \cdot a^{2.596} \cdot n^{2.246} \cdot s_{rit.}^{-0.849}; \end{cases} \quad (2.4)$$

$$\text{Regione B} \quad \begin{cases} q_{indice} = 0.5 \cdot A^{0.901}; \\ q_{indice} = 7.3 \cdot 10^{-3} \cdot A^{0.920} \cdot a^{1.523}; \\ q_{indice} = 1.6 \cdot 10^{-2} \cdot A^{0.800} \cdot a^{1.408} \cdot H^{1.170}; \\ q_{indice} = 7.8 \cdot 10^{-3} \cdot A^{0.839} \cdot a^{1.736} \cdot H^{1.042} \cdot F_f^{0.349}; \end{cases} \quad (2.5)$$

$$\text{Regione C} \quad \begin{cases} q_{indice} = 5.2 \cdot A^{0.750}; \\ q_{indice} = 2.62 \cdot A^{0.807} \cdot H^{-0.626}; \\ q_{indice} = 2.51 \cdot A^{0.874} \cdot H^{-0.717} \cdot F_f^{0.265}; \\ q_{indice} = 0.21 \cdot A^{0.897} \cdot a^{0.678} \cdot H^{-0.686} \cdot F_f^{0.285}. \end{cases} \quad (2.6)$$

E' evidente che il calcolo della piena indice per le stazioni appartenenti alle zone disomogenee ZT1 e ZT2 non può essere effettuato direttamente. In questi casi il valore di  $q_{indice}$  è stato determinato pesando i risultati ottenuti per le regioni limitrofe in base alle distanze minime tra i confini di tali regioni e il baricentro del bacino idrografico relativo alla sezione fluviale considerata.

### 2.3.2 Metodologia di stima relativa al modello MG

L'applicazione del modello MG richiede la stima non solo della piena indice  $q_{indice}$ , ma anche dello scarto quadratico medio indice, in seguito indicato con  $\sigma_{indice}$ . *Maione et al.* (1999, 2001) propongono che la determinazione dei due parametri indice venga effettuata tramite l'utilizzo di metodi indiretti, basati su relazioni di tipo multiregressivo esprimibili nella classica forma monomia:

$$q_{indice} = \alpha_0 \cdot A_1^{\alpha_1} \cdot A_2^{\alpha_2} \dots, \quad (2.7)$$

$$\sigma_{indice} = \beta_0 \cdot A_1^{\beta_1} \cdot A_2^{\beta_2} \dots, \quad (2.8)$$

dove  $A_k$  rappresenta il generico indice geomorfoclimatico scelto a rappresentare le caratteristiche del bacino in esame.

In generale i parametri descrittivi delle caratteristiche geomorfoclimatiche considerati nell'analisi possono essere suddivisi in tre gruppi: parametri geometrici e morfologici, parametri pluviometrici e parametri che descrivono il grado di infiltrabilità dei suoli.

Per quanto riguarda l'Italia Centrosettentrionale, *Maione et al.* (1999, 2001) hanno tarato una serie di formule, espresse nella forma delle (2.7) e (2.8), utili per la determinazione di  $q_{indice}$  e di  $\sigma_{indice}$ :

$$q_{indice} = 1.83 \cdot 10^{-2} A^{0.72} M_h^{1.28} \phi^{0.72}, \quad (2.9)$$

$$\sigma_{indice} = 0.130 \cdot A^{0.58} S_h^{1.17} \phi^{0.85}, \quad (2.10)$$

dove i parametri descrittivi delle caratteristiche geomorfoclimatiche assumono il seguente significato:

- $A$  rappresenta l'area drenata relativa al bacino idrografico sotteso dalla sezione considerata [ $\text{km}^2$ ];
- $\Phi$  rappresenta un indice di infiltrabilità dei suoli, corrispondente al valore medio del coefficiente di deflusso mensile mediato almeno su un ventennio e, per ogni anno, sui mesi nei quali con maggiore frequenza si verificano gli eventi di piena più intensi;
- $M_h$  e  $S_h$  indicano rispettivamente le medie e gli scarti quadratici medi temporali delle serie, almeno ventennali, relative alle altezze massime annuali di precipitazione giornaliera dei singoli pluviometri ricadenti nel bacino esaminato.

Per le sezioni fluviali appartenenti al bacino del Po è possibile ottenere stime più accurate di  $q_{indice}$  e  $\sigma_{indice}$  utilizzando, a seconda dei parametri disponibili, le relazioni che seguono, le quali sono state ottenute da *Maione et al.* (1999, 2001) mediante un'analisi condotta su un raggruppamento più ristretto di bacini:

$$q_{indice} = 1.60 \cdot 10^{-4} A^{0.77} M_h^{2.19} \phi^{0.32}, \quad (2.11)$$

$$\sigma_{indice} = 2.27 \cdot 10^{-2} A^{0.61} S_h^{1.57} \phi^{0.46}; \quad (2.12)$$

$$q_{indice} = 3.61 \cdot 10^{-5} A^{0.80} M_h^{2.63} L^{-0.21}, \quad (2.13)$$

$$\sigma_{indice} = 1.17 \cdot 10^{-2} A^{0.71} S_h^{1.85} L^{-0.32}; \quad (2.14)$$

$$q_{indice} = 2.77 \cdot 10^{-4} A^{0.76} M_h^{2.32} H^{-0.19}, \quad (2.15)$$

$$\sigma_{indice} = 6.81 \cdot 10^{-3} A^{0.58} S_h^{1.72} H^{0.07}, \quad (2.16)$$

in cui i parametri  $A$ ,  $\Phi$ ,  $M_h$ ,  $S_h$  sono definiti come in precedenza, mentre  $L$  e  $H$  rappresentano, rispettivamente, la lunghezza, in km, dell'asta principale della rete idrografica e la quota media, in m, del bacino riferita alla sezione di chiusura.

Osservando le formule proposte da *Maione et al.* (1999, 2001) per la valutazione dei parametri indice, è possibile notare che esistono quattro differenti metodologie di stima in ragione delle variabili coinvolte nel calcolo. Di conseguenza, a seconda delle informazioni disponibili per la sezione considerata, sarà possibile stimare  $q_{indice}$  e  $\sigma_{indice}$  tramite le opportune relazioni.

### 2.3.3 Metodologia di stima relativa al modello VAPI 1996

Il modello VAPI 1996, sviluppato dal *Cugri* (1996) per conto della Regione Piemonte, propone la stima della piena indice mediante l'impiego di metodi indiretti, basati sull'utilizzo di fattori climatici e geomorfologici, capaci di spiegare la variabilità spaziale della piena media annua. In generale la metodologia fa riferimento a modelli di regressione, usualmente di tipo log-lineare fra la trasformata logaritmica della piena indice,  $\ln q_{indice}$ , e alcune caratteristiche misurabili del bacino:

$$\ln q_{indice} = X\beta + \delta_{\mu}, \quad (2.17)$$

dove:

- $X$  indica la matrice  $k \times (p+1)$  delle  $p$  grandezze indipendenti assunte a caratterizzare ognuno dei  $k$  bacini nella regione, più una prima colonna di unità;
- $\beta$  corrisponde al vettore dei parametri del modello, di dimensione  $p+1$ ;
- $\delta_{\mu}$  indica un errore di disturbo spaziale.

L'identificazione della struttura relativa alla (2.17) può essere ottenuta attraverso un approccio basato su un modello di tipo geomorfoclimatico. Quest'ultimo

considera che ciascun bacino possa essere suddiviso in più sottobacini aventi determinate caratteristiche morfologiche, litologiche, pedologiche e di uso del suolo. Il metodo geomorfoclimatico proposto dal VAPI 1996 per la valutazione di  $q_{indice}$  prevede la distinzione, all'interno del bacino considerato, di più idrogeomorfotipi in base alle caratteristiche di permeabilità del terreno. In particolare è possibile distinguere tra:

- area di bacino a bassa permeabilità ( $A_1$ );
- area di bacino a permeabilità media ( $A_2$ );
- area di bacino a permeabilità alta con bosco ( $A_3$ );
- area di bacino a permeabilità alta senza bosco ( $A_4$ ).

E' evidente che ciascun idrogeomorfotipo concorrerà in modo differente alla formazione della portata di piena che interessa il bacino considerato; per questo motivo la piena indice viene calcolata a partire dalla media pesata dei contributi di ogni porzione di bacino:

$$q_{indice} = c_{f1} \frac{q \cdot m[I_A(t_r)] \cdot A_1}{3.6} + \delta_1 \frac{q \cdot (m[I_A(t_r)] - \Phi_1) \cdot A_2}{3.6} + \delta_2 \frac{q \cdot (m[I_A(t_r)] - \Phi_2) \cdot A_3}{3.6} + \delta_3 \frac{q \cdot (m[I_A(t_r)] - \Phi_3) \cdot A_4}{3.6}, \quad (2.18)$$

dove:

- $q$  indica il coefficiente corretto di attenuazione del colmo di piena;
- $t_r$  rappresenta il tempo di ritardo del bacino [ore];
- $m[I_A(t_r)]$  è la media del massimo annuale dell'intensità di pioggia areale di durata  $t_r$  [mm/ora];
- $c_{fi}$  indica il coefficiente di afflusso per l'area i-esima;
- $\Phi_i$  rappresenta il coefficiente di perdita per l'area i-esima;
- $\delta_i$  indica un coefficiente moltiplicativo il cui valore viene posto pari a 1, se  $(m[I_A(t_r)] - \Phi_i) > 0$ , oppure pari a 0, se  $(m[I_A(t_r)] - \Phi_i) \leq 0$ .

La procedura VAPI 1996 prevede la possibilità di calcolare la piena indice secondo due differenti modelli geomorfoclimatici, a seconda della relazione utilizzata per la determinazione del tempo di ritardo  $t_r$ . In particolare il modello geomorfoclimatico 1 si basa sulla seguente espressione:

$$t_r = \frac{1.25}{3.6c_1} \cdot \frac{c_{f1}A_1}{c_fA} \cdot \sqrt{A_1} + \frac{1.25}{3.6c_2} \cdot \frac{A_2}{c_fA} \cdot \sqrt{A_2} + \delta_1 \cdot \frac{1.25}{3.6c_3} \cdot \frac{A_3}{c_fA} \cdot \sqrt{A_3} + \delta_2 \cdot \frac{1.25}{3.6c_4} \cdot \frac{A_4}{c_fA} \cdot \sqrt{A_4}, \quad (2.19)$$

dove  $c_f$  rappresenta il valore del coefficiente di afflusso complessivo del bacino, espresso come:

$$c_f = \frac{c_{f1}A_1}{A} + \delta_1 \cdot \frac{A_2}{A} + \delta_2 \cdot \frac{A_3}{A} + \delta_3 \cdot \frac{A_4}{A}. \quad (2.20)$$

Al contrario il modello geomorfoclimatico 2 calcola il tempo di ritardo del bacino a partire dalla relazione:

$$t_r = \frac{1.25}{3.6c_1} \cdot \frac{c_{f1}A_1}{c_f A} \cdot \sqrt{A_1} + \delta_1 \cdot \frac{1.25}{3.6c_2} \cdot \frac{c_{f2}A_2}{c_f A} \cdot \sqrt{A_2} + \delta_2 \cdot \frac{1.25}{3.6c_3} \cdot \frac{A_3}{c_f A} \cdot \sqrt{A_3} + \delta_3 \cdot \frac{1.25}{3.6c_4} \cdot \frac{A_4}{c_f A} \cdot \sqrt{A_4}, \quad (2.21)$$

in cui il coefficiente di afflusso complessivo del bacino  $c_f$  viene così determinato:

$$c_f = \frac{c_{f1}A_1}{A} + \frac{c_{f2}A_2}{A} + \delta_2 \cdot \frac{A_3}{A} + \delta_3 \cdot \frac{A_4}{A}. \quad (2.22)$$

### 2.3.4 Metodologia di stima relativa al modello VAPI 2002

Il modello VAPI 2002 rappresenta la metodologia più aggiornata proposta dal Cugri (2002), utile per la stima delle portate al colmo di piena a partire dalla determinazione delle singole grandezze idrologiche.

Tale modello propone la stima della piena indice tramite l'utilizzo di metodi indiretti, che tengano in considerazione delle caratteristiche fisiche, geomorfologiche e geologiche del bacino imbrifero considerato. La metodologia relativa al VAPI 2002 prevede che la valutazione della piena indice venga effettuata mediante l'impiego di un modello geomorfoclimatico, secondo la seguente relazione:

$$q_{indice} = \frac{c_f \cdot K_A \cdot \bar{I}(t_r) \cdot A \cdot q}{3.6}, \quad (2.23)$$

dove:

- $c_f$  indica il coefficiente di afflusso;
- $K_A$  è il coefficiente di riduzione areale delle piogge;
- $\bar{I}(t_r)$ , espresso in mm/ora, rappresenta la media areale del valore atteso del massimo annuale dell'intensità di pioggia puntuale con durata pari a  $t_r$ ;

- $t_r$  è il tempo di ritardo del bacino idrografico, espresso in ore;
- $A$  indica l'area del bacino in  $\text{km}^2$ ;
- $q$  rappresenta il coefficiente corretto di attenuazione del picco, che include sia la funzione di picco dell'idrogramma istantaneo unitario (IUH) del bacino, sia un termine correttivo per compensare l'utilizzo di una durata di pioggia pari al tempo di ritardo invece della durata critica.

Il coefficiente di afflusso  $c_f$  esprime il rapporto tra la pioggia netta e la pioggia efficace; il suo valore viene calcolato come media areale dei coefficienti di afflusso corrispondenti ai diversi complessi geologici affioranti sul bacino.

Per quanto riguarda, invece, la determinazione del tempo di ritardo  $t_r$ , risulta utile la seguente relazione:

$$t_r = \frac{1,25 \cdot \sqrt{A}}{3,6 \cdot c}, \quad (2.24)$$

in cui l'area  $A$  del bacino è espressa in  $\text{km}^2$  e  $c$  rappresenta un parametro di celerità, espresso in  $\text{m/s}$ . La celerità è una grandezza dipendente dalle caratteristiche del bacino; per questo motivo, analogamente al coefficiente di afflusso, il suo valore viene determinato come la media areale delle celerità relative ai diversi complessi geomorfologici del bacino.

### 2.3.5 Parametri morfometrici dei bacini considerati

La stima della piena indice tramite le metodologie proposte dai diversi modelli richiede la conoscenza dei principali parametri morfometrici relativi ai bacini considerati. In particolare è necessario conoscere il valore delle variabili richieste nelle relazioni sviluppate da *De Michele e Rosso* (2001, 2004) e da *Maione et al.* (1999, 2001), poiché la determinazione della piena indice relativa alle procedure VAPI 1996 e VAPI 2002 è stata condotta tramite l'applicazione del software VAPI Piemonte, sviluppato dal Cugri per conto della stessa Regione.

In tabella 2.2 vengono riportati i valori dei parametri morfometrici dei bacini per le sezioni esaminate.

<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>A</b> [km <sup>2</sup> ]	<b>L</b> [km]	<b>H</b> [m]	<b>H<sub>min</sub></b> [m]	<b>M<sub>h</sub></b> [mm]	<b>S<sub>h</sub></b> [mm]	<b>F<sub>f</sub><sup>(*)</sup></b> [-]	<b>a<sup>(*)</sup></b> [-]	<b>n<sup>(*)</sup></b> [-]
Toce	Candoglia	1532.0	81.4	1674	215	121.5	43.7	-	25.8	0.53
Ticino	Miorina	6599.0	165.6	1286	189	118.2-	39.7-	-	-	-
Mastallone	Ponte Folle	149.0	22.3	1319	513	167.8	65.6	-	34.3	0.53
Sesia	Campertogno	170.3	19.9	2112	825	122.4	43.7	-	22.4	0.55
Sesia	Ponte Aranco	695.0	60.3	1491	329	141.4	51.1	-	30.9	0.52
Dora B.	Tavagnasco	3313.0	109.3	2090	264	65.2	25.5	-	15.5	-
Orco	P. Canavese	617.0	46.8	1924	433	99.9	40.5	-	22.2	-
Stura di L.	Lanzo	582.0	39.0	1773	464	101.8	44.0	-	22.9	-
Chisone	Souc. Basses	93.7	16.1	2222	1497	72.5	34.8	-	15.8	-
Chisone	S.Martino	580.0	55.6	1730	415	86.1	36.9	-	19.9	-
Chisone	Fenestrelle	154.7	25.6	2144	1174	69.8	31.8	-	15.7	-
Dora R.	Oulx	262.1	33.6	2165	1112	61.1	24.7	-	13.8	-
Dora R.	S.Antonino	1048.0	76.7	1867	385	61.2	23.1	-	14.3	-
Po	Crissolo	36.7	7.2	2261	1403	90.0	41.3	-	20.1	-
Po	Meirano	4885.0	94.2	924	222	70.8	24.7	-	23	-
Grana	Monterosso	102.0	18.0	1565	739	77.7	21.0	-	18.8	-
Stura D.	Pianche	181.0	25.1	2074	973	64.3	21.1	0.251	16.1	-
Rio Bagni	Vinadio	62.6	8.0	2138	1415	64.5	20.8	0.661	16.7	-
Stura D.	Gaiola	562.0	53.6	1814	694	70.0	22.3	0.183	17.5	-
Tanaro	Montecastello	7985.0	208.7	651	84	78.4	29.9	0.182	24.8	-
Tanaro	Ponte di Nava	148.0	18.4	1576	826	98.3	40.0	0.386	24.9	-
Tanaro	Nucetto	375.0	54.2	1222	449	104.8	42.0	0.123	26.1	-
Tanaro	Farigliano	1522.0	92.1	938	237	85.0	32.0	0.175	24.8	-
Corsaglia	Molline	88.5	17.6	1513	637	83.2	45.7	0.252	24.8	-
Scrvia	Serravalle	605.0	50.3	688	218	105.8	42.4	0.229	-	-
Bormida	Ferrania	49.5	16.8	602	370	110.0	40.3	0.154	-	-
Erro	Sassello	96.0	16.3	605	336	123.5	49.7	0.265	-	-
Bormida	Cassine	1483.0	129.5	481	106	87.7	36.5	0.09	27.5	-
Borbera	Baracche	202.0	24.2	867	379	97.8	34.6	0.315	-	-
Dora B.	Aosta	1840.0	54.1	2267	550	58.6	25.0	-	13.8	-
Lys	Gressoney	90.6	15.5	2625	1398	74.1	27.9	-	16.1	-
Rutor	Promise	49.8	8.6	2512	1485	48.9	17.0	-	13	-
Artanavaz	St. Oyen	69.3	10.2	2229	1330	56.1	16.9	-	13.8	-
Ajasse	Champorcher	42.2	11.1	2352	1420	108.6	46.5	-	20.9	-
Ticino	Bellinzona	1353.9	80.0	1615	219	93.1	27.7	-	32.6	0.38
Tresa	P.te Tresa	591.0	-	-	-	81.4	33.5	-	-	-

Tabella 2.2. Parametri morfometrici dei bacini considerati. (\*) Si riporta il valore dei soli parametri effettivamente utilizzati per la determinazione di  $q_{indice}$ .

Il valore delle variabili  $A, L, H, H_{min}, F_f$  è stato facilmente calcolabile a partire dal working paper “*Determinazione automatica di parametri morfometrici di bacini idrografici*” redatto da *Viglione* (2003).

Al contrario, la valutazione dei parametri  $M_h$  e  $S_h$  è stata decisamente più laboriosa, a causa delle difficoltà incontrate nel reperimento delle serie dei massimi annui di precipitazione giornaliera relative a tutti i pluviometri appartenenti ai bacini esaminati. Il valore di  $M_h$  e  $S_h$  è stato calcolato, per ciascuna delle 36 stazioni, eseguendo la media pesata, rispettivamente, delle medie e degli scarti quadratici medi dei massimi annuali delle piogge giornaliere relative ai topoieti ricadenti nel bacino sotteso dalla sezione considerata.

Per quanto riguarda il parametro  $\Phi$ , richiesto dalle (2.9), (2.10), (2.11), (2.12), è importante sottolineare che i coefficienti di deflusso mensili o stagionali tengono conto non solo delle perdite per infiltrazione, ma anche di quelle per evapotraspirazione, che nei periodi lunghi possono essere rilevanti e in quelli brevi, al contrario, molto limitate.

E', dunque, evidente che il valore di  $\Phi$  può essere calcolato direttamente solo nel caso delle stazioni idrometrografiche gestite direttamente dal Servizio Idrografico, per le quali sono registrati i dati relativi al bilancio idrologico su scala mensile. Nonostante le 36 sezioni considerate siano controllate dal S.I.I., non è stato possibile reperire tali informazioni e, quindi, risulta incognito il valore  $\Phi$  per tutti i casi esaminati.

La determinazione del coefficiente pluviale orario  $a$  e dell'esponente di invarianza di scala pluviale  $n$ , relativi alla curva di possibilità pluviometrica, è stata effettuata tramite l'utilizzo del programma VAPI Piemonte.

E' da sottolineare che la valutazione di tali parametri è stata possibile solo per 34 stazioni sulle 36 precedentemente considerate; sono state infatti escluse dall'analisi le stazioni n.2 e n.36 relative, rispettivamente, al Ticino a Miorina e al Tresa a Ponte Tresa, per le quali il software valuta tali parametri in modo approssimato.

A causa dell'impossibilità di reperire altre fonti utili per la determinazione di  $a$  ed  $n$ , è stato deciso di valutare la piena indice solo sulle 34 stazioni delle quali sono noti i valori di tutti i parametri richiesti dall'analisi.

### 2.3.6 Stima mediante il modello GEV

Nel presente lavoro la stima della piena indice tramite il modello GEV è stata effettuata secondo tre distinte metodologie, in ragione del numero di variabili esplicative coinvolte nel calcolo. E', dunque, possibile distinguere tra stime con una, due o tre variabili esplicative.

Nel primo caso la determinazione della piena indice è stata eseguita utilizzando, tra le formule empiriche (2.4), (2.5), (2.6) proposte da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), quelle espresse in funzione del solo parametro  $A$ .

Naturalmente, per il calcolo della piena indice nelle sezioni appartenenti alla zona disomogenea ZT2, è stato seguito il criterio spiegato nel paragrafo 2.3.1.

Una volta determinato il valore di  $q_{indice}$  per le 34 stazioni esaminate, è stato effettuato un confronto fra i risultati ottenuti e le piene indice campionarie, calcolate a partire dal campione di dati disponibili.

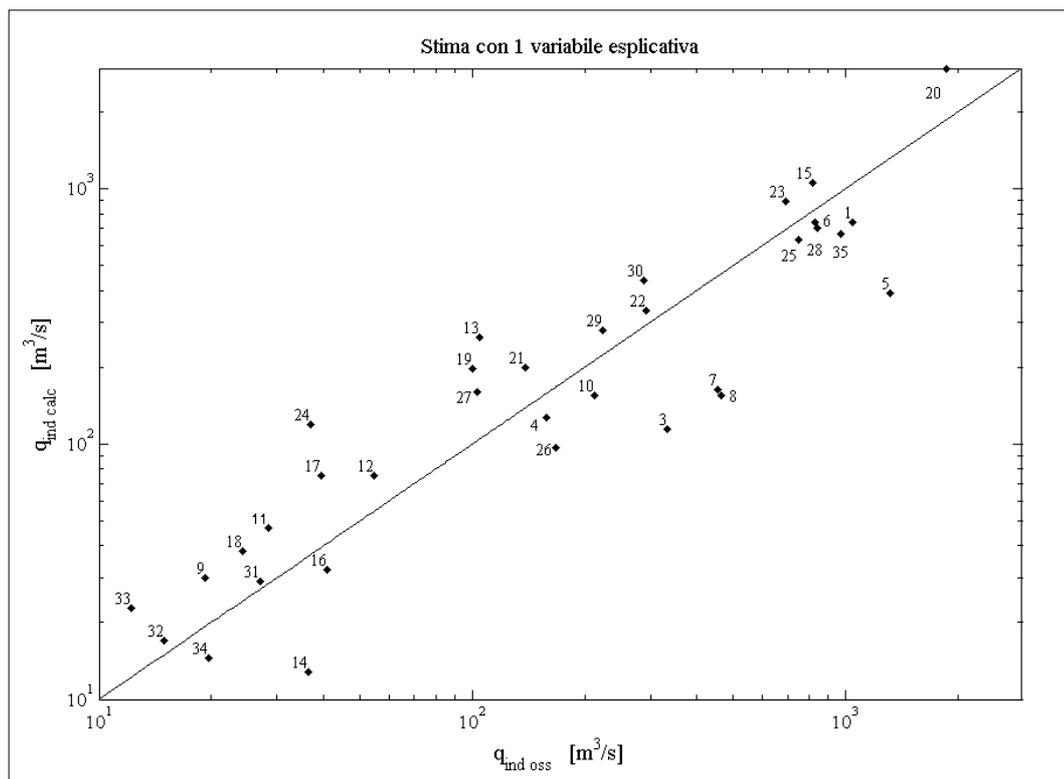


Figura 2.1. Andamento delle piene indice stimate in funzione di una variabile esplicativa

In particolare è stato costruito un grafico nel quale, per ciascuna sezione, sono stati riportati i valori della piena indice  $q_{ind,calc}$ , calcolati con una variabile esplicativa, in funzione dei rispettivi valori di piena indice campionaria  $q_{ind,oss}$

(Figura 2.1). In tale grafico è stata, inoltre, indicata la retta di equazione  $q_{ind,oss} = q_{ind,calc}$ , che rappresenta la condizione di coincidenza tra la piena indice campionaria, relativa ai dati osservati disponibili per la stazione considerata, e la piena indice calcolata. Osservando la figura 2.1 è possibile notare che quasi tutti i punti si presentano dispersi nell'intorno di tale retta, ma soltanto alcuni tra questi tendono ad allinearsi ad essa. Questo è confermato anche dal fatto che il valore dell'errore quadratico medio relativo, calcolato sulle 34 stazioni esaminate, risulta pari a 0,52.

Una seconda stima delle piene indice, per le 34 stazioni esaminate, è stata effettuata considerando, tra le formule empiriche (2.4), (2.5), (2.6) proposte da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), quelle espresse in funzione di due sole variabili esplicative.

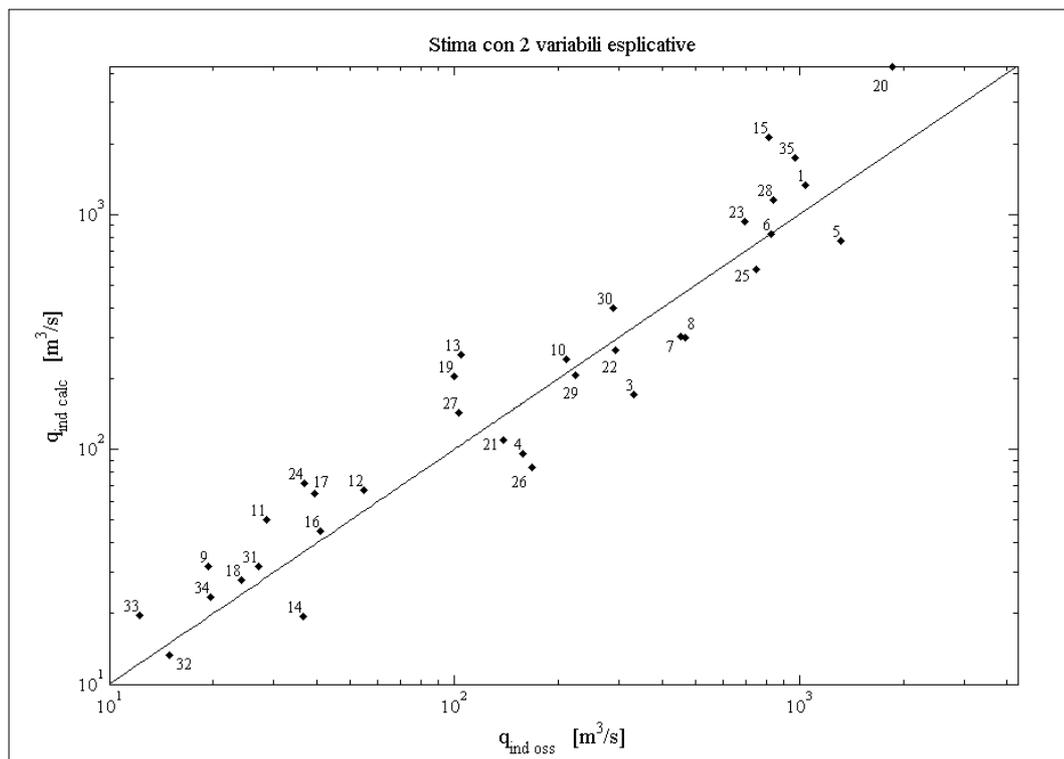


Figura 2.2. Andamento delle piene indice stimate in funzione di due variabili esplicative

Per riuscire a valutare la bontà della stima effettuata è stato costruito un grafico analogo a quello riportato in figura 2.1, in modo tale da confrontare i risultati ottenuti con i valori delle piene indice campionarie.

Osservando in figura 2.2 è possibile evidenziare una buona dispersione dei punti attorno alla retta di equazione  $q_{ind,oss} = q_{ind,calc}$ . Inoltre il valore dell'errore quadratico medio relativo, calcolato su tutte le sezioni, risulta pari a 0,48, evidenziando un comportamento migliore rispetto al caso riportato in figura 2.1.

Il terzo metodo di stima impiegato prevede la determinazione della piena indice a partire dall'utilizzo delle formule empiriche espresse in funzione di tre variabili esplicative.

In modo analogo ai casi precedenti, è stato determinato un grafico nel piano  $q_{ind,oss}-q_{ind,calc}$ , utile per la valutare la bontà delle stima effettuata (Figura 2.3).

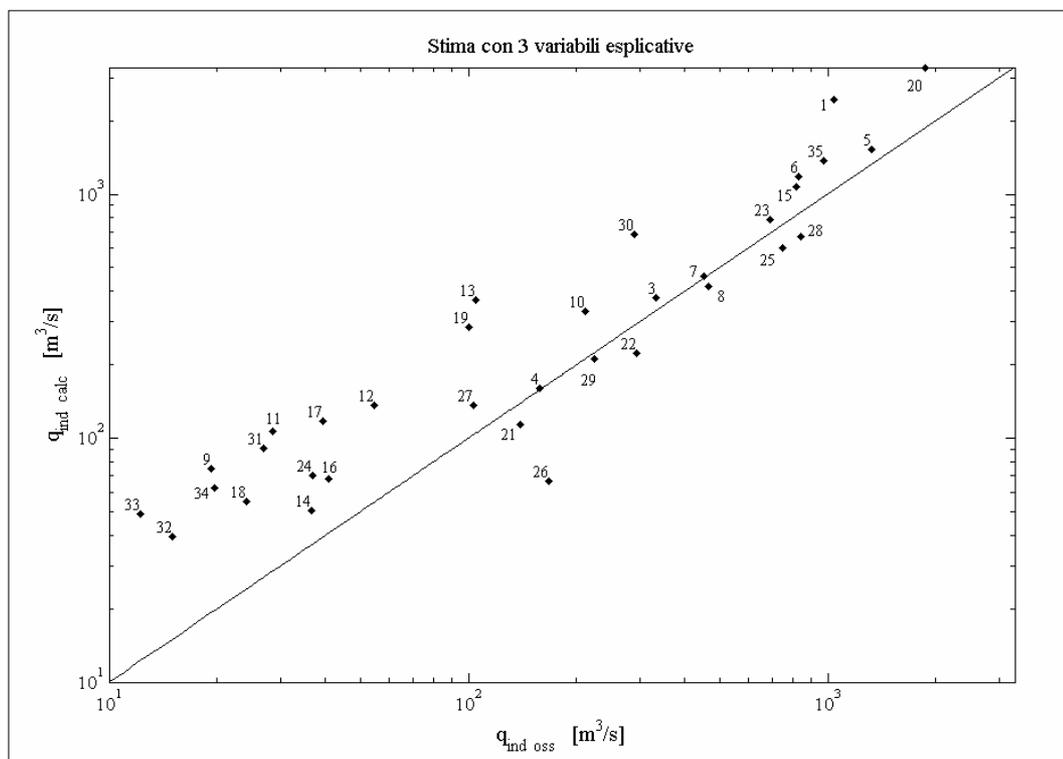


Figura 2.3. Andamento delle piene indice stimate in funzione di tre variabili esplicative

Osservando la figura 2.3 è possibile evidenziare una pessima dispersione dei punti intorno alla retta di equazione  $q_{ind,calc} / q_{ind,oss} = 1$ . Tale considerazione è confermata anche dal valore dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$ , calcolato sulle 34 stazioni, che risulta pari a 0,99.

### 2.3.7 Stima mediante il modello MG

Nel presente lavoro, essendo disponibili i valori dei soli parametri  $A$ ,  $L$ ,  $H$ ,  $M_h$ ,  $S_h$ , è stato possibile determinare il valore di  $q_{indice}$  e di  $\sigma_{indice}$ , secondo il modello MG, tramite due differenti metodologie, basate rispettivamente sulle (2.13), (2.14) e (2.15), (2.16).

Dunque, la stima dei parametri indice, condotta secondo una prima metodologia, è stata effettuata utilizzando, tra le diverse formule di tipo multiregressivo proposte da *Maione et al.* (1999,2001), quelle espresse in funzione dei soli parametri  $A$ ,  $L$ ,  $M_h$ ,  $S_h$ . Una volta determinato il valore dei due parametri indice per tutte le stazioni considerate, è stato effettuato un confronto tra i risultati ottenuti e i valori indice campionari, calcolati a partire dal campione di dati disponibili.

In particolare, per ciascun parametro indice stimato, è stato costruito un grafico nel quale, per ogni stazione, sono stati riportati i valori indice stimati in funzione dei rispettivi valori indice campionari (*Figura 2.4 e 2.5*).

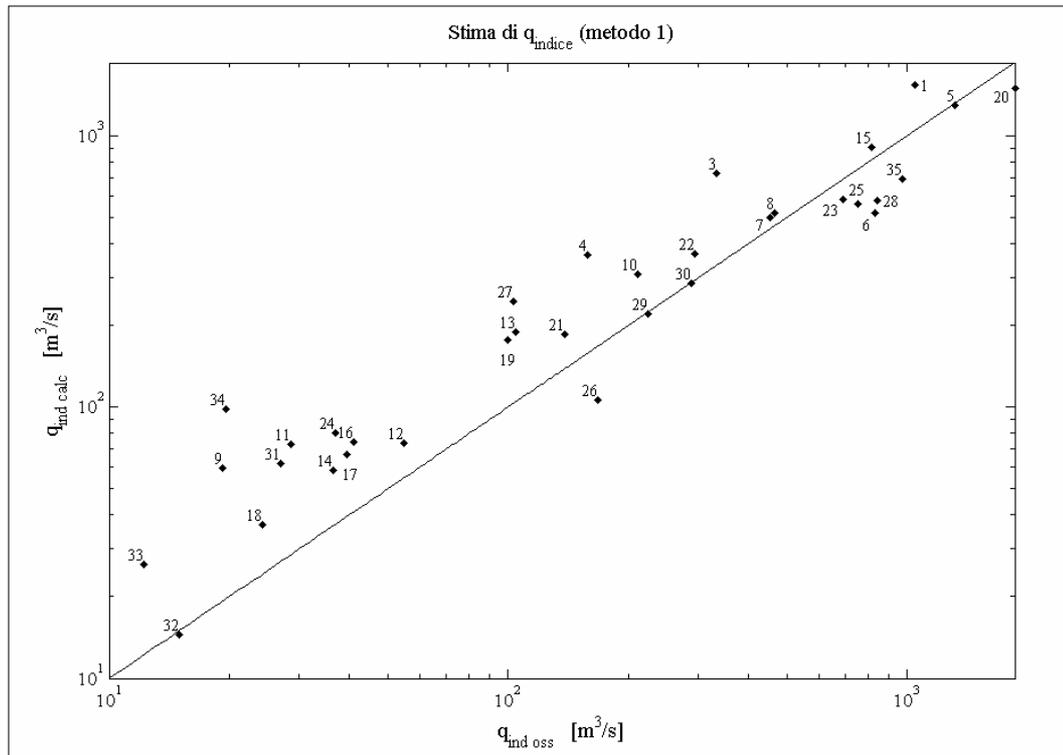


Figura 2.4. Andamento della piena indice stimata (metodo 1)

Osservando il grafico riportato in figura 2.4 emerge chiaramente che non tutte le stime della piena indice, effettuate per le 34 sezioni, ben approssimano i valori

indice campionari, calcolati a partire dai dati osservati. Questo risulta particolarmente evidente nel caso delle stazioni n.9, n.11 e n.34 relative, rispettivamente, al Chisone a Soucheres Basses, al Chisone a Fenestrelle e all'Ajasse a Champorcher. Inoltre il valore dell'errore quadratico medio relativo risulta pari, calcolato su tutte le 34 sezioni, risulta pari a 0,69.

Nel grafico riportato in figura 2.5 è, invece, possibile osservare l'andamento dello scarto quadratico medio indice stimato,  $\sigma_{ind,calc}$ , in funzione di quello campionario,  $\sigma_{ind,oss}$ , definito nel paragrafo 2.2. Dall'analisi di tale grafico risulta evidente che le stime effettuate si discostano notevolmente, per la maggior parte dei casi esaminati, dai valori indice campionari. Quanto detto viene confermato anche dal valore dell'errore quadratico medio relativo, calcolato sulle 34 stazioni considerate, che risulta pari a 1,26.

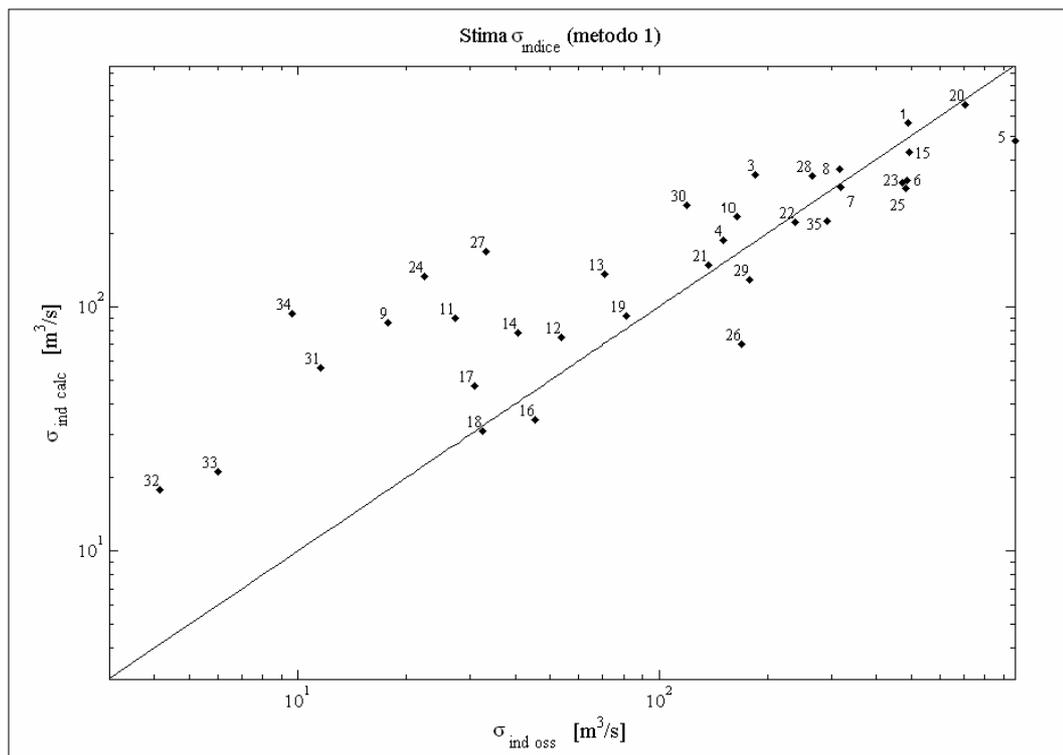


Figura 2.5. Andamento dello scarto quadratico medio indice stimato (metodo 1)

La seconda metodologia adottata per la stima dei parametri indice si basa sull'utilizzo delle formule di tipo multiregressivo, proposte da *Maione et al.* (1999, 2001), espresse in funzione dei soli parametri  $A$ ,  $H$ ,  $M_h$ ,  $S_h$ .

Dopo avere calcolato, per tutte le stazioni considerate, il valore dei parametri indice sono stati determinati due grafici analoghi a quelli riportati in figura 2.4 e 2.5, utili per la valutazione della bontà dei risultati ottenuti.

In figura 2.6 è riportato l'andamento dei valori di piena indice stimati in funzione di quelli campionari. Osservando tale grafico è possibile notare che quasi tutti i punti si presentano dispersi intorno alla retta di equazione  $q_{ind,calc} / q_{ind,oss} = 1$ , che rappresenta la condizione di coincidenza tra i valori di piena indice stimati e campionari.

Inoltre, il valore dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$ , calcolato sulle stazioni considerate, risulta pari a 0,49.

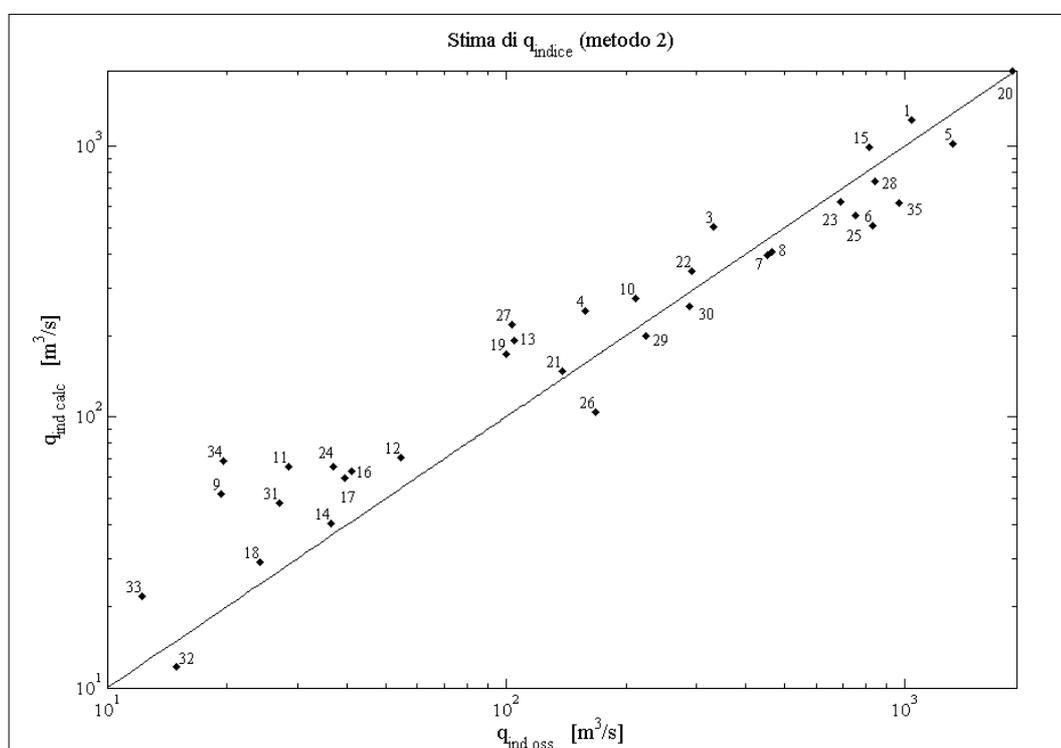


Figura 2.6. Andamento della piena indice stimata (metodo 2)

Nel grafico riportato in figura 2.7 sono stati, invece, riportati i valori dello scarto quadratico medio indice in funzione dei rispettivi valori indice campionari. Osservando tale grafico emerge chiaramente che, per alcune stazioni, i valori stimati di  $\sigma_{indice}$  si discostano notevolmente dai valori campionari. L'evidente dispersione dei punti è sottolineata anche dal valore assunto dall'errore quadratico medio relativo risulta pari a 0,98.

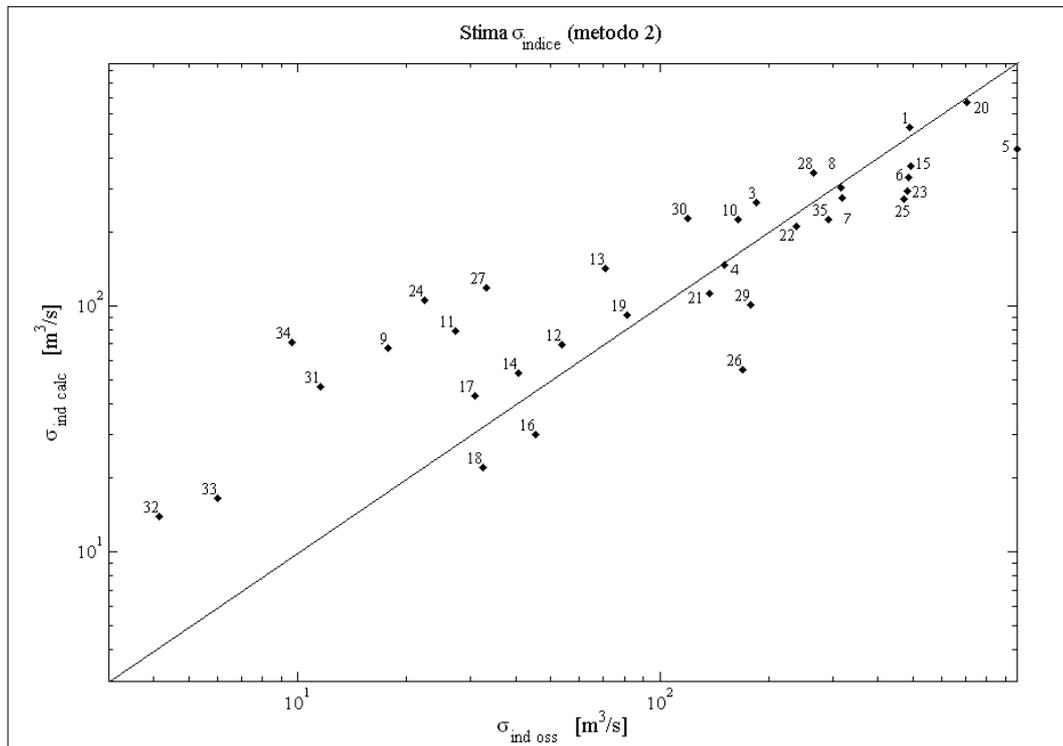


Figura 2.7. Andamento dello scarto quadratico medio indice stimato (metodo 2)

### 2.3.8 Stima mediante i modelli VAPI

Nel presente lavoro la stima dei valori della piena indice, secondo i modelli geomorfoclimatici proposti dalle procedure VAPI 1996 e VAPI 2002, è stata effettuata tramite l'applicazione del software VAPI Piemonte, sviluppato dal Cugri per conto della stessa Regione.

La stima della piena indice mediante il modello geomorfoclimatico 1 tiene in considerazione delle relazioni (2.18), (2.19) e (2.20).

Una volta determinato il valore di  $q_{indice}$  per tutte le stazioni esaminate, è stato effettuato un confronto grafico tra i risultati ottenuti e i valori indice campionari, in modo analogo a quanto fatto nel paragrafo precedente (Figura 2.8).

Osservando il grafico riportato in figura 2.8 è possibile notare che i punti relativi a buona parte delle stazioni considerate risultano notevolmente traslati al di sopra della retta di equazione  $q_{ind,calc} / q_{ind,oss} = 1$ . Questo significa che, in tali casi, il valore della piena indice calcolato tramite il modello geomorfoclimatico 1 sovrastima notevolmente il valore indice campionario. Il valore dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$ , infatti, risulta pari a 1,36.

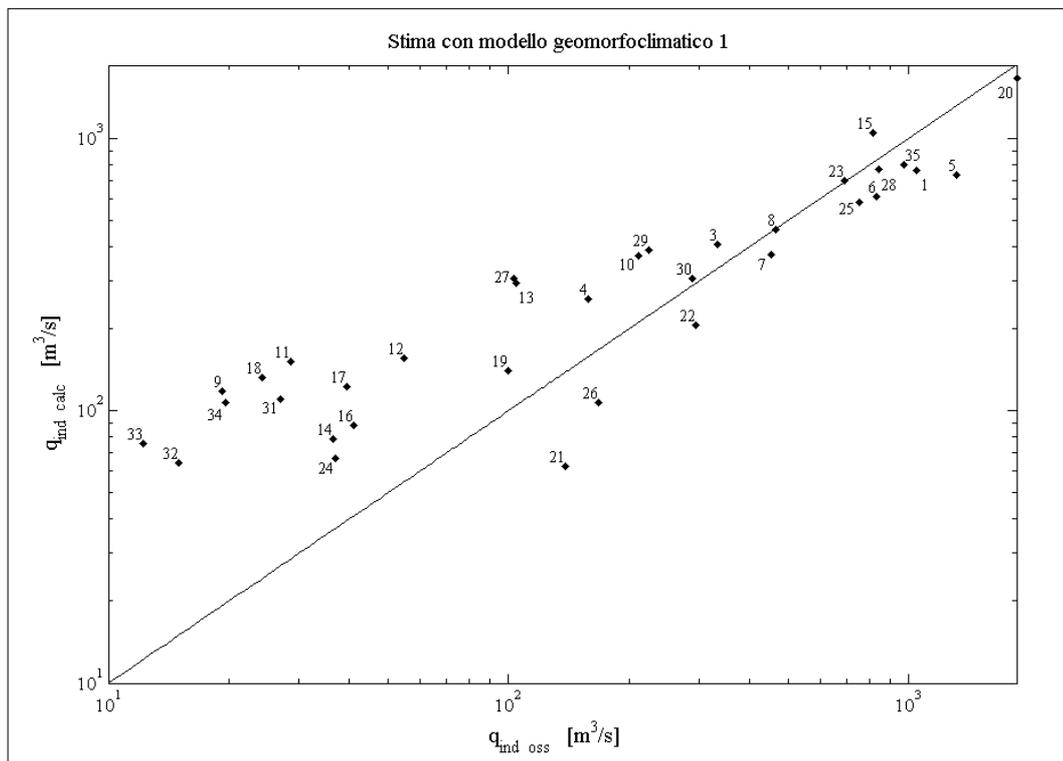


Figura 2.8. Andamento della piena indice stimata con il modello geomorfoclimatico 1

La stima della piena indice secondo il modello geomorfoclimatico 2 è stata effettuata facendo riferimento alle relazioni (2.18), (2.21) e (2.22).

Dopo aver determinato i valori della piena indice relativi alle 34 stazioni considerate, è stato costruito un grafico del tutto simile a quello riportato in figura 2.8 mediante il quale è possibile confrontare i risultati ottenuti con i valori indice campionari (Figura 2.9).

Analizzando il grafico riportato in figura 2.9 è possibile notare un comportamento migliore rispetto a quello osservato nel paragrafo precedente. I punti, infatti, sono ancora notevolmente dispersi, ma risultano più vicini alla retta di equazione  $q_{ind, calc} / q_{ind, oss} = 1$ . Questo è confermato anche dal fatto che il valore dell'errore quadratico medio relativo risulta pari a 1,08.

Confrontando i grafici riportati in figura 2.8 e 2.9 è possibile notare che entrambi i modelli geomorfoclimatici proposti dal VAPI 1996 sovrastimano regolarmente le piene indice relative ai bacini alpini corrispondenti alle stazioni n.31 (Lys a Gressoney), n.32 (Rutor a Promise), n.33 (Artanavaz a St.Oyen) e n.34 (Ayasse a Champorcher).

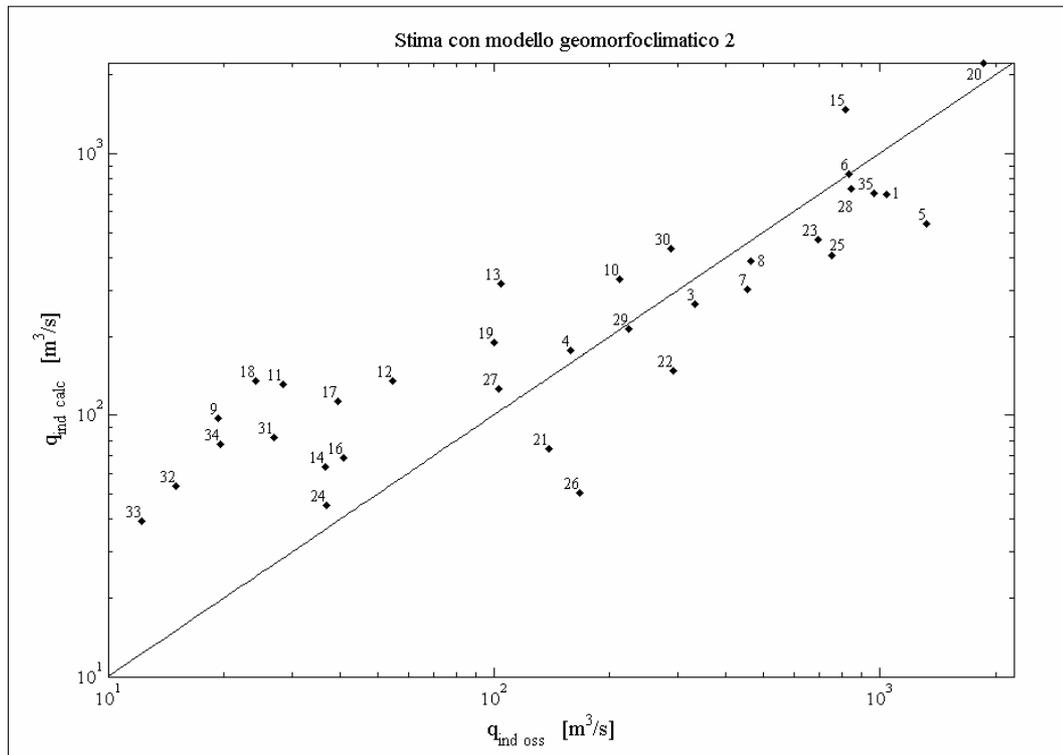


Figura 2.9. Andamento della piena indice stimata con il modello geomorfoclimatico 2

La stima della piena indice mediante il modello geomorfoclimatico relativo alla procedura VAPI 2002 è stata eseguita, come accennato precedentemente, tramite l'utilizzo del programma VAPI Piemonte, i cui algoritmi sono basati sulla (2.23). Una volta calcolati i valori di  $q_{indice}$  per tutte le 34 stazioni esaminate, è stato effettuato un confronto grafico fra i risultati ottenuti e i valori indice campionari (Figura 2.10).

Osservando il grafico riportato in figura 2.10 è possibile notare che la maggior parte dei punti si avvicina alla retta di equazione  $q_{ind,calc} / q_{ind,oss} = 1$ , che rappresenta la condizione di coincidenza tra i due valori indice; questo significa che le stime effettuate mediante il modello geomorfoclimatico, relativo al VAPI 2002, ben approssimano i valori indice campionari, calcolati a partire dal campione di dati osservati disponibili per ciascuna sezione. Quanto detto trova conferma anche nel valore assunto dall'errore quadratico medio relativo, che risulta pari a 0,50.

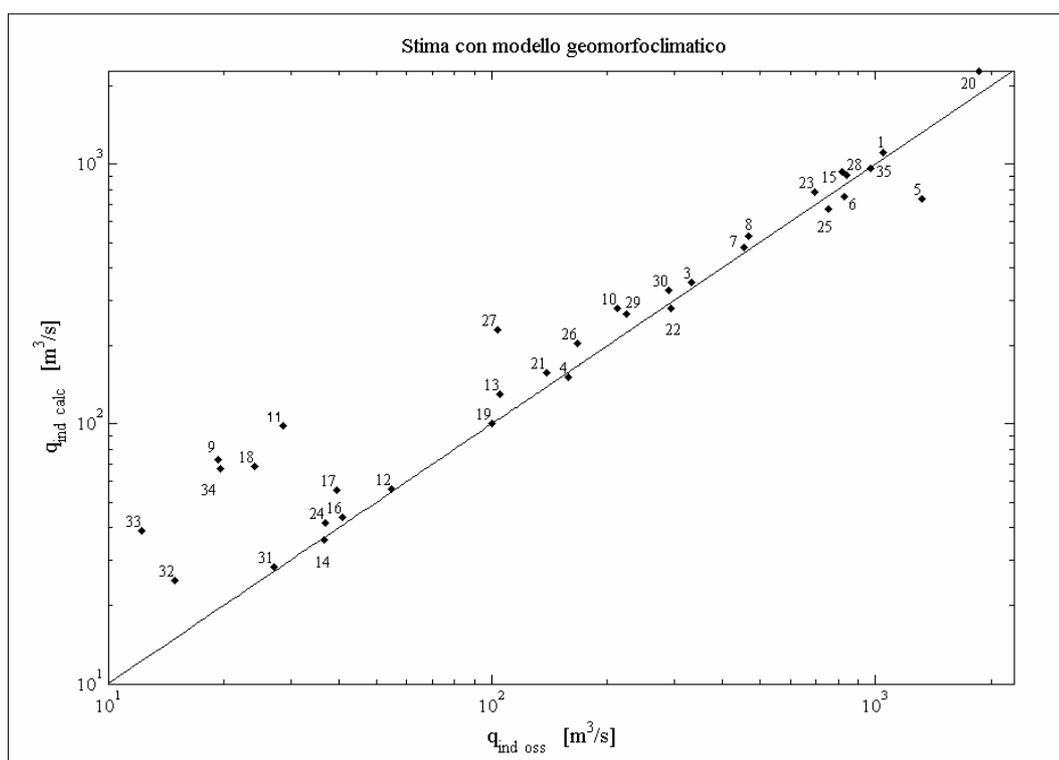


Figura 2.10. Andamento della piena indice stimata con il modello geomorfoclimatico

## 2.4 Scelta della piena indice di riferimento

Nei paragrafi precedenti sono stati illustrati sia i metodi proposti dai modelli GEV, MG, VAPI 1996, VAPI 2002 per la stima della piena indice, sia i risultati ottenuti tramite l'applicazione di tali metodologie. A questo punto risulta importante scegliere, per ciascuna sezione fluviale, una piena indice di riferimento, in base alla quale effettuare, tramite i medesimi modelli, la stima regionale delle piene di progetto al variare del tempo di ritorno, oggetto del capitolo successivo.

Una soluzione potrebbe essere quella di adottare come piena indice di riferimento, per tutte le stazioni considerate, quella relativa al metodo che presenta il più piccolo valore di errore quadratico medio relativo. Tuttavia tale criterio non è stato adottato poiché non è possibile individuare una metodologia per la quale si verifichi un valore di  $\varepsilon$  nettamente inferiore rispetto a quello calcolato per gli altri metodi analizzati.

Per questo motivo è stato deciso che per ogni metodo di stima regionale venga adottato come valore di  $q_{indice}$  quello calcolato con la metodologia migliore tra

quelle proposte dallo stesso metodo. Naturalmente, la scelta del modello di stima della piena indice da adottare nell'analisi regionale, viene effettuata confrontando i diversi valori dell'errore quadratico medio relativo  $\varepsilon$ .

I metodi di stima della piena indice utilizzati per l'analisi regionale sono i seguenti:

- stima con due variabili esplicative per il modello GEV;
- stima tramite il metodo 2 per il modello MG;
- stima con il modello geomorfoclimatico per le procedure VAPI.

# Capitolo 3

## Stima regionale delle piene di progetto

### 3.1 Determinazione delle stime

#### 3.1.1 Introduzione

Per la corretta valutazione dell'omogeneità e della qualità delle stime delle piene di progetto nel territorio considerato è importante determinare l'aderenza dei risultati ottenuti mediante le diverse metodologie proposte in letteratura ai dati osservati. A tal fine, per ciascuna sezione fluviale esaminata, è stato costruito un grafico, nel piano  $T-Q_T$ , ove sono stati riportati, per i diversi periodi di ritorno, i valori di portata osservati e stimati tramite i modelli GEV, MG, VAPI 1996 e VAPI 2002, descritti in Appendice C.

La stima delle piene di progetto è stata effettuata stimando regionalmente, per ciascun metodo, sia il fattore di crescita  $K_T$  che i parametri indice. La stima che ne deriva è, a tutti gli effetti, di tipo regionale, poiché, fra tutti i parametri utilizzati, nessuno è stimato localmente.

La stima regionale delle piene di progetto è stata effettuata tramite i modelli GEV, MG e VAPI 2002, mentre è stato escluso il metodo VAPI 1996. Quest'ultimo, infatti, è ritenuto ormai superato, dal momento che rappresenta la prima metodologia proposta dal Cugri per la valutazione delle portate al colmo di piena, successivamente affinata con l'introduzione del VAPI 2002. Si è, inoltre, avuto modo di osservare nel capitolo precedente come il modello VAPI 2002 rappresenti effettivamente un passo in avanti rispetto al VAPI 1996 per la stima regionale della piena indice.

Per riuscire a valutare in modo immediato la bontà di adattamento delle stime effettuate mediante le diverse metodologie, risultano utili i grafici definiti nel piano  $T-Q_T$ , la cui costruzione ha però richiesto alcuni accorgimenti, descritti in dettaglio nei paragrafi successivi.

### 3.1.2 Andamento dei dati osservati

Il posizionamento dei dati osservati nel piano  $T-Q_T$  presuppone l'attribuzione di un tempo di ritorno  $T$  a ciascun valore di portata misurato. In generale il criterio adottato per associare una probabilità di non superamento a ogni dato è quello di attribuire un adeguato indice di posizione nella serie ordinata.

Sia  $N_s$  il campione sistematico di misurazioni di dimensione  $n$  corrispondente alla stazione  $s$  considerata. Se  $X_i$  è l' $i$ -esima portata della serie ordinata in senso crescente, la plotting position di Weibull, usata nei casi più generali, è definita come:

$$P_i = \frac{i}{n+1}. \quad (3.1)$$

La (3.1) rappresenta anche la probabilità di non superamento del valore di portata  $X_i$ . Il legame tra  $P_i$  e il tempo di ritorno  $T_i$  può essere espresso come:

$$P_i = 1 - \frac{1}{T_i}. \quad (3.2)$$

Ne deriva che il valore del tempo di ritorno  $T_i$  da associare alla portata  $X_i$  è espresso dalla relazione:

$$T_i = \frac{1}{1 - P_i} = \frac{n+1}{n+1-i}. \quad (3.3)$$

Dunque una volta ordinato il campione di misurazioni in senso crescente e dopo aver definito per ciascun termine la plotting position di Weibull, risulta univocamente determinato il legame tra la portata al colmo di piena  $Q_T$  e il tempo di ritorno  $T$ , che consente il posizionamento di tutti i dati osservati nel piano  $T-Q_T$ . Tale metodo è stato applicato a tutte le serie storiche di riferimento costruite a partire da un campione sistematico di misurazioni, costituito, cioè, dai valori dei massimi annui delle portate al colmo di piena relativi all'intero lasso temporale coperto dalla serie storica stessa. E' da sottolineare che per alcune stazioni non sono disponibili le misurazioni durante il periodo della seconda guerra mondiale, di conseguenza il campione sistematico risulta interrotto in corrispondenza di tale

lasso temporale; questa carenza non pregiudica, tuttavia, l'applicabilità del metodo delle plotting position anche a tali casi.

Il criterio appena descritto non è, invece, applicabile alle sezioni fluviali le cui serie storiche siano state integrate con dati dedotti dai Rapporti di evento (vedi paragrafo 1.1.2). E' il caso di tutte le serie storiche che presentano un campione sistematico di misurazioni relativo a un primo lasso temporale, integrato con alcuni valori di portata derivanti da eventi meteorici eccezionali più recenti, riportati nei Rapporti di evento. In genere il campione sistematico viene dedotto dagli Annali del S.I.I., nei quali sono indicati, fino al 1970, i valori dei massimi annui della portata al colmo di piena e della portata media giornaliera. Al contrario i Rapporti di evento, redatti in Piemonte, a partire dal 1993, dalla Direzione dei Servizi Tecnici di Prevenzione della Regione, segnalano soltanto i valori di portata massima al colmo relativi a eventi meteorologici e idrologici eccezionali dal punto di vista storico, senza indicare, anno per anno, le misurazioni sistematiche delle piene massime annue. I dati dedotti dai Rapporti di evento si presentano quindi nella serie storica come punti isolati, aventi valori decisamente maggiori rispetto a quelli assunti da buona parte del campione sistematico.

Per le stazioni le cui serie storiche siano state integrate con i dati dei Rapporti di evento è stato utilizzato un metodo proposto da *Hirsch* (1987), che consente il corretto posizionamento dei dati osservati nel piano  $T-Q_T$  in seguito alla definizione di una soglia di percezione  $Q_0$ .

La soglia di percezione  $Q_0$ , dall'inglese "threshold of perception", costituisce il più piccolo valore di portata tra i picchi della serie storica in esame tale da generare uno stato di allarme, e rappresenterebbe il livello oltre il quale iniziano a verificarsi le esondazioni o a rompersi gli argini. Naturalmente i valori della soglia di percezione sono differenti per ciascuna sezione considerata e non sono noti a priori; per questo motivo la threshold of perception è stata assunta, come consigliato dagli Autori, pari al più piccolo valore di portata tra i dati dei Rapporti di evento utilizzati per integrare la serie storica esaminata. Tale assunzione trova peraltro giustificazione nel fatto che i Rapporti di evento riportano valori di portata misurati durante eventi meteorologici e idrologici, tali da avere generato lo

stato di allerta e, in alcuni casi, danni di rilievo. Ad esempio nel caso del Chisone a S.Martino la soglia di percezione  $Q_0$  è stata fissata pari a 400 m<sup>3</sup>/s, poiché, nel Rapporto relativo all'evento alluvionale verificatosi in Piemonte nel 1994, tale valore viene indicato come soglia di attenzione per la sezione considerata (Figura 3.1).

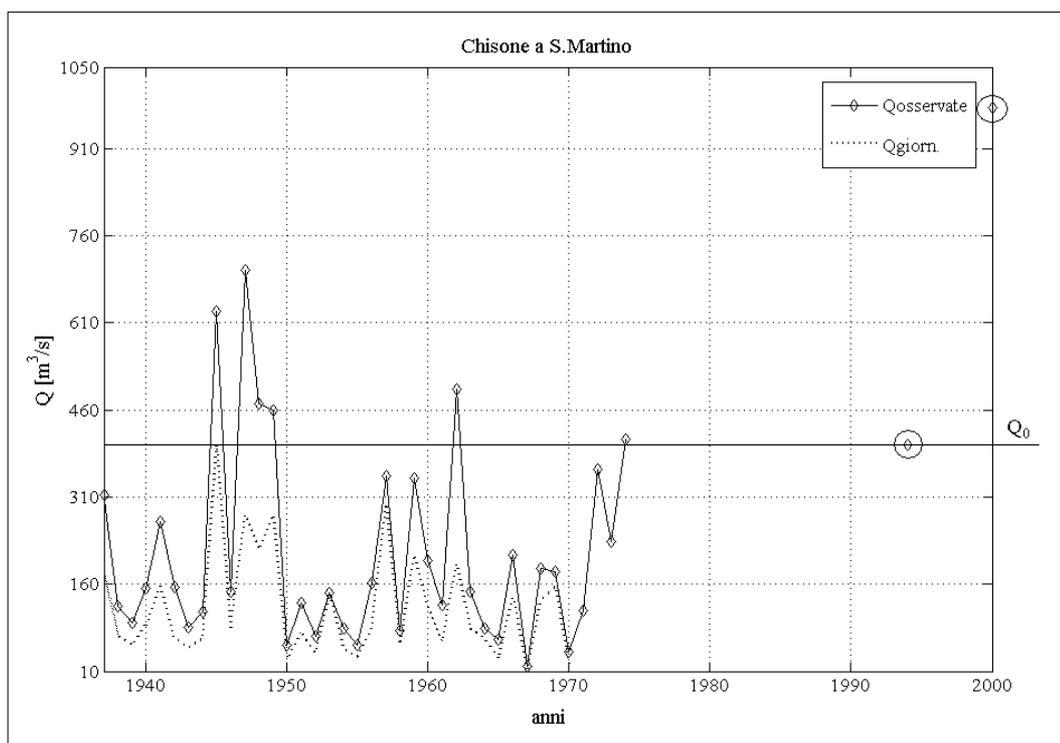


Figura 3.1. Soglia di percezione per il Chisone a S.Martino. I dati dedotti dai rapporti di evento sono relativi al 1994 e al 2000

Nei casi in cui la più piccola portata tra quelle desunte dai Rapporti di evento assume un valore comparabile a quello della maggior parte del campione sistematico di misurazioni, la soglia di percezione non è più stata definita come in precedenza. Questa situazione si verifica per le stazioni n.1, n.7, n.8, n.23, relative, rispettivamente, al Toce a Candoglia, all'Orco a Pont Canavese, alla Stura di Lanzo a Lanzo e al Tanaro a Farigliano.

In tali casi è stato assunto che la soglia di percezione sia pari al quinto valore di portata della serie storica considerata, ordinata in senso decrescente. Questo criterio è stato adottato dopo avere notato che per le sezioni in cui è stato applicato a rigore il metodo di Hirsch, il valore di portata assunto come soglia di percezione, si trova mediamente in tale posizione.

In figura 3.2 è riportato il caso del Tanaro a Farigliano. La soglia di percezione  $Q_0$  è fissata pari a  $1380 \text{ m}^3/\text{s}$ , corrispondente al quinto valore delle serie storica ordinata in senso decrescente, mentre il dato relativo al Rapporto di evento assume un valore comparabile a quello di buona parte del campione sistematico.

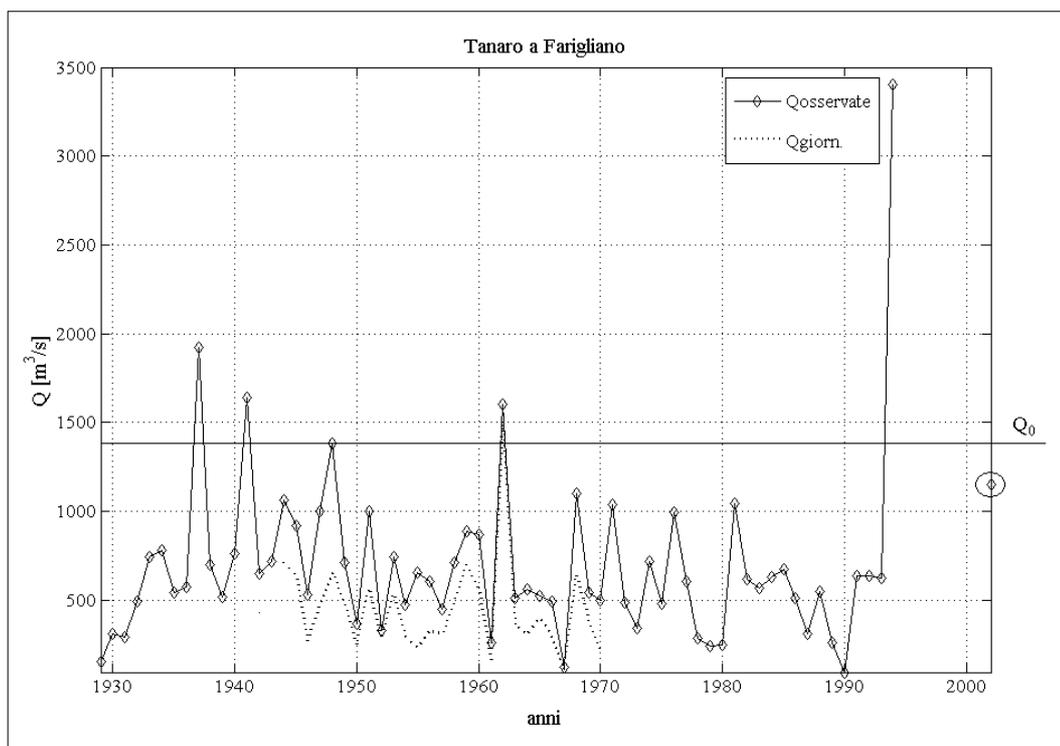


Figura 3.2. Soglia di percezione per il Tanaro a Farigliano

Le soglie di percezione definite per le 10 serie storiche integrate con i dati dedotti dai Rapporti di evento (paragrafo 1.1.2) sono riportate in tabella 3.1, mentre i relativi grafici si trovano in Appendice A.

$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$Q_0$	$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$Q_0$
1	Toce	Candoglia	1900	20	Tanaro	Montecastello	3000
7	Orco	Pont Canavese	1140	23	Tanaro	Farigliano	1380
8	Stura di L.	Lanzo	1200	25	Scivia	Serravalle	1000
10	Chisone	S. Martino	400	28	Bormida	Cassine	1200
19	Stura di D.	Gaiola	130	35	Ticino	Bellinzona	1310

Tabella 3.1. Soglie di percezione definite per le 10 serie storiche integrate con i dati dei Rapporti di evento [ $\text{m}^3/\text{s}$ ]

Il metodo di Hirsch prevede che, una volta determinato il valore delle soglie di percezione, sia possibile calcolare la probabilità di non superamento  $P_i = 1 - 1/T_i$  del valore di portata  $X_i$  considerato tramite le seguenti relazioni:

$$P_i = 1 - \left[ \frac{k}{n} + \frac{(n-k)}{n} \cdot \frac{(g+1-i-k)}{(s-e+1)} \right], \quad \text{per } i = 1, \dots, g-k \quad (3.4)$$

$$P_i = 1 - \left[ \frac{(g+1-i)}{(k+1)} \cdot \frac{k}{n} \right], \quad \text{per } i = g-k+1, \dots, g \quad (3.5)$$

dove:

- $i$  rappresenta la posizione del valore di portata  $X_i$  nella serie ordinata in senso crescente;
- $k$  indica il numero totale di picchi al di sopra della soglia di percezione  $Q_0$ ;
- $n$  è il periodo equivalente di osservazione, ossia la lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica (comprensivo del “buco” tra il campione sistematico e i dati dedotti dai Rapporti di evento);
- $s$  rappresenta il numero di dati compresi nel campione sistematico;
- $e$  indica il numero di osservazioni relative al solo campione sistematico maggiori della soglia di percezione  $Q_0$ ;
- $g$  è il numero complessivo di portate al colmo di piena che costituiscono la serie storica in esame.

Seguendo il criterio suggerito dagli autori, risulterebbe quindi  $g = k + s - e$ .

A titolo esemplificativo si consideri la serie storica del Chisone a S.Martino, riportata in figura 3.1. Come precedentemente indicato il valore della soglia di percezione  $Q_0$  viene fissato pari a  $400 \text{ m}^3/\text{s}$ , mentre gli altri parametri assumono i seguenti valori:

$$k = 8; \quad n = 63; \quad s = 38;$$

$$e = 6; \quad g = 40; \quad n_{\text{rapp. evento}} = 2.$$

Una volta determinata la probabilità di non superamento  $P_i$  per ciascun dato  $X_i$  appartenente alla serie storica considerata, risulta univocamente determinato il

legame tra la portata al colmo di piena  $Q_T$  e il tempo di ritorno  $T$ , che consente il posizionamento di tutti i dati osservati nel piano  $T-Q_T$ .

Osservando in figura 3.3 i risultati ottenuti per la sezione del Chisone a S.Martino emerge chiaramente che il criterio delle plotting position di Weibull (applicato alla serie come se fosse costituita da  $g$  valori sistematici) sovrastima, in modo consistente rispetto al metodo di Hirsch, le portate stimate in funzione del tempo di ritorno.

Dunque è evidente che il criterio delle plotting position di Weibull non risulta adeguato per determinare l'andamento dei dati osservati nelle stazioni le cui serie storiche siano state integrate con misurazioni di portata dedotte dai Rapporti di evento.

Tale metodo, infatti, non tiene in considerazione del fatto che la probabilità di non superamento non può essere calcolata nello stesso modo per tutti dati della serie storica: i valori di portata al di sopra della soglia di percezione  $Q_0$  sono relativi a eventi eccezionali e, quindi, è probabile che si ripresentino dopo un lasso temporale decisamente lungo, non comparabile al periodo di ritorno relativo alle portate ordinarie che, in genere, hanno interessato la sezione fluviale presa in considerazione.

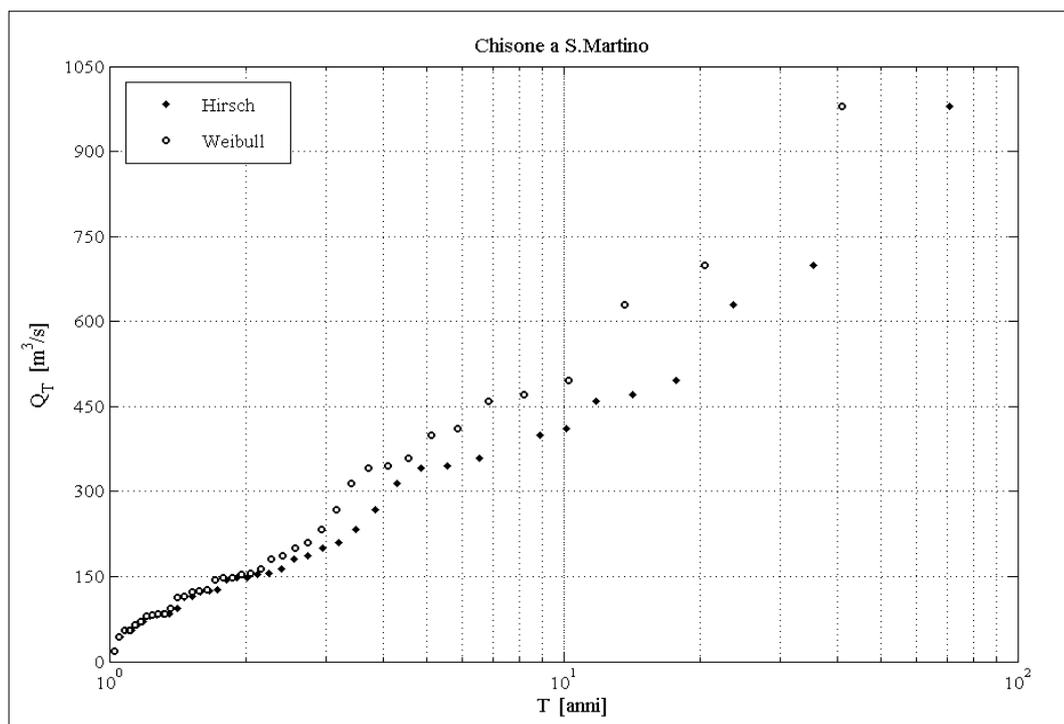


Figura 3.3. Andamento dei dati osservati per il Chisone a S.Martino

### 3.1.3 Stima regionale mediante il modello GEV

L'applicazione del metodo GEV presuppone l'individuazione delle regioni omogenee di appartenenza da parte di ciascuna sezione fluviale considerata, secondo i confini stabiliti da *De Michele e Rosso*, 2001, 2004 (Tabella 3.2).

C <sub>ord</sub>	Bacino	Stazione	Zona	C <sub>ord</sub>	Bacino	Stazione	Zona
1	Toce	Candoglia	A	19	Stura Dem.	Gaiola	ZT2
3	Mastallone	Ponte Folle	A	20	Tanaro	Montecastel.	ZT2
4	Sesia	Campertogno	A	21	Tanaro	Ponte Nava	ZT2
5	Sesia	Ponte Aranco	A	22	Tanaro	Nucetto	ZT2
6	Dora B.	Tavagnasco	B	23	Tanaro	Farigliano	ZT2
7	Orco	P.Canavese	B	24	Corsaglia	C.le Molline	ZT2
8	Stura di L.	Lanzo	B	25	Scivia	Serravalle	C
9	Chisone	S. Basses	B	26	Borm. Mall.	Ferrania	C
10	Chisone	S. Martino	B	27	Erro	Sassello	C
11	Chisone	Fenestrelle	B	28	Bormida	Cassine	ZT2
12	Dora R.	Oulx	B	29	Borbera	Baracche	C
13	Dora R.	S.Antonino	B	30	Dora B.	Aosta	B
14	Po	Crissolo	B	31	Lys	Gressoney	B
15	Po	Meirano	B	32	Rutor	Promise	B
16	Grana	Monterosso	B	33	Artanavaz	St. Oyen	B
17	Stura Dem.	Pianche	ZT2	34	Ayasse	Champorcher	B
18	Rio Bagni	Vinadio	ZT2	35	Ticino	Bellinzona	A

Tabella 3.2. Regioni di appartenenza delle stazioni di misura considerate

La stima regionale delle piene di progetto  $Q_T$  è stata effettuata determinando “regionalmente” il fattore probabilistico di crescita  $K_T$  e la piena indice, che forniscono:

$$Q_T = K_T \cdot q_{indice} \quad (3.6)$$

Tra le diverse formule proposte da *De Michele e Rosso* (2001, 2004) per la stima della piena indice, sono state adottate quelle espresse in funzione di due variabili esplicative (vedi paragrafo 2.3.1), poiché garantiscono la migliore approssimazione dei valori indice campionari, calcolati sul campione di dati osservati:

$$q_{indice} = 1.8 \cdot 10^{-3} \cdot A^{1.090} \cdot a^{1.700} \quad (\text{Regione A}), \quad (3.7)$$

$$q_{indice} = 7.3 \cdot 10^{-3} \cdot A^{0.920} \cdot a^{1.523} \quad (\text{Regione B}), \quad (3.8)$$

$$q_{indice} = 2.62 \cdot A^{0.807} \cdot H^{-0.626} \quad (\text{Regione C}). \quad (3.9)$$

Nelle relazioni precedenti:

- $A$  indica l'area del bacino sotteso dalla sezione fluviale considerata, espressa in  $\text{km}^2$ ;
- $a$  rappresenta il coefficiente pluviale orario, definito in  $\text{mm/ore}^n$ , già definito nel capitolo 3.3.1;
- $H$  corrisponde alla quota media del bacino, in m.

Il calcolo della piena indice per le stazioni appartenenti alla zona disomogenea ZT2 è stato effettuato pesando i risultati ottenuti per le regioni limitrofe, in base alle distanze minime tra i loro confini e il baricentro del bacino idrografico relativo alla sezione fluviale considerata.

Come più volte sottolineato nel capitolo precedente, è stato possibile determinare il valore di  $q_{indice}$  solo per 34 stazioni sulle 36 inizialmente considerate. Sono state, infatti, escluse dall'analisi le stazioni n.2 e n.36 relative, rispettivamente, al Ticino a Miorina e al Tresa a Ponte Tresa, poiché non è stato reperito il valore della variabile  $a$  ad esse relativa.

Per le 34 stazioni esaminate le stime delle piene indice sono riportate in tabella 3.3.

La relazione utile per il calcolo del fattore probabilistico di crescita  $K_T$ , al variare del tempo di ritorno  $T$ , è la seguente:

$$K_T = \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \cdot (1 - e^{-k \cdot y_T}), \quad (3.10)$$

dove  $y_T$  indica la variabile ridotta di Gumbel, mentre  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  rappresentano dei parametri caratteristici il cui valore dipende dalla regione omogenea a cui appartiene la sezione fluviale considerata.

$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$q_{indice}$	$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$q_{indice}$
1	Toce	Candoglia	1339.5	19	Stura Dem.	Gaiola	204.2
3	Mastallone	Ponte Folle	171.4	20	Tanaro	Montecastel.	4286.4
4	Sesia	Campertogno	96.1	21	Tanaro	Ponte Nava	109.4
5	Sesia	Ponte Aranco	769.1	22	Tanaro	Nucetto	266.1
6	Dora B.	Tavagnasco	821.9	23	Tanaro	Farigliano	932.0
7	Orco	P.Canavese	302.6	24	Corsaglia	C.le Molline	71.4
8	Stura di L.	Lanzo	300.7	25	Scivia	Serravalle	581.9
9	Chisone	Souc. Basses	31.8	26	Borm. Mall.	Ferrania	83.9
10	Chisone	S. Martino	242.0	27	Erro	Sassello	142.8
11	Chisone	Fenestrelle	50.0	28	Bormida	Cassine	1159.7
12	Dora R.	Oulx	66.7	29	Borbera	Baracche	207.7
13	Dora R.	S.Antonino	252.1	30	Dora B.	Aosta	400.9
14	Po	Crissolo	19.4	31	Lys	Gressoney	31.8
15	Po	Meirano	2142.8	32	Rutor	Promise	13.2
16	Grana	Monterosso	44.9	33	Artanavaz	St. Oyen	19.6
17	Stura Dem.	Pianche	65.2	34	Ayasse	Champorcher	23.4
18	Rio Bagni	Vinadio	27.9	35	Ticino	Bellinzona	1742.6

Tabella 3.3. Piene indice stimate in funzione di due variabili esplicative [ $m^3/s$ ]

Come esempio di stima delle piene di progetto tramite la (3.6) si consideri la sezione dello Scrivia a Serravalle, appartenente alla regione omogenea C. In tal caso la (3.10) può essere riscritta come:

$$K_T = 0.643 - \frac{0.377}{0.276} \cdot (1 - e^{0.276 \cdot y_T}). \quad (3.11)$$

Moltiplicando il fattore probabilistico di crescita  $K_T$  così ottenuto per la piena indice, riportata in tabella 3.3, che risulta pari a  $581.9 m^3/s$ , si ottiene la curva di figura 3.4.

Per poter valutare l'aderenza dei risultati ottenuti, tramite il metodo GEV, alle misurazioni di portata disponibili, risulta utile la costruzione di un grafico, nel piano  $T - Q_T$  nel quale viene riportato l'andamento sia delle piene di progetto stimate sia dei dati osservati (Figura 3.4). Osservando il grafico riportato in figura 3.4, è possibile notare come la stima effettuata per lo Scrivia a Serravalle ben approssimi l'andamento delle portate osservate.

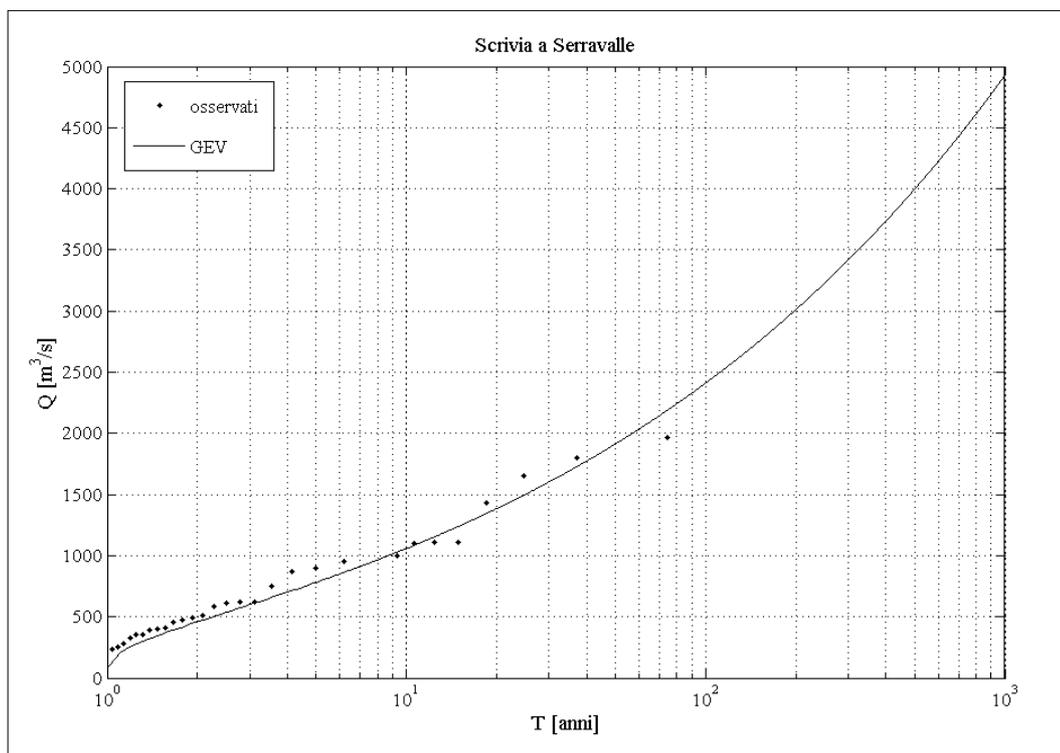


Figura 3.4. Andamento delle piene di progetto stimate con la GEV per lo Scrivia a Serravalle

### 3.1.4 Stima regionale mediante il modello MG

La stima regionale delle piene di progetto tramite il metodo MG è stata effettuata facendo riferimento alla seguente relazione:

$$Q_T = q_{indice} \cdot (1 + 1.67 K_T^{0.8} CV^{1.34}), \quad (3.12)$$

dove:

- $q_{indice}$  rappresenta il valore della piena indice stimata regionalmente;
- $CV = \sigma_{indice} / q_{indice}$  indica il rapporto tra lo scarto quadratico medio indice e la piena indice.

La stima della piena indice è stata eseguita utilizzando, tra le diverse formule proposte da *Maione et al.* (1999, 2001), quelle espresse in funzione dei parametri  $A$ ,  $H$ ,  $M_h$ ,  $S_h$ , poiché sono tali da garantire il più piccolo valore di errore quadratico medio relativo:

$$q_{indice} = 2.77 \cdot 10^{-4} \cdot A^{0.76} \cdot M_h^{2.32} \cdot H^{-0.19}, \quad (3.13)$$

$$\sigma_{indice} = 6.81 \cdot 10^{-3} \cdot A^{0.58} \cdot S_h^{1.72} \cdot H^{0.07}, \quad (3.14)$$

Nelle (3.13) e (3.14)  $A$  rappresenta l'area del bacino idrografico sotteso dalla sezione considerata,  $H$  è la quota media del bacino riferita alla sezione di chiusura,  $M_h$  e  $S_h$  indicano rispettivamente i valori medi di media e scarto quadratico medio delle serie, almeno ventennali, relative alle altezze massime annuali di precipitazione giornaliera dei singoli pluviometri ricadenti nel bacino esaminato. Le medie spaziali sono state pesate in base al numero di dati disponibili.

$C_{ord}$	Bacino	Stazione	$q_{indice} [m^3/s]$	$\sigma_{indice} [m^3/s]$
1	Toce	Candoglia	1253.8	528.3
3	Ma stallone	Ponte Folle	505.1	264.1
4	Sesia	Campertogno	246.3	146.6
5	Sesia	Ponte Aranco	1021.2	431.4
6	Dora Baltea	Tavagnasco	508.7	333.9
7	Orco	Pont Canavese	397.6	274.7
8	Stura di Lanzo	Lanzo	406.7	302.7
9	Chisone	Soucheres Basses	51.8	67.5
10	Chisone	S. Martino	275.1	223.5
11	Chisone	Fenestrelle	65.7	78.9
12	Dora Riparia	Oulx	70.7	69.5
13	Dora Riparia	S. Antonino	191.0	142.2
14	Po	Crissolo	40.6	53.2
15	Po	Meirano	992.8	369.6
16	Grana	Monterosso	63.2	30.0
17	Stura Demonte	Pianche	59.6	43.1
18	Rio Bagni	Vinadio	29.1	22.0
19	Stura Demonte	Gaiola	171.4	91.2
20	Tanaro	Montecastello	1904.2	670.8
21	Tanaro	Ponte Nava	147.4	111.9
22	Tanaro	Nucetto	344.6	209.4
23	Tanaro	Farigliano	626.2	293.9
24	Corsaglia	C.le Molline	65.7	105.4
25	Scrvia	Serravalle	557.1	270.6
26	Borm. Mallare	Ferrania	104.0	55.2
27	Erro	Sassello	218.8	117.8
28	Bormida	Cassine	743.2	346.4
29	Borbera	Baracche	199.9	101.4
30	Dora Baltea	Aosta	257.3	227.1
31	Lys	Gressoney	48.0	46.8
32	Rutor	Promise	12.0	14.0
33	Artanavaz	St. Oyen	21.8	16.6
34	Ayasse	Champorcher	68.6	71.1
35	Ticino	Bellinzona	620.5	224.8

Tabella 3.4. Valori dei parametri indice stimati tramite il metodo MG

In tabella 3.4 sono riportati i valori dei parametri indice  $q_{indice}$  e  $\sigma_{indice}$  calcolati per le sezioni considerate.

Per quanto riguarda la valutazione del fattore probabilistico di crescita  $K_T$ , è stata utilizzata la seguente espressione, valida anche nel caso della distribuzione di Gumbel:

$$K_T = - \left[ 0.45 + 0.779 \ln \left( - \ln \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right) \right]. \quad (3.15)$$

In base alla (3.15), per tempi di ritorno  $T$  inferiori ai 2.4 anni, il valore del fattore probabilistico di crescita diventa negativo. Per questo motivo non sarà possibile stimare l'andamento delle piene di progetto in corrispondenza di tali periodi di ritorno.

A titolo esemplificativo si consideri il caso della sezione n.25, relativa allo Scrivia a Serravalle.

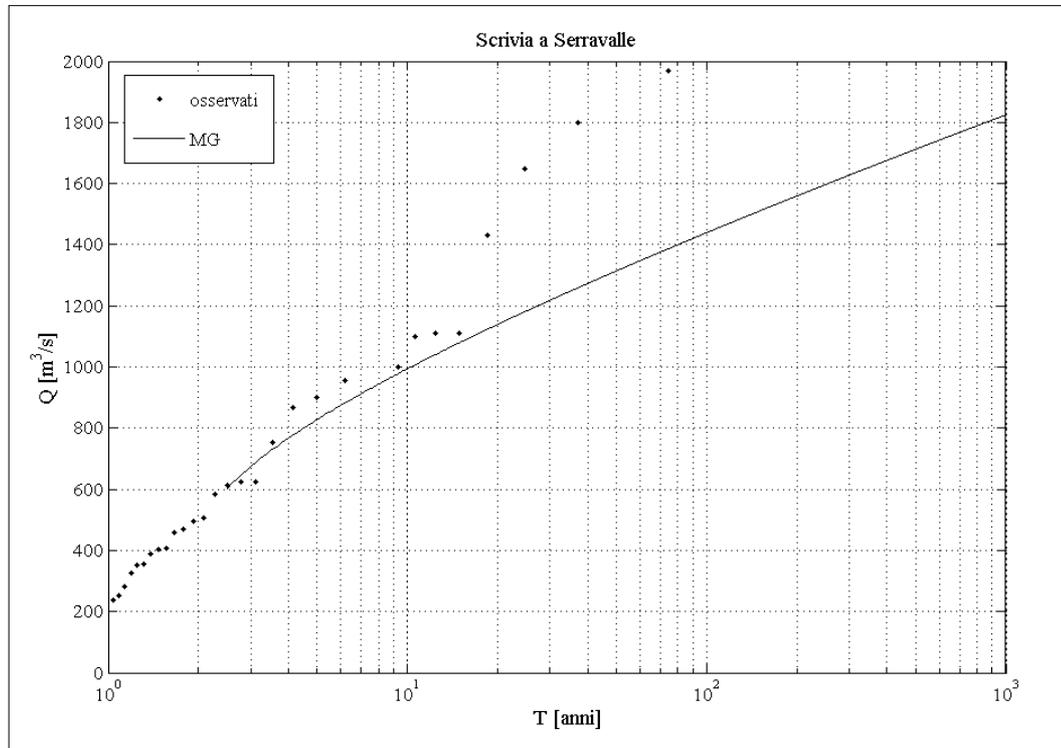


Figura 3.5. Andamento delle piene di progetto stimate con la MG

La relazione (3.12), utile per determinare l'andamento delle piene di progetto al variare del tempo di ritorno, può essere riscritta considerando gli effettivi valori dei parametri indice, riportati in tabella 3.4:

$$Q_T = 557.1 \cdot \left[ 1 + 1.67 K_T^{0.8} \cdot \left( \frac{270.6}{557.1} \right)^{1.34} \right]. \quad (3.16)$$

Per potere valutare l'aderenza dei risultati ottenuti ai dati osservati disponibili per la stazione in esame, è stato costruito un grafico del tutto analogo a quello riportato in figura 3.4.

Osservando la figura 3.5 è possibile notare che la curva stimata non approssima molto bene i dati osservati; in modo particolare se ne discosta notevolmente all'aumentare del tempo di ritorno.

### 3.1.5 Stima regionale mediante il modello VAPI 2002

La stima regionale delle piene di progetto tramite il modello VAPI 2002 è stata eseguita moltiplicando il valore del fattore probabilistico di crescita per la piena indice, analogamente a quanto fatto per il metodo GEV:

$$Q_T = K_T \cdot q_{indice}. \quad (3.17)$$

Il valore sia del fattore probabilistico di crescita che della piena indice è stato determinato a partire dall'applicazione del programma VAPI Piemonte, elaborato dal Cugri nell'ambito di un progetto sviluppato per conto della Regione Piemonte. Il software prevede che la stima della piena indice, secondo il metodo VAPI 2002, sia basata sull'utilizzo del modello geomorfoclimatico, trattato nei paragrafi 2.3.4 e 2.3.8. Tale modello tiene in considerazione delle caratteristiche fisiche, geomorfologiche e geologiche del bacino sotteso dalla sezione esaminata, secondo la seguente relazione:

$$q_{indice} = \frac{c_f \cdot K_A \cdot \bar{I}(t_r) \cdot A \cdot q}{3.6}, \quad (3.18)$$

dove:

- $c_f$  indica il coefficiente di afflusso;

- $K_A$  è il coefficiente di riduzione areale delle piogge;
- $\bar{I}(t_r)$  rappresenta la media areale del valore atteso del massimo annuale dell'intensità di pioggia puntuale con durata pari a  $t_r$ ;
- $t_r$  è il tempo di ritardo del bacino idrografico;
- $A$  indica l'area del bacino;
- $q$  rappresenta il coefficiente corretto di attenuazione del picco.

La valutazione della piena indice, tramite il software VAPI Piemonte, è stata effettuata per le stesse stazioni considerate, nei paragrafi precedenti, dai metodi di stima GEV e MG (Tabella 3.5).

<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>q<sub>indice</sub></b>	<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>q<sub>indice</sub></b>
1	Toce	Candoglia	1109.1	19	Stura Dem.	Gaiola	100.4
3	Mastallone	Ponte Folle	352.6	20	Tanaro	Montecastel.	2289.9
4	Sesia	Campertogno	151.8	21	Tanaro	Ponte Nava	157.9
5	Sesia	Ponte Aranco	736.7	22	Tanaro	Nucetto	279.5
6	Dora B.	Tavagnasco	748.6	23	Tanaro	Farigliano	778.1
7	Orco	P.Canavese	477.9	24	Corsaglia	C.le Molline	41.8
8	Stura di L.	Lanzo	527.0	25	Scrvia	Serravalle	674.5
9	Chisone	Souc. Basses	73.0	26	Borm. Mall.	Ferrania	204.9
10	Chisone	S. Martino	280.0	27	Erro	Sassello	230.1
11	Chisone	Fenestrelle	98.3	28	Bormida	Cassine	904.4
12	Dora R.	Oulx	56.1	29	Borbera	Baracche	265.9
13	Dora R.	S.Antonino	130.0	30	Dora B.	Aosta	326.8
14	Po	Crissolo	35.8	31	Lys	Gressoney	28.1
15	Po	Meirano	936.2	32	Rutor	Promise	24.9
16	Grana	Monterosso	43.6	33	Artanavaz	St. Oyen	38.7
17	Stura Dem.	Pianche	55.4	34	Ayasse	Champorcher	67.3
18	Rio Bagni	Vinadio	68.6	35	Ticino	Bellinzona	968.3

Tabella 3.5. Piene indice stimate tramite il modello geomorfoclimatico [m<sup>3</sup>/s]

In figura 3.6 viene riportato, a titolo esemplificativo, l'andamento delle piene di progetto in funzione del tempo di ritorno, relativo al caso dello Scrivia a Serravalle. Naturalmente tali portate sono state stimate valutando separatamente, tramite il software, i valori del fattore probabilistico di crescita al variare di  $T$  e i valori della piena indice relativi alla sezione considerata.

Tramite il grafico riportato in figura 3.6 è, inoltre, possibile valutare la bontà dei risultati ottenuti, confrontando gli andamenti relativi alle piene di progetto stimate e osservate.

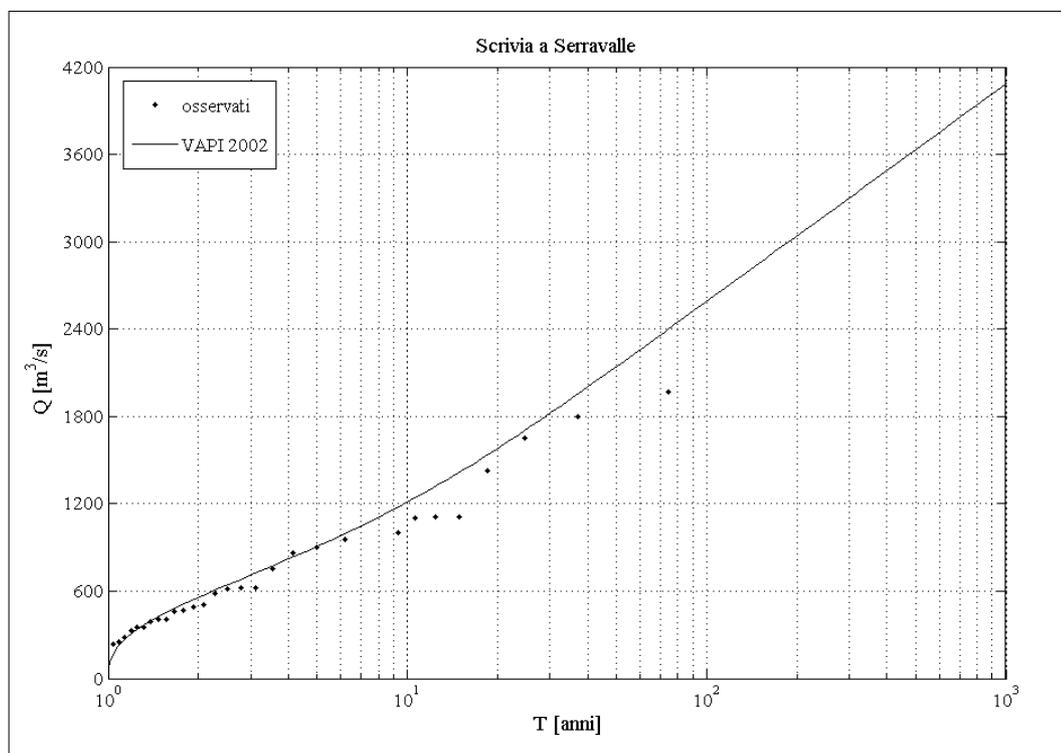


Figura 3.6. Andamento delle piene di progetto stimate tramite il metodo VAPI 2002

### 3.1.6 Le piene di progetto del PAI

Nei grafici relativi alle 12 sezioni fluviali interessate dal PAI sono stati riportati i valori delle portate al colmo di piena per tempi di ritorno di 20, 100, 200 e 500 anni, indicati nella *“Direttiva sulla piena di progetto da assumere per la progettazione e le verifiche di compatibilità idraulica”*. Poiché in nessun documento del PAI sono state indicate con precisione le relazioni che hanno consentito il calcolo di tali portate di piena, non è stato possibile aggiungere alcuna informazione per le rimanenti 24 stazioni esaminate.

Osservando i grafici costruiti nel piano  $T-Q_T$  per le 12 stazioni considerate dal PAI, emerge che i 4 punti relativi ai valori di portata indicati dalla Direttiva tendono ad allinearsi lungo una retta, facendo presupporre un andamento tipico della distribuzione di Gumbel (Figura 3.7). Per questo motivo è stato supposto che la portata di piena  $Q_T$  abbia un andamento lineare, al variare del tempo di

ritorno  $T$ , tra i valori di portata suggeriti dalla Direttiva. Un esempio è rappresentato dal Toce a Candoglia, riportato in figura 4.7, per il quale i valori di portata relativi ai tempi di ritorno indicati nel PAI si allineano lungo una retta.

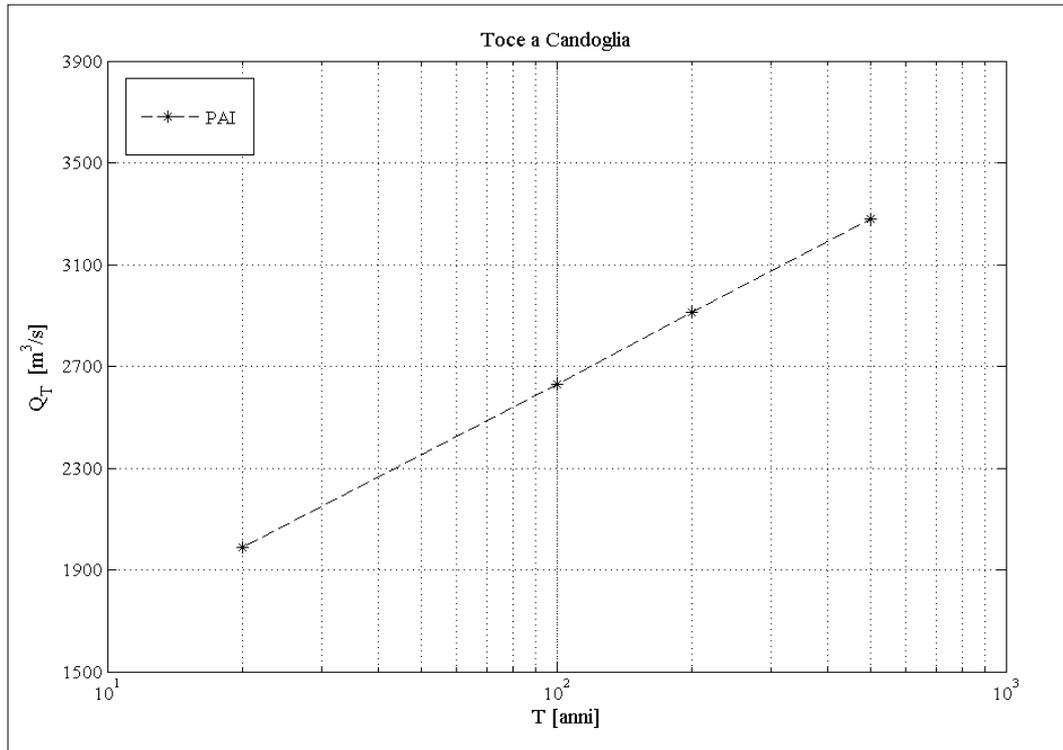


Figura 3.7. Valori di portata al colmo di piena indicati nel PAI per il Toce a Candoglia

### 3.2 Confronto fra le stime effettuate

Per poter valutare la bontà delle stime effettuate tramite i diversi metodi è fondamentale determinare l'aderenza dei risultati ottenuti alle portate osservate. A tal fine è stato costruito, per ciascuna stazione considerata, un grafico nel piano  $T-Q_T$  nel quale si riportano i dati osservati, i valori di portata al colmo indicati nel Piano Stralcio per l'Assetto Idrogeologico (PAI) e l'andamento delle piene di progetto, in funzione del tempo di ritorno, stimate mediante i modelli GEV, MG e VAPI 2002.

Naturalmente il posizionamento dei dati osservati nel piano  $T-Q_T$  è stato effettuato applicando, secondo i casi, il criterio delle plotting position di Weibull o il metodo di Hirsch (1986), seguendo le indicazioni riportate nel paragrafo 3.1.2.

Per quanto riguarda, invece, i valori di portata al colmo suggeriti dal PAI è stato fatto riferimento al paragrafo 3.1.6.

I grafici relativi alle stime effettuate per le 34 stazioni fluviali considerate sono riportati in Appendice B.

Analizzando i risultati ottenuti emerge che, per nessuna delle sezioni fluviali esaminate, tutte le stime delle piene di progetto effettuate con i diversi modelli ben approssimano i dati osservati.

Questo significa che non è stato possibile individuare nessun caso per il quale tutti i metodi di stima siano applicabili per la corretta valutazione delle portate al colmo di piena.

Esaminando i grafici costruiti per le 34 stazioni considerate, è possibile notare che i risultati migliori sono stati ottenuti in tutti quei casi dove esistono due metodi di stima adeguati per approssimare l'andamento dei dati osservati.

E' il caso della Dora Baltea a Tavagnasco, per la quale le piene di progetto stimate tramite i metodi GEV e VAPI 2002 presentano un andamento simile a quello dei dati empirici (Figura 3.8).

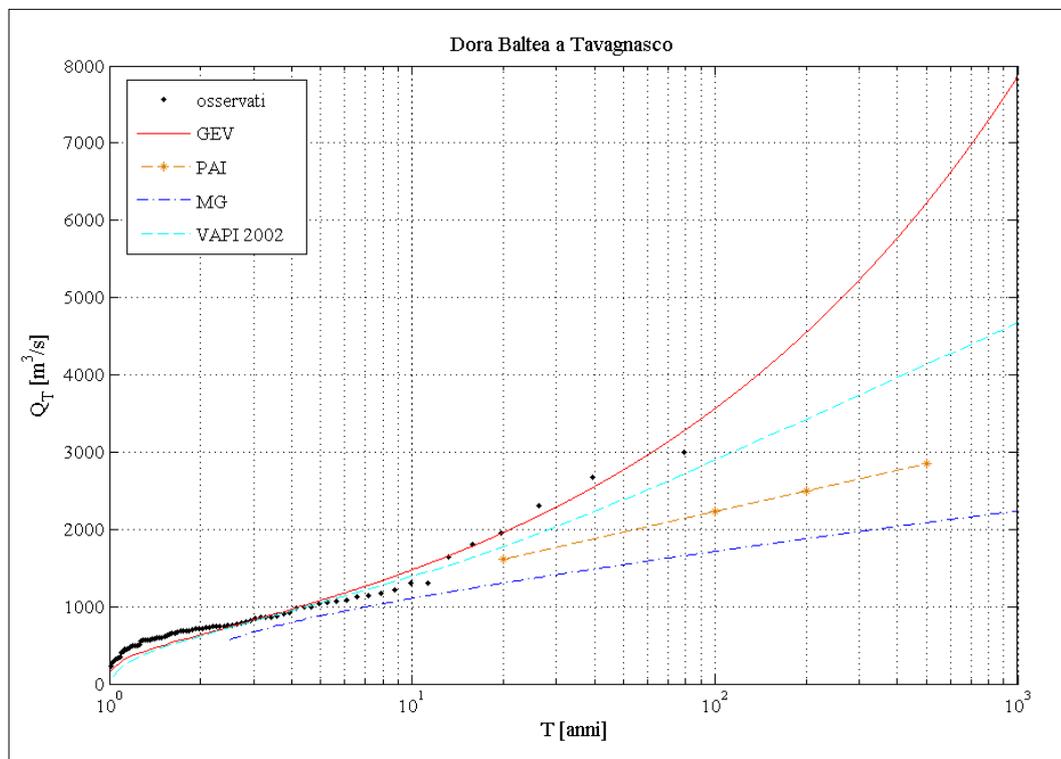


Figura 3.8. Stima regionale delle piene di progetto

Una situazione analoga si verifica per il Po a Meirano, dove le curve relative alle piene di progetto stimate con i modelli MG e VAPI 2002 ben approssimano l'andamento dei dati osservati (Figura 3.9).

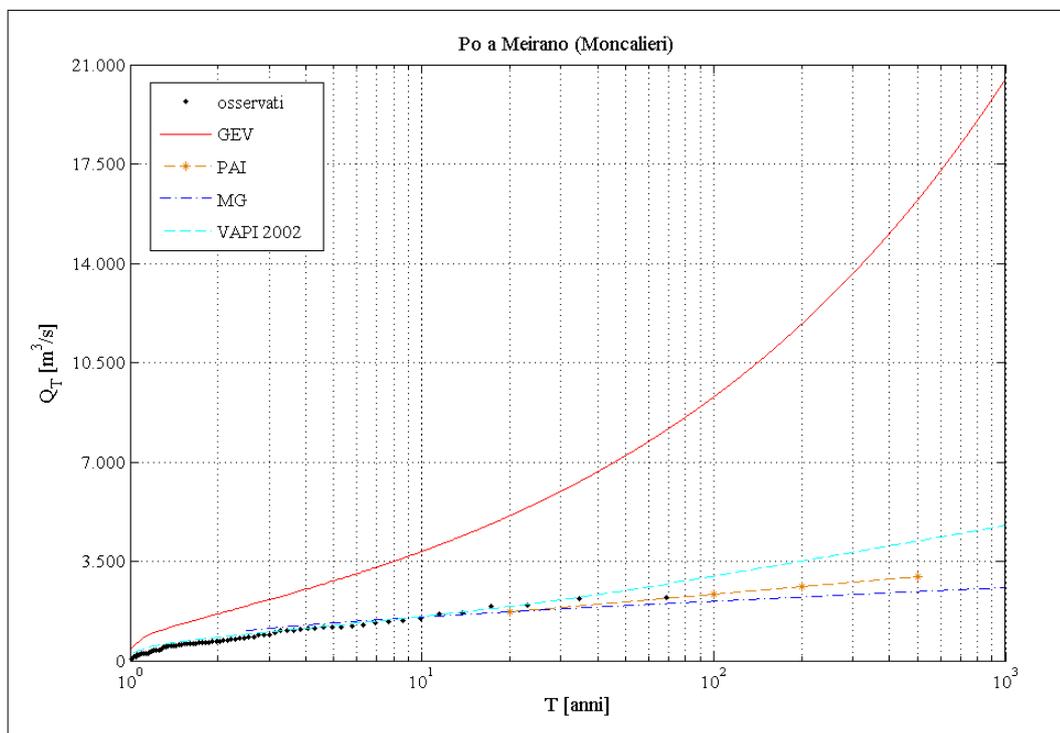


Figura 3.9. Stima regionale delle piene di progetto

Osservando i risultati ottenuti per le 34 stazioni esaminate, emerge che, nella maggior parte dei casi, esiste un solo metodo di stima adeguato per approssimare l'andamento dei dati osservati.

Un valido esempio è rappresentato dall'Ayasse a Champorcher, per il quale solo la curva relativa al modello GEV presenta un andamento simile ai dati osservati (Figura 3.10).

Osservando la figura 3.11, relativa al Tanaro a Montecastello, è possibile notare come l'andamento delle piene di progetto stimate tramite il modello MG si presenti simile a quello dei dati empirici; è, inoltre, da evidenziare che anche le portate al colmo proposte dal PAI si presentano congruenti con quelle osservate. Esistono, invece, stazioni in cui nessuna delle stime effettuate ben approssima l'andamento dei dati empirici. È il caso del Sesia a Ponte Aranco, per il quale tutte le curve si discostano notevolmente dalle portate osservate (Figura 3.12).

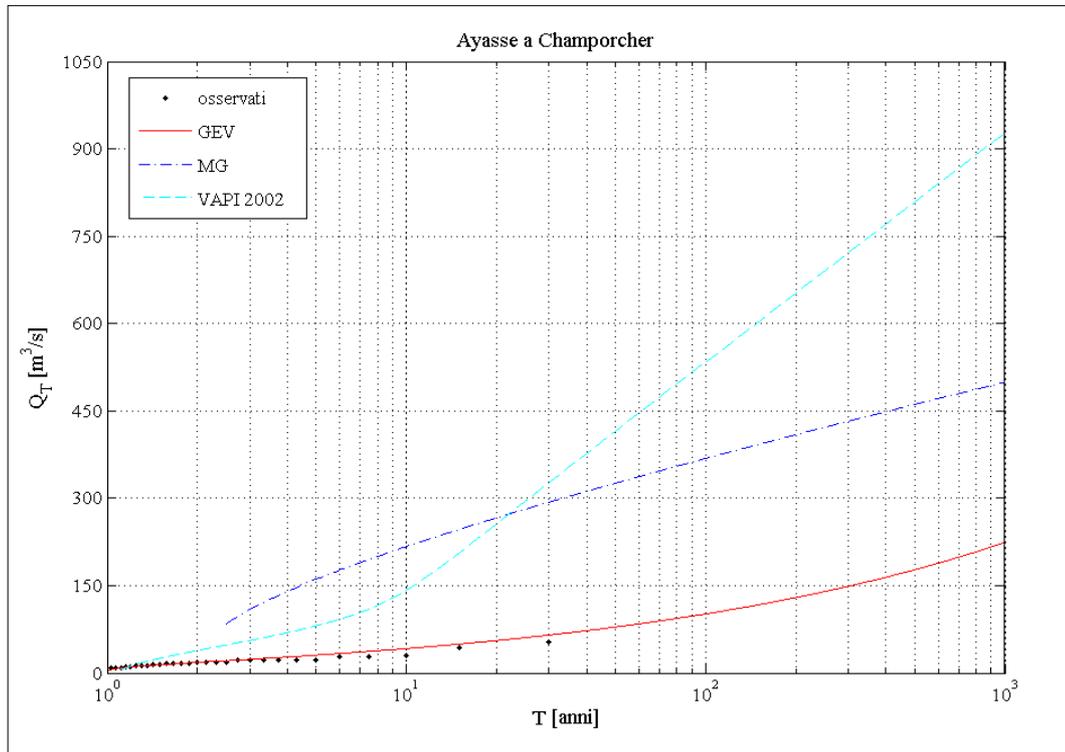


Figura 3.10. Stima regionale delle piene di progetto

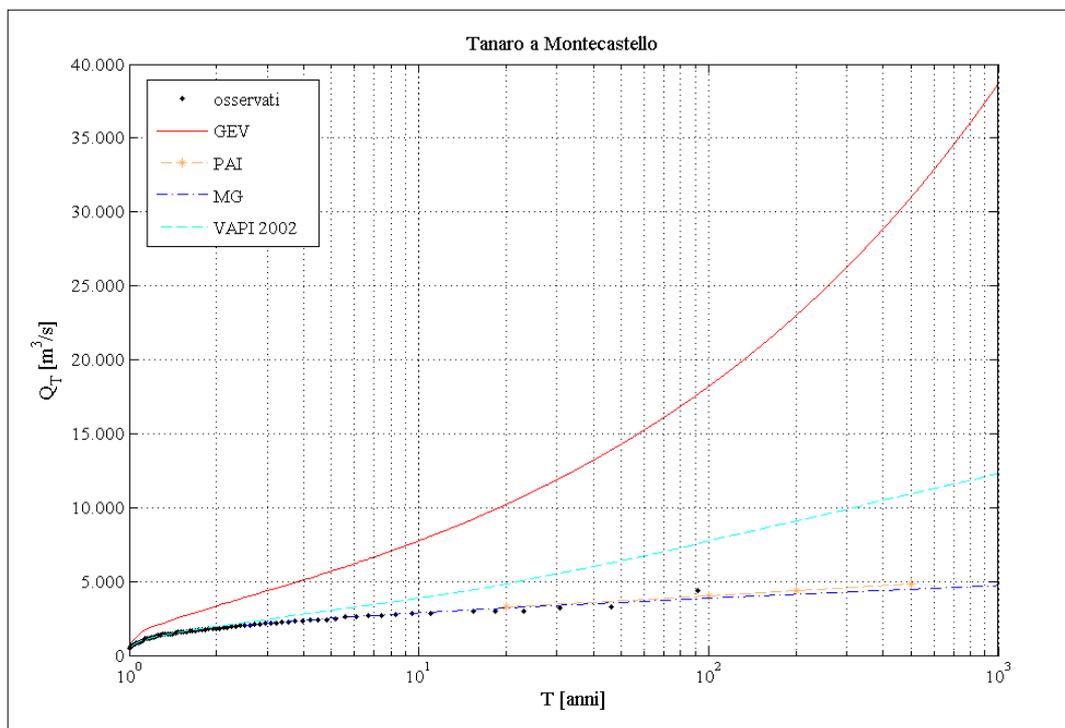


Figura 3.11. Stima regionale delle piene di progetto

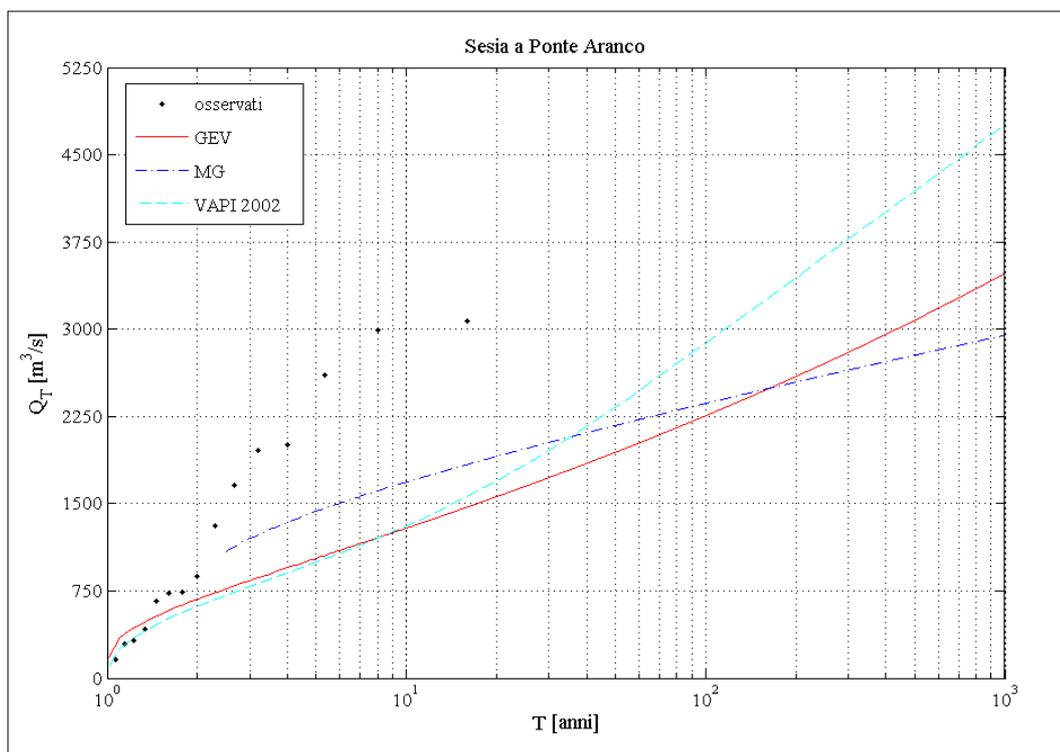


Figura 3.12. Stima regionale delle piene di progetto

Per meglio valutare la bontà delle stime effettuate può essere utile confrontare, per tutte le stazioni considerate, i valori delle piene di progetto ventennali stimate tramite i differenti metodi (Tabella 3.6).

Analizzando i risultati ottenuti tramite i diversi metodi per la valutazione delle piene di progetto ventennali, emerge che le stime effettuate con le procedure GEV e VAPI 2002 forniscono valori di  $Q_{20}$  maggiori rispetto a quelli proposti dal PAI, per tutte le sezioni esaminate dall'Autorità di Bacino del Po, ad eccezione del Chisone a S. Martino. In particolare il caso peggiore è rappresentato dal Tanaro a Montecastello, per il quale la stima effettuata tramite il metodo GEV risulta tre volte superiore rispetto al valore proposto dal PAI, mentre il modello VAPI 2002 sovrastima tale portata di ben  $1600 \text{ m}^3/\text{s}$ .

Osservando la tabella 3.6 è possibile notare la forte variabilità dei risultati ottenuti, per ogni singola stazione, tramite i diversi metodi di stima. Inoltre le discrepanze diventano notevoli all'aumentare del tempo di ritorno rispetto al quale si effettua la stima.

Dall'analisi sia dei grafici relativi all'andamento delle portate stimate che della tabella 3.6, emerge un comportamento notevolmente differente, da stazione a

stazione, da parte dei diversi metodi di stima utilizzati. E', dunque, evidente l'impossibilità di scegliere un unico metodo da utilizzare per la stima regionale delle piene di progetto nelle stazioni considerate.

<b>C<sub>ord</sub></b>	<b>Bacino</b>	<b>Stazione</b>	<b>Q<sub>20_oss</sub></b>	<b>Q<sub>20_GEV</sub></b>	<b>Q<sub>20_MG</sub></b>	<b>Q<sub>20_PAI</sub></b>	<b>Q<sub>20_VAPI</sub></b>
1	Toce	Candoglia	1993.6	2715.5	2335.9	1990.0	2373.5
3	Mastallone	Ponte Folle	729.0	347.5	1087.3	-	832.0
4	Sesia	Campertogno	584.5	194.8	583.9	-	385.6
5	Sesia	Ponte Aranco	3070.0	1559.1	1905.5	-	1687.0
6	Dora Baltea	Tavagnasco	1963.3	1956.5	1303.9	1610.0	1774.1
7	Orco	P. Canavese	1229.6	720.4	1063.3	-	1218.5
8	Stura di Lanzo	Lanzo	1220.0	715.8	1159.2	1080.0	1201.5
9	Chisone	Souc. Basses	75.8	75.8	254.8	-	181.1
10	Chisone	S. Martino	547.8	576.1	847.5	580.0	680.5
11	Chisone	Fenestrelle	95.0	119.0	296.6	-	243.9
12	Dora Riparia	Oulx	206.8	158.9	260.6	-	207.7
13	Dora Riparia	S. Antonino	219.1	600.2	544.6	210.0	405.7
14	Po	Crissolo	134.0	46.2	200.7	-	114.5
15	Po	Meirano	1926.8	5101.2	1718.5	1730.0	1909.8
16	Grana	Monterosso	159.9	106.8	127.2	-	110.0
17	Stura Demonte	Pianche	123.0	155.3	165.7	-	192.9
18	Rio Bagni	Vinadio	140.0	66.4	83.9	-	231.0
19	Stura Demonte	Gaiola	151.7	486.3	373.8	-	297.1
20	Tanaro	Montecastello	3000.0	10204.0	3197.2	3250.0	4831.7
21	Tanaro	Ponte Nava	494.0	260.4	427.3	-	499.0
22	Tanaro	Nucetto	888.3	632.9	830.4	-	796.5
23	Tanaro	Farigliano	1504.6	2219.1	1250.6	1550.0	1805.1
24	Corsaglia	C.le Molline	101.2	170.0	405.7	-	130.0
25	Scrvia	Serravalle	1481.1	1383.6	1138.8	1530.0	1578.2
26	Borm. Mallare	Ferrania	592.2	199.5	226.3	-	485.6
27	Erro	Sassello	164.5	339.5	481.2	-	595.8
28	Bormida	Cassine	1214.9	2762.0	1477.4	2010.0	2089.1
29	Borbera	Baracche	690.0	494.0	421.2	-	638.1
30	Dora Baltea	Aosta	580.6	954.3	855.3	540.0	836.7
31	Lys	Gressoney	57.0	75.6	175.5	-	101.9
32	Rutor	Promise	25.6	31.5	52.6	-	97.8
33	Artanavaz	St. Oyen	31.4	46.7	63.4	-	132.5
34	Ayasse	Champorcher	46.3	55.7	266.3	-	255.8
35	Ticino	Bellinzona	1282.3	3532.5	1057.8	-	1917.3

Tabella 3.6. Piene di progetto stimate per T = 20 anni [m<sup>3</sup>/s]

### 3.3 Valutazione della distorsione di stima

La valutazione della distorsione di stima consente di avere un'idea generale riguardo la qualità delle stime regionali effettuate con i diversi modelli.

Al fine è stato effettuato un test basato sulla distribuzione binomiale, che consente di verificare se i differenti metodi applicati sovrastimano o sottostimano le portate osservate.

La distribuzione binomiale descrive un processo casuale costituito da  $n_{tot}$  eventi indipendenti aventi, ciascuno, probabilità  $p$  di successo e  $1-p$  di insuccesso in un esperimento ad esito dicotomico. La funzione di distribuzione binomiale è espressa come:

$$B(n_s; p, n_{tot}) = \binom{n_{tot}}{k} p^{n_s} (1-p)^{n_{tot}-n_s}, \quad (3.19)$$

dove  $n_s$  rappresenta il numero di successi nelle  $n_{tot}$  prove indipendenti.

Il valore atteso  $E(n_s)$  e la varianza  $Var(n_s)$  della distribuzione sono:

$$E(n_s) = n_{tot} \cdot p, \quad (3.20)$$

$$Var(n_s) = n_{tot} \cdot p \cdot (1-p). \quad (3.21)$$

Il grafico rappresentativo della distribuzione binomiale presenta un andamento diverso a seconda del valore assunto da  $p$ ; infatti se esso è uguale, minore, o maggiore a 0.5 la distribuzione presenta, rispettivamente, simmetria, asimmetria negativa o asimmetria positiva.

Come precedentemente accennato, la distribuzione binomiale si basa sull'ipotesi che gli eventi siano tra loro indipendenti. Nel caso in cui ci fosse una qualche correlazione tra essi, si verificherebbe un aumento della varianza rispetto al valore definito, nell'ipotesi di indipendenza, dalla (3.21).

E' da sottolineare che per elevati valori di correlazione la forma della distribuzione non si presenta più come una binomiale, ma cambia, appiattendosi all'aumentare della varianza.

Nel presente lavoro, al fine di valutare la distorsione delle stime effettuate, è stata determinata la curva della distribuzione binomiale di parametri  $n_{tot}$  e  $p$  per tempi di ritorno  $T$  pari a 20, 100, 200 e 500 anni.

Per  $n_{tot}$  si intende la somma dei periodi equivalenti di osservazione per le 34 stazioni considerate, mentre  $p$  rappresenta la probabilità attesa di superamento. Naturalmente  $n_{tot}$  è uguale per le quattro distribuzioni definite, e risulta pari a 1447 anni equivalenti; al contrario  $p$  varia a seconda del tempo di ritorno considerato, essendo definita come  $p = 1/T$ .

Un test simile per verificare la bontà delle stime regionali è stato adottato da *Buishand* (1991) e da *Frei e Schär* (2000).

La valutazione della distorsione di stima viene eseguita separatamente per i diversi periodi di ritorno  $T$  andando a contare il numero di dati osservati che supera il valore di portata  $Q_T$ , calcolato con i differenti metodi.

Il numero di superamenti relativo a ciascun modello viene poi riportato nello stesso piano dove è rappresentata la curva binomiale, in modo tale da potere valutare direttamente il superamento o meno del test effettuato.

Infatti, fissato un livello di significatività  $\alpha$  pari al 10%, è possibile individuare sulla curva binomiale quali sono le regioni di rifiuto per il superamento del test.

La distorsione di stima valutata per  $T$  pari a 20 anni è riportata in figura 3.13.

Il numero atteso di superamenti  $E(n_s) = p \cdot n_{tot}$  risulta pari a 72, quindi solo la stima effettuata con la MG passa il test con livello di significatività pari al 10%. Invece il modello GEV, presentando un numero di superamenti  $n_s$  pari a 93, sovrastima notevolmente il valore atteso  $E(n_s)$ , e, dunque, sottostima  $Q_{T=20}$ . Al contrario per il metodo VAPI 2002 si verificano 53 superamenti, di conseguenza viene sovrastimato il valore di  $Q_{T=20}$ .

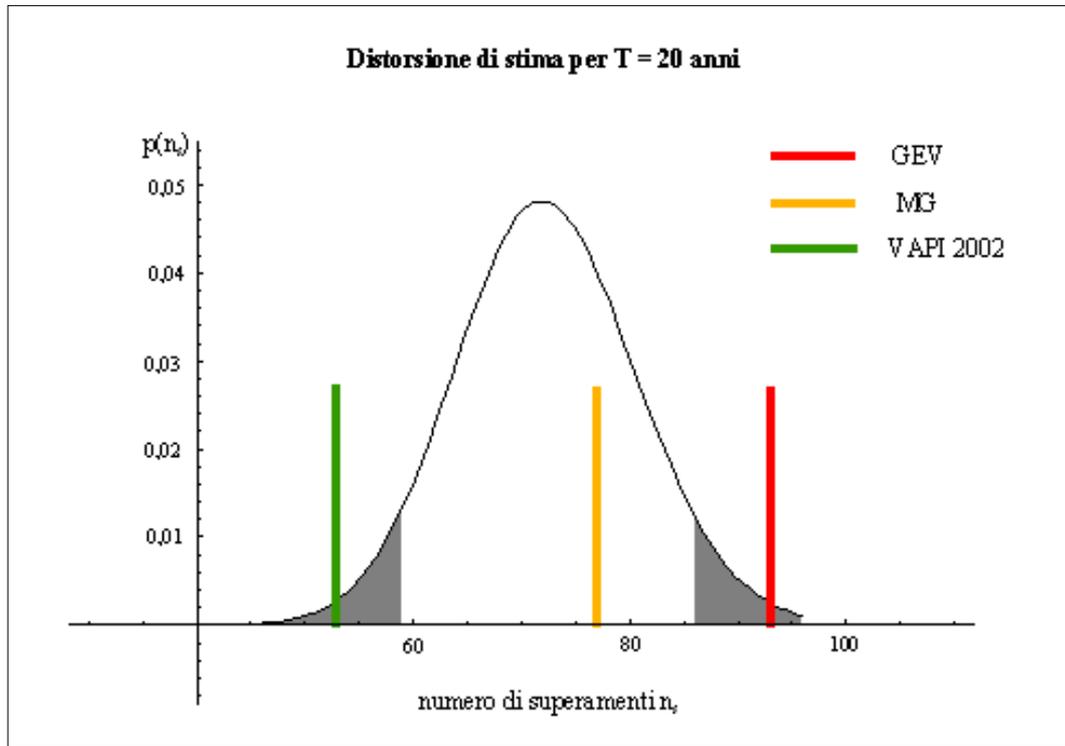


Figura 3.13. Valutazione della distorsione di stima per T = 20 anni

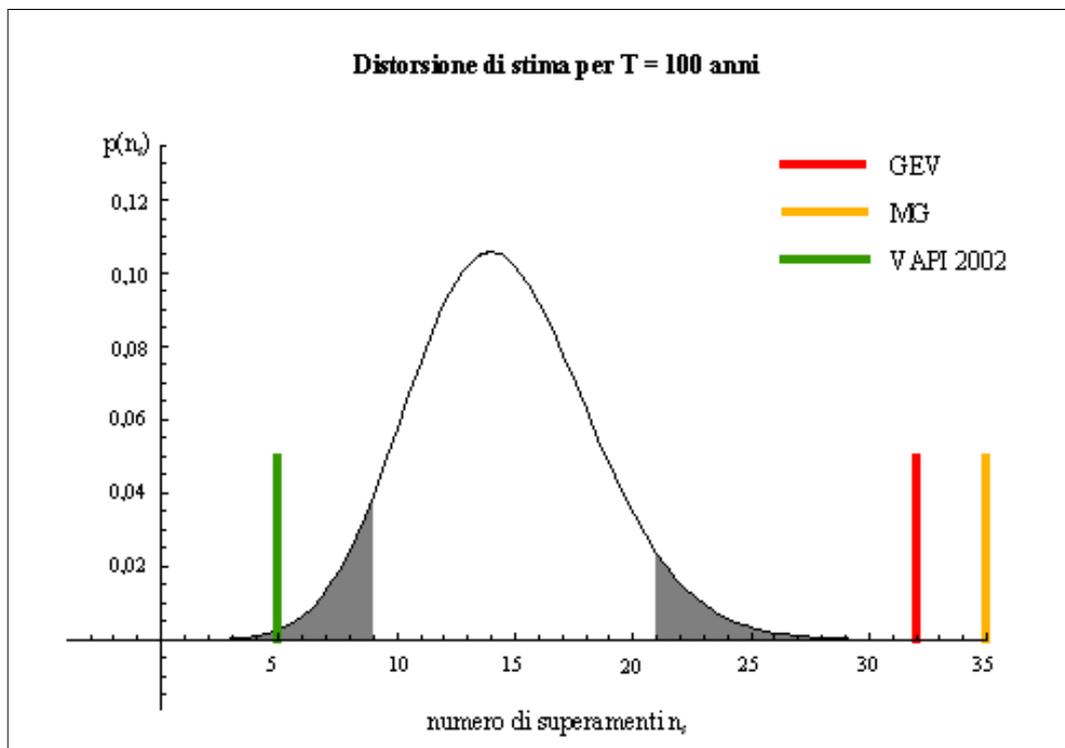


Figura 3.14. Valutazione della distorsione di stima per T = 100 anni

Per  $T = 100$  anni si ottengono risultati peggiori rispetto al caso precedentemente esaminato, relativo al tempo di ritorno di 20 anni, poiché nessun modello supera il test con livello di significatività al 10% (Figura 3.14).

I metodi GEV e MG sottostimano il valore di  $Q_{T=100}$ , presentando, rispettivamente, un numero di superamenti pari a 32 e 35, valori decisamente superiori rispetto a quello atteso  $E(n_s) = 14$ . Al contrario il modello VAPI 2002 sovrastima la piena di progetto relativa al tempo di ritorno di 100 anni, assumendo un valore di  $n_s$  pari a 5.

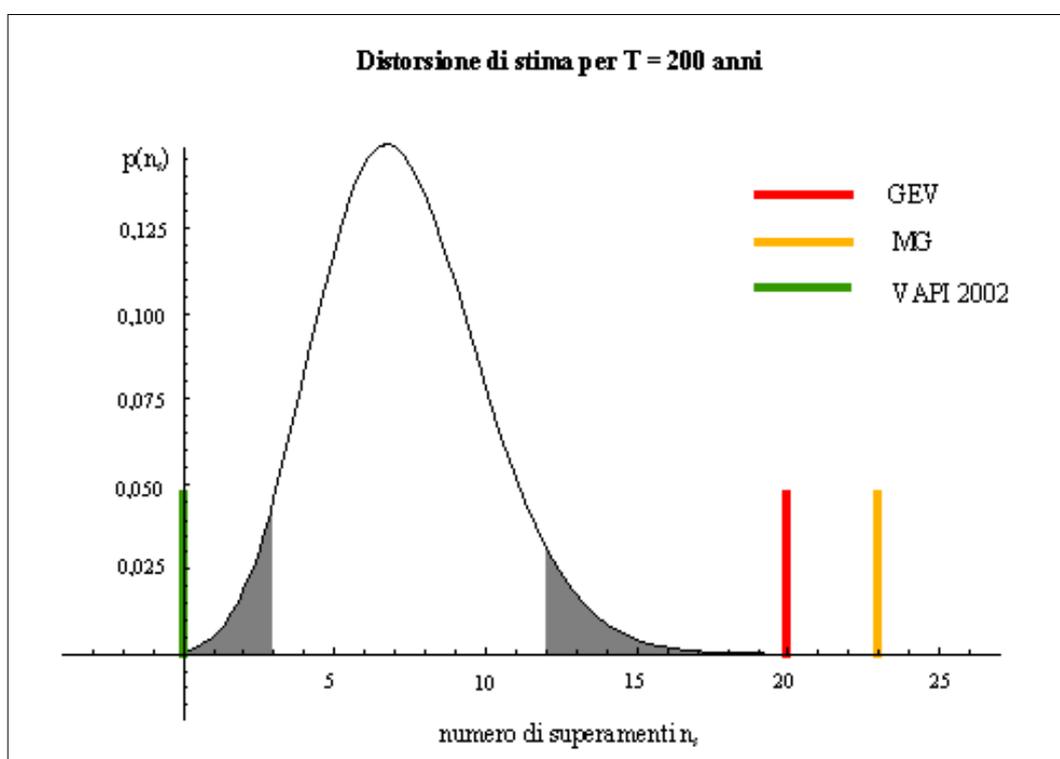


Figura 3.15. Valutazione della distorsione di stima per  $T = 200$  anni

La valutazione della distorsione di stima per  $T = 200$  anni conduce a risultati analoghi a quelli riscontrati per il tempo di ritorno di 100 anni.

Osservando la figura 3.15 è, infatti, possibile notare che il metodo VAPI 2002, assumendo un numero di superamenti  $n_s$  pari a 0, sottostima decisamente il valore atteso  $E(n_s) = 7$  e, quindi, sovrastima la portata  $Q_{T=200}$ .

Al contrario i modelli GEV e MG presentano un numero di superamenti  $n_s$  rispettivamente pari a 20 e 23; di conseguenza sottostimano notevolmente il valore di  $Q_{T=200}$ .

La curva della distribuzione binomiale per  $T = 500$  anni è riportata in figura 3.16.

In tal caso il numero atteso di superamenti  $E(n_s) = p \cdot n_{tot}$  risulta pari a 3.

Di conseguenza sia il metodo GEV che il metodo VAPI 2002 passano il test con livello di significatività  $\alpha = 10\%$ , presentando un numero di superamenti  $n_s$  rispettivamente pari a 6 e 0.

Al contrario il modello MG non supera il test effettuato, sottostimando notevolmente la portata  $Q_{T=500}$ ; il numero di superamenti ad esso relativo risulta, infatti, pari a 18, valore decisamente superiore rispetto a quello atteso.

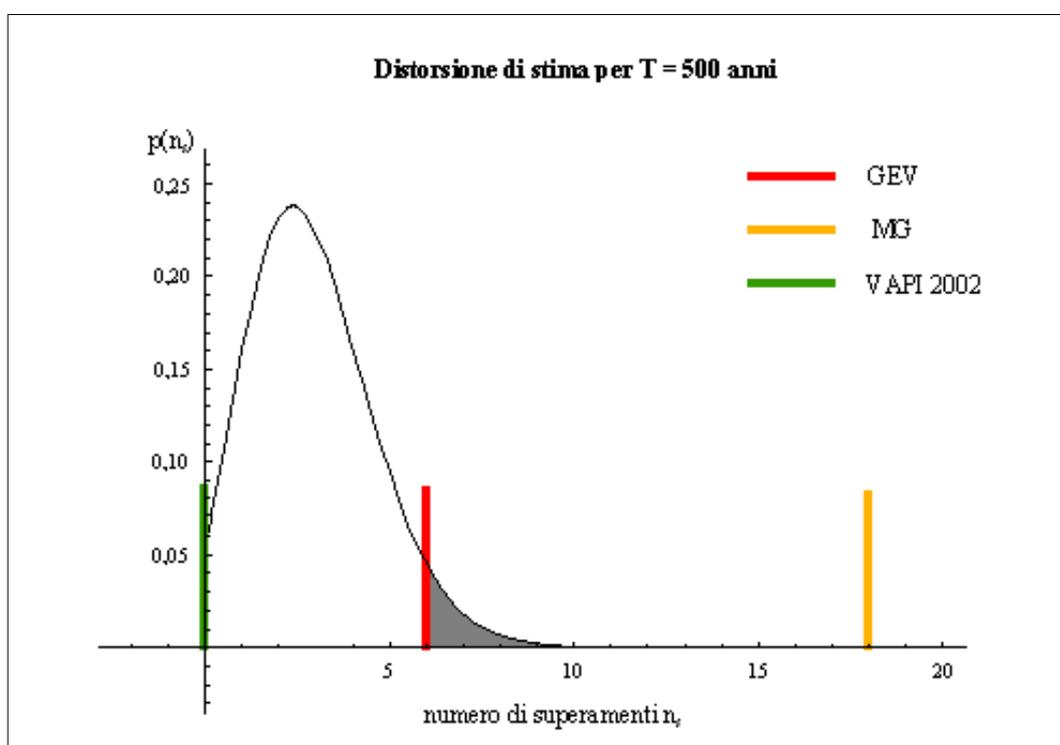


Figura 3.16. Valutazione della distorsione di stima per  $T = 500$  anni

I test effettuati per la determinazione della distorsione di stima forniscono, per precisi tempi di ritorno, una valutazione dell'aderenza ai dati osservati delle piene di progetto ottenute con i diversi modelli. Analizzando i risultati ottenuti emerge che ciascuna distribuzione considerata supera un solo test sui 4 effettuati.

In particolare, il metodo GEV sottostima la portata  $Q_T$  per tempi di ritorno pari a 20, 100, 200 anni, mentre per  $T = 500$  anni supera il test con livello di significatività  $\alpha$  del 10%.

Il modello VAPI 2002, invece, sovrastima il valore di  $Q_T$  per tempi di ritorno pari a 20, 100, 200 anni, mentre supera il test, analogamente alla GEV, per  $T = 500$  anni.

Al contrario, il comportamento della distribuzione MG è estremamente variabile a seconda del tempo di ritorno considerato: per  $T = 20$  anni supera il test con livello di significatività al 10%, mentre per  $T$  pari a 100 e 200 anni sottostima il valore di  $Q_T$ , per poi sovrastimarla in corrispondenza del periodo di ritorno di 500 anni.

I test effettuati per i tempi di ritorno di 20, 100, 200, 500 anni, utili alla valutazione della distorsione di stima, considerano i risultati ottenuti tramite i differenti metodi sulle 34 stazioni esaminate. Poiché la procedura PAI stima le piene di progetto solo in 12 sezioni fluviali (vedi tabella 1.2), non è stato ritenuto corretto riportare sulla curva della distribuzione binomiale, ottenuta per i diversi periodi di ritorno, il numero di superamenti  $n_s$  ad essa relativo. Per questo motivo risulta utile determinare la distorsione delle diverse stime effettuate solo per suddette 12 stazioni, in modo tale da valutare non solo le prestazioni dei metodi GEV, MG, VAPI 1996, VAPI 2002, ma anche quelle relative al PAI.

A tal fine, analogamente a quanto fatto in precedenza, è stata determinata la curva della distribuzione binomiale di parametri  $n_{tot}$  e  $p$  per tempi di ritorno  $T$  pari a 20, 100, 200 e 500 anni. E' da sottolineare che la valutazione della distorsione di stima viene effettuata su 11 stazioni, poiché dalle 12 considerate dal PAI viene esclusa la n.2 relativa al Ticino a Miorina, per la quale tale procedura stima la piena di progetto solo per  $T$  pari a 200 anni.

La somma  $n_{tot}$  dei periodi equivalenti di osservazione per le 11 stazioni esaminate risulta pari a 716 anni equivalenti e, naturalmente, è uguale per le quattro distribuzioni definite. Al contrario la probabilità attesa di superamento  $p$  varia con il tempo di ritorno, essendo definita come  $p = 1/T$ .

La distorsione di stima valutata per  $T = 20$  anni è riportata in figura 3.17.

In questo caso il numero atteso di superamenti  $E(n_s) = p \cdot n_{tot}$  risulta pari a 36, di conseguenza il test effettuato viene superato con livello di significatività al 10% dalla procedura PAI e dal metodo MG. Al contrario i modelli GEV e VAPI 2002, presentando un numero di superamenti inferiore a quello atteso e pari, rispettivamente, a 21 e 22, sovrastimano la portata  $Q_{T=20}$ .

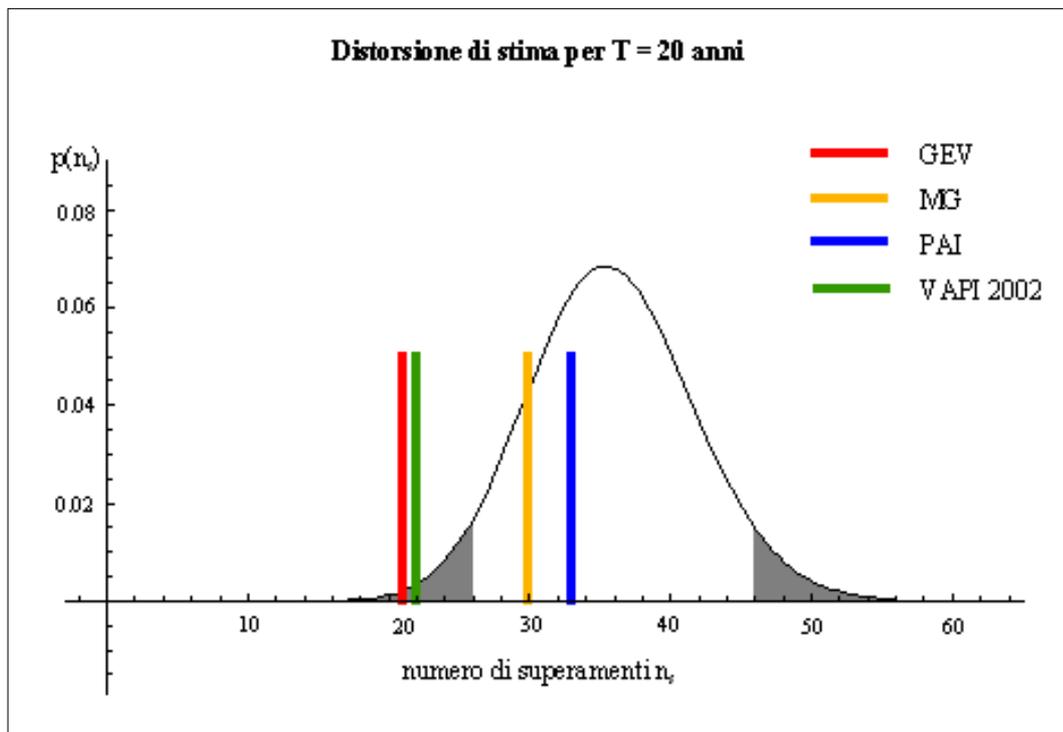


Figura 3.17. Valutazione della distorsione di stima per T = 20 anni (11 stazioni PAI)

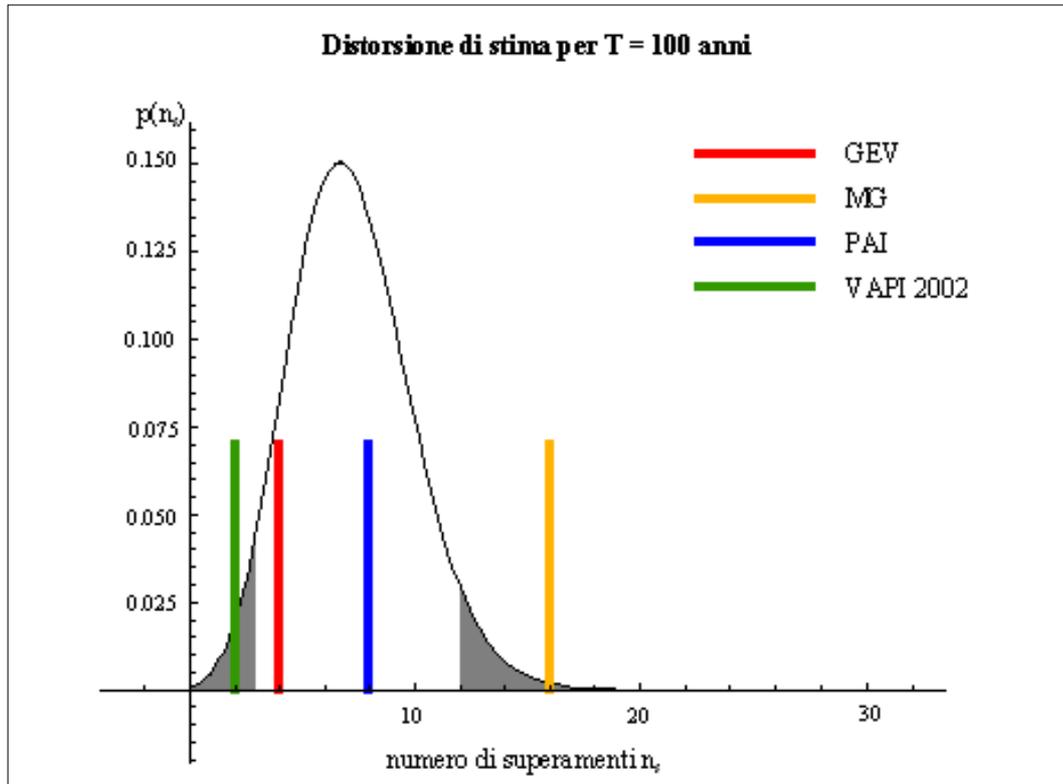


Figura 3.18. Valutazione della distorsione di stima per T = 100 anni (11 stazioni PAI)

Per  $T = 100$  il test sulla distribuzione binomiale eseguito viene superato con livello di significatività al 10% dalla procedura PAI e dal modello GEV (Figura 3.18). Al contrario il metodo VAPI 2002 sovrastima il valore di  $Q_{T=100}$ , presentando un numero di superamenti pari a 2. Il modello MG, invece, sottostima decisamente il valore di portata  $Q_{T=100}$ , sovrastimando il valore atteso di superamenti, pari a 7.

La valutazione della distorsione di stima per  $T = 200$  anni, riportata in figura 3.19, conduce a risultati in parte simili a quelli del precedente caso esaminato. Infatti il test viene superato con livello di significatività al 10% dalla procedura PAI, mentre i modelli VAPI 2002 e GEV, presentando un numero di superamenti inferiore rispetto a quello atteso, pari a 4, sovrastimano  $Q_{T=200}$ . Il metodo MG, al quale corrispondono 10 superamenti, sottostima, in generale, il valore di portata relativa al tempo di ritorno di 200 anni.

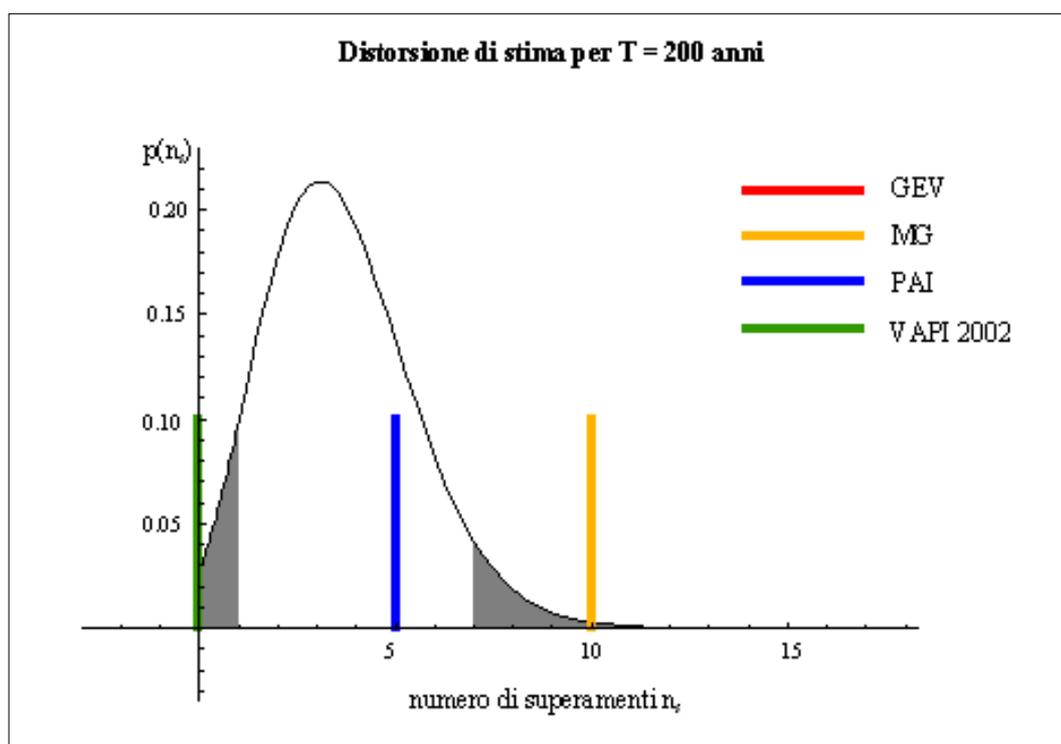


Figura 3.19. Valutazione della distorsione di stima per  $T = 200$  anni (11 stazioni PAI)

Per  $T = 500$  il test effettuato restituisce risultati migliori rispetto ai casi precedenti, venendo superato con livello di significatività al 10% dalla procedura PAI e dai modelli VAPI 2002 e GEV (Figura 3.20). Il numero atteso di superamenti

$E(n_s) = p \cdot n_{tot}$  è pari a 1; di conseguenza il metodo MG, presentando un valore di  $n_s$  ad esso decisamente superiore, sottostima la portata  $Q_{T=500}$ .

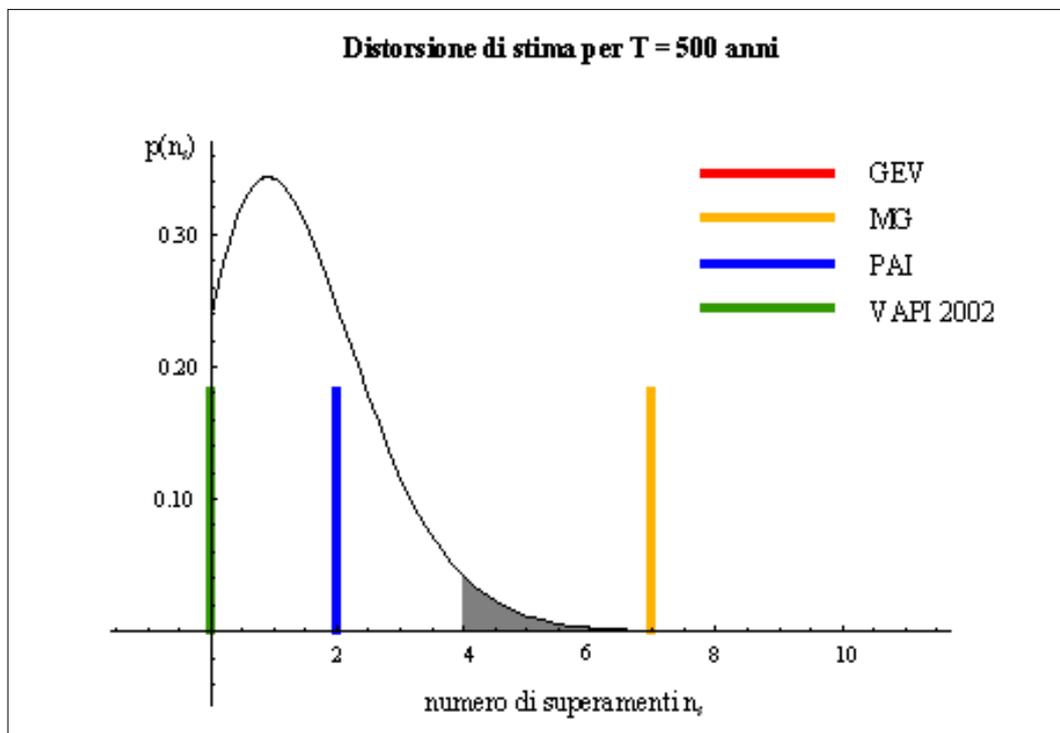


Figura 3.20. Valutazione della distorsione di stima per T = 500 anni (11 stazioni PAI)

Osservando i risultati dei test effettuati per i diversi periodi di ritorno sulle 11 stazioni considerate dal PAI, emerge che tale procedura fornisce le prestazioni migliori in tutti i casi esaminati.

Il modello VAPI 2002, invece, sottostima il valore di  $Q_T$  per i tempi di ritorno di 20, 100, 200 anni, mentre supera il test per T = 500 anni.

Il comportamento del metodo GEV risulta ad esso analogo, ad eccezione che per T = 100 in corrispondenza del quale supera il test con livello di significatività al 10%.

Il modello MG, invece, supera il test per T = 20 anni, mentre per tempi di ritorno superiori sovrastima il valore di portata  $Q_T$ .

E' da sottolineare che alcuni metodi di stima potrebbero avere superato i test nonostante presentino, stazione per stazione, un pessimo adattamento ai dati osservati. La spiegazione di un simile risultato è da ricercare nel fatto che i test effettuati, sia su tutte le 34 stazioni che sulle 11 considerate dal PAI, restituiscono

il comportamento medio generale di ciascun modello; dunque gli output ottenuti sono validi, ma devono essere presi in considerazione senza trascurare i risultati relativi ad ogni sezione fluviale.

In particolare, i test effettuati per valutare la distorsione di stima relativa al metodo GEV portano a risultati piuttosto discordanti rispetto a quelli ottenuti sezione per sezione nella maggior parte dei casi esaminati. Analizzando i grafici relativi all'andamento delle piene di progetto, valutate regionalmente, per le 34 stazioni considerate (Appendice B), emerge che il modello GEV, in genere, tende a sovrastimare i dati osservati. I risultati ottenuti dai test effettuati sono, dunque, dovuti ad alcuni casi in cui tale metodo effettivamente sottostima le portate osservate e ad altri, come il Tanaro a Montecastello, in cui le sovrastima in modo notevole.

### 3.4 Verifica della bontà di adattamento

Per riuscire a stimare con più precisione la bontà dei risultati ottenuti è importante valutare l'aderenza delle stime effettuate con i diversi metodi ai dati osservati.

A tal fine è stato calcolato, per ciascuna sezione fluviale esaminata, il valore dello scostamento quadratico medio tra la distribuzione di probabilità ipotetica e la funzione di frequenza del campione di osservazioni a disposizione:

$$\Delta^2 = \sum_{i=1}^n [F(X_i) - P_i]^2, \quad (3.22)$$

dove:

- $n$  indica il numero di dati osservati disponibili per la stazione in esame;
- $i$  rappresenta la posizione del valore di portata nel campione ordinato in senso crescente;
- $F(X_i)$  è la frequenza della distribuzione di probabilità relativa al metodo considerato, determinata per il valore di portata corrispondente all' $i$ -esimo dato osservato;
- $P_i$  indica la frequenza empirica relativa all' $i$ -esimo dato osservato, ossia la probabilità di non superamento del valore di portata  $X_i$ .

Il valore  $\Delta^2$  è stato determinato, mediante la (3.21), per ciascuna delle 34 stazioni esaminate nel presente capitolo, in modo tale da valutare lo scostamento tra la funzione di frequenza del campione osservato e la distribuzione di probabilità dei metodi GEV e VAPI 2002. Tale relazione non è stata, invece, applicabile per la valutazione della bontà di adattamento del modello MG, poiché, come accennato nel paragrafo 3.1.4, non è in grado di rappresentare il valore delle piene di progetto per piccoli tempi di ritorno. Considerando inoltre che gli autori del metodo MG ne consigliano l'uso solo per  $T \geq 20$  anni, la valutazione dell'aderenza ai dati osservati per tale metodo è stata effettuata calcolando il valore dello scostamento quadratico medio sulla parte di campione avente frequenza empirica maggiore di 0.95:

$$\Delta_{0.95}^2 = \sum_{i=1}^{n_{F>0.95}} [F(X_i) - P_i]^2, \quad (3.23)$$

in cui  $i$  indica la posizione del valore di portata nel campione ordinato in senso decrescente e  $n_{F>0.95}$  rappresenta il numero di dati osservati aventi  $P_i > 0.95$ .

La verifica della bontà di adattamento delle stime effettuate ai dati osservati tramite il calcolo di  $\Delta^2$  può essere letta, a tutti gli effetti, come un test statistico, poiché è verificata l'ipotesi di indipendenza tra la frequenza empirica e la frequenza della distribuzione di probabilità ipotizzata.

In particolare l'espressione utilizzata per la determinazione di  $\Delta^2$  deriva dal test di Cramer von Mises, basato su una misura corretta dello scostamento quadratico medio  $W^2$  tra la distribuzione

di probabilità relativa ai dati osservati e quella teorica:

$$W^2 = \sum_{i=1}^n \left[ F(X_i) - \frac{2i-1}{2n} \right]^2 + \frac{1}{12n}, \quad (3.24)$$

in cui:

- $n$  indica il numero di dati osservati disponibili per la stazione in esame;
- $i$  rappresenta la posizione del valore di portata nel campione ordinato in senso crescente;

- $F(X_i)$  è la frequenza della distribuzione di probabilità relativa al metodo considerato, determinata per il valore di portata corrispondente all' $i$ -esimo dato osservato,
- $\frac{2i-1}{2n_p}$  rappresenta la frequenza empirica relativa all' $i$ -esimo dato osservato.

Dal confronto tra le relazioni (3.22) e (3.24) emerge che i valori di  $W^2$  e di  $\Delta^2$  differiscono solo per il termine  $1/12n$ . E' da sottolineare che, in genere, le serie dei dati osservati, disponibili per le sezioni esaminate, hanno una numerosità  $n$  compresa tra 13 e 78, di conseguenza il termine  $1/12n$  può essere considerato trascurabile e, dunque, è possibile ritenere minime le differenze tra i risultati ottenuti dalle (3.22) e (3.24). Per questo motivo, analizzando i valori di  $\Delta^2$ , sarà possibile valutare la bontà delle stime effettuate considerando come livello di significatività al 5% lo stesso valido per il test di Cramer von Mises, pari a 0,461. I risultati ottenuti tramite la (3.22) e la (3.23) hanno consentito la costruzione di due differenti grafici, nei quali è stato riportato l'andamento dello scostamento quadratico medio per le 34 stazioni esaminate (*Figura 3.21 e 3.22*).

E' evidente che quanto più piccolo è il valore di  $\Delta^2$ , o di  $\Delta_{0,95}^2$ , calcolato riferendosi alla distribuzione di probabilità di un determinato metodo, tanto migliore sarà la stima effettuata da quel modello.

E' chiaro che, dato lo scarto minimo di dati su cui è calcolato,  $\Delta_{0,95}^2$  sarà necessariamente meno significativo di  $\Delta^2$  nel discriminare tra i metodi.

Osservando in figura 3.21 i risultati ottenuti sull'intero campione di dati osservati, cioè per tutte le frequenze empiriche, è possibile notare che il modello VAPI 2002 fornisce, in generale, prestazioni migliori rispetto al metodo GEV; infatti, nella maggior parte delle stazioni considerate, presenta il valore di scostamento quadratico medio più piccolo. Quanto detto è confermato anche dal valore medio di  $\Delta^2$  sulle 34 sezioni, calcolato per i modelli GEV e VAPI 2002, che risulta, rispettivamente, pari a 1,84 e 0,88. Inoltre, considerando il valore di  $\Delta^2$  stazione per stazione, si rileva che quello relativo al metodo VAPI 2002 risulta il più piccolo in 18 casi, mentre per la GEV questo si verifica nei rimanenti 16 casi.

Confrontando i valori di  $\Delta^2$  ottenuti per ciascuna sezione con il livello di significatività al 5%, pari a 0,461, si rileva che i metodi VAPI 2002 e GEV superano il “test” effettuato rispettivamente in 17 e 10 casi. Viene, dunque, confermato che la procedura VAPI 2002 garantisce stime delle piene di progetto migliori rispetto al metodo GEV.

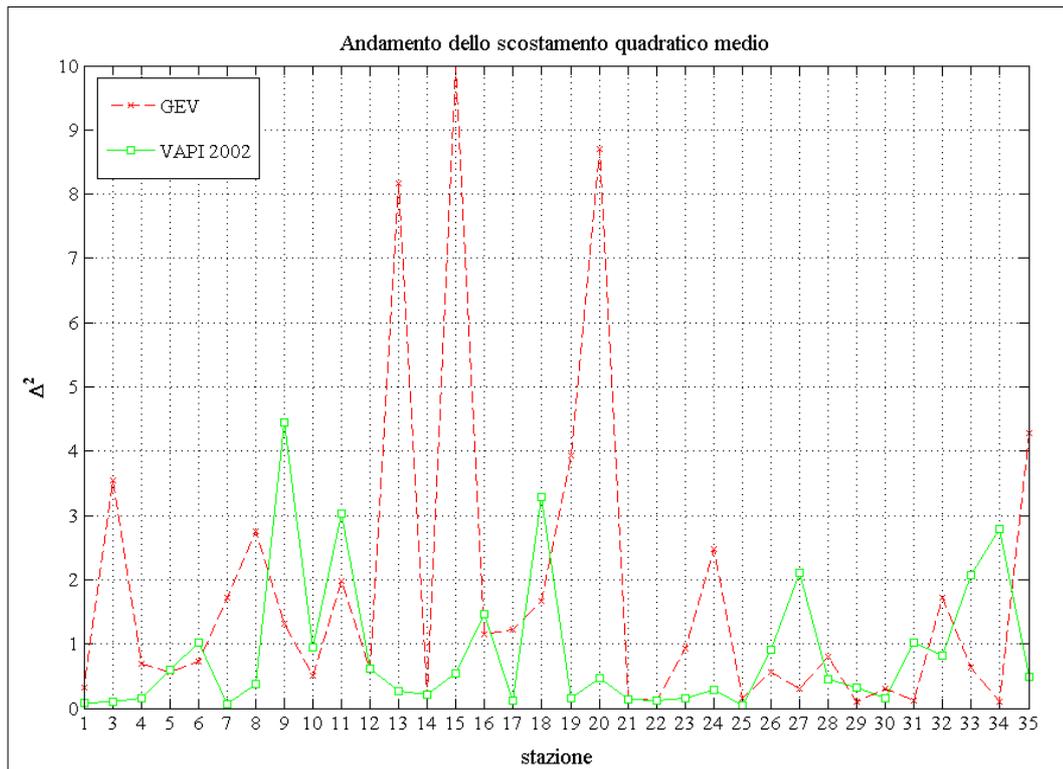


Figura 3.21. Andamento dello scostamento quadratico medio calcolato su tutti i dati osservati

Lo scostamento medio quadratico  $\Delta_{0.95}^2$ , calcolato sui dati del campione aventi frequenza empirica maggiore di 0.95, assume valori decisamente inferiori, rispetto al caso precedente, in tutti i casi esaminati (Figura 3.22).

In particolare il valore medio di  $\Delta_{0.95}^2$  sulle 34 stazioni, calcolato per i diversi modelli, risulta:

$$\Delta_{0.95}^2(GEV) = 0.080 \quad ; \quad \Delta_{0.95}^2(MG) = 0.008 \quad ; \quad \Delta_{0.95}^2(VAPI\_2002) = 0.020 .$$

E' importante sottolineare che in 6 stazioni il valore di  $\Delta_{0.95}^2$  non è calcolabile, a causa del limitato numero di dati osservati disponibili, che non consente la definizione delle plotting position per tempi di ritorno superiori ai 20 anni. Questa

situazione si verifica nelle stazioni n.5, n.11, n.14, n.17, n.29, n.33 relative, rispettivamente, al Sesia a ponte Aranco, al Chisone a Finestrelle, al Po a Crissolo, alla Stura di Demonte a Pianche, al Borbera a Baracche e all'Artanavaz a St.Oyen.

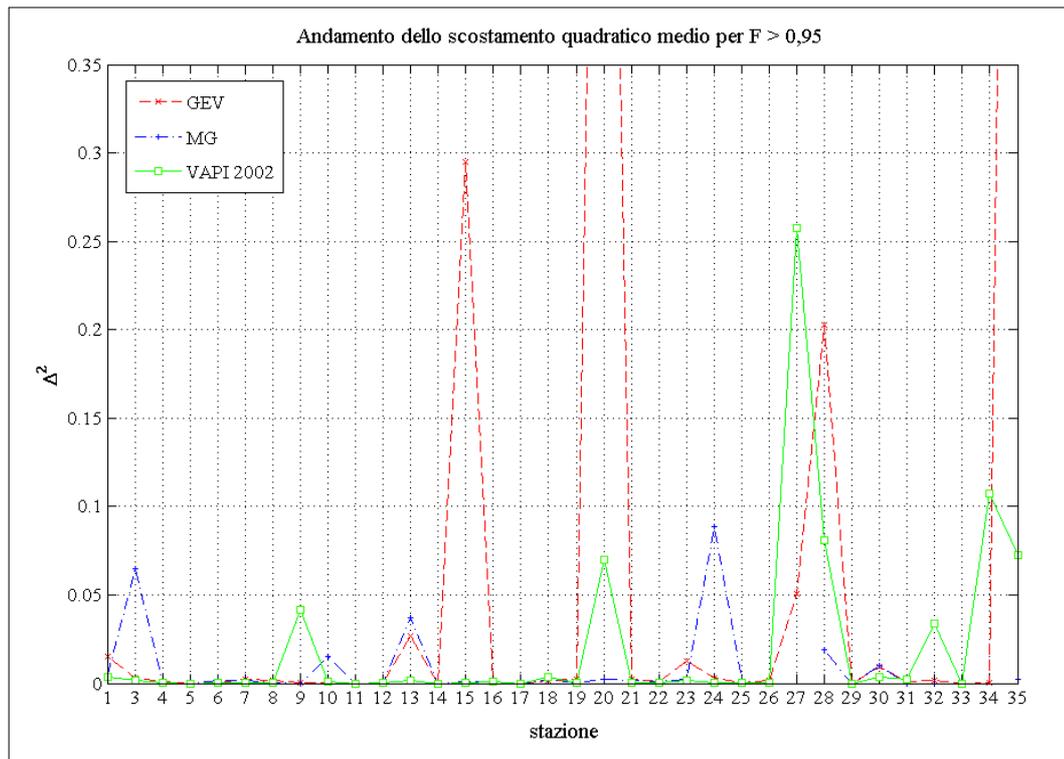


Figura 3.22. Andamento dello scostamento quadratico medio relativo ai dati empirici con  $F > 0.95$

Osservando la figura 3.22 è, inoltre, possibile notare che, nelle sezioni n.26, n.27 e n.34, non viene indicato il valore dello scostamento medio quadratico relativo al modello MG. In tali casi risulta impossibile definire la frequenza della distribuzione di probabilità  $F(X_i)$  del modello MG per le portate corrispondenti ai dati osservati con  $F > 0.95$ , poiché questi ultimi assumono tutti valori inferiori rispetto a quelli stimati con tale metodo.

Analizzando i valori medi di  $\Delta_{0,95}^2$ , prima indicati, non è però possibile stabilire quale tra i modelli considerati, garantisca le prestazioni migliori; è, infatti, importante valutare quali sono, stazione per stazione, i metodi aventi uno scostamento medio quadratico inferiore rispetto agli altri. Effettuando tale verifica è emerso che sia il modello GEV che il modello MG presentano i valori di  $\Delta_{0,95}^2$

più piccoli in 8 stazioni, mentre il metodo VAPI 2002 garantisce la migliore aderenza ai dati osservati nelle restanti 12 sezioni fluviali.

Osservando i risultati ottenuti dalla valutazione dello scostamento quadratico medio  $\Delta^2$  e  $\Delta_{0,95}^2$ , emerge che il VAPI 2002 rappresenta il modello migliore per la stima regionale delle piene di progetto. Non è, tuttavia, da trascurare che, per alcune stazioni, l'utilizzo di tale metodo porta a errori di stima non indifferenti. E' il caso della sezione n.27, per la quale, i valori sia di  $\Delta^2$  che di  $\Delta_{0,95}^2$  risultano decisamente superiori rispetto a quelli relativi agli altri metodi.

# Conclusioni

Valutare oggi le piene di progetto nel territorio piemontese e valdostano significa mettere a confronto procedure messe a punto, praticamente nello stesso periodo, da diversi autori e con metodologie affatto diverse. Gli studi disponibili sono quelli realizzati da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), da *Villani* (2003), da *Maione et al.* (1999, 2001) e, infine, dall'*Autorità di bacino del Po* (1999) nell'ambito della stesura del Piano stralcio per l'Assetto Idrogeologico (PAI).

Per agevolare il confronto dei risultati ottenuti dai citati autori, si sono esaminati gli studi da essi prodotti e sono state effettuate valutazioni relative all'omogeneità 'metodologica' ed alla 'qualità statistica' delle stime ottenute. Il primo intento è quello di chiarire in quali termini gli approcci siano realmente confrontabili quando bisogna procedere a stime in sezioni senza dati. La qualità delle stime risulta invece dal confronto tra curve teoriche e dati misurati in relazione alle prestazioni complessive dei metodi sull'insieme delle 36 sezioni esaminate.

Già dall'analisi delle serie storiche dei massimi annui delle portate al colmo di piena utilizzate negli studi sono emerse notevoli incongruenze, che appaiono indipendenti dall'epoca in cui tali studi sono stati svolti. In base a queste risultanze appare opportuno che gli Enti responsabili della pianificazione del rischio idrologico - idraulico concordino di definire, in tutte le stazioni storiche del Servizio Idrografico, serie 'validate' dei massimi annui delle portate al colmo di piena.

La valutazione dell'omogeneità e della qualità delle stime regionali delle piene di progetto nel territorio considerato è stata eseguita, in prima istanza, determinando l'aderenza ai dati osservati, nel piano  $T - Q_T$ , dei risultati ottenuti tramite le diverse metodologie. Dall'analisi di questi risultati non emerge un metodo nettamente più adeguato degli altri, cosa che può essere riconosciuta dagli scostamenti tra piene di progetto osservate e stimate per  $T = 20$  anni riportati in tabella 3.6.

Successivamente si è applicato un test basato sulla distribuzione binomiale, utile per la valutazione della distorsione di stima. Dal test è emerso che i metodi GEV e VAPI 2002 garantiscono, in genere, buone prestazioni per periodi di ritorno

elevati, mentre il modello MG presenta un comportamento variabile a seconda sia della sezione di interesse che del tempo di ritorno considerato. E' da sottolineare che il test restituisce il comportamento medio generale di ciascun metodo; di conseguenza, per definire meglio la bontà delle stime eseguite è necessario considerare anche i risultati ottenuti per ciascuna sezione.

La verifica della bontà di adattamento è stata infine condotta tramite la misura dello scostamento quadratico medio  $\Delta^2$  tra la distribuzione teorica di probabilità e la funzione di frequenza del campione, utilizzando il  $\Delta^2$  in modo analogo alla statistica del test di Cramer-Von Mises. Analizzando i valori di  $\Delta^2$  ottenuti emerge che la procedura VAPI 2002 fornisce, in buona parte dei casi, la migliore *stima regionale* delle piene di progetto. Tale metodo, infatti, supera il "test" (con livello di significatività al 5%) in 17 sezioni di misura, mentre per la GEV questo si verifica solo in 10 casi. Non è tuttavia da trascurare che, per alcune stazioni (come l'Erro a Sassello) anche la procedura VAPI 2002 presenta errori di stima piuttosto cospicui.

In conclusione, le verifiche effettuate in questo lavoro portano ad indicare il VAPI 2002 come la procedura di stima più adeguata, tra le diverse analizzate, per la valutazione delle portate di piena in Piemonte e Valle d'Aosta. Tuttavia, tale metodo presenta problemi per alcune sezioni di misura, per cui il lavoro svolto può essere considerato come una valida base di partenza per definire in maniera rigorosa criteri di omogeneità nelle prestazioni di nuovi modelli probabilistici delle portate di piena.

# Bibliografia

- [1] Beretta A., Maione U., Tomirotti M., 2001. Aggiornamento del modello MG per la stima regionale delle portate al colmo di piena dei corsi d'acqua italiani. *L'Acqua*, 4/2001, 7-19.
- [2] Bocchiola D., De Michele C., Rosso R., 2004. L'applicazione della legge generalizzata del valore estremo GEV all'analisi regionale delle piene in Italia. *L'Acqua*, 1/2004, 43-62.
- [3] Bocchiola D., De Michele C., Rosso R., 2003. Review of recent advances in index flood estimation. *Hydrology and Earth System Sciences*, 7(3), 283-296.
- [4] Buishand T.A., 1991. Extreme rainfall estimation by combining data from several sites. *Hydrological Sciences Journal – Journal des Sciences Hydrologiques*, 36(4), 345-365.
- [5] Cressie N.A.C., 1991. *Statistics for spatial data*. John Wiley & Sons, Inc., USA.
- [6] Dalrymple T., 1960. Flood Frequency Analysis. U.S. Geological Survey. *Water Supply Paper*, 1543-A.
- [7] De Michele C., Rosso R., (a cura di), 2001. Sintesi del Rapporto sulla Valutazione delle Piene Italia Nord Occidentale. Estratto dal *Rapporto Nazionale VAPI 2000 con aggiornamenti*, 4.3-4.32.
- [8] Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F., Versace P., 1987. Hierarchical approach for regional flood frequency analysis. *Regional Flood Frequency Analysis*, V.P. Singh ed., 35-49.
- [9] Frei C., Schär C., 2000. Detection Probability of Trends in Rare events: Theory and Application to Heavy Precipitation in the Alpine Region. *Journal of Climate*, 14, 1568-1584.

- [10] Furcolo P., Villani P., Rossi F., 1995. Statistical analysis of the spatial variability of very extreme rainfall in the Mediterranean area. *U.S. – Italy Research Workshop on the Hydrometeorology, Impacts, and Managements of Extreme Floods*, Perugia (Italy), November 1995.
- [11] Gabriele S., Iritano G., 1994. Alcuni aspetti teorici ed applicativi nella regionalizzazione delle piogge con il modello TCEV. GNDICI-CNR, Roma.
- [12] Gabriele S., Arnell N., 1991. A hierarchical approach to regional flood frequency analysis. *Water Resources Research*, 27(6), 1281-1289.
- [13] Hirsch R.M., 1987. Probability plotting position formulas for flood records with historical information. *Journal of Hydrology*, 96, 185-199.
- [14] Hosking J.R.M., Wallis J.R., 1997. An Approach Based on L-Moments. *Regional Frequency Analysis*, 1-13.
- [15] Laio F., 2004. Cramer-von Mises and Anderson Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resources Research*, 40, W09308.
- [16] Laio F., Revelli R., 2003. Uso di dati storici e sistematici per l'analisi probabilistica delle portate di piena della Dora Baltea. *L'Acqua*, 5/2003, 9-18.
- [17] Maione U., 1995. *Le Piene Fluviali*, ed. La Goliardica Pavese, Pavia.
- [18] Maione U., Pessarelli N., Tomirotti M., 1999. Un modello statistico per la stima indiretta delle portate di piena dei corsi d'acqua italiani. Parte I: Aspetti metodologici. *L'Acqua*, 4/1999, 19-35.
- [19] Maione U., Pessarelli N., Tomirotti M., 1999. Un modello statistico per la stima indiretta delle portate di piena dei corsi d'acqua italiani. Parte II: Analisi dei risultati e confronti con altri modelli regionali. *L'Acqua*, 5/1999, 37-54.
- [20] Maione U., Tomirotti M., 2004. A trans-national regional frequency analysis of peak flood flows. *L'Acqua*, 2/2004, 9-17.

- [21] Autorità di bacino del fiume Po, 1999. Piano Stralcio per l'Assetto Idrogeologico (PAI).  
Indirizzo web: <http://www.adbpo.it/piano/Pai2001/pai2001.htm>
- [22] Agenzia regionale per la Protezione Ambientale della Regione Piemonte. Rapporti di evento.  
Indirizzo web: <http://www.arpa.piemonte.it/upload/dl/Pubblicazioni>
- [23] Rossi F., Fiorentino M., Versace P., 1984. Two component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resources Research*, 20(7), 847-856.
- [24] Rossi F., Villani P., 1994. A project for regional analysis of flood in Italy. *Coping with floods*, (Rossi G., Harmancioglu N. and Yevjevich V. eds), 227-251.
- [25] Stedinger J.R., Vogel R.M., Foufoula-Georgiou E., 1992. Frequency analysis of extreme events. *Handbook of Hydrology*, Chapter 18, Maidment ed., McGraw-Hill.
- [26] VAPI Nazionale.  
Indirizzo web: <http://www.caronte.gndci.cs.cnr.it/GNDCI/Vapi.htm>
- [27] Viglione, 2003. Determinazione automatica di parametri morfometrici di bacini idrografici. *Working paper 2003-01*. Politecnico di Torino. Indirizzo web: [http://www2.polito.it/strutture/ditic/Ricerca/Working\\_papers.htm](http://www2.polito.it/strutture/ditic/Ricerca/Working_papers.htm)
- [28] Villani P. (a cura di), 2003. Rapporto sulla Valutazione delle piene in Piemonte, in *Relazione delle attività del CUGRI fino al 2001*, 89-118, Ed. Del Paguro, Fisciano (ISBN 88-87248-35-4).

# **Appendice A**

**Soglie di percezione  $Q_0$**

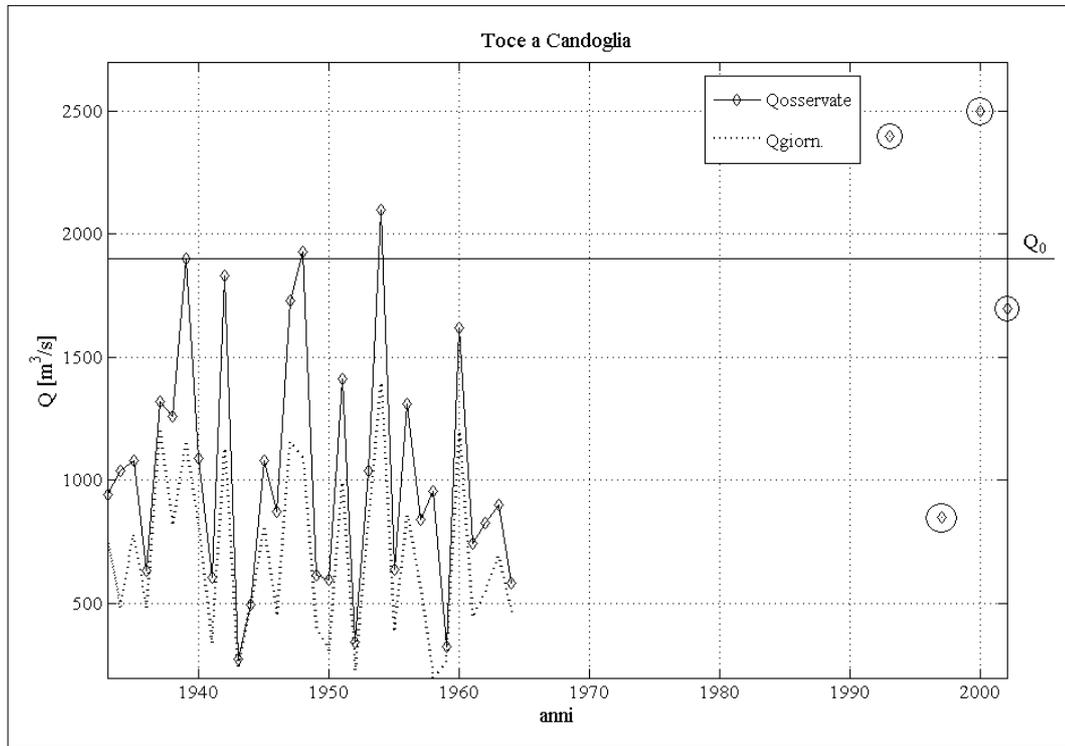


Figura A.1. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

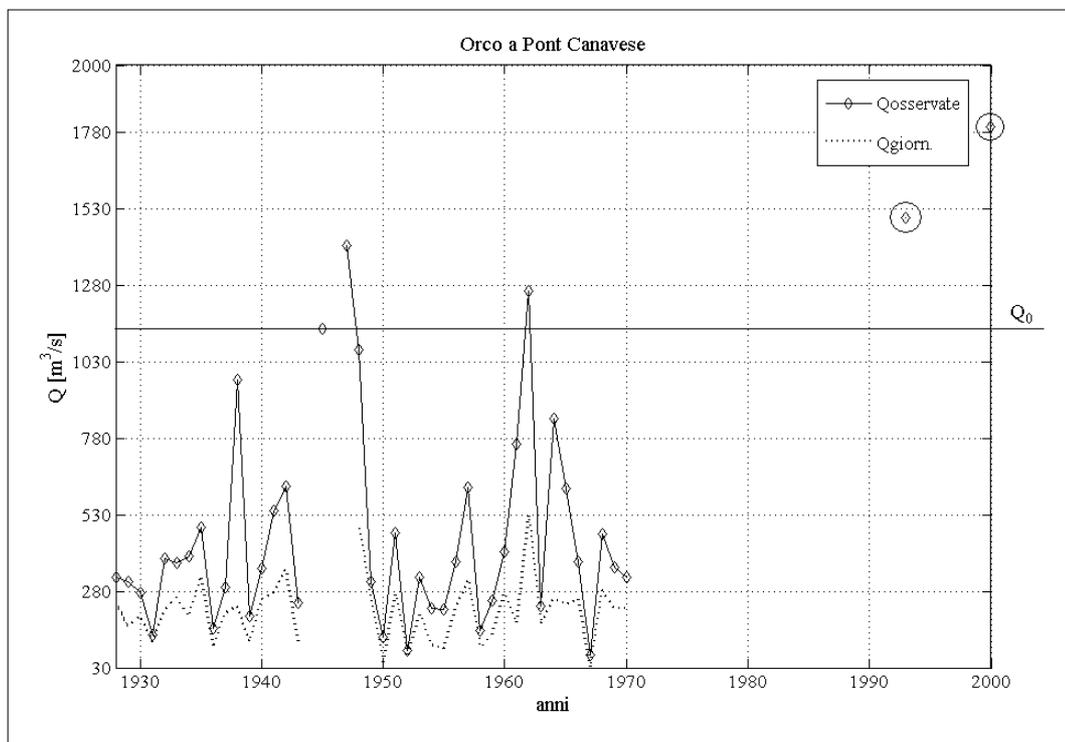


Figura A.2. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

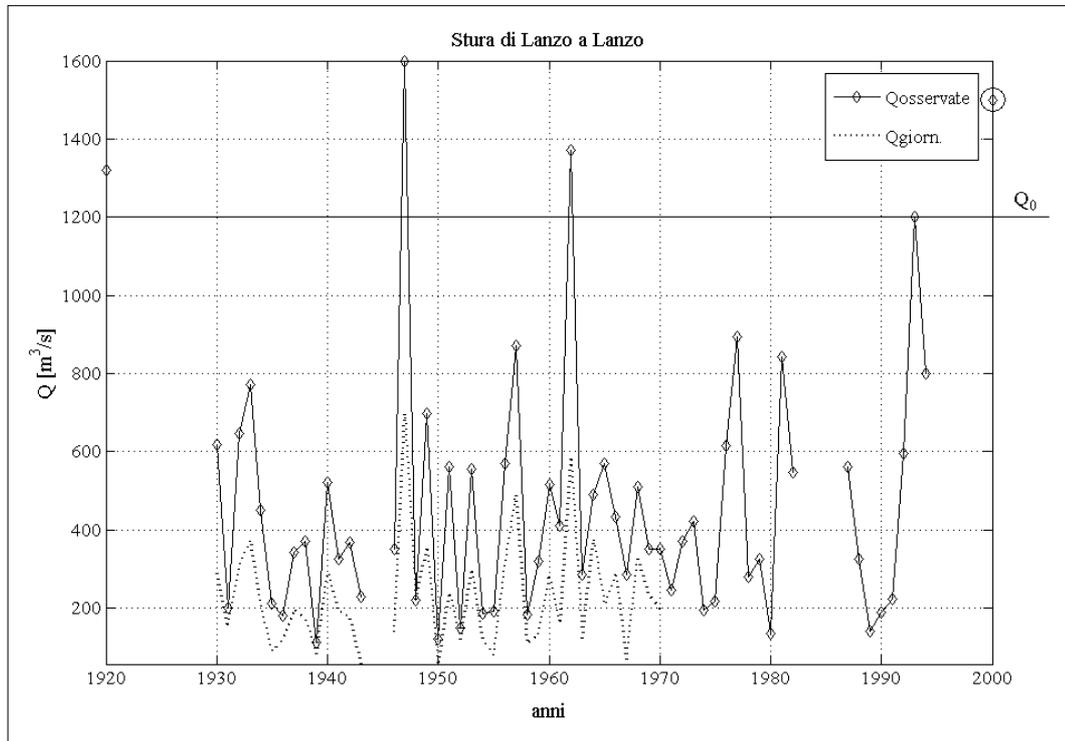


Figura A.3. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

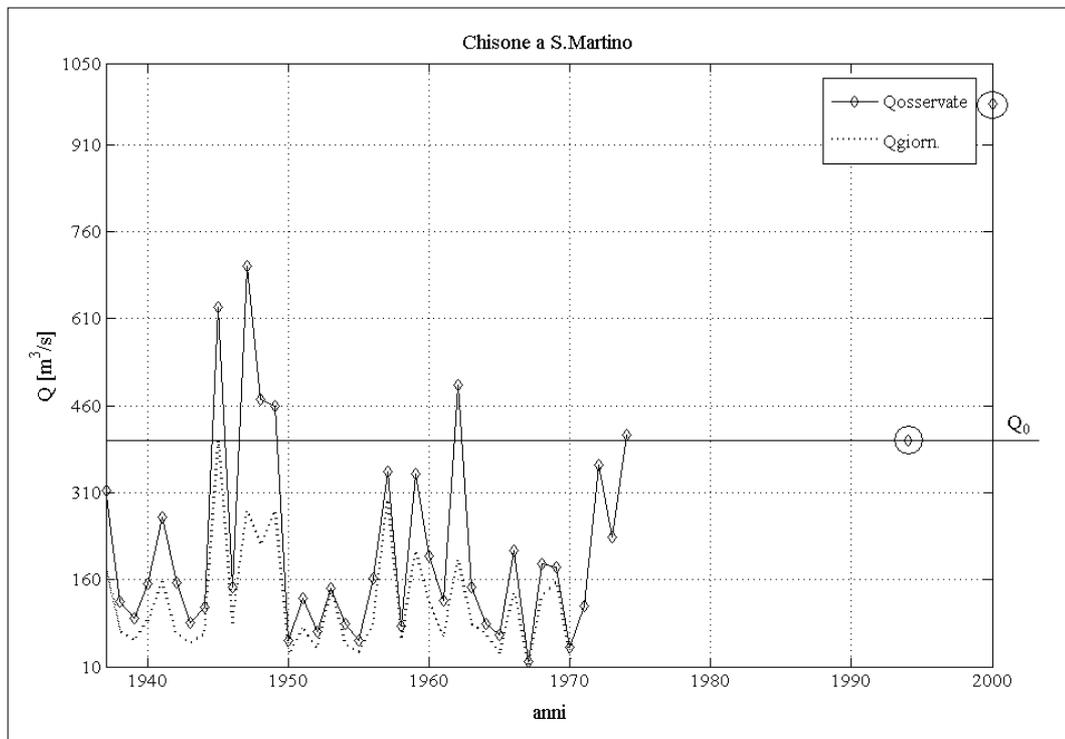


Figura A.4. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

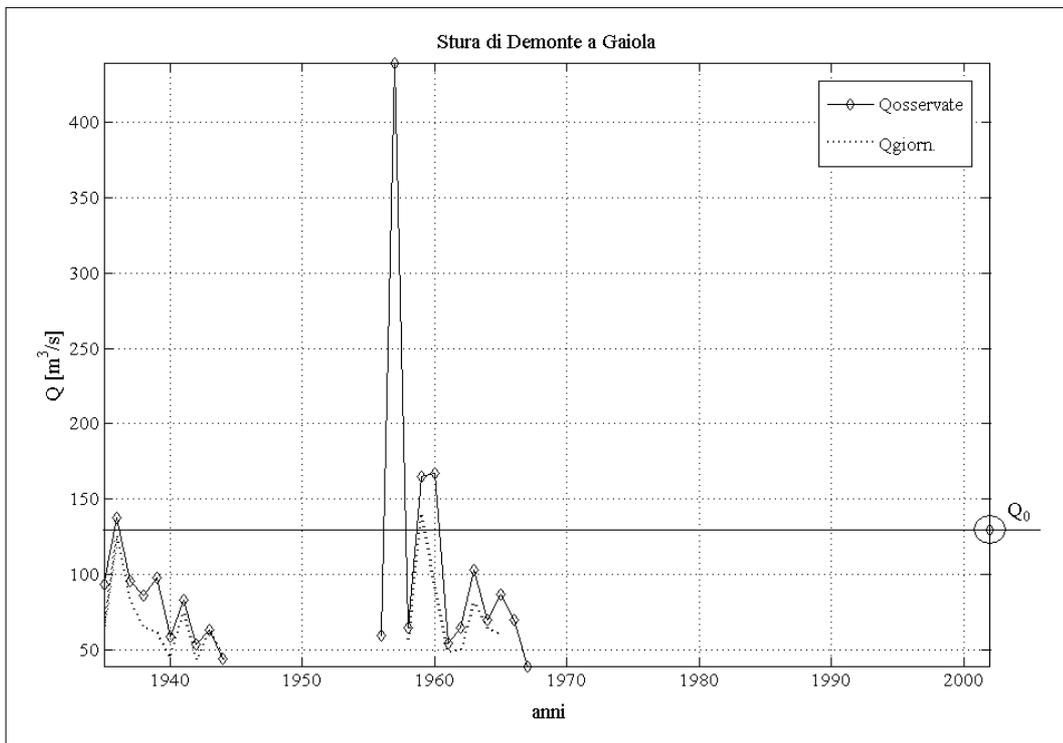


Figura A.5. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

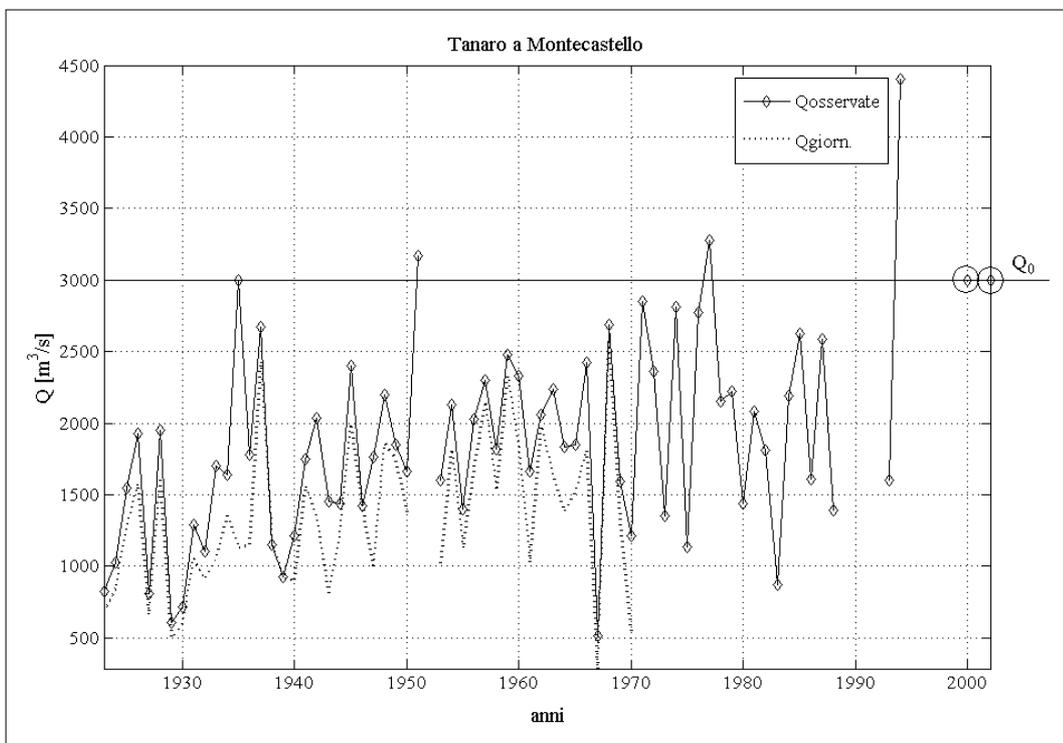


Figura A.6. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

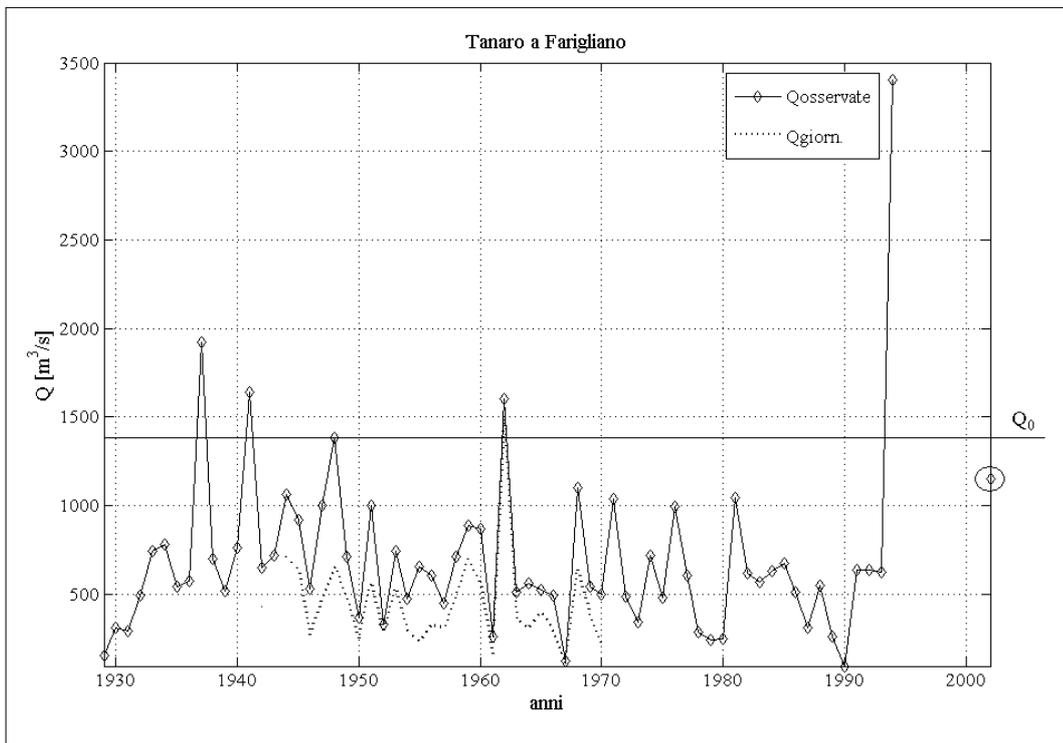


Figura A.7. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

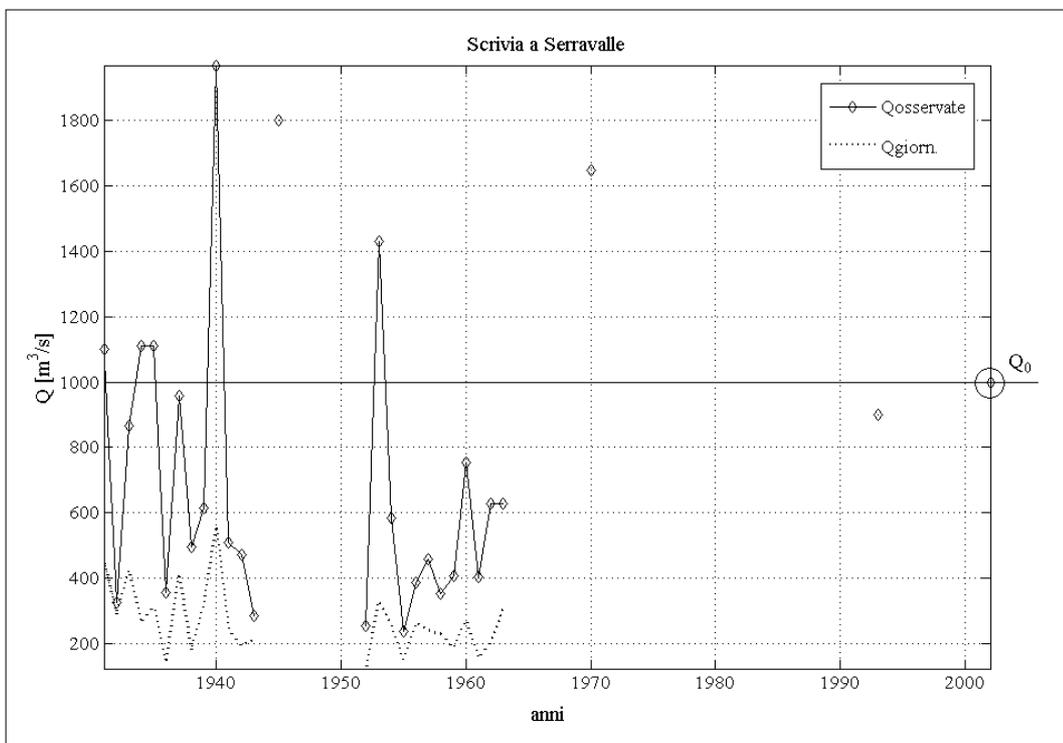


Figura A.8. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

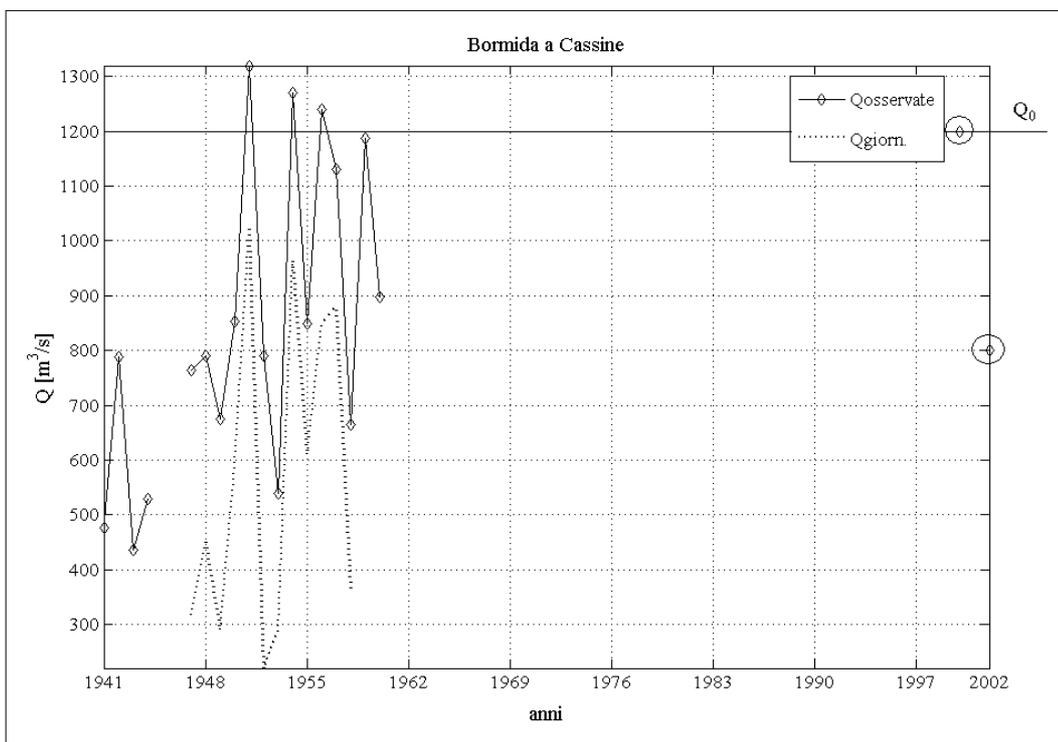


Figura A.9. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

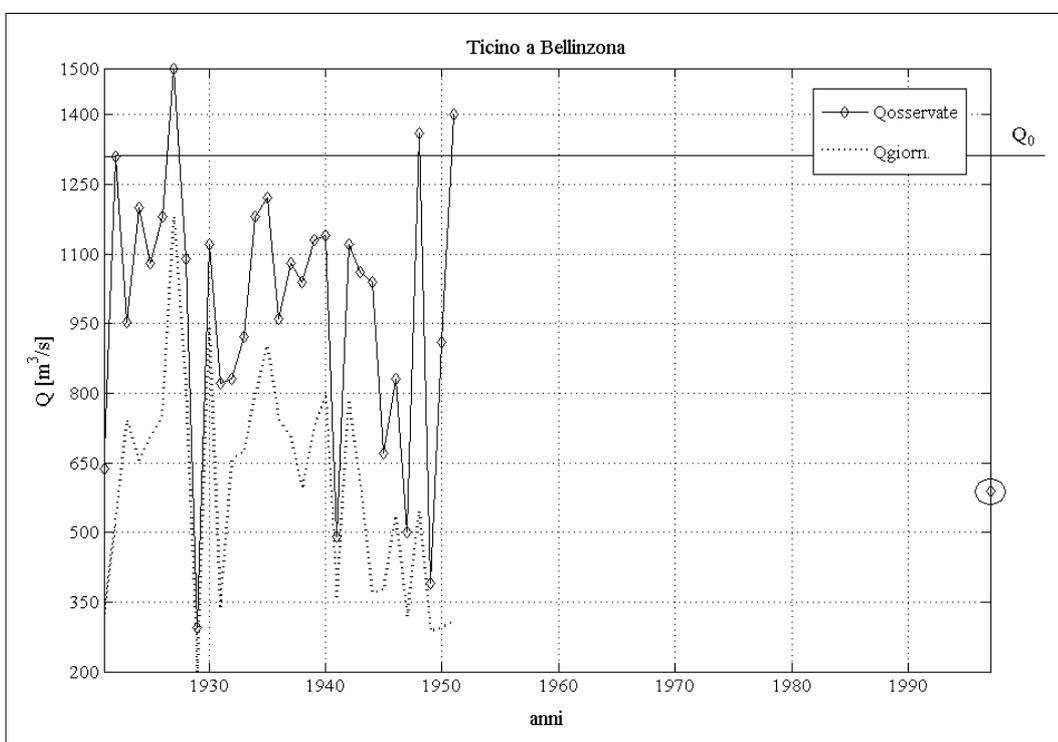


Figura A.10. Definizione della soglia di percezione  $Q_0$

# **Appendice B**

**Stima regionale delle piene di progetto**

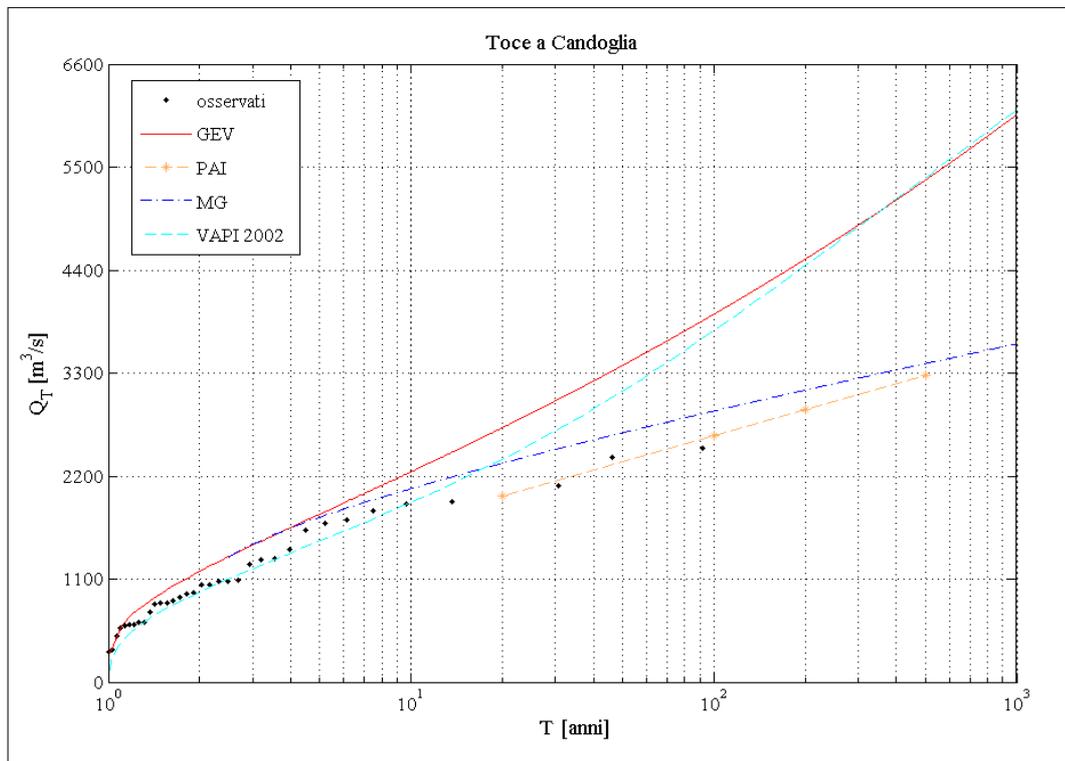


Figura B.1. Stima regionale delle piene di progetto

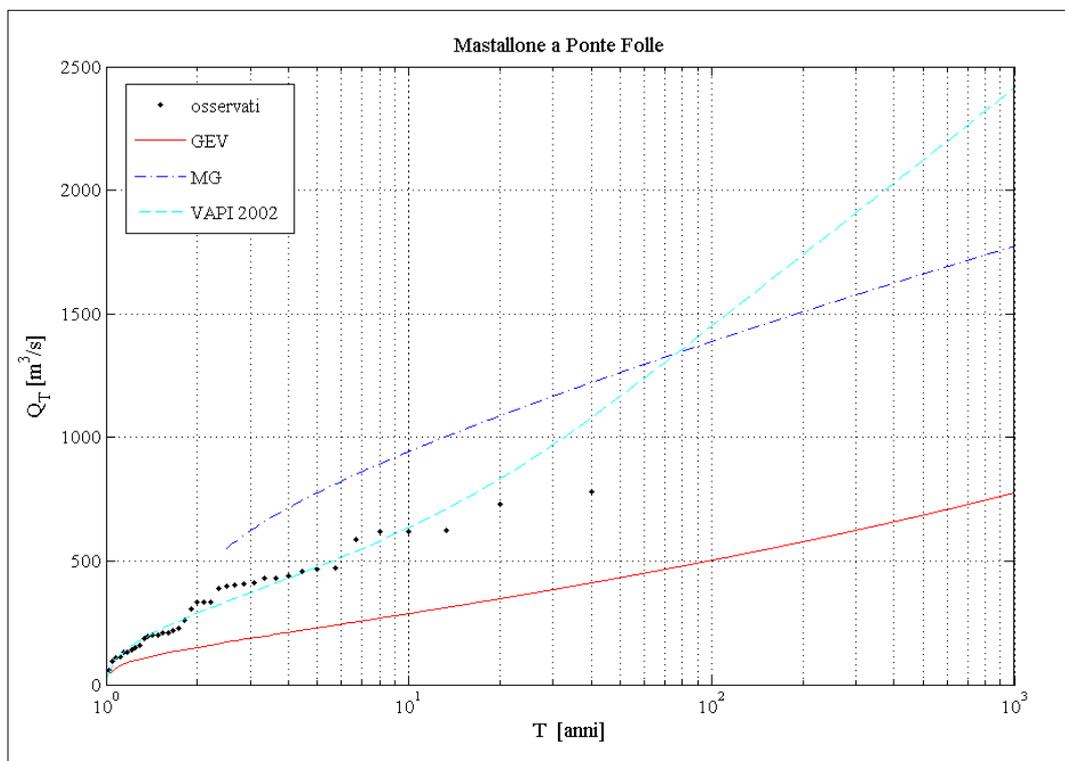


Figura B.2. Stima regionale delle piene di progetto

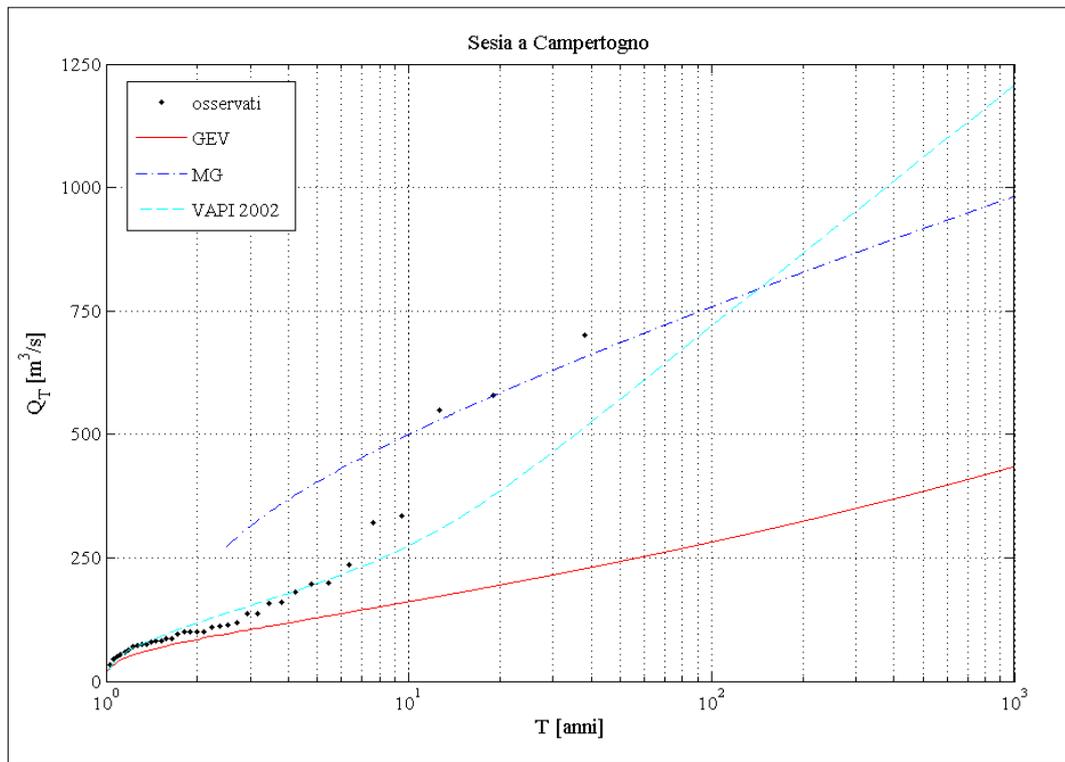


Figura B.3. Stima regionale delle piene di progetto

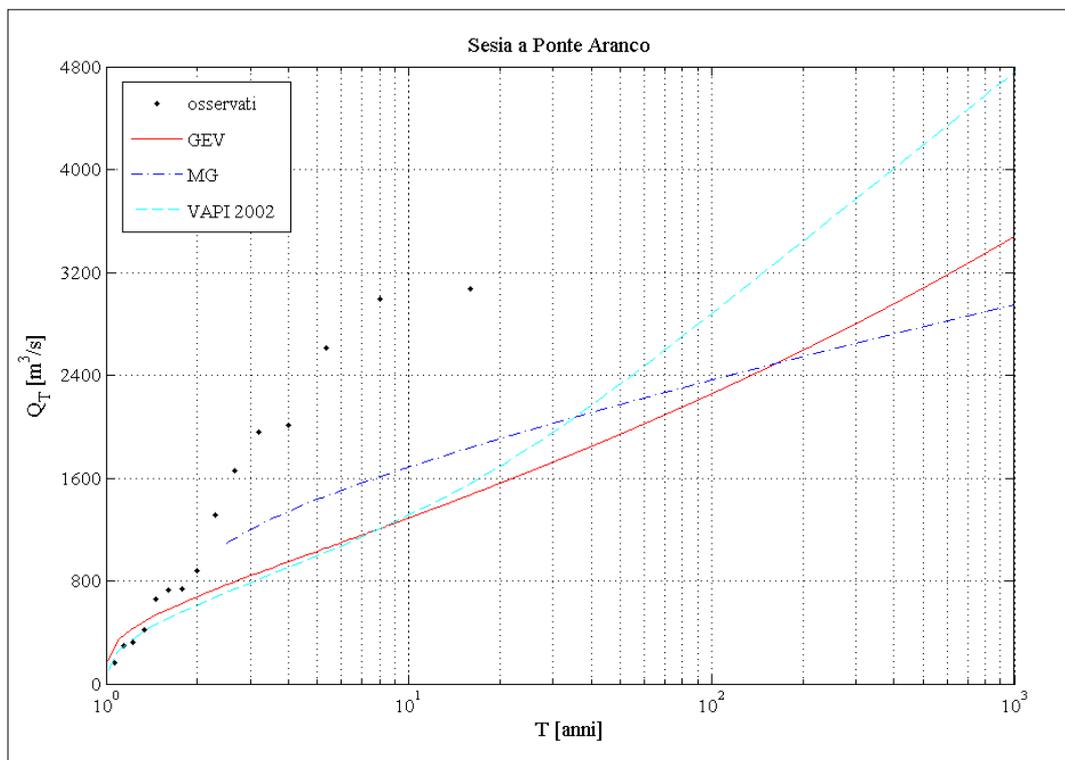


Figura B.4. Stima regionale delle piene di progetto

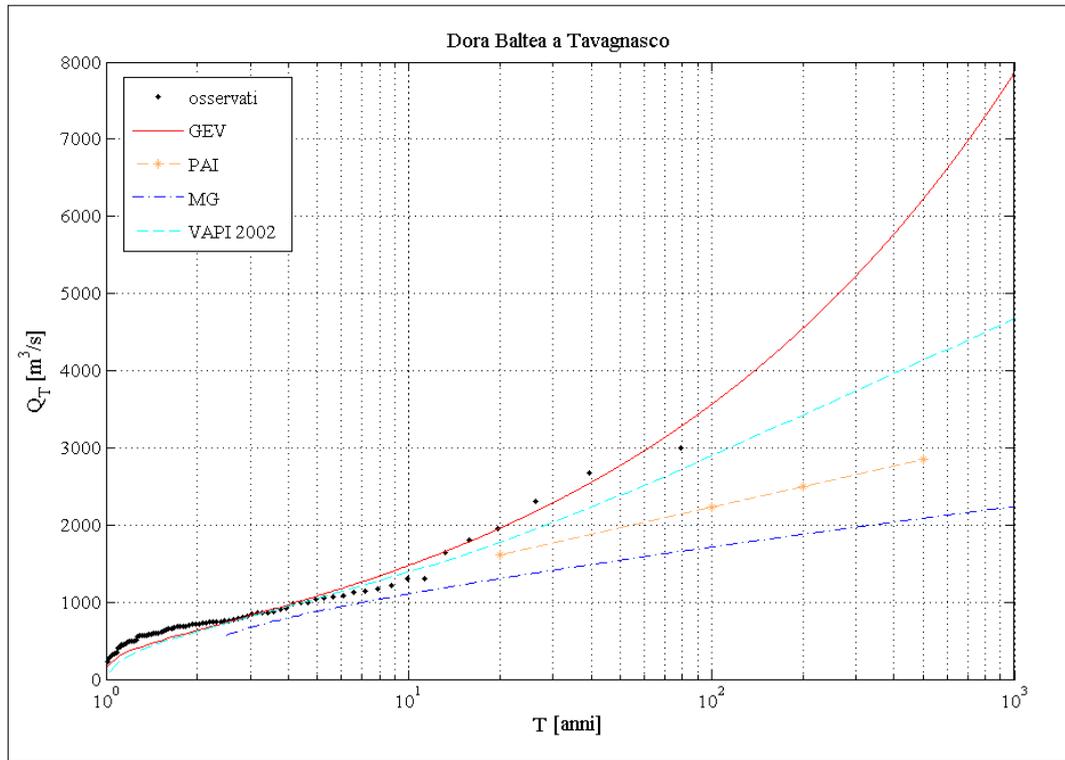


Figura B.5. Stima regionale delle piene di progetto

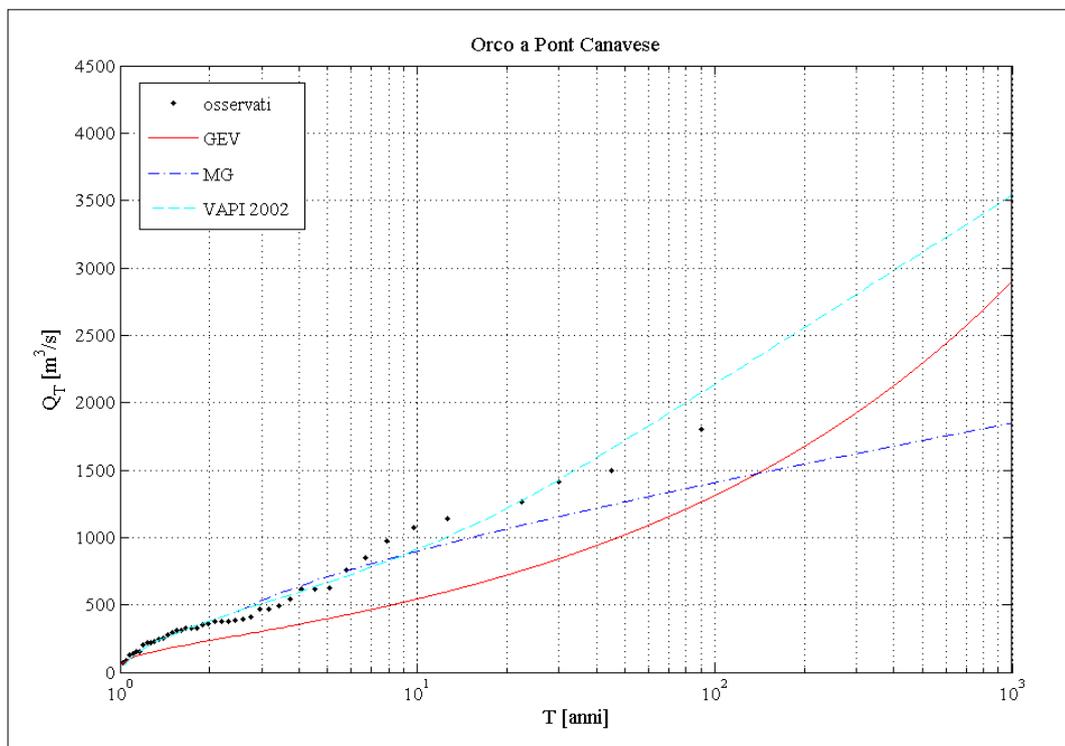


Figura B.6. Stima regionale delle piene di progetto

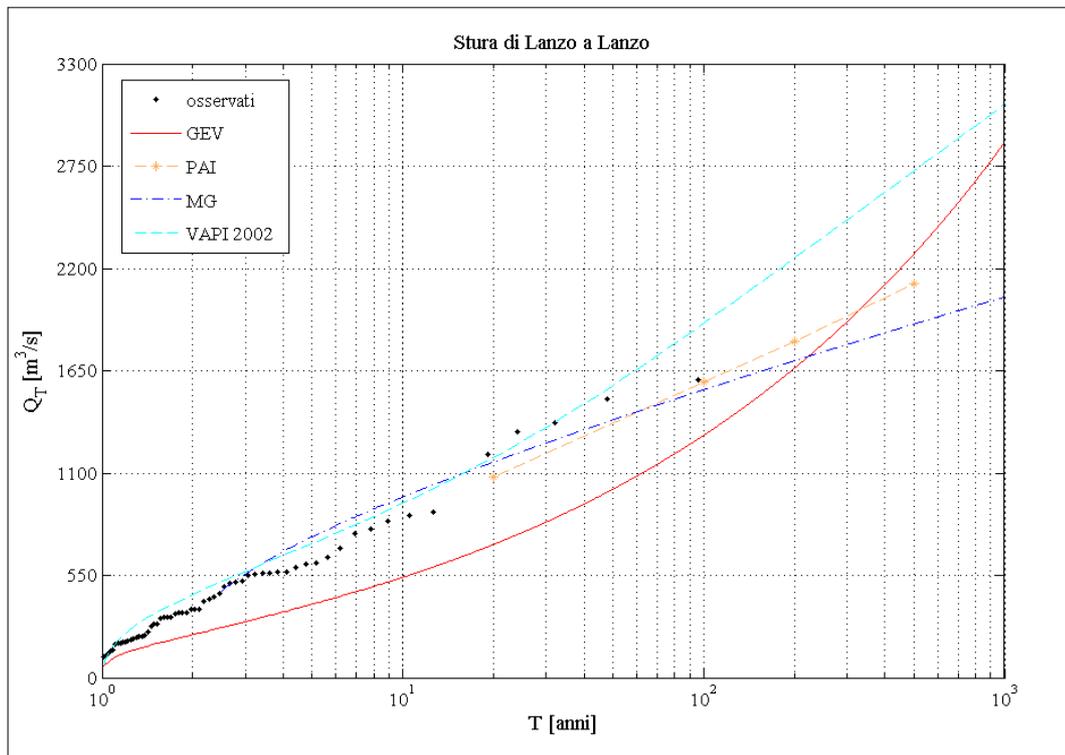


Figura B.7. Stima regionale delle piene di progetto

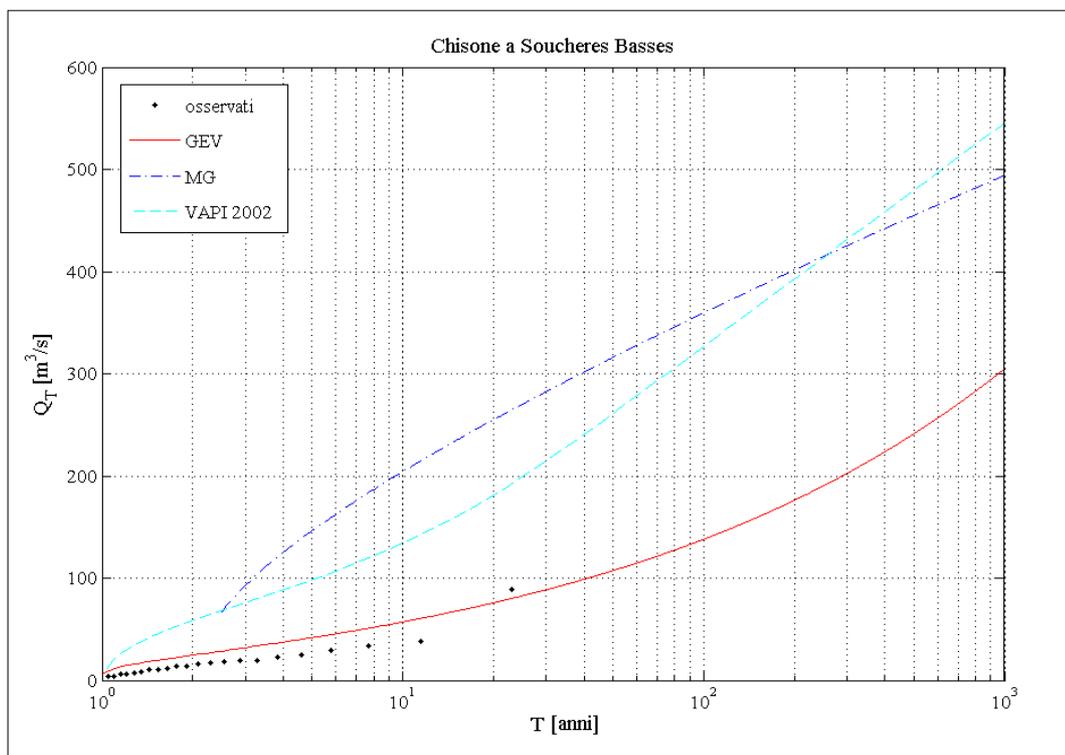


Figura B.8. Stima regionale delle piene di progetto

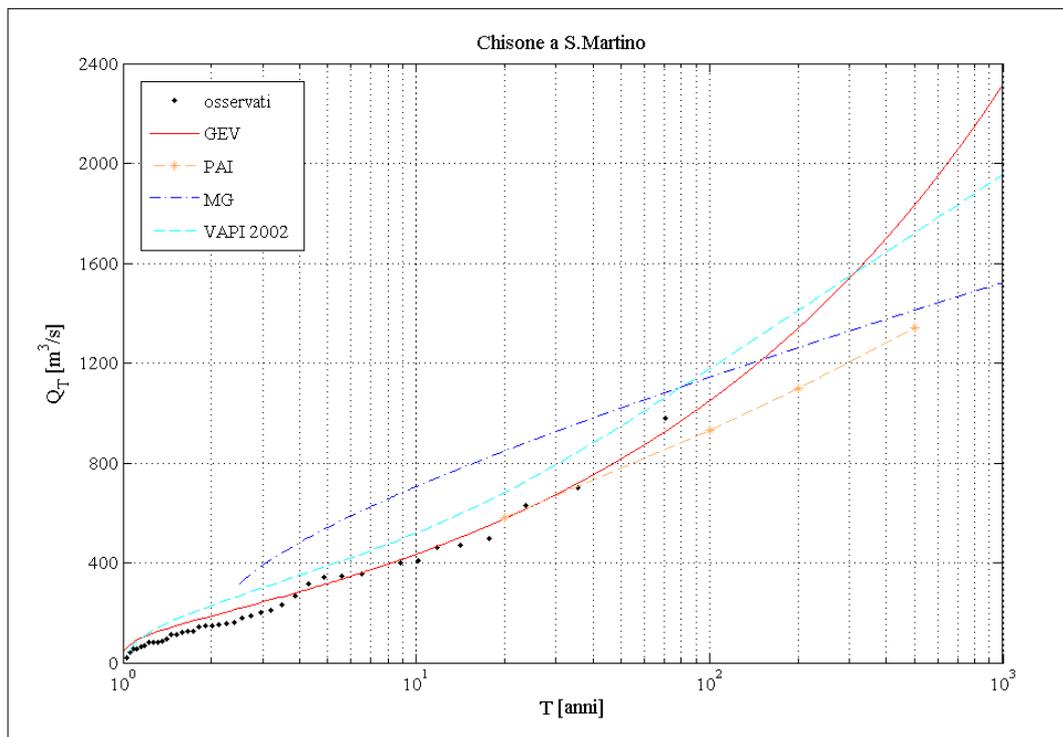


Figura B.9. Stima regionale delle piene di progetto

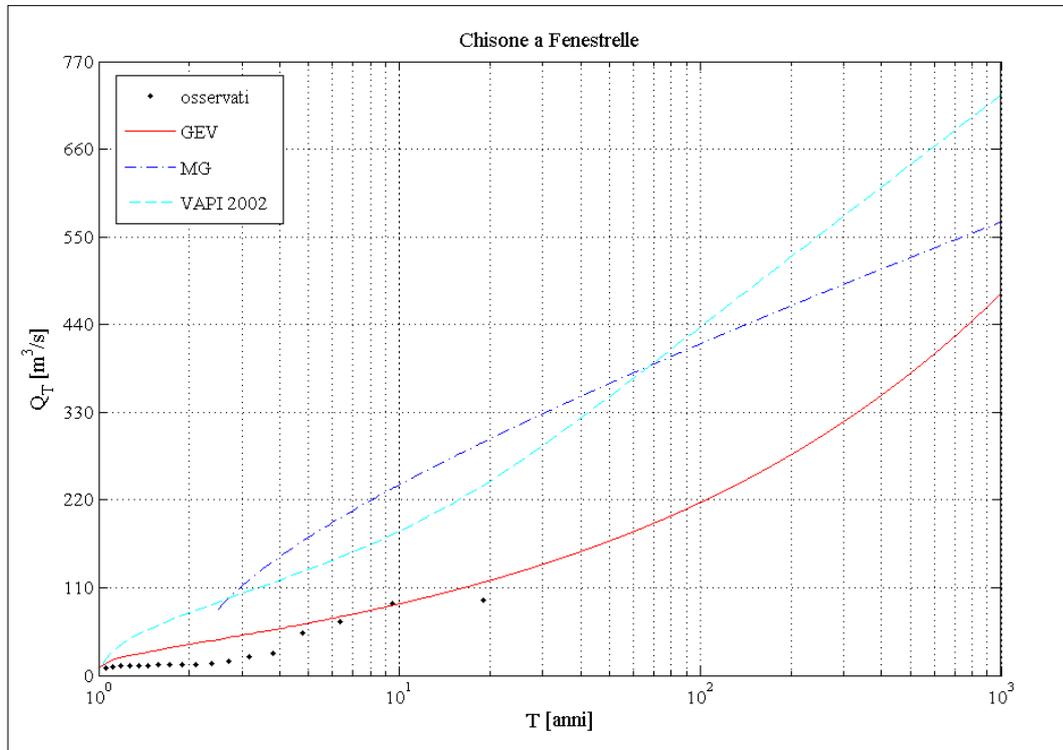


Figura B.10. Stima regionale delle piene di progetto

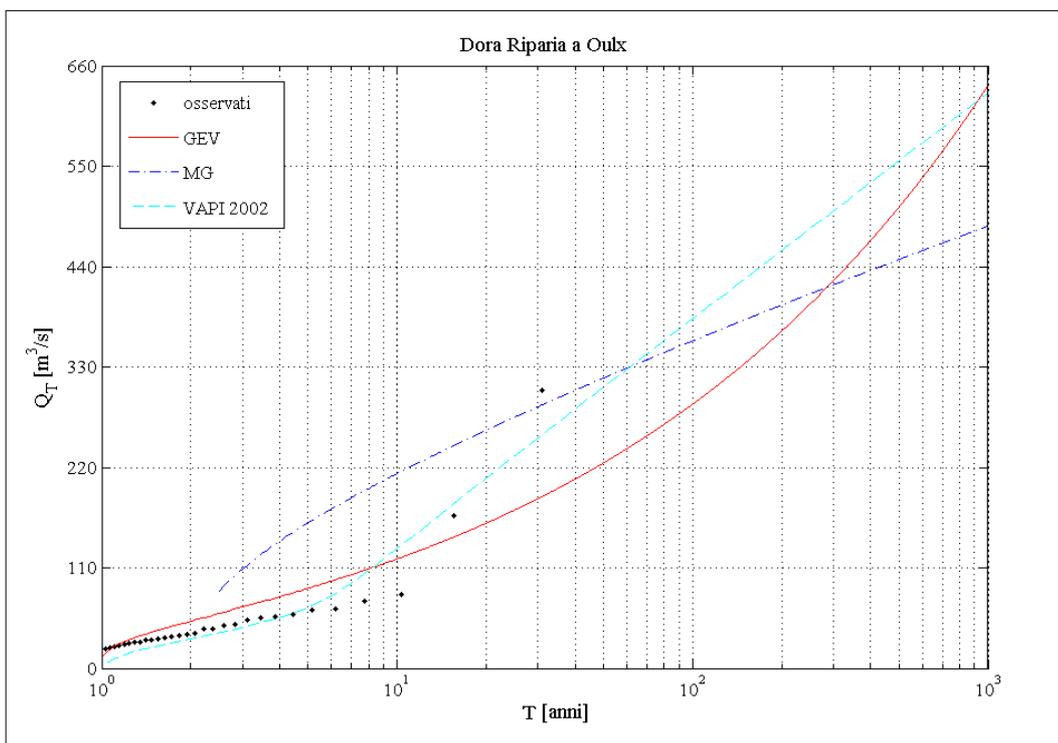


Figura B.11. Stima regionale delle piene di progetto

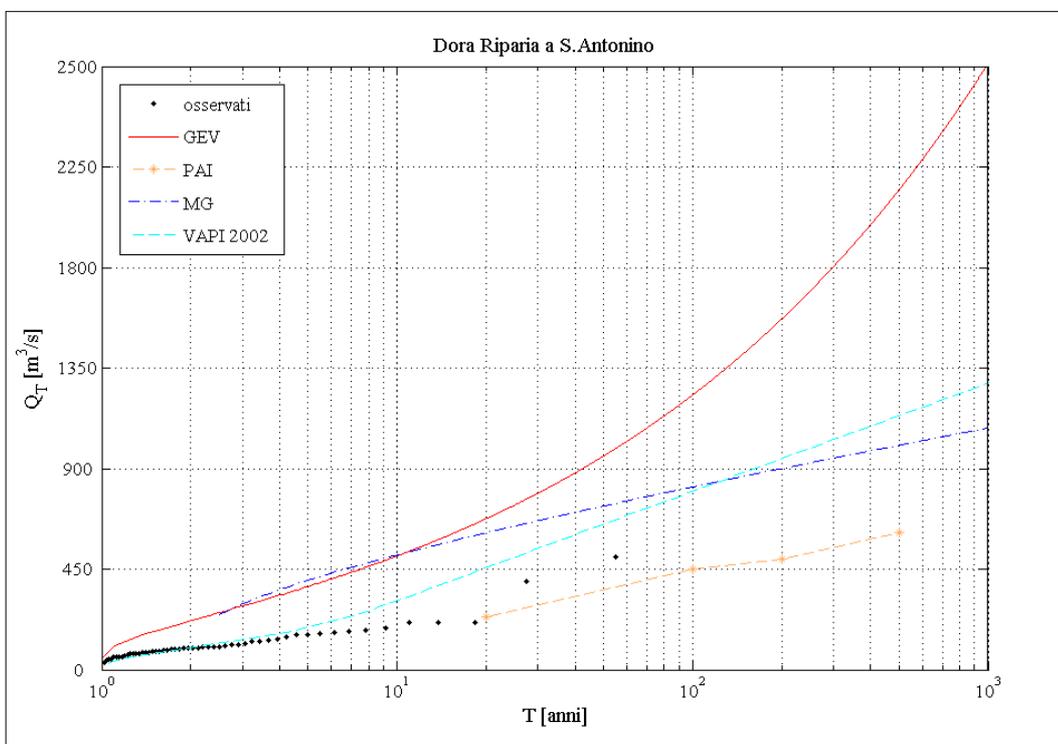


Figura B.12. Stima regionale delle piene di progetto

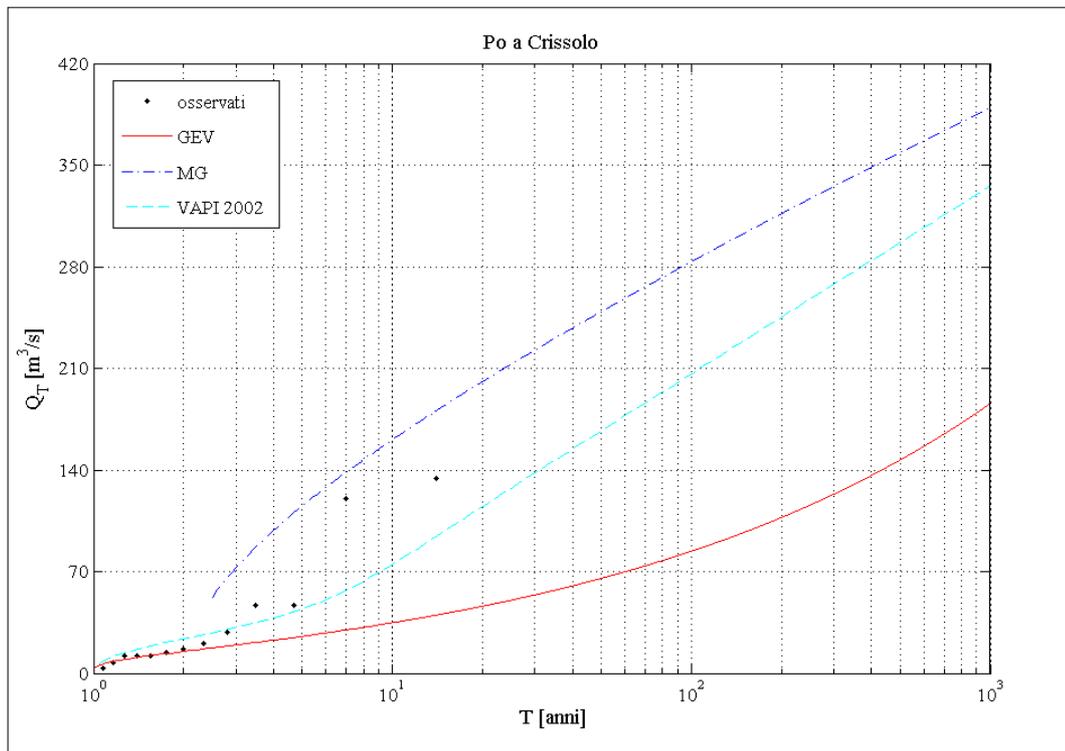


Figura B.13. Stima regionale delle piene di progetto

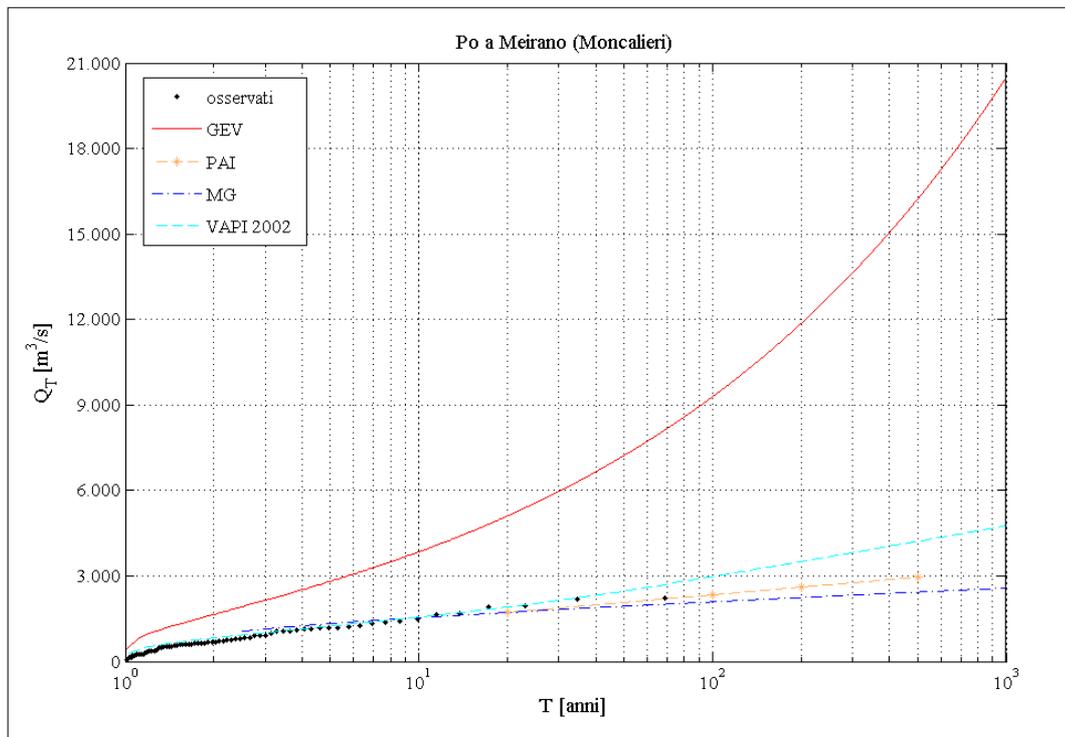


Figura B.14. Stima regionale delle piene di progetto

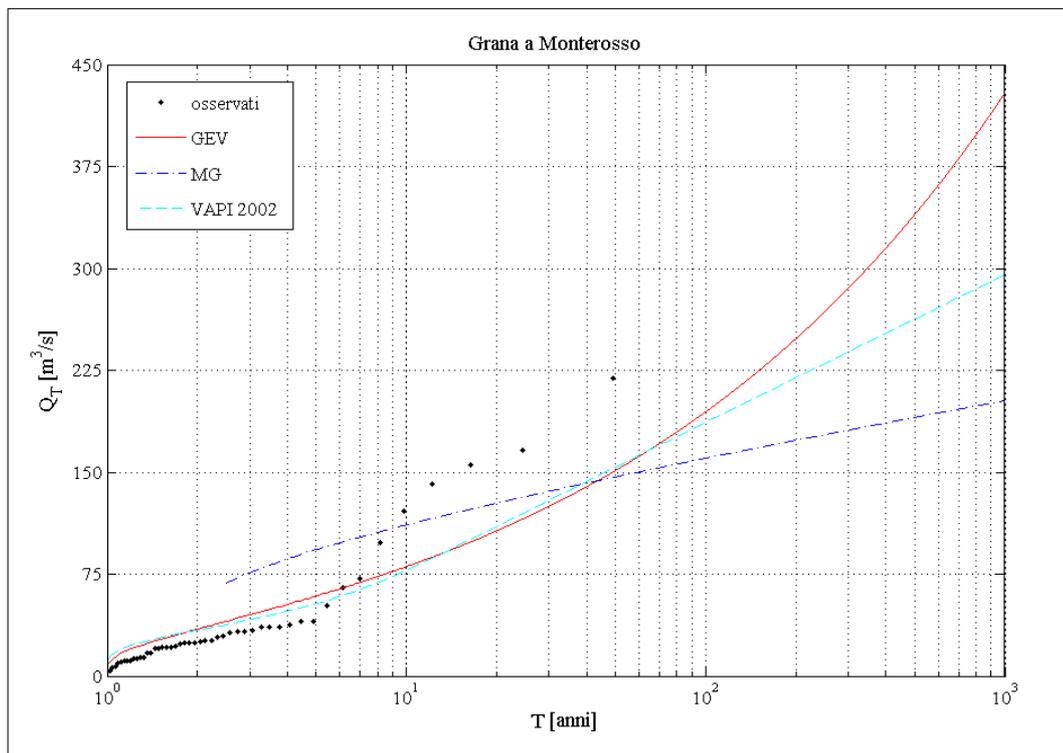


Figura B.15. Stima regionale delle piene di progetto

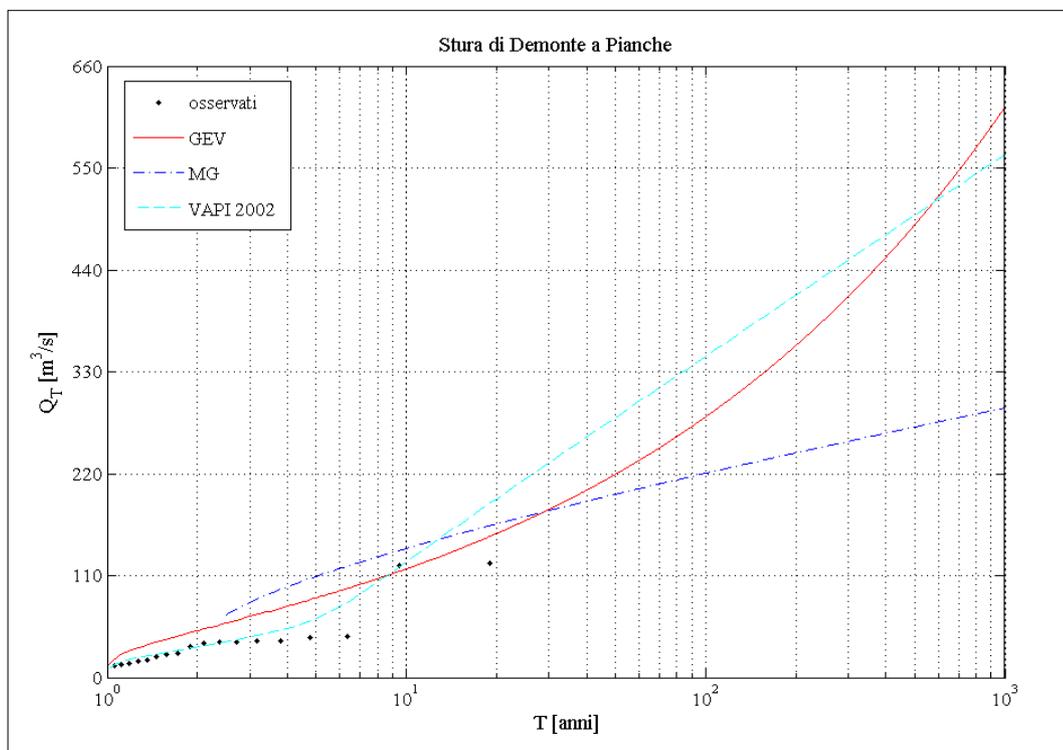


Figura B.16. Stima regionale delle piene di progetto

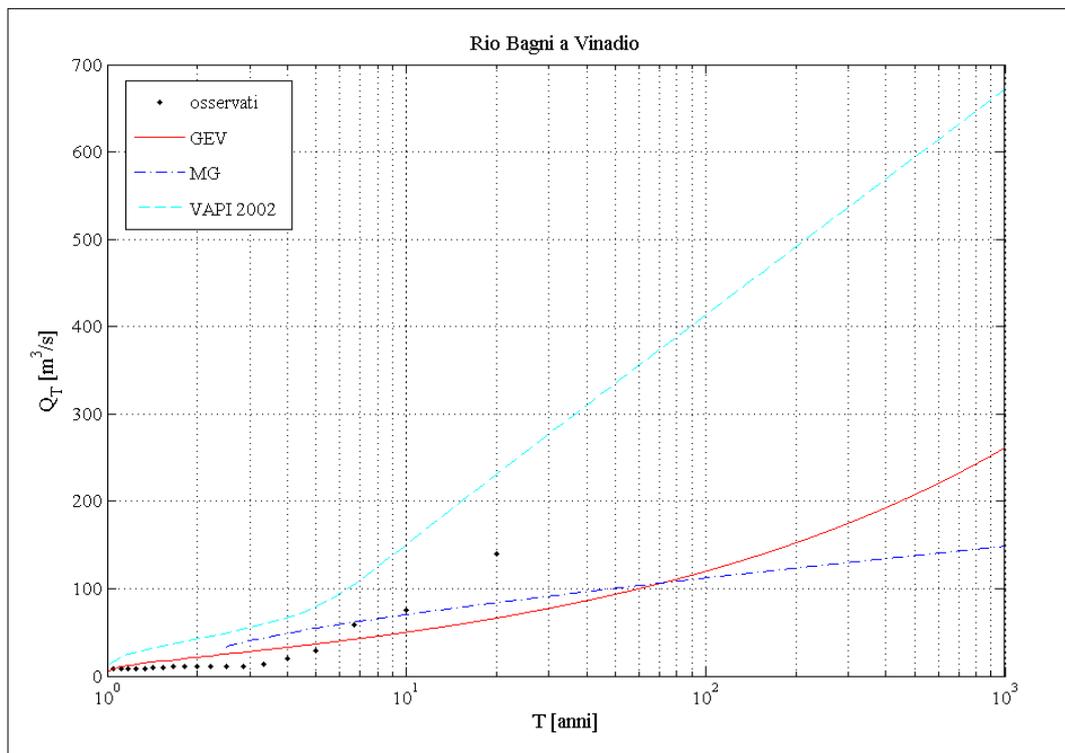


Figura B.17. Stima regionale delle piene di progetto

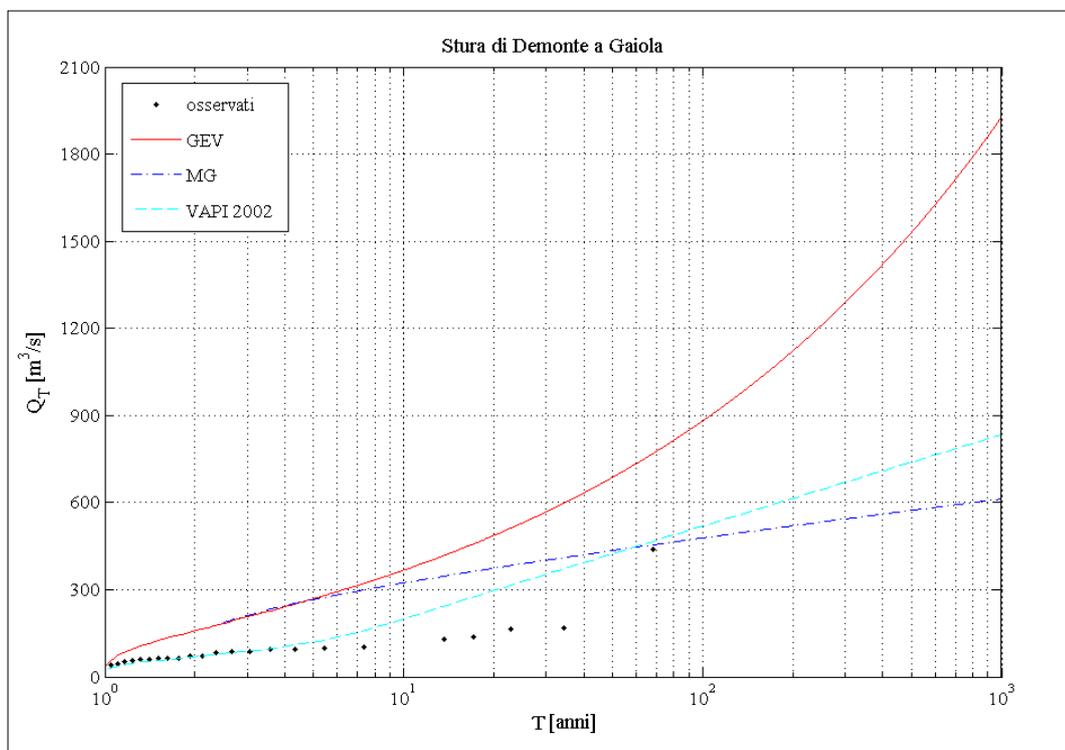


Figura B.18. Stima regionale delle piene di progetto

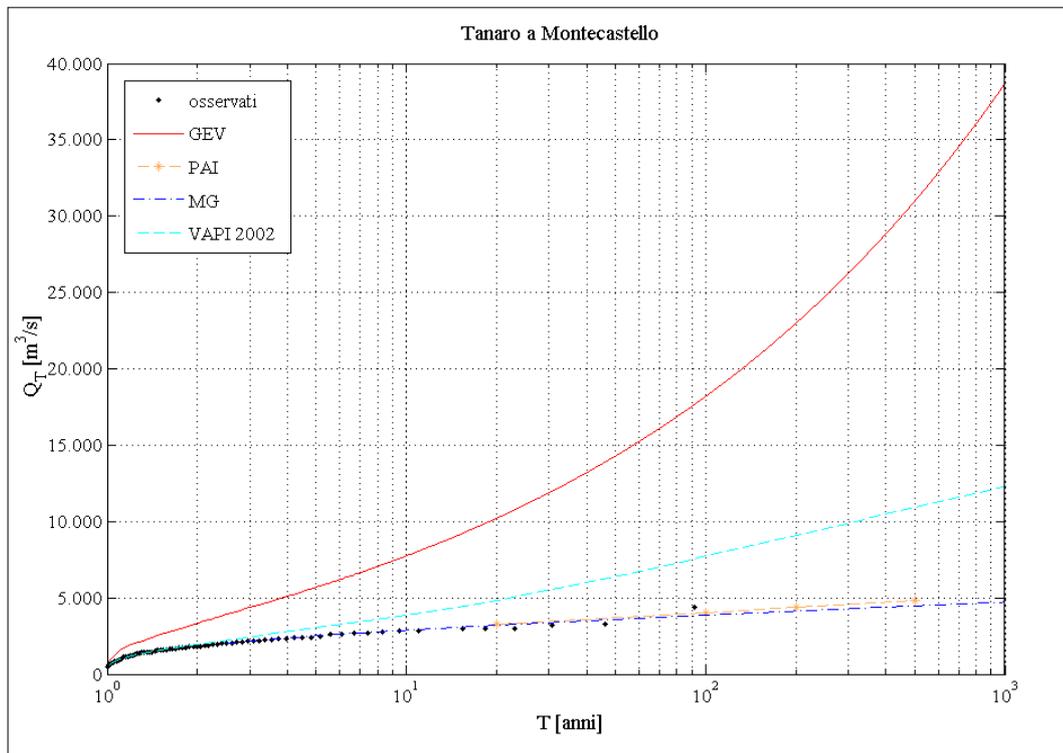


Figura B.19. Stima regionale delle piene di progetto

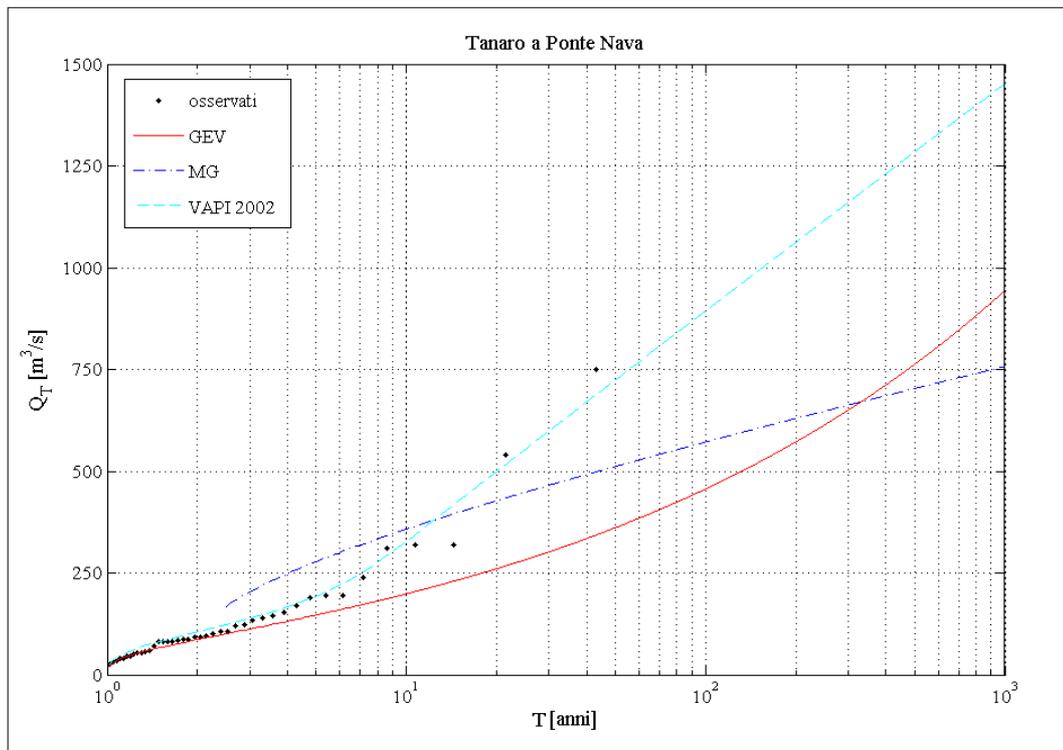


Figura B.20. Stima regionale delle piene di progetto

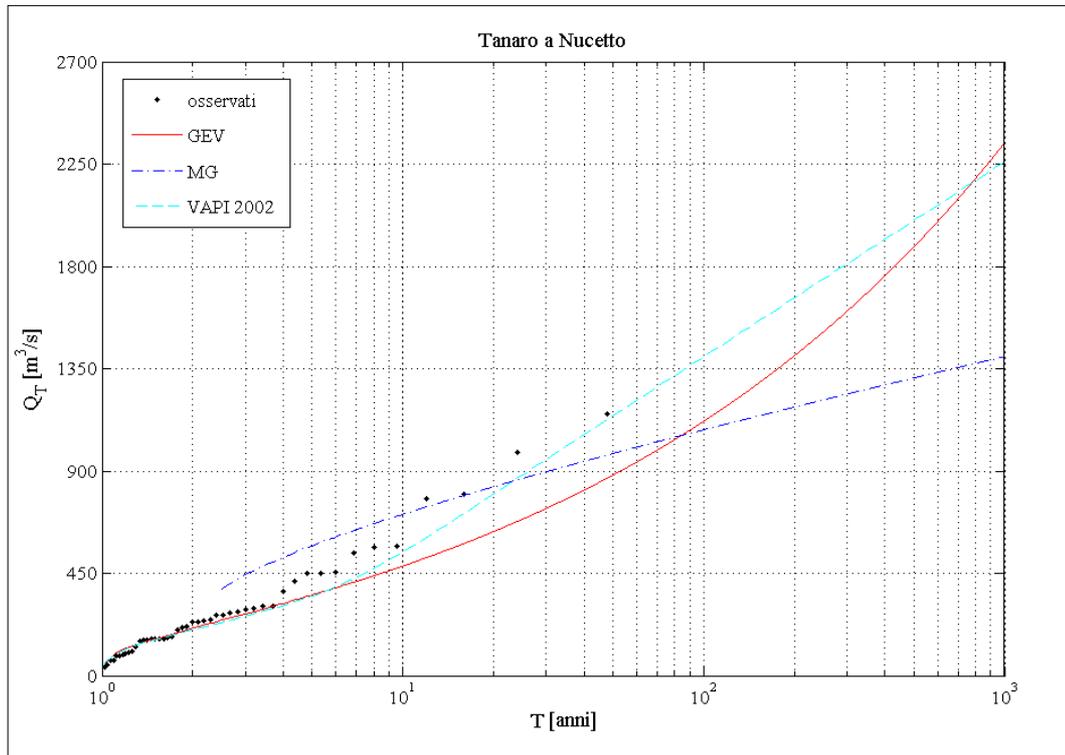


Figura B.21. Stima regionale delle piene di progetto

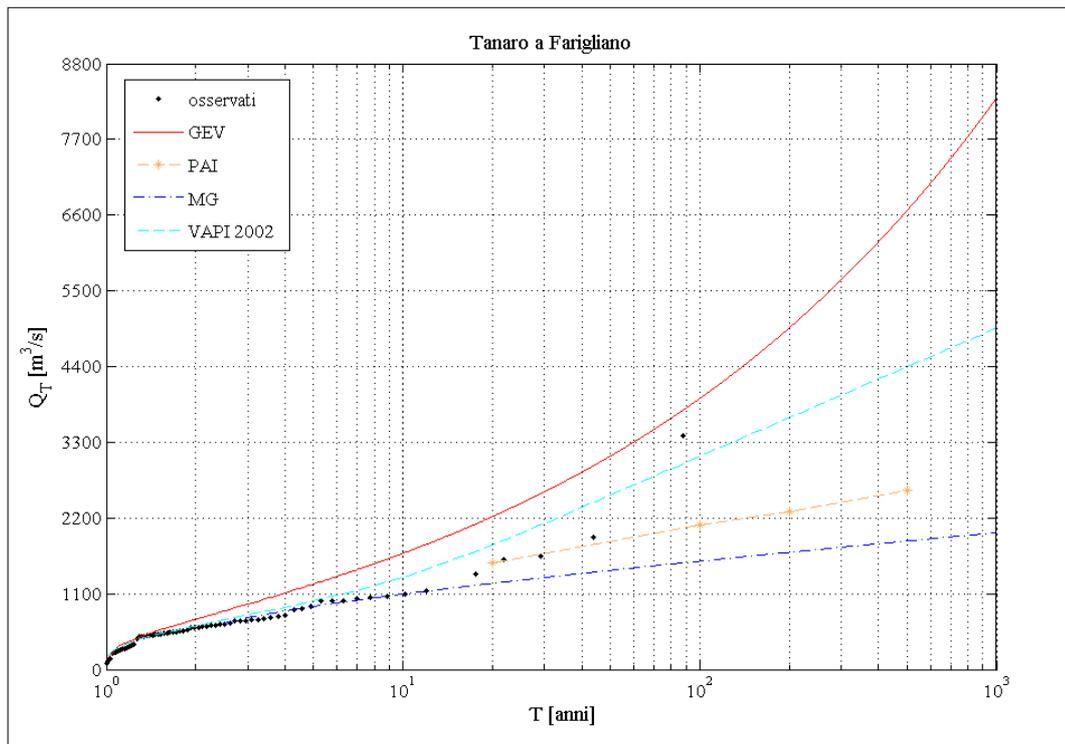


Figura B.22. Stima regionale delle piene di progetto

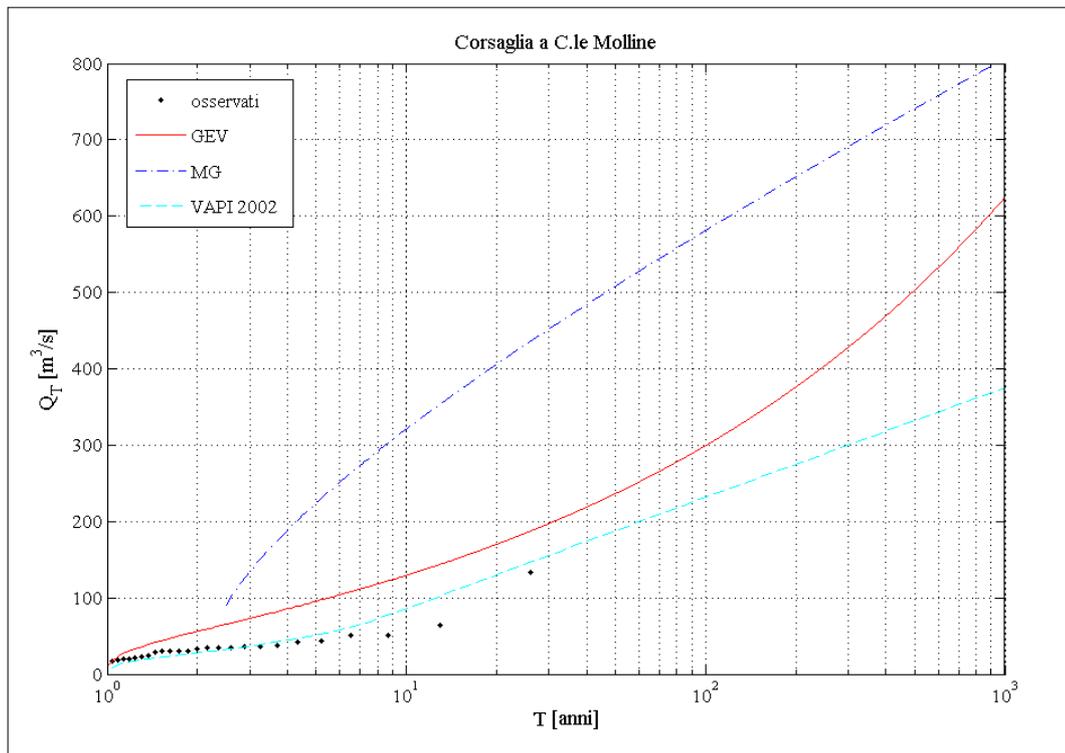


Figura B.23. Stima regionale delle piene di progetto

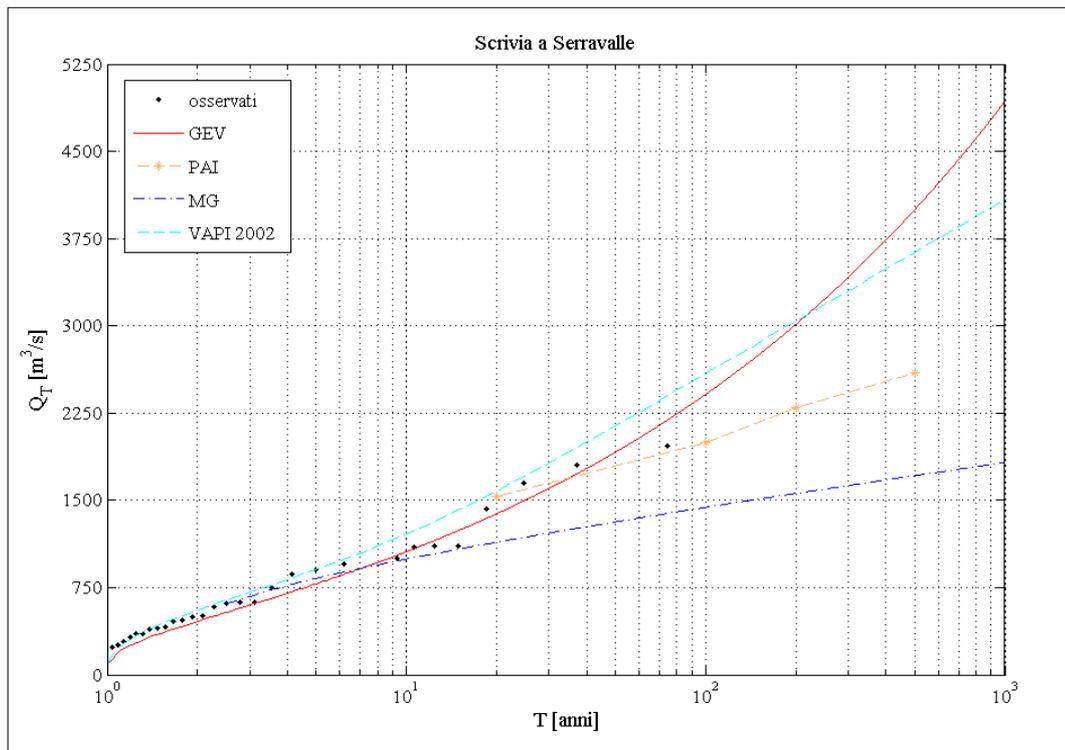


Figura B.24. Stima regionale delle piene di progetto

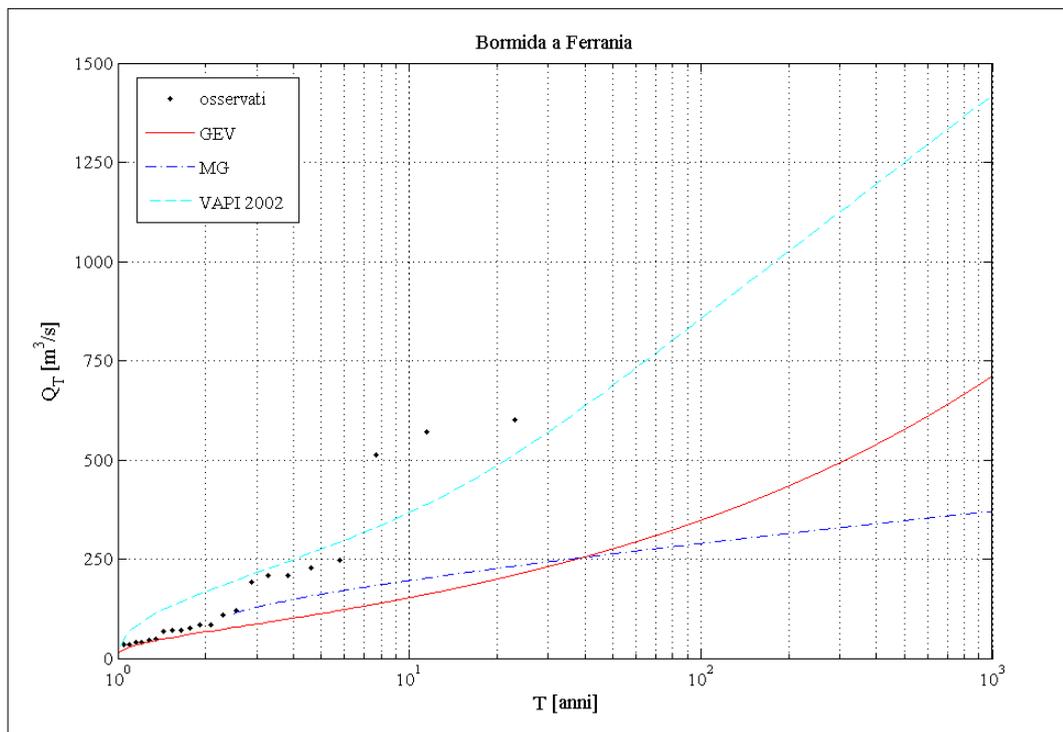


Figura B.25. Stima regionale delle piene di progetto

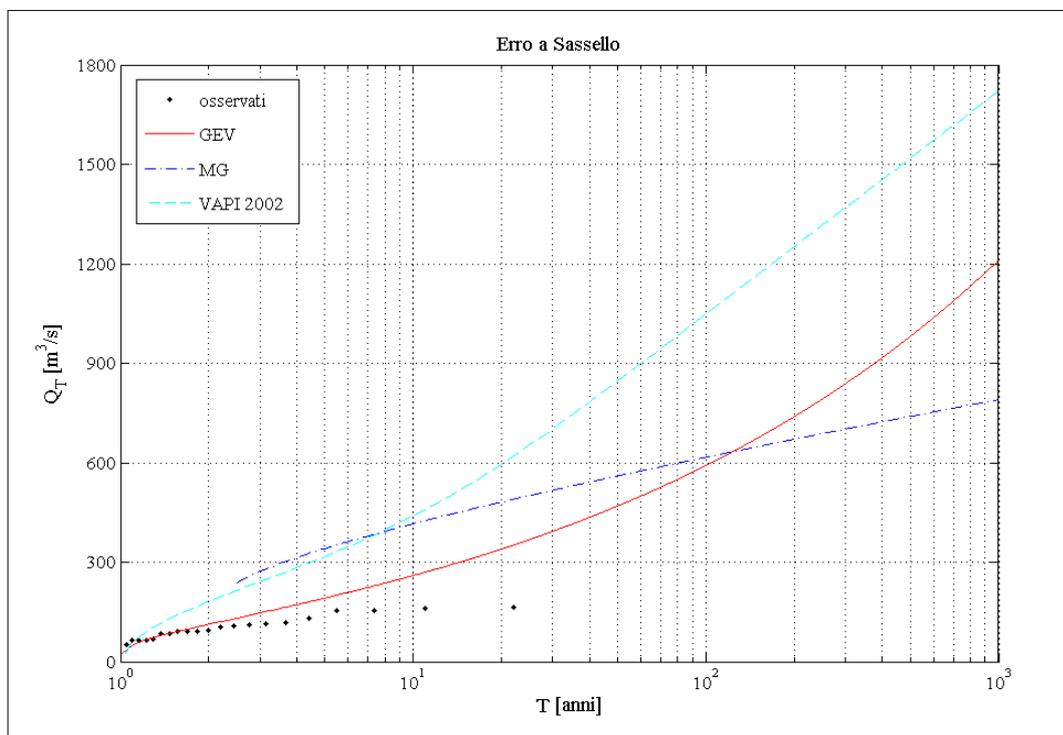


Figura B.26. Stima regionale delle piene di progetto

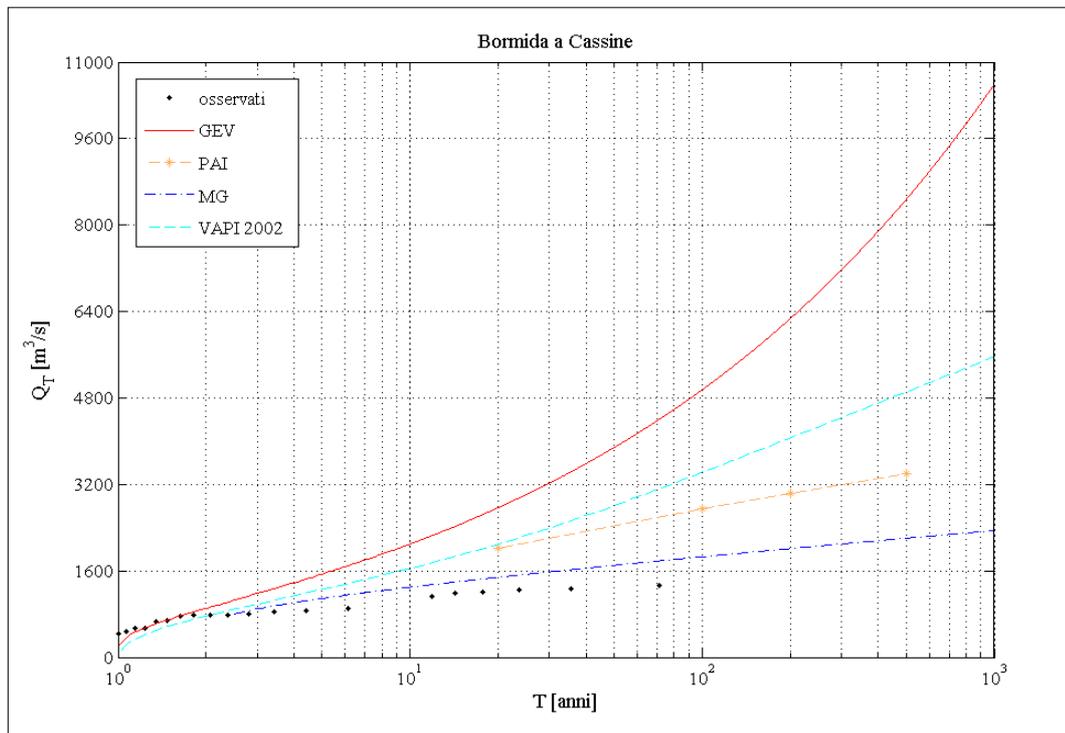


Figura B.27. Stima regionale delle piene di progetto

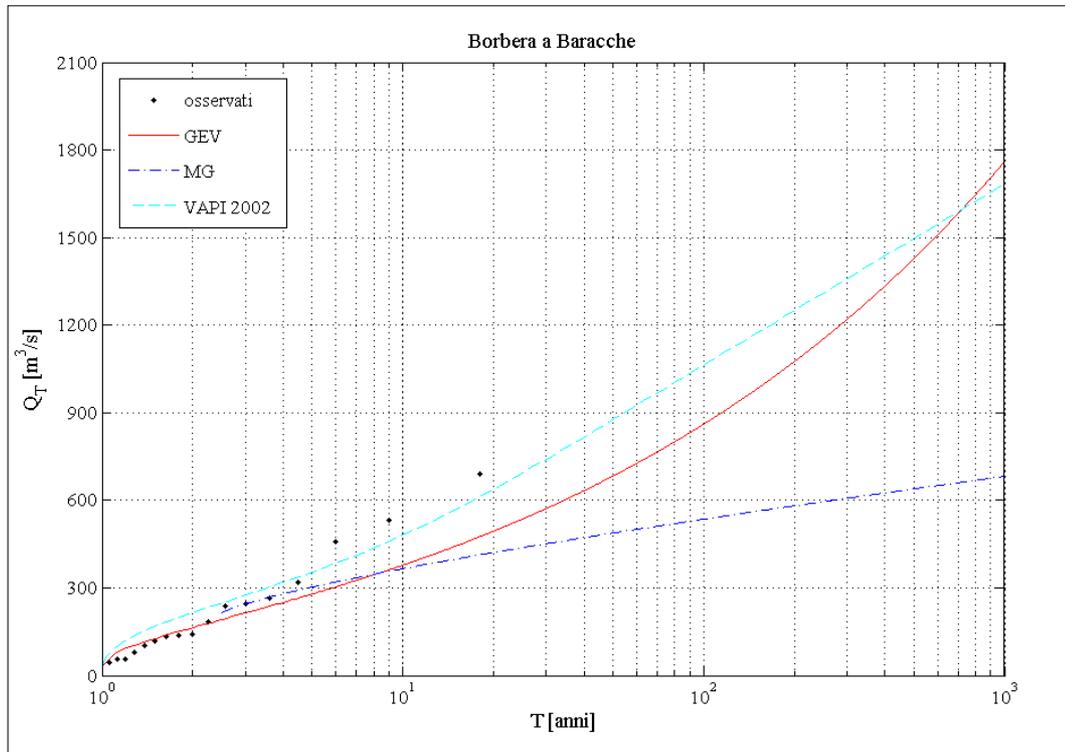


Figura B.28. Stima regionale delle piene di progetto

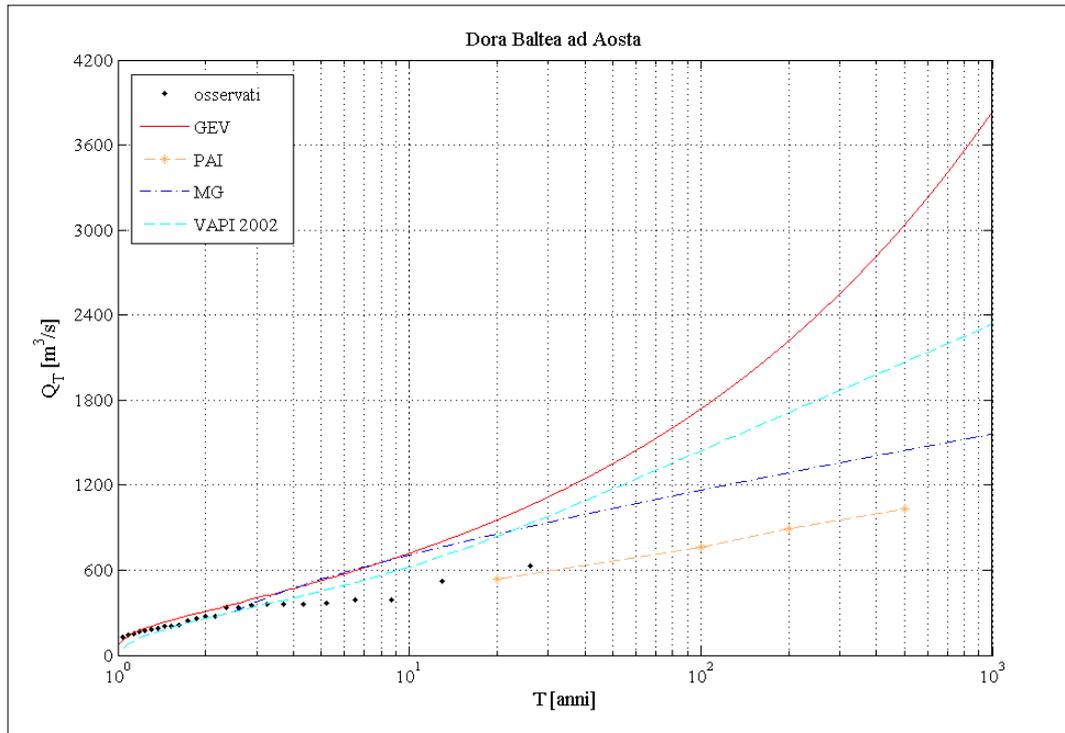


Figura B.29. Stima regionale delle piene di progetto

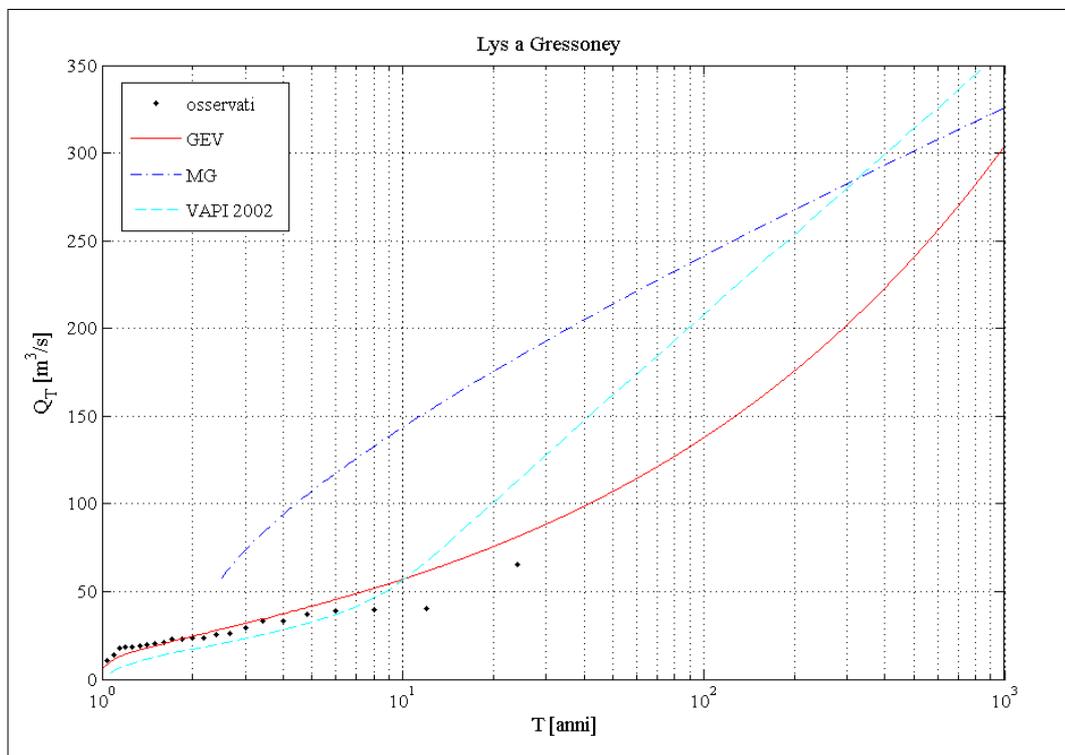


Figura B.30. Stima regionale delle piene di progetto

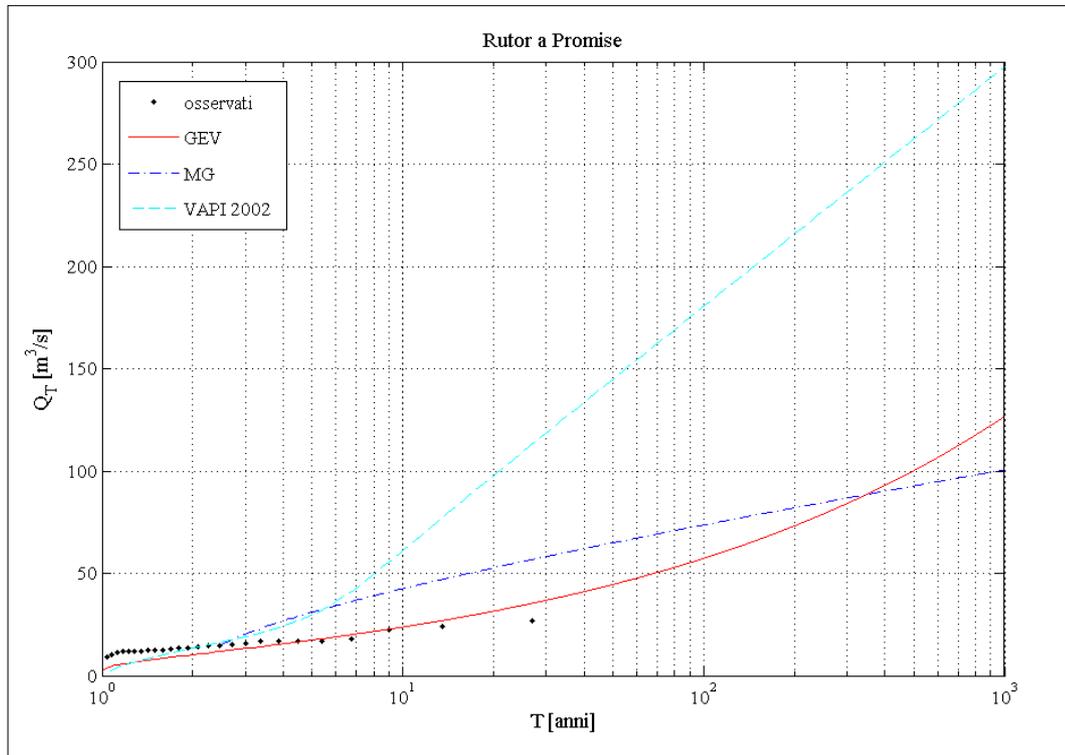


Figura B.31. Stima regionale delle piene di progetto

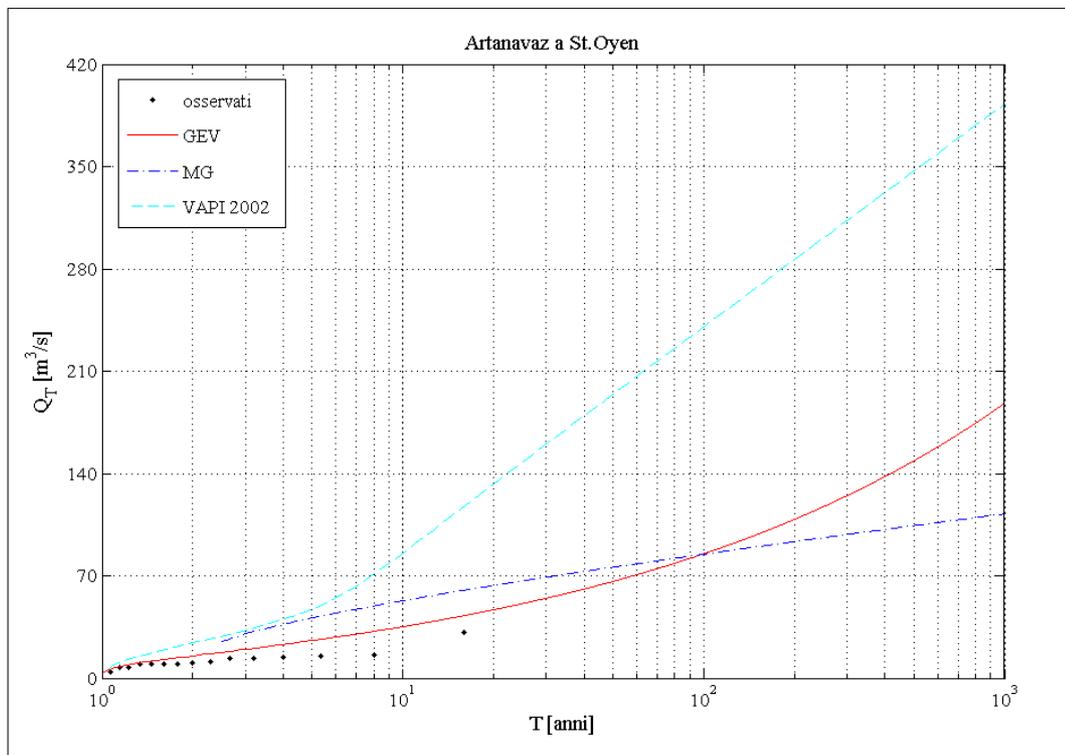


Figura B.32. Stima regionale delle piene di progetto

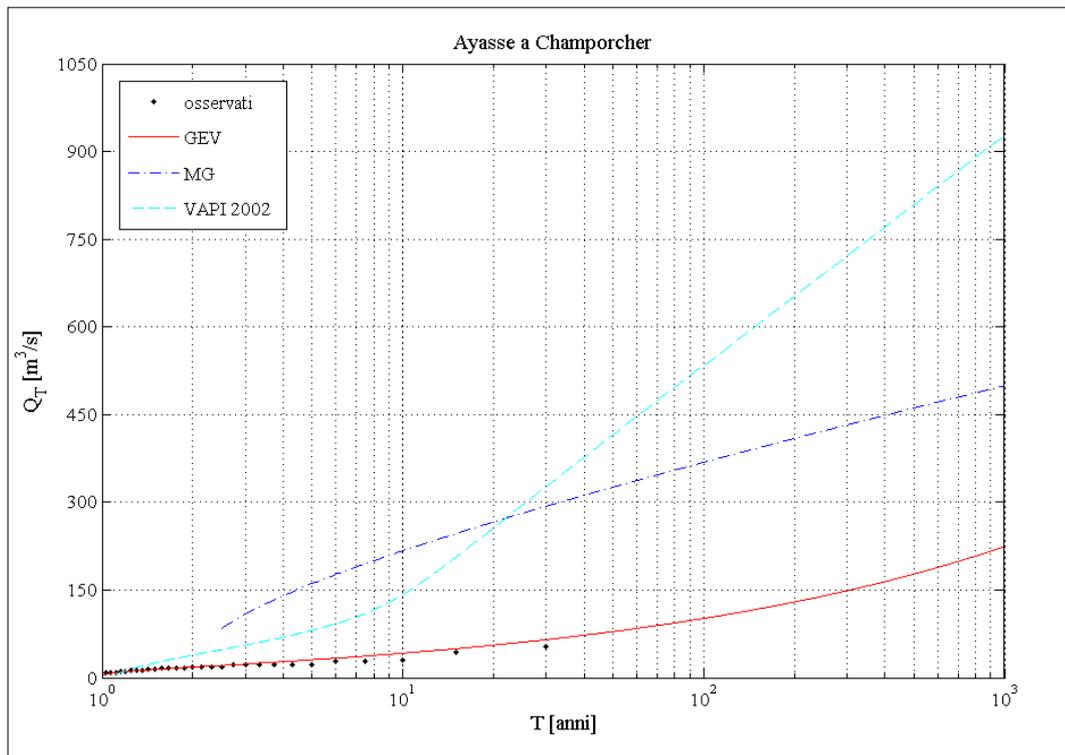


Figura B.33. Stima regionale delle piene di progetto

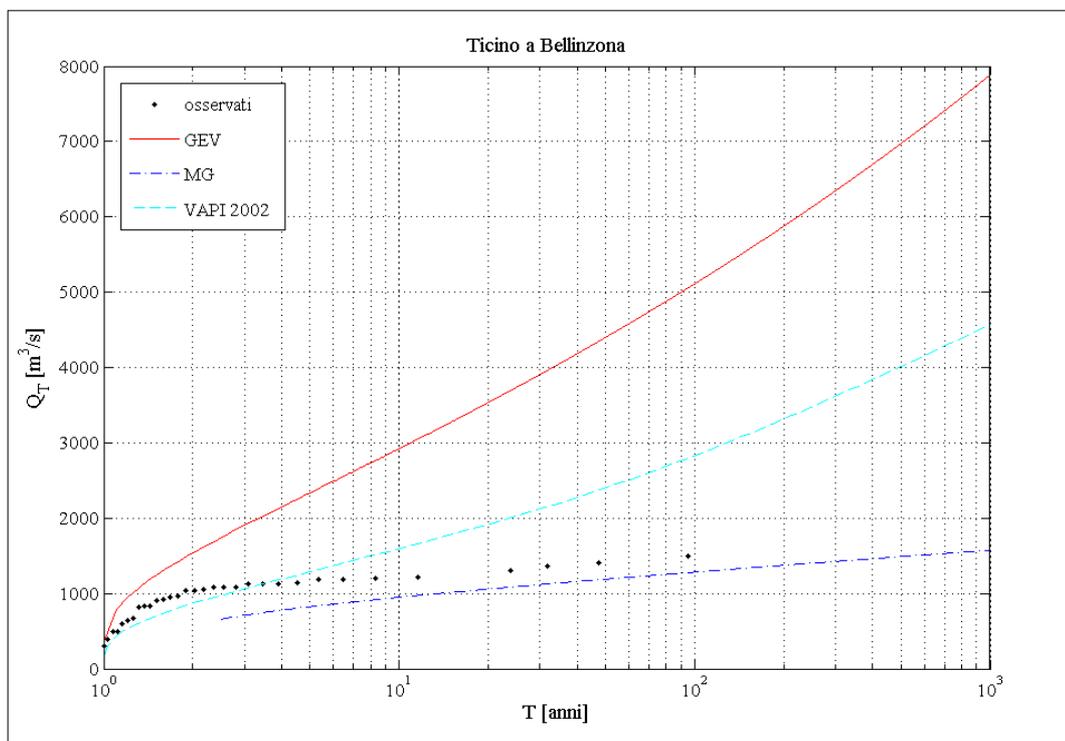


Figura B.34. Stima regionale delle piene di progetto

# Appendice C

## Descrizione dei metodi

### C.1 L'analisi di frequenza regionale

#### C.1.1 Introduzione

La valutazione del rischio di piena consiste nella determinazione della relazione tra la portata di piena  $Q_T$  e il periodo di ritorno  $T$ . Per i bacini idrografici in cui non siano stati realizzati importanti interventi di laminazione delle piene o radicali cambiamenti di uso del suolo, i metodi statistici basati sull'analisi di frequenza delle piene forniscono stime di  $Q_T$  decisamente migliori rispetto a quelle che si ottengono indirettamente per via analitica dalle massime piogge di assegnato periodo di ritorno, a causa dell'elevata incertezza da cui sono affette le stime dei parametri che intervengono nella trasformazione piogge-portate.

Anche nell'applicazione delle metodologie statistiche si incontrano notevoli difficoltà, soprattutto per problemi di disomogeneità delle serie storiche delle piene annuali in genere disponibili. Infatti, anche nei casi in cui siano presenti i dati idrometrici, le stime di  $Q_T$  diventano molto incerte quando l'interesse è volto a valori caratterizzati da periodi di ritorno molto maggiori rispetto alla dimensione campionaria della serie.

Per ridurre l'incertezza di stima delle portate di piena  $Q_T$  associate ad elevati periodi di ritorno  $T$  si ricorre all'analisi di frequenza regionale, basata sull'utilizzo dei dati campionari disponibili non solo nella sezione di interesse, ma anche di quelli osservati in siti appartenenti ad ampie regioni idrologicamente omogenee.

In prima istanza le metodologie di regionalizzazione statistica adottate nello studio dei deflussi estremi si basano su ipotesi di somiglianza statistica a livello di regione o zona omogenea. Essa comporta l'invarianza della distribuzione di probabilità del massimo annuale della portata al colmo normalizzata rispetto ad un valore indice, rappresentato, in genere, dal valore medio.

### C.1.2 Il metodo della piena indice

Il metodo della piena indice (*Dalrymple*, 1960), che rappresenta uno dei modelli più utilizzati nell'analisi di frequenza regionale, porta a selezionare una curva di frequenza unica in ogni regione omogenea, eliminandone un fattore di scala.

Si considerino  $N$  stazioni di misura per ciascuna delle quali sia a disposizione una serie di dati campionari  $(q_{i,1}, \dots, q_{i,n_i})$  di dimensione  $n_i$ .

Nel sito  $i$ -esimo, la variabile  $q_i(F)$ , con  $0 < F < 1$ , rappresenta il quantile della distribuzione di probabilità. Secondo la teoria della piena indice l'insieme di tali siti forma una regione omogenea se le distribuzioni di probabilità nelle  $N$  stazioni di misura sono identiche a meno di un fattore di scala  $q_{indice,i}$  chiamato piena indice.

La curva regionale di frequenza adimensionale è anche detta curva di crescita del valore indice col periodo di ritorno, o fattore di crescita  $K(T)$ , considerando che  $T = 1/(1 - F)$ .

Il metodo porge la portata al colmo temibile in un generico sito, strumentato o non, come prodotto del fattore di crescita  $K(T)$ , valutato a scala regionale, e della piena indice  $q_{indice}$ .

E' dunque possibile scrivere la seguente relazione:

$$q_i(T) = q_{indice,i} \cdot K(T) \quad \text{con } i = 1, \dots, N. \quad (C.1)$$

Il fattore di crescita misura la variabilità relativa degli eventi estremi alle diverse frequenze, poiché il rapporto tra due valori di portata con diversi periodi di ritorno  $q_{T'}/q_{T''} = K_{T'}/K_{T''}$  risulta una costante caratteristica della regione omogenea per qualsiasi coppia di valori  $T'$  e  $T''$  del periodo di ritorno. La piena indice, invece, è una grandezza locale, caratteristica del sito preso in esame, e il suo valore stimato  $\hat{q}_{indice}$  dipende dalle caratteristiche climatiche, geologiche, geomorfologiche e idrografiche del bacino imbrifero sotteso dalla sezione considerata.

La curva regionale di crescita  $K(T)$  è espressa in forme analitiche, cioè in funzione di una serie  $p$  di parametri  $\mathcal{G}_1, \dots, \mathcal{G}_p$ , per cui  $K(T)$  può essere intesa come  $K(T; \mathcal{G}_1, \dots, \mathcal{G}_p)$ . La determinazione di tali parametri può essere condotta seguendo

diverse metodologie statistiche di stima. Il metodo più usato è quello di stimare i parametri  $\mathcal{G}_k$  separatamente per ciascun sito, ottenendo  $\hat{\mathcal{G}}_k^{(i)}$ .

Tali stime locali vengono in seguito utilizzate per determinare il valore dei parametri della curva regionale, pesando le stime locali secondo la lunghezza delle serie:

$$\hat{\mathcal{G}}_k^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \hat{\mathcal{G}}_k^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}. \quad (\text{C.2})$$

Una procedura alternativa, detta *station year*, utilizzata, ad esempio, da *De Michele e Rosso* (2001, 2004), consiste nel mettere insieme tutti i dati relativi ai diversi siti, debitamente adimensionalizzati, in modo tale da stimare il valore di  $\hat{\mathcal{G}}_k^R$  direttamente sulla serie globale così ottenuta.

Andando poi ad introdurre i parametri regionali appena calcolati nell'espressione di  $K(T)$ , è possibile ottenere la stima della curva di crescita regionale  $\hat{K}(T) = K(\hat{\mathcal{G}}_1^R, \dots, \hat{\mathcal{G}}_p^R)$ .

La stima dei quantili  $Q_i(T)$  al sito  $i$ -esimo viene, infine, ottenuta inserendo nella (C.1) il valore, calcolato o stimato, della piena indice.

## C.2 I modelli probabilistici

### C.2.1 Il modello generalizzato del valore estremo GEV

#### C.2.1.1 Struttura del modello probabilistico

Il modello generalizzato del valore estremo GEV, introdotto da *Jenkinson* (1955), assume la seguente espressione di distribuzione di probabilità cumulata:

$$F_K(k) = \exp\left\{-\left[1 - \frac{k}{\alpha} \cdot (K - \varepsilon)\right]^{1/k}\right\} \quad \text{per } k \neq 0, \quad (\text{C.3})$$

$$F_K(k) = \exp\left\{-\exp\left[-\frac{1}{\alpha}(K - \varepsilon)\right]\right\} \quad \text{per } k=0, \quad (\text{C.4})$$

in cui  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  rappresentano rispettivamente i parametri di scala, di posizione e di forma della distribuzione di probabilità cumulata (DPC).

Per  $k = 0$  si ottiene la distribuzione asintotica del massimo valore del primo tipo (EV1), nota anche come legge di Gumbel, mentre per  $k < 0$  si ottiene una EV2 (Fréchet) e per  $k > 0$  si ha una EV3 (Weibull). Una volta stimati i parametri  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$ , risulta univocamente determinato il legame tra il periodo di ritorno  $T$  e il valore del coefficiente di crescita  $K_T$ , secondo la relazione:

$$T = \frac{1}{1 - F_K(k)} = \frac{1}{1 - \exp\left\{-\left[1 - \frac{k}{\alpha} \cdot (K - \varepsilon)\right]^{1/k}\right\}}. \quad (C.5)$$

La forma inversa della (C.5) consente di ricavare direttamente il fattore di crescita  $K_T$  per fissati valori del tempo di ritorno  $T$ :

$$K_T = \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \cdot \left(1 - e^{-k \cdot y_T}\right), \quad (C.6)$$

dove  $K_T$  indica il valore del fattore di crescita, mentre  $y_T$  denota la variabile ridotta di Gumbel, definita come:

$$y_T = -\ln\left[-\ln\left(\frac{T}{T-1}\right)\right]. \quad (C.7)$$

Il valore dei parametri caratteristici  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  a scala regionale da utilizzare nella (C.6) dipende dalla regione omogenea di appartenenza da parte della sezione fluviale di interesse.

### C.2.1.2 Il metodo degli L-momenti

Il metodo degli L-momenti (*Gabriele e Iritano, 1994*) viene usualmente utilizzato per il calcolo dei parametri caratteristici della legge GEV a scala regionale.

Gli L-moments sono, in generale, definiti come:

$$\lambda_r = E\left[KP_{r-1}^*\{F_K(K)\}\right], \quad (C.8)$$

dove  $P_r^*(\cdot)$  è l'operatore polinomio di Legendre.

Gli L-moments possono anche essere espressi come combinazioni lineari dei PWM:

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \cdot \beta_k, \quad \text{con} \quad p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{r}, \quad (\text{C.9})$$

dove  $\beta_k$  è il PWM di ordine  $k$ .

I rapporti tra gli L-moments si definiscono come:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}; \quad r = 3, 4, \dots \quad (\text{C.10})$$

Gli L-moments possono essere stimati tramite la seguente relazione:

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* b_k, \quad \text{con} \quad b_k = n^{-1} \sum_{j=1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-k)}{(n-1)(n-2)\dots(n-k)} x_j, \quad (\text{C.11})$$

dove  $x_j$  per  $j = 1, \dots, n$  è il  $j$ -esimo dato del campione ordinato in senso crescente ed  $n$  è il numero di dati del campione;  $b_r$  e  $l_r$  sono stimatori indistorti di  $\beta_r$  e  $\lambda_r$ , mentre  $t=l_2/l_1$  e  $t_r=l_r/l_2$  sono stimatori consistenti ma non indistorti di  $\tau$  e  $\tau_r$ .

Gli L-moments possono anche essere stimati usando dei PWM calcolati in base alla frequenza cumulata (plotting position) dei dati costituenti il campione:

$$l_r = n^{-1} \sum_{j=1}^n P_{r-1}^*(p_{j:n}) x_{j:n}, \quad (\text{C.12})$$

dove  $p_{j:n}$  è il vettore delle plotting position del campione ordinato  $x_{j:n}$ . Questi ultimi stimatori sono particolarmente raccomandati per la stima dei parametri della GEV, quando la plotting position è espressa come:

$$p_{j:n} = \frac{j - 0.35}{n}. \quad (\text{C.13})$$

Gli L-moments forniscono ottime prestazioni in termini di robustezza ed accuratezza nella stima dei parametri, specialmente in ambito di regionalizzazione, al pari dei PWM dai quali sono derivati. Rispetto ad essi inoltre offrono il vantaggio di una più facile interpretazione statistica come misura dei parametri di forma delle distribuzioni. In particolare  $\lambda_1$  è la media, ovvero una misura di posizione,  $\lambda_2$  è una misura di scala,  $\tau_3$  e  $\tau_4$  ( $L$ -ca ed  $L$ -k) sono rispettivamente misure di asimmetria e kurtosi,  $\tau$  ( $L$ -cv) è l'analogo del coefficiente di variazione.

In termini di L-moments i parametri caratteristici a scala regionale della GEV possono essere stimati mediante le seguenti relazioni:

$$c = \frac{2}{(3+t_3)} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)}, \quad (\text{C.14})$$

$$k = 7.8590 \cdot c - 2.9554 \cdot c^2, \quad (\text{C.15})$$

$$\alpha = \frac{l_2 \cdot k}{\{\Gamma(1+k)(1-2^{-k})\}}, \quad (\text{C.16})$$

$$\varepsilon = l_1 + \frac{\alpha}{k} \cdot \{\Gamma(1+k) - 1\}, \quad (\text{C.17})$$

in cui si nota che il parametro di forma  $k$  dipende solo da  $L-ca$ , il parametro di scala  $\alpha$  dipende da  $L-ca$  ed  $L-cv$ , mentre il parametro di posizione  $\varepsilon$  è funzione solo di  $L-ca$ , di  $L-cv$  e dalla media delle osservazioni  $l_1$ .

## C.2.2 La distribuzione TCEV

### C.2.2.1 Struttura del modello probabilistico

Il modello TCEV (Two Component Extreme Value distribution, *Rossi e Versace*, 1982; *Rossi et al.*, 1984, 1986; *Fiorentino et al.*, 1987; *Versace et al.*, 1989) ipotizza che i massimi annuali della variabile idrologica considerata (piogge o portate massime) provengano da due popolazioni distinte: una per così dire “ordinaria” (in seguito indicata con il pedice 1), che produce gli eventi massimi più frequenti ma meno intensi, e l’altra “straordinaria” (in seguito indicata con il pedice 2), rappresentata dai valori campionari più elevati, meno frequenti ma spesso catastrofici. Questa ipotesi si basa sul fatto che nelle serie storiche dei massimi annuali delle piogge e delle portate esistono valori nettamente superiori agli altri, detti *outliers*, tali da non sembrare appartenenti alla stessa popolazione dei rimanenti dati.

Il modello probabilistico TCEV dei massimi annuali ipotizza che la densità di probabilità del processo originario delle piogge intense costituisca una miscela di esponenziali di forma:

$$f(x) = p_1 \exp\left[-\frac{x-x_0}{\theta_1}\right] + p_2 \exp\left[-\frac{x-x_0}{\theta_2}\right], \quad (\text{C.18})$$

in cui:

- $x_0$  è un opportuno valore di soglia che nel seguito viene, come di norma, posto pari a zero;
- $\theta_1$  e  $\theta_2$  sono le medie delle due popolazioni considerate;
- $p_1$  è la probabilità di occorrenza della componente ordinaria;
- $p_2 = 1 - p_1$  rappresenta la probabilità di occorrenza della componente straordinaria.

Viene inoltre ipotizzato che il processo delle occorrenze sia poissoniano di parametri  $\Lambda_1$  e  $\Lambda_2$  così definiti:

$$\Lambda_1 = E[K_1] \quad ; \quad \Lambda_2 = E[K_2], \quad (C.19)$$

dove  $K_1$  e  $K_2$  indicano il numero casuale annuo di eventi intensi appartenenti alle due popolazioni.

Il modello probabilistico della TCEV dei massimi annuali ha la seguente funzione di probabilità cumulata (Rossi e Versace, 1982; Rossi et al., 1984):

$$F_X(x) = \exp\left(-\Lambda_1 e^{-x/\theta_1} - \Lambda_2 e^{-x/\theta_2}\right). \quad (C.20)$$

Di norma si ammettono validi anche i seguenti vincoli:

$$\theta_2 > \theta_1 > 0 \quad , \quad \Lambda_1 \geq \Lambda_2 > 0, \quad (C.21)$$

i quali indicano che la componente “ordinaria” ha maggiore frequenza e minore intensità rispetto a quella “straordinaria”.

Nell'applicazione del modello TCEV risulta spesso conveniente far riferimento anziché alla variabile  $X$ , alla variabile standardizzata  $Y$ , che rappresenta la variabile ridotta di Gumbel della componente “ordinaria”:

$$Y = \frac{X}{\theta_1} - \ln(\Lambda_1). \quad (C.22)$$

La variabile  $Y$  ha funzione di distribuzione cumulata così definita:

$$F_Y(y) = \exp\left[-\exp^{-y} - \Lambda_* \exp^{-y/\theta_*}\right], \quad (C.23)$$

che rappresenta una TCEV standardizzata con parametri  $\theta_* = \theta_2/\theta_1$  e  $\Lambda_* = \Lambda_2/\Lambda_1^{1/\theta_*}$ . La funzione di distribuzione cumulata della variabile  $Y$ , così come quella di  $X$ , non è invertibile analiticamente, ma solo numericamente. Ne consegue che per ottenere la relazione che lega  $Y$  al tempo di ritorno  $T$  si fa generalmente riferimento ad una forma asintotica, valida per tempi di ritorno orientativamente superiori a 10 anni:

$$Y_T = a + b \cdot \ln(T), \quad (\text{C.24})$$

dove  $a = \theta_* \ln \Lambda_*$  e  $b = \theta_*$ .

### C.2.2.2 Procedura di stima gerarchica

La procedura di stima gerarchica, proposta da *Fiorentino et al.* (1987), prevede che la valutazione dei parametri della distribuzione TCEV venga effettuata per fasi successive, secondo un criterio gerarchico al quale corrispondono altrettante scale spaziali. Al primo livello corrisponde una vasta scala regionale, al secondo una scala regionale ridotta, o subregionale, ed al terzo corrisponde quella del singolo sito di misura, in cui si stima la media della grandezza idrologica considerata.

Più in dettaglio, al **primo livello di regionalizzazione** si considera l'ipotesi che i parametri di forma del modello  $\theta_*$  e  $\Lambda_*$ , prima definiti, siano omogeneamente distribuiti su una vasta area, cioè siano costanti in senso statistico, intendendo come omogenea l'area in cui la varianza spaziale della grandezza idrologica considerata è trascurabile rispetto alla varianza campionaria, dovuta alla limitata numerosità dei dati disponibili.

L'assunzione di omogeneità areale di questi parametri comporta l'ipotesi di considerare omogeneamente distribuito il coefficiente di asimmetria convenzionale  $\gamma_1$  definito dal rapporto:

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}, \quad (\text{C.25})$$

dove  $\mu_2$  è la varianza e  $\mu_3$  è il momento centrale di terzo ordine della distribuzione.

Per una distribuzione TCEV esso è legato ai parametri dalla relazione (Gabriele e Iritano, 1994):

$$\gamma_1 = \frac{3.753 - 3S_2 - 3.4632S_1 + 6S_1S_0 + 3.935S_0 + 3.4632S_0^2 - S_0^3}{(1.6448 + 2S_1 + 1.1544S_0 - S_0^2)^{3/2}}, \quad (C.26)$$

in cui:

$$S_i = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j \Gamma^{(i)}(j/\theta_*)}{j!}, \quad (C.27)$$

e  $\Gamma^{(i)}(j/\theta_*)$  è la derivata  $i$ -esima della funzione gamma completa, data dalla seguente relazione (Artin, 1964; Cramér, 1997):

$$\Gamma^{(i)}(p) = \int_0^{\infty} x^{p-1} (\ln x)^i e^{-x} dx. \quad (C.28)$$

In sostanza,  $\gamma_1$  dipende unicamente dai parametri  $\theta_*$  e  $\Lambda_*$ , per cui nell'intera zona omogenea rispetto al coefficiente di asimmetria (I livello) può considerarsi costante e unica la distribuzione di probabilità  $F_Y(y)$  della variabile ridotta  $Y$  definita dalla (C.23).

Noti  $\theta_*$  e  $\Lambda_*$ , la probabilità che un massimo annuale derivi dalla componente straordinaria è data dalla seguente relazione:

$$p_2 = -\frac{\Lambda_*}{\theta_*} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j}{j!} \Lambda_*^j \Gamma\left(\frac{j+1}{\theta_*}\right). \quad (C.29)$$

Al **secondo livello di regionalizzazione** si assume che anche il parametro di scala  $\Lambda_I$  della grandezza idrologica considerata sia costante. Esso dipende dal coefficiente di variazione  $CV_I$  della componente ordinaria tramite la seguente relazione:

$$\ln(\Lambda_I) = \frac{1,283}{CV_I} - 0.5772. \quad (C.30)$$

La verifica di questa ipotesi è fatta sia rispetto all'area individuata al primo livello, sia rispetto ad aree più ristrette, ma comunque contenute nell'area

maggiore (sottozone omogenee). Essa si realizza, utilizzando la variabile standardizzata  $K$ , detta fattore di crescita:

$$K = \frac{X}{\mu(X)}, \quad (\text{C.31})$$

in cui  $X$  è la grandezza idrologica e  $\mu(X)$  la sua media. La distribuzione di  $K$  dipende da  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e da  $\Lambda_I$ , che rappresenta il numero medio di eventi indipendenti provenienti dalla componente ordinaria.

La funzione di probabilità cumulata di  $k$  dipende dai soli parametri  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_I$  ed è una TCEV del tipo (Rossi e Villani, 1995):

$$F_K(k) = \exp\left[-\Lambda_I \exp^{-k\eta} - \Lambda_I^{1/\theta_*} \Lambda_* \exp^{-k\eta/\theta_*}\right], \quad (\text{C.32})$$

in cui  $\eta = C + \ln(\Lambda_I) - T_0$ , dove:

- $C$  rappresenta la costante di Eulero, pari a 0.5772;
- $T_0 = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^i \Lambda_*^i}{i!} \Gamma\left(\frac{i}{\theta_*}\right)$ .

La grandezza  $\eta$  corrisponde al rapporto  $\eta = \frac{\mu(X)}{\theta_1}$ , che può essere, a sua volta,

espresso in funzione degli altri tre parametri.

Va precisato che anche  $F_K(k)$ , non è direttamente invertibile. Per definire il rapporto che lega  $K$  ai tempi di ritorno, vale a dire per definire il fattore probabilistico di crescita nell'ambito della sottozona omogenea, viene utilizzata una approssimazione asintotica rappresentata dalla seguente relazione logaritmica:

$$K_T = a + b \cdot \ln(T), \quad (\text{C.33})$$

in cui  $a = (\theta_* \ln \Lambda_* + \ln \Lambda_I) / \eta$ ,  $b = \theta_* / \eta$  e la funzione  $K_T = K(T)$  viene definita come *curva di crescita*.

Al secondo livello si assume in definitiva che l'ipotesi di omogeneità si estenda oltre che ai parametri di forma  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  anche al parametro  $\Lambda_I$ . Con tale ipotesi si ammette che sia costante anche  $\Lambda_2$ , legato a  $\Lambda_I$  dalla relazione:

$$\Lambda_2 = \Lambda_I \Lambda_*^{1/\theta_*}. \quad (\text{C.34})$$

Per questo motivo nell'ambito di una sottozona omogenea risulta costante il numero annuale complessivo  $\Lambda = \Lambda_1 + \Lambda_2$  di eventi indipendenti. Ne discende che il coefficiente di variazione teorico della distribuzione  $CV$ , dato dal rapporto  $CV = \sqrt{\mu_2} / \mu(X)$  è costante in tutta la sottozona.

Al **terzo livello di regionalizzazione** si effettuano le stime del parametro di posizione (media, mediana, etc.) di una variabile, laddove essa non è rilevata. Ad essere stimata è solitamente la media in quanto rappresenta il parametro di gran lunga più usato per caratterizzare la “tendenza centrale” di una variabile casuale. Quale stima della media è usuale assumere il valore campionario:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad (C.35)$$

che fornisce una stima consistente e indistorta della grandezza di interesse. Essa costituisce uno stimatore puntuale che, in quanto tale, è soggetto a disturbi spaziali anche rilevanti. Questi ultimi per essere spiegati, richiederebbero l'introduzione di variabili esterne ed indipendenti che rendono talora molto complessa la stima di  $\bar{x}$ . Tuttavia tra i vari parametri presi a base della distribuzione,  $\bar{x}$  è quello caratterizzato da minore incertezza.

Spesso, a scala regionale,  $\bar{x}$  viene stimata utilizzando delle relazioni empiriche che legano l'altezza media di pioggia (giornaliera, oraria, etc.) a parametri che caratterizzano le singole stazioni di misura pluviometriche e in particolare alla quota geodetica  $H$ .

La procedura di regionalizzazione proposta da *Fiorentino et al.* (1987), utile per la stima dei parametri della distribuzione TCEV, viene utilizzata dal progetto VAPI, sviluppato dal GNDICI, a partire dal 1989, nell'ambito del programma nazionale di valutazione delle piene dei corsi d'acqua italiani.

La procedura VAPI nazionale prevede, infatti, che la determinazione dei massimi annuali delle portate di piena venga effettuata, per ciascuna regione idrografica, tramite il modello probabilistico a doppia componente TCEV, i cui parametri siano stimati tramite la regionalizzazione gerarchica precedentemente spiegata.

Tutte le generalità riguardo il progetto VAPI sono disponibili nel sito web del GNDICI, richiamato in Bibliografia.

### C.2.3 I modelli MG e MGs

#### C.2.3.1 Struttura dei modelli probabilistici

I modelli MG e MGs non possono essere considerati a tutti gli effetti dei metodi di stima regionali, poiché si svincolano dal concetto di “regione omogenea” per andare ad esprimere la variabilità della portata al colmo di piena in funzione del tempo di ritorno mediante le variabili geologiche, morfologiche e climatiche dei bacini considerati.

Il modello probabilistico a due parametri MG (*Maione et al.*, 1999, 2001), è stato tarato a partire dalle serie storiche di portata al colmo massime annuali relative a 249 stazioni idrometrografiche con almeno 20 anni di osservazione ed è stato messo a punto utilizzando solo i valori massimi di tali serie.

Dai dati disponibili è stata ricavata la forma della funzione di probabilità da associare alla variabile  $Q$ :

$$\frac{Q}{\mu(Q)} = 1 + 1.67 K_T^{0.8} CV^{1.34}, \quad (C.36)$$

dove:

- $K_T$  rappresenta il fattore di crescita proposto dalla distribuzione di Gumbel:

$$K_T = - \left[ 0.45 + 0.779 \ln \left( - \ln \left( 1 - \frac{1}{T} \right) \right) \right]; \quad (C.37)$$

- $CV$  indica il coefficiente di variazione della variabile  $Q$ :

$$CV = \frac{\sigma(Q)}{\mu(Q)}. \quad (C.38)$$

In modo analogo è stato dedotto, da *Maione et al.* (1999, 2001) il modello semplificato MGs, dipendente dal solo parametro  $\sigma(Q)$ , la cui relazione è esprimibile come:

$$\frac{Q}{\sigma(Q)} = 2.28 + 0.67 \ln(T). \quad (C.39)$$

Il modello MGs, pur dipendendo da un solo parametro, presenta, in alcuni casi, interpolazioni migliori ai dati sperimentali rispetto al modello completo MG.

Inoltre, risultando  $Q/\sigma$  indipendente da  $CV$  e dal coefficiente di asimmetria  $\gamma$ , i quantili di tale variabile possono essere espressi in funzione del solo tempo di ritorno  $T$ :

$$\frac{Q}{\sigma} = f(T). \quad (C.40)$$

### C.2.3.2 Procedura di stima dei parametri $\mu(Q)$ e $\sigma(Q)$

L'applicazione dei modelli MG e MGs, definiti rispettivamente dalle relazioni (C.36) e (C.39), richiede la stima dei parametri  $\mu(Q)$  e  $\sigma(Q)$ . Nel caso di siti non strumentati o in presenza di serie storiche non sufficientemente estese, *Maione et al.* (1999, 2001) prevedono che tale stima venga effettuata per via indiretta.

A questo scopo vengono utilizzate espressioni di tipo multiregressivo definite nella classica forma monomia:

$$\mu(Q) = \alpha_0 A_1^{\alpha_1} A_2^{\alpha_2} \dots, \quad (C.41)$$

$$\sigma(Q) = \beta_0 A_1^{\beta_1} A_2^{\beta_2} \dots, \quad (C.42)$$

dove  $A_k$  è il generico indice geomorfoclimatico scelto a rappresentare le caratteristiche del bacino in esame.

I parametri descrittivi delle caratteristiche geomorfoclimatiche considerati nell'analisi possono essere suddivisi in tre gruppi:

- parametri geometrici e morfologici: area drenata  $A$  (km<sup>2</sup>), lunghezza  $L$  dell'asta principale della rete idrografica (km), altitudine media  $H$  del bacino riferita alla sezione di chiusura (m), pendenza media  $i$  (data dal rapporto tra  $H$  e  $L$ );
- parametri pluviometrici: medie spaziali  $M_h$  e  $S_h$  (mm) delle medie e degli scarti quadratici medi (temporali) delle serie almeno ventennali relative alle altezze massime annuali di precipitazione giornaliera dei singoli pluviometri ricadenti nel bacino;
- un indice di infiltrabilità dei suoli, scelto pari al valor medio  $\Phi$  del coefficiente di deflusso mensile mediato almeno su un ventennio e, per ogni anno, sui mesi nei quali con maggior frequenza si verificano gli eventi di piena più intensi.

A proposito del parametro  $\Phi$  è importante sottolineare che i coefficienti di deflusso mensili o stagionali tengono conto non solo delle perdite per infiltrazione, ma anche di quelle per evapotraspirazione, che nei periodi lunghi possono essere rilevanti e in quelli brevi, al contrario, molto limitate.

E' dunque chiaro che il parametro  $\Phi$  può essere calcolato direttamente solo nel caso delle stazioni idrometrografiche gestite direttamente dal Servizio Idrografico, per le quali sono pubblicati i dati relativi al bilancio idrologico su scala mensile. Nel caso di bacini privi di monitoraggio idrologico si possono assumere i valori di  $\Phi$  ottenuti mediando i valori dei bacini limitrofi.

### **C.3 Procedure di stima delle piene di progetto nella regione di interesse**

#### **C.3.1 La procedura De Michele - Rosso**

La procedura proposta da *De Michele e Rosso* (2001, 2004) per la stima delle piene di progetto si basa sul metodo della piena indice (*Dalrymple*, 1960), descritto nel paragrafo C.1.2. In particolare, la procedura prevede che il fattore probabilistico di crescita  $K_T$  venga determinato applicando a scala regionale il modello probabilistico generalizzato del valore estremo, ossia la distribuzione GEV (*Jenkinson*, 1955) della variabile aleatoria  $K = Q/q_{indice}$ , dove  $Q$  indica il massimo annuale della portata al colmo e  $q_{indice}$  rappresenta il valore atteso dei massimi annuali di portata al colmo nel sito stesso. La relazione tra il fattore probabilistico di crescita  $K_T$  e il tempo di ritorno  $T$  risulta, dunque, espressa dalla (C.6). Il valore dei parametri caratteristici  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  a scala regionale da utilizzare in tale espressione dipende dalla regione omogenea di appartenenza da parte della sezione fluviale di interesse. Per quanto riguarda l'Italia Nord Occidentale, oggetto del presente lavoro, *De Michele e Rosso* (2001, 2004) hanno individuato 4 zone omogenee, attraverso il metodo della stagionalità delle piene massime annuali (*Pardè*, 1947; *Burn*, 1997) e considerando la proprietà di invarianza di scala in senso statistico della portata al colmo di piena (*Figura C.1*, *Tabella C.1*). Sono state altresì identificate due zone di transizione (*ZT1* e *ZT2*), per le quali è statisticamente confutabile l'ipotesi di omogeneità e la valutazione dei parametri caratteristici  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  richiede un'impostazione particolare, in seguito spiegata.

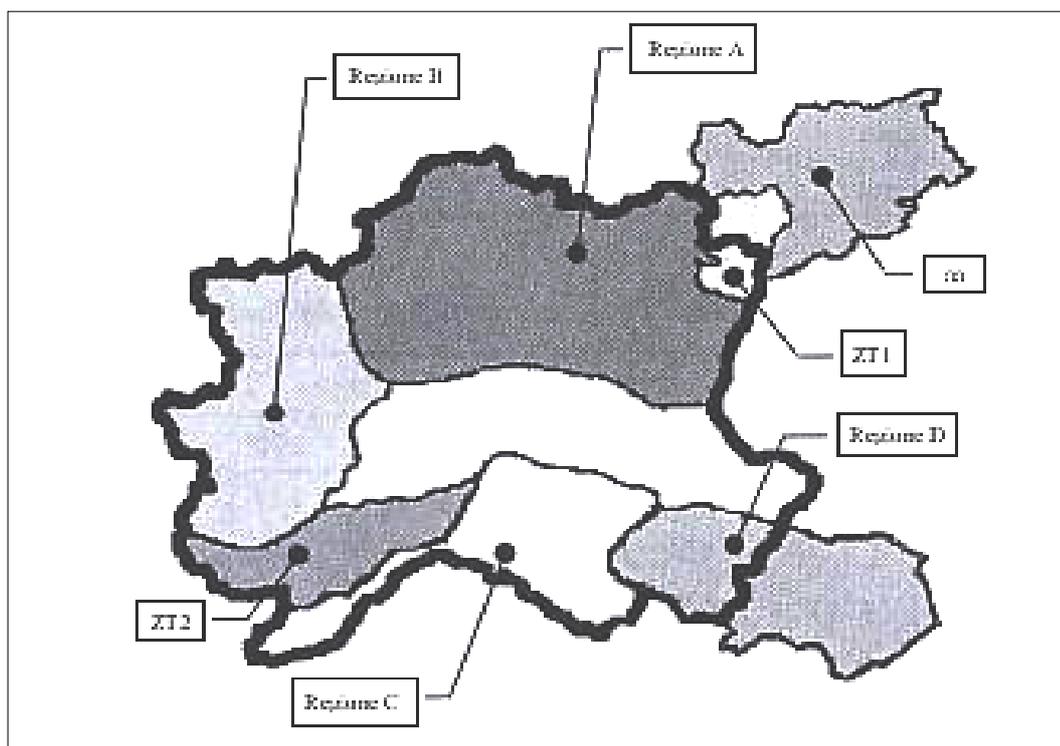


Figura C.1. Regioni omogenee dell'Italia Nord Occidentale in relazione al regime di piena

Zona		Confini
A	Alpi e Prealpi Centrali	Abbraccia i bacini padani dal Chiese al Sesia
B	Alpi e Prealpi Occidentali	Comprende i bacini padani dalla Dora Baltea al torrente Grana
C	Appennino Nord Occidentale e Bacini Tirrenici	Abbraccia i bacini liguri con foce al litorale tirrenico ed i bacini padani dallo Scrivia al Taro
D	Appennino Nord Orientale	Comprende i bacini padani dal torrente Parma al Panaro
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
ZT1	Zona disomogenea di transizione tra Zona A e Alto Adige	Comprende i tributari del lago di Garda e il bacino del Noce
ZT2	Zona disomogenea di transizione tra la Zona B e la Zona C	Comprende il bacino del Tanaro e i suoi affluenti

Tabella C.1. Zone omogenee di piena dell'Italia Nord Occidentale

La procedura proposta da *De Michele e Rosso* (2001, 2004) prevede che la stima dei parametri  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  per i diversi siti venga effettuata tramite il metodo degli L-momenti, adottando nelle (C.14), (C.15), (C.16), (C.17) la metodologia *station year*, descritta nel paragrafo 1.1.2. I valori dei parametri di scala  $\alpha$ , di posizione  $\varepsilon$  e di forma  $k$ , relativi alle diverse zone omogenee e stimati secondo tale procedura, sono riportati in tabella C.2.

Zone		$\alpha$	$\varepsilon$	$k$
A	Alpi e Prealpi Centrali	0.365	0.745	-0.110
B	Alpi e Prealpi Occidentali	0.352	0.635	-0.320
C	Appennino NW e Bacini Tirrenici	0.377	0.643	-0.276
D	Appennino NE	0.334	0.775	-0.089
aa	Alto Adige e suoi affluenti	0.292	0.804	-0.088

Tabella C.2. Parametri della distribuzione di probabilità GEV del coefficiente di crescita  $K_T$  per le zone omogenee dell'Italia Nord Occidentale

Per valutare le piene nei corsi d'acqua appartenenti alle due zone disomogenee ZT1 e ZT2 è necessario procedere con la parametrizzazione della curva di crescita GEV sito per sito, pesando i parametri  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  della legge GEV in base alle distanze minime del sito stesso dai confini delle regioni omogenee limitrofe o, eventualmente, facendo l'interpolazione pesata con la distanza da suddetti confini direttamente sui valori dei fattori di crescita.

Una volta individuata l'appartenenza del sito fluviale di interesse a una data regione, in base ai confini definiti nella tabella C.1, il fattore di crescita, da utilizzare per la determinazione della portata al colmo di piena relativa ad un fissato periodo di ritorno, viene calcolato mediante la relazione (C.6), dopo avere dedotto i valori dei parametri caratteristici  $\alpha$ ,  $\varepsilon$  e  $k$  dalla tabella C.2.

### C.3.2 La procedura VAPI

L'applicazione del progetto VAPI alla Regione Piemonte è stata studiata dal Cugri in collaborazione con il GNDCI e la stessa Regione. In particolare *Villani* (2003) ha proposto due differenti procedure per la valutazione delle portate di piena nel territorio piemontese.

La prima procedura, detta **VAPI 1996**, segue lo standard del VAPI nazionale, cioè prevede che la determinazione dei massimi annuali delle portate al colmo di piena

venga effettuata tramite il modello probabilistico TCEV, i cui parametri siano stimati mediante la regionalizzazione gerarchica, proposta da *Fiorentino et al.* (1987).

La seconda procedura, più aggiornata rispetto alla precedente e chiamata **VAPI 2002**, è basata sulla distribuzione di probabilità a doppia componente TCEV, i cui parametri, stimati con una analisi geostatistica, vengono fatti variare con continuità nello spazio.

La procedura VAPI 2002 assume che la varianza osservata per un parametro statistico provenga da due fonti: variabilità campionaria, dovuta alle incertezze nelle stime puntuali del parametro, e variabilità spaziale, dovuta alle differenze effettive che assume il parametro in punti differenti.

Nel modello di variabilità spaziale dei parametri, indicato con  $S(x)$  il parametro di interesse (come ad esempio la media) e con  $Z(x)$  una sua stima nel punto di misura con coordinate  $x$ , vale la seguente relazione:

$$Z(x) = S(x) + \varepsilon(x). \quad (\text{C.43})$$

L'espressione (1.43) esprime il fatto che, a causa della limitata lunghezza della serie storica in genere disponibile, il valore stimato del parametro differisce dal valore teorico di una quantità  $\varepsilon(x)$ , che rappresenta l'errore di campionatura. Nell'ipotesi di stimatori non distorti, il campo  $\varepsilon(x)$  si presenta come un campo casuale di media zero e varianza pari, puntualmente, alla varianza dello stimatore, dipendente dal modello probabilistico e dalla numerosità della serie storica:

$$E[\varepsilon(x)] = 0, \quad (\text{C.44})$$

$$\text{Var}[\varepsilon(x)] = \sigma_\varepsilon^2(x). \quad (\text{C.45})$$

In maniera molto generale,  $S(x)$  può essere riguardato come un campo casuale nella regione di indagine, composto da due componenti:

$$S(x) = \mu(x) + W(x), \quad (\text{C.46})$$

in cui:

- $\mu(x)$  è un termine di variabilità deterministica a larga scala;
- $W(x)$  è il campo casuale spaziale, a scala intermedia, con media  $E[W(x)] = 0$  e varianza  $\text{Var}[W(x)] = \sigma_w^2$ .

La completa caratterizzazione del modello richiede l'identificazione anche della struttura di correlazione spaziale delle singole componenti del campo. In genere si utilizzano, a tale scopo, strumenti come il covariogramma spaziale o il semi-variogramma spaziale (Cressie, 1991). L'eventuale presenza di strutture di correlazione spaziale nei termini  $W(x)$  e  $\varepsilon(x)$  fornisce, per il campo  $Z(x)$ , un variogramma frutto della somma dei variogrammi di  $W(x)$  e  $\varepsilon(x)$ , sempre nell'ipotesi di indipendenza dei due termini.

### C.3.3 Applicazione del modello MG

L'applicazione del modello MG richiede, come già sottolineato nel paragrafo C.2.3.2, la stima dei parametri  $\mu(Q)$  e  $\sigma(Q)$ . A tal fine Maione et al. (1999, 2001) hanno tarato le seguenti formule di tipo multiregressivo, utili per la stima regionale della portata di piena nell'Italia Centrosettentrionale:

$$\mu(Q) = 1.83 \cdot 10^{-2} A^{0.72} M_h^{1.28} \phi^{0.72}, \quad (C.47)$$

$$\sigma(Q) = 0.130 \cdot A^{0.58} S_h^{1.17} \phi^{0.85}, \quad (C.48)$$

dove  $A$ ,  $M_h$ ,  $S_h$  e  $\phi$  rappresentano i parametri descrittivi delle caratteristiche geomorfoclimatiche, introdotti nel paragrafo 1.2.3.2.

E' possibile ottenere stime più accurate di  $\mu(Q)$  e  $\sigma(Q)$  per sezioni fluviali appartenenti al bacino del Po utilizzando, a seconda dei parametri disponibili, le relazioni che seguono, le quali sono state ottenute, da Maione et al. (1999,2001), mediante un'analisi condotta su raggruppamento più ristretto di bacini:

$$\mu(Q) = 1.60 \cdot 10^{-4} A^{0.77} M_h^{2.19} \phi^{0.32}, \quad (C.49)$$

$$\sigma(Q) = 2.27 \cdot 10^{-2} A^{0.61} S_h^{1.57} \phi^{0.46}, \quad (C.50)$$

$$\mu(Q) = 3.61 \cdot 10^{-5} A^{0.80} M_h^{2.63} L^{-0.21}, \quad (C.51)$$

$$\sigma(Q) = 1.17 \cdot 10^{-2} A^{0.71} S_h^{1.85} L^{-0.32}, \quad (C.52)$$

$$\mu(Q) = 2.77 \cdot 10^{-4} A^{0.76} M_h^{2.32} H^{-0.19}, \quad (C.53)$$

$$\sigma(Q) = 6.81 \cdot 10^{-3} A^{0.58} S_h^{1.72} H^{0.07}, \quad (C.54)$$

dove  $L$  rappresenta la lunghezza dell'asta principale della rete idrografica e  $H$  indica la quota media del bacino riferita alla sezione di chiusura.

Le formule (C.49), (C.50), (C.51) e (C.52) forniscono prestazioni analoghe, con scostamenti medi di ricostruzione dei valori campionari dei due parametri  $\mu(Q)$  e  $\sigma(Q)$  pari a 16÷17%; sempre per il bacino del Po si hanno scostamenti leggermente più elevati (del 19÷20%) nel caso delle (C.47), (C.48), (C.53) e (C.54).

### **C.3.4 La procedura PAI**

La “Direttiva sulla piena di progetto da assumere per la progettazione e le verifiche di compatibilità idraulica”, in attuazione dell’art.10 sulle “Norme di attuazione” del PAI (Piano stralcio per l’Assetto Idrogeologico), contiene i valori delle portate di piena di progetto sui corsi d’acqua principali relativi al bacino del Po, interessati dalle fasce fluviali (nell’ambito del Piano Stralcio delle Fasce Fluviali e del PAI).

In particolare per la determinazione delle portate di piena sono state utilizzate le serie storiche delle portate al colmo riportate negli Annali Idrologici del Servizio Idrografico e Mareografico Italiano. Le portate al colmo sono state definite in sezioni significative dal punto di vista idrologico, scelte secondo i seguenti criteri:

- inizio del tratto di corso interessato dalla delimitazione della fascia fluviale;
- in corrispondenza di stazioni idrometriche di misura;
- in corrispondenza di variazioni sensibili del valore di portata (ad esempio a valle delle confluenze);
- in corrispondenza di opere di regolazione (manufatti regolatori sugli emissari dei grandi laghi alpini o a valle di casse di laminazione).

Nelle sezioni così definite sono stati determinati i valori delle portate al colmo di piena per tempi di ritorno di 20, 100, 200, 500 anni.

Le stime sono state effettuate tramite l’analisi statistica delle serie storiche dei valori di portata al colmo nelle stazioni strumentate e, per le stazioni prive di misure, tramite l’impiego di metodi di regionalizzazione statistica e di modelli deterministici di simulazione della traslazione dell’onda di piena lungo il corso d’acqua.