

**ALMA MATER STUDIORUM - UNIVERSITÀ DI BOLOGNA**

---

**SCUOLA DI INGEGNERIA E ARCHITETTURA**

Dipartimento di Ingegneria Civile, Chimica, Ambientale e dei Materiali – DICAM

**CORSO DI LAUREA MAGISTRALE IN  
INGEGNERIA PER L'AMBIENTE E IL TERRITORIO**

CURRICULUM “PROTEZIONE DEL SUOLO E DEL TERRITORIO”

**TESI DI LAUREA**

in

**MODELLISTICA IDROLOGICA M**

**STIMA DELLA PORTATA DI PROGETTO  
IN BACINI APENNINICI NON STRUMENTATI:  
APPROCCI REGIONALI A CONFRONTO**

CANDIDATO:  
*Paolo Benassi*

RELATORE:  
*Prof. Ing. Attilio Castellarin*

CORRELATORI:  
*Dott. Simone Persiano*  
*Dott. Ing. Alessio Domeneghetti*

Anno Accademico 2015/2016

III sessione



*A Claudio, Patrizia, Maria*

*Anche la goccia d'acqua che noi riusciamo a portare serve a dissetare,  
non è inutile neanche se continua a cadere e a disperdersi nella polvere.  
Chissà, forse quando saremo grandi dove c'era la nostra polvere scorrerà un fiume.*



# INDICE

<b>1</b>	<b>INTRODUZIONE .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>ANALISI DI FREQUENZA DELLE PORTATE AL COLMO DI PIENA.....</b>	<b>5</b>
2.1	METODI DI ANALISI LOCALE DI FREQUENZE DELLE PIENE .....	6
2.2	METODI DI ANALISI REGIONALE DI FREQUENZA DELLE PIENE.....	8
2.2.1	<i>Identificazione delle regioni omogenee.....</i>	<i>9</i>
2.2.2	<i>Il metodo della grandezza indice.....</i>	<i>12</i>
2.2.3	<i>Modelli multiregressivi per la stima della grandezza indice .....</i>	<i>14</i>
<b>3</b>	<b>PROGETTO NAZIONALE VA.PI. E SUA APPLICAZIONE ALLA REGIONE ROMAGNA-MARCHE .....</b>	<b>15</b>
3.1	METODOLOGIA ADOTTATA DAL PROGETTO VA.PI.	15
3.1.1	<i>Dati utilizzati per il Progetto VA.PI. ....</i>	<i>15</i>
3.1.2	<i>Il modello TCEV e la stima regionale dei suoi parametri.....</i>	<i>16</i>
3.2	IL VA.PI. NELL'ITALIA SETTENTRIONALE .....	19
3.3	FRANCHINI E GALEATI: APPLICAZIONE DEL VA.PI. ALLA REGIONE ROMAGNA-MARCHE.....	24
3.3.1	<i>Primo e secondo livello di regionalizzazione: la curva di crescita</i>	<i>24</i>
3.3.2	<i>Terzo livello di regionalizzazione: la portata indice.....</i>	<i>27</i>
<b>4</b>	<b>IL METODO DELL'AREA DI INFLUENZA (ROI) .....</b>	<b>31</b>
4.1	VALUTAZIONE DI AFFINITÀ IDROLOGICA.....	32
4.2	IDENTIFICAZIONE DELL'AREA DI INFLUENZA.....	32
4.2.1	<i>ROI: formulazione originaria di Burn .....</i>	<i>33</i>
4.2.2	<i>ROI: approccio gerarchico di Zrinji e Burn .....</i>	<i>33</i>

4.3	APPLICAZIONE DEL ROI.....	34
<b>5</b>	<b>AREA DI STUDIO: AGGIORNAMENTO DATABASE E CARATTERIZZAZIONE DEI BACINI.....</b>	<b>37</b>
5.1	AGGIORNAMENTO DEL DATABASE.....	38
5.1.1	<i>Dati da Enti Pubblici.....</i>	38
5.1.2	<i>Dati dalle relazioni dei Gestori e da altre fonti .....</i>	40
5.1.3	<i>Risultati dell'aggiornamento.....</i>	42
5.2	CARATTERIZZAZIONE DEI BACINI SOTTESI.....	46
<b>6</b>	<b>ATTENDIBILITÀ DEL VA.PI. IN RELAZIONE AL DATABASE AGGIORNATO .....</b>	<b>59</b>
<b>7</b>	<b>MODELLI REGIONALI VA.PI. E ROI A CONFRONTO: VERIFICA DELLE CAPACITÀ PREDITTIVE SULLA BASE DI LUNGHE SERIE STORICHE DEI MASSIMI ANNUALI DI PORTATA AL COLMO DI PIENA .....</b>	<b>69</b>
7.1	DETTAGLI OPERATIVI.....	70
7.1.1	<i>Calcolo dei quantili con il modello teorico e il VA.PI. ....</i>	71
7.1.2	<i>Calcolo dei quantili con il ROI.....</i>	72
7.2	RISULTATI.....	75
<b>8</b>	<b>CONCLUSIONI.....</b>	<b>95</b>
	<b>APPENDICE A – L-MOMENTI .....</b>	<b>99</b>
A.1	MOMENTI ORDINARI.....	99
A.2	MOMENTI ORDINARI ADIMENSIONALI .....	100
A.3	MOMENTI CAMPIONARI.....	100
A.4	MOMENTI PESATI IN PROBABILITÀ.....	101
A.5	L-MOMENTI ED L-MOMENTI ADIMENSIONALI.....	102
A.6	L-MOMENTI CAMPIONARI.....	103

A.7 STIMA DEI PARAMETRI DI UNA DISTRIBUZIONE MEDIANTE L-MOMENTI.....	104
A.8 APPROCCIO AGLI L-MOMENTI NEI MODELLI REGIONALI.....	105
<b>APPENDICE B – TEST DI OMOGENEITÀ DI HOSKING E     WALLIS.....</b>	<b>107</b>
<b>APPENDICE C – CODICI DI CALCOLO R.....</b>	<b>111</b>
C.1 VERIFICA VALIDITÀ CURVE VA.PI.....	111
C.2 PPCC TEST .....	116
C.3 CONFRONTO ROI – VA.PI.....	118
<b>APPENDICE D – APPLICAZIONI DEL ROI.....</b>	<b>123</b>
D.1 DIGA DI FONTANALUCCIA.....	124
D.2 DIGA DI QUARTO .....	125
D.3 DIGA DI RIDRACOLI .....	126
D.4 DIGA DI TALVACCHIA .....	127
<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>129</b>





# 1 INTRODUZIONE

La stima nella sezione fluviale d'interesse della portata di progetto, ovvero della portata al colmo di piena con assegnata probabilità di superamento, è uno dei problemi più comunemente affrontati in Idrologia. Ad oggi, esistono in letteratura molteplici approcci per la risoluzione di questo problema, catalogabili in due macro-categorie: metodi diretti e indiretti.

I *metodi diretti* pervengono alla determinazione della portata di progetto sulla base dell'analisi delle osservazioni idrometriche eventualmente disponibili nella sezione fluviale di interesse, o in altre sezioni di chiusura di bacini idrografici appartenenti alla medesima regione idrologica in cui ricade quello esaminato. I *metodi indiretti* sono invece indirizzati alla derivazione di tale legame a partire dall'analisi statistica delle precipitazioni che investono il bacino idrografico sotteso dalla sezione fluviale di interesse. La scelta del metodo da adottare è fortemente condizionata dalla natura e dalla consistenza dei dati storici di osservazioni idrometriche e pluviometriche disponibili per il bacino idrografico sotteso alla sezione di interesse e per i bacini appartenenti alla stessa regione.

Nel caso in cui per l'assegnata sezione siano disponibili osservazioni per un periodo di tempo sufficientemente lungo si ricorre ai *metodi di analisi locale di frequenza*. Tali metodi, chiaramente di tipo diretto, consistono essenzialmente nell'identificazione, mediante tecniche di inferenza statistica di uso ormai ben consolidato, della distribuzione di probabilità più adatta a rappresentare le osservazioni disponibili (Brath, 1995). Tuttavia, a causa della scarsità di stazioni di misura idrometrografiche esistenti, risulta molto frequente il caso in cui sia necessario stimare la distribuzione di probabilità delle portate di piena in sezioni fluviali del tutto prive di osservazioni. In tal caso è possibile fare ricorso ai *metodi di regionalizzazione dell'informazione idrometrica*, ovvero alla cosiddetta analisi regionale di frequenza delle piene (RFFA, *Regional Flood Frequency Analysis*). Il concetto fondamentale che sta alla base di tale analisi è la sostituzione dello spazio al tempo: si cerca di ovviare alla limitatezza nel tempo dell'informazione idrometrica disponibile, ampliando l'orizzonte di interesse nello spazio (v. ad es. Dalrymple, 1960; Hosking e Wallis, 1997). Tali metodi si basano generalmente sulla preventiva individuazione di raggruppamenti di bacini idrografici che abbiano

caratteristiche comuni nei riguardi dei fenomeni di piena (indicati in letteratura anche come regioni o zone idrologicamente omogenee) e per le cui sezioni di chiusura si possano quindi ipotizzare distribuzioni di probabilità delle portate al colmo aventi alcune proprietà in comune.

Il presente lavoro di Tesi si propone di confrontare le capacità predittive di due metodi di analisi regionale di frequenza delle piene, che differiscono fra loro per le modalità di definizione delle regioni omogenee. Il primo è il *Progetto speciale Valutazione delle Piene (VA.PI.)*, promosso negli anni '90 dal Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del C.N.R., con l'obiettivo di definire una metodologia di analisi degli eventi idrometeorologici intensi che fosse omogenea per l'intero territorio nazionale. Questo metodo utilizza *regioni omogenee contigue*, cioè regioni definite in modo fisso e caratterizzate da una continuità geografica. Il secondo, concepito come un'evoluzione dei metodi simili al precedente, è il metodo dell'*area di influenza (Region Of Influence, ROI)*, proposto da *Burn* (1990) e poi sviluppato grazie al test di omogeneità di *Hosking e Wallis* (1993) e riproposto da *Zrinji e Burn* (1996). Il metodo ROI consente di definire una regione omogenea per il generico sito d'interesse, raggruppando i bacini idrografici strumentati che hanno maggior affinità geomorfologica e climatica con il sito stesso. Il confronto fra i due metodi è stato condotto facendo riferimento a stazioni con lunghe serie storiche di massimi annuali di portate al colmo di piena, dalle quali sono state tratte le distribuzioni di probabilità teoriche, con cui è stato possibile mettere a confronto i risultati ottenuti dai metodi regionali.

L'*area di studio* a cui si è fatto riferimento nel presente lavoro di Tesi coincide con i territori dell'Emilia Romagna e delle Marche, con piccole eccezioni laddove il confine amministrativo non ricalca lo spartiacque appenninico. Per tale area è stato possibile impiegare per le elaborazioni il database recentemente aggiornato nell'ambito dell'accordo tra la Direzione Generale per le Dighe e le Infrastrutture Idriche ed Elettriche (D.G. Dighe) del Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti ed il DICAM dell'Università di Bologna per lo studio della rivalutazione della sicurezza idrologica e idraulica delle grandi dighe a livello di bacini idrografici delle Alpi Orientali e dell'Appennino Settentrionale. In particolare, si è fatto riferimento alla IV fase di sviluppo del suddetto accordo, all'interno della quale si è eseguita un'analisi critica delle metodologie prese a riferimento dai soggetti Gestori di 11 diversi sbarramenti appartenenti ai bacini idrografici ricadenti nelle Regioni Emilia-Romagna e Marche.

Il lavoro di Tesi si articola come segue.

Nel *secondo capitolo*, che segue questa introduzione, si mostra lo stato dell'arte delle tecniche di analisi di frequenza delle portate al colmo di piena, con particolare attenzione al metodo della grandezza indice.

Nel *terzo capitolo* si presenta il Progetto speciale di Valutazione delle Piene (VA.PI.), applicazione del metodo della grandezza indice al territorio italiano, con particolare riferimento alla regione Romagna-Marche.

Nel *quarto capitolo* è descritto il metodo dell'area di influenza (Region Of Influence, ROI), anch'esso applicazione del metodo della grandezza indice. Si riportano inoltre i dettagli dell'applicazione di tale metodo in questo lavoro di Tesi.

Nel *quinto capitolo* sono illustrati con precisione l'area di studio, i dati disponibili e la caratterizzazione dei bacini necessaria per l'approccio ROI.

Nel *sesto capitolo* si sviluppa un'analisi critica del VA.PI. in relazione ai dati disponibili.

Infine, il *settimo capitolo* riporta il confronto fra le capacità predittive dei metodi VA.PI. e ROI e propone alcune linee guida per la scelta fra i due metodi in fase progettuale.



## 2 ANALISI DI FREQUENZA DELLE PORTATE AL COLMO DI PIENA

Nell'ambito degli interventi di sistemazione degli alvei fluviali, si pone il problema della valutazione della portata di progetto, solitamente associata ad una probabilità di accadimento. Vista la difficoltà nella descrizione delle portate di piena attraverso modelli di tipo deterministico, risulta necessario ricorrere ad un approccio di tipo probabilistico, che consiste nella schematizzazione delle portate di piena come variabili aleatorie, caratterizzate da una propria distribuzione di probabilità. La valutazione della portata di progetto si traduce dunque nella determinazione del valore di portata che può essere superato con probabilità assegnata.

Generalmente, piuttosto che riferirsi direttamente alla scala della probabilità, si preferisce fare riferimento al cosiddetto tempo di ritorno  $T(x)$ , definito come l'intervallo di tempo che intercorre mediamente tra il verificarsi di due successivi eventi in cui il valore  $x$  assegnato viene raggiunto o superato. Evidentemente, il tempo di ritorno risulta strettamente connesso al concetto di probabilità di un evento. In generale, il legame tra il tempo di ritorno  $T(x)$  e la probabilità di superamento  $P(x > X)$  è dato dalla seguente:

$$T(x) = \frac{1}{P(x > X)} = \frac{1}{1 - P(x \leq X)} = \frac{1}{1 - F_X(x)}$$

ove  $T(x)$  è espresso in anni e  $F_X(x) = P(x \leq X)$  indica la funzione di distribuzione di probabilità (CDF, Cumulative Distribution Function) del massimo della variabile casuale in esame, esprime la probabilità di non superamento in un anno generico del valore assegnato  $x$ . Il concetto di tempo di ritorno risulta molto comodo per le applicazioni pratiche, in quanto consente di esprimere in maniera sintetica ed immediatamente comprensibile la frequenza attesa con cui una certa portata viene eguagliata o superata, e quindi la frequenza con cui i manufatti dimensionati con tale portata si vengono a trovare in condizioni di crisi.

Il dimensionamento del manufatto di interesse consiste dunque, una volta fissato il tempo di ritorno  $T$  di progetto, nel valutare, mediante il legame  $x = x(T)$ , la portata che può transitare nella sezione fluviale considerata con l'assegnato tempo di ritorno. A tal fine sono fissati alcuni tempi di ritorno di interesse tecnico che vengono usualmente

adottati e suggeriti nei piani di bacino: nel dimensionamento dei sistemi di drenaggio urbano si suggeriscono tempi di ritorno di  $10 \div 20$  anni, per gli interventi in ambito montano  $50 \div 100$  anni, per la sistemazione delle aste di pianura  $100 \div 200$  anni, mentre per gli sfiori delle dighe si fa riferimento a tempi di ritorno di  $1000 \div 5000$  anni.

Per pervenire alla stima del legame  $x = x(T)$  tra la portata al colmo  $x$  ed il tempo di ritorno  $T$ , si può ricorrere a metodi diretti oppure a metodi indiretti. I *metodi diretti* pervengono alla determinazione del suddetto legame sulla base dell'analisi delle osservazioni idrometriche eventualmente disponibili nella sezione fluviale di interesse o in altre sezioni di chiusura di bacini idrografici appartenenti alla medesima regione idrologica in cui ricade quello esaminato. I *metodi indiretti* sono invece indirizzati alla derivazione di tale legame a partire dall'analisi statistica delle precipitazioni che investono il bacino idrografico. La scelta del metodo da adottare è fortemente condizionata dalla natura e dalla consistenza dei dati storici di osservazioni idrometriche e pluviometriche disponibili per il bacino idrografico sotteso alla sezione di interesse.

Poiché il presente lavoro di Tesi riguarda la stima delle portate di progetto con riferimento ai soli metodi diretti, nello specifico di tipo regionale, nei paragrafi seguenti è stata omessa la presentazione dei metodi indiretti.

## **2.1 Metodi di analisi locale di frequenze delle piene**

Nel caso in cui per l'assegnata sezione siano disponibili osservazioni per un periodo di tempo sufficientemente lungo in relazione al tempo di ritorno di interesse, la stima del legame  $x = x(T)$  può essere effettuata mediante *metodi di analisi locale di frequenza*. Tali metodi, chiaramente di tipo diretto, consistono nell'identificazione, mediante tecniche di inferenza statistica di uso ormai ben consolidato, della distribuzione di probabilità più adatta a rappresentare le osservazioni disponibili (Brath, 1995). Per studiare il regime di frequenza degli estremi idrologici, ovvero per eseguire l'analisi di frequenza, occorre in primis procedere all'individuazione del campione di osservazioni sul quale eseguire le analisi. A tal fine in letteratura sono stati proposti due diversi approcci. Il primo di questi prevede la costruzione della *serie alle durate parziali (PDS, Partial Duration Series)*: a partire dalla serie temporale delle portate defluenti in alveo, fissato un valore di soglia  $q_0$  della variabile in esame, il campione PDS risulta costituito dai colmi di portata che superano la soglia. Il secondo approccio prevede invece la costruzione della *serie dei massimi annuali (AMS, Annual Maximum Series)*, ottenuta

considerando i valori massimi assunti dalla grandezza in esame per ciascuno degli anni di osservazione. Una serie PDS ha l'indubbio vantaggio di poter essere caratterizzata, gestendo opportunamente il valore di soglia, da una maggiore numerosità rispetto alla corrispondente serie AMS; tuttavia, siccome le tecniche statistiche utilizzate si fondano sull'ipotesi di indipendenza statistica tra le osservazioni presenti nella serie, nel caso della serie PDS occorre verificare (mediante tecniche empiriche) che gli eventi considerati non siano tra loro correlati, ovvero che un evento considerato non risulti influenzato dal precedente. Nel caso delle serie AMS, invece, tale necessità non si pone siccome, considerando un solo evento all'anno, l'ampiezza dell'intervallo di tempo tra due eventi successivi risulta molto maggiore sia della durata caratteristica dei singoli eventi di piena che del tempo medio intercorrente tra due eventi successivi e dunque è generalmente lecito ritenere che due generici massimi annuali consecutivi siano tra loro indipendenti. Ciò ha il grande vantaggio di poter analizzare la serie da un punto di vista puramente probabilistico, considerando cioè i singoli valori come realizzazioni della variabile casuale massimo annuale delle portate al colmo di piena. Inoltre si ha il grande vantaggio di poter esprimere la frequenza di accadimento in termini di tempo di ritorno misurato in anni, come indicato nell'equazione precedentemente introdotta. Per questi motivi, anche in virtù del fatto che risultano essere più facilmente reperibili, le serie AMS sono quelle di gran lunga più utilizzate nell'ambito dell'analisi di frequenza degli estremi idrologici.

Le distribuzioni proposte in letteratura per interpretare il comportamento di frequenza delle osservazioni dei massimi annuali delle portate al colmo di piena sono numerose. *Jenkinson* (1955) ha proposto una *distribuzione generalizzata del valore estremo*, detta *GEV* (*Generalized Extreme Value*):

$$F_X(x) = e^{-\left(1-k\left(\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right)^{1/k}}$$

ove  $\xi$ ,  $\alpha$ ,  $k$  sono rispettivamente i parametri di posizione, di scala e di forma. In particolare per  $k \rightarrow 0$  si ottiene un caso particolare della GEV, ovvero la cosiddetta distribuzione di *Gumbel*:

$$F_X(x) = e^{-e^{-\frac{x-\xi}{\alpha}}}$$

Dunque, a partire dalla serie AMS, si stimano i suddetti parametri  $\xi$ ,  $\alpha$ ,  $k$  e si ricava la  $F_X(x)$  associata alla distribuzione prescelta. La funzione inversa di  $F_X(x)$  rappresenta il quantile associato  $x_F$ , ovvero quel valore  $x$  della variabile  $X$  avente probabilità di non superamento  $F_X(x)$  (ovvero tempo di ritorno  $T(x)$ ). Pertanto, fissato il tempo di ritorno  $T$ , risulta possibile stimare il quantile  $x_T$ , che non è altro che la variabile di progetto ricercata (quella portata che mediamente viene eguagliata o superata una volta ogni  $T$  anni). Le distribuzioni GEV e di Gumbel hanno il grande vantaggio di essere invertibili analiticamente e consentono dunque una più immediata stima della portata di progetto.

Concludendo, se il campione di osservazioni idrometriche ha una dimensione sufficientemente ampia in relazione al tempo di ritorno di progetto, i metodi suddetti rappresentano la scelta più opportuna, sia per la loro semplicità di applicazione sia per l'affidabilità dei risultati. In generale, come indicato da *Cunnane* nel 1987, la stima dei quantili è da ritenersi sufficientemente affidabile fintanto che  $T < 2N$ , ove  $N$  indica la numerosità del campione disponibile. Quando invece il periodo per il quale si dispone di osservazioni ha durata troppo limitata rispetto al tempo di ritorno di interesse, la loro utilizzazione comporterebbe operazioni di estrapolazione di dubbia affidabilità. Studi più recenti (*Jakob et al.*, 1999) suggeriscono di fare riferimento alla cosiddetta *5T Rule*, ovvero di ritenere la stima affidabile per  $T < \frac{1}{5} N$ . Vista la numerosità delle serie AMS, che nei casi più favorevoli non va oltre il centinaio di osservazioni, il ricorso a quest'ultimo criterio comporta di fatto una forte limitazione nell'applicazione dei metodi di analisi locale di frequenza delle piene e la conseguente necessità di ricorrere a metodi differenti per ottenere stime affidabili.

## **2.2 Metodi di analisi regionale di frequenza delle piene**

A causa della scarsità di stazioni di misura idrometrografiche esistenti, risulta molto frequente il caso in cui sia necessario stimare la distribuzione di probabilità delle portate di piena in sezioni fluviali del tutto prive di osservazioni. Anche nel caso fortunato in cui si disponga di osservazioni nel sito di interesse, queste difficilmente hanno numerosità tale da garantire, nel rispetto dei criteri sopra illustrati, stime affidabili delle portate per i valori (anche molto elevati) del tempo di ritorno associati allo specifico caso di interesse tecnico-applicativo. In tali casi infatti, poiché la stima dei parametri della distribuzione prescelta risulta basata su un numero molto ridotto di osservazioni, la



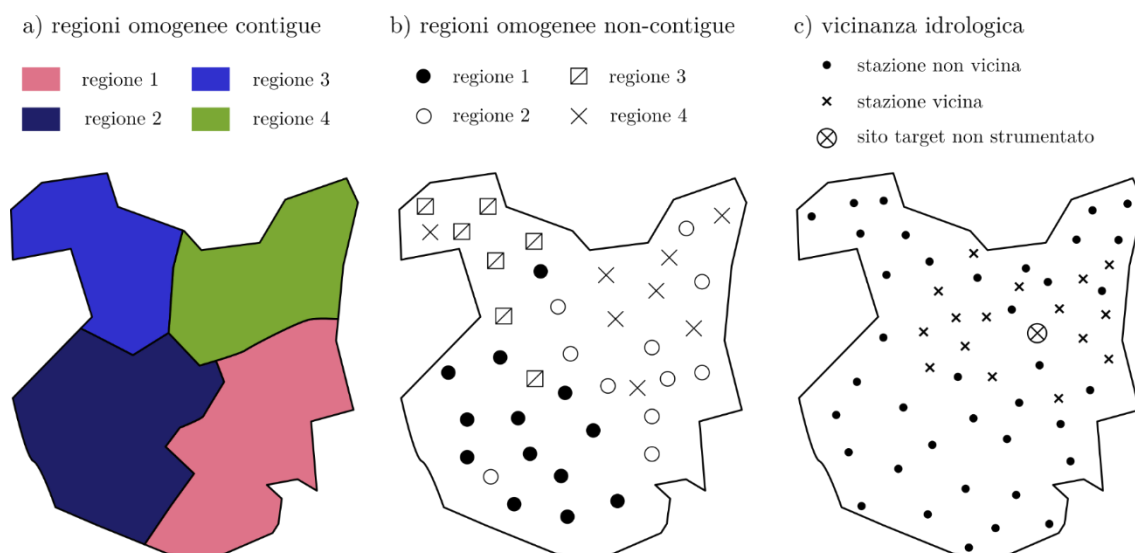
varianza di stima dei quantili di assegnato tempo di ritorno può risultare molto elevata ed inficiare l'affidabilità dei risultati dell'analisi statistica.

È dunque molto frequente il caso in cui risulti necessario pervenire alla stima della portata di assegnato tempo di ritorno presso sezioni in cui le osservazioni idrometriche risultano insufficienti o completamente assenti. In tal caso è possibile fare ricorso ai **metodi di regionalizzazione dell'informazione idrometrica**, ovvero alla cosiddetta analisi regionale di frequenza delle piene (*RFFA, Regional Flood Frequency Analysis*).

Il concetto fondamentale che sta alla base di tale analisi è la sostituzione dello spazio al tempo: si cerca di ovviare alla limitatezza nel tempo dell'informazione idrometrica disponibile, ampliando l'orizzonte di interesse nello spazio (v. ad es. *Dalrymple, 1960; Hosking e Wallis, 1997*). Tali metodi si basano sulla preventiva individuazione di raggruppamenti di bacini idrografici che abbiano caratteristiche comuni nei riguardi dei fenomeni di piena (regioni o zone omogenee) e per le cui sezioni di chiusura si possano quindi ipotizzare distribuzioni di probabilità delle portate al colmo aventi alcune proprietà in comune. Individuata dunque una serie di sezioni fluviali in cui si disponga di serie storiche delle portate al colmo di piena e il cui bacino sotteso risulti, in base ad opportuni criteri di similitudine, idrologicamente affine a quello sotteso dalla sezione di interesse, è possibile, ricorrendo ad una delle numerose tecniche esistenti, estrapolare l'informazione idrometrica disponibile delle stazioni strumentate per inferire sulla distribuzione di probabilità nel sito di interesse. Di fatto, anziché considerare ciascuna stazione di misura singolarmente, si fa un uso congiunto delle osservazioni idrometriche disponibili in più stazioni di misura, scelte in base ad opportuni criteri di similitudine idrologica. Attraverso un opportuno accorpamento di tali osservazioni, si perviene a campioni aventi dimensioni molto maggiori di quelle caratteristiche della singola stazione idrometrica e sulla base dei quali risulta quindi possibile ottenere stime della distribuzione di probabilità delle portate di piena più affidabili di quelle fornite in un'analisi di tipo locale (*Brath, 1995*).

### **2.2.1 Identificazione delle regioni omogenee**

Come accennato, il primo passo dell'analisi regionali è l'identificazione di gruppi omogenei di stazioni idrometriche, dette **regioni omogenee**, le cui distribuzioni di probabilità delle portate di piena abbiano alcune caratteristiche comuni. I metodi per l'individuazione delle regioni omogenee hanno vissuto una notevole evoluzione nel corso degli anni, facilmente osservabile facendo riferimento alla seguente *Figura 2.1*.



**Figura 2.1** – Evoluzione del concetto di regione omogenea. L’immagine, estratta dalla Tesi di Dottorato di *Pugliese* (2016), è analoga all’immagine originariamente proposta in *Ouarda et al.* (2001).

L’approccio classico all’analisi regionale di frequenza delle piene consiste nell’identificazione di *regioni contigue* fisse (v. *Figura 2.1a*), individuate sulla base di criteri di vicinanza geografica, per lo più con riferimento a confini geografici o amministrativi già esistenti. Nella pratica l’applicazione di tali metodi prevede l’individuazione a priori di un’opportuna ipotesi di lavoro in merito alla regione geografica da considerarsi omogenea, ipotesi che può essere poi verificata ed eventualmente rivista, modificando i confini della regione in base ai risultati ottenuti nella successiva analisi di regionalizzazione. Tale approccio è stato implementato in Italia nell’ambito del *Progetto speciale Valutazione delle Piene (VA.PI.)*, promosso negli anni ’90 dal Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del Consiglio Nazionale delle Ricerche (C.N.R.). Al VA.PI. è dedicato il Capitolo 3 del presente elaborato. Il problema principale degli approcci che prevedono il ricorso a regioni contigue fisse consiste nel fatto che aree vicine potrebbero non essere caratterizzate dallo stesso regime climatico o da caratteristiche morfologiche simili e, allo stesso tempo, due bacini possono essere soggetti allo stesso processo di formazione di deflussi, e risultare quindi idrologicamente simili tra loro, pur non essendo prossimi l’uno all’altro.

Per questi motivi nel corso degli anni sono state sviluppate tecniche oggettive di individuazione di raggruppamenti di bacini sulla base di opportuni criteri di similitudine idrologica, prendendo in esame l’affinità tra bacini nell’insieme delle caratteristiche climatiche, idrografiche, morfologiche e geopedologiche che influenzano il regime di frequenza delle piene. Fra tali approcci, è opportuno menzionare la *cluster analysis* (v. *Figura 2.1b*), tecnica di analisi multivariata originariamente introdotta da *Tryon* (1939)

in ambito psicologico e successivamente applicata in campo idrologico (v. ad es. *Burn*, 1989). Con tale termine si indica una serie di metodi matematici aventi l'obiettivo di identificare, all'interno di un insieme di oggetti, dei sottoinsiemi (detti *clusters*) che abbiano certe caratteristiche di similitudine relativamente ad alcuni attributi degli oggetti stessi. I metodi di cluster analysis vengono comunemente classificati in gerarchici e non-gerarchici. I metodi di tipo gerarchico procedono secondo uno schema ad albero, in maniera tale che ad ogni stadio successivo dell'analisi si abbia fusione dei cluster che presentano caratteristiche più affini tra loro, ovvero il minimo valore di un indice di dissimilarità (o distanza). Ad ogni stadio il numero dei cluster dunque si riduce di un'unità; per questo motivo il raggruppamento di  $n$  oggetti in  $m$  cluster richiede  $n - m$  stadi. Nei metodi di tipo non-gerarchico invece il numero finale di gruppi viene fissato a priori; i gruppi si formano per successive aggregazioni, attorno ai punti prescelti come origine, sulla base dei valori assunti dagli elementi della matrice delle distanze. È evidente che, affinché l'utilizzazione dei metodi di cluster analysis conduca a risultati soddisfacenti, è necessario che gli attributi considerati per il raggruppamento siano realmente influenti sul regime di frequenza delle piene. La difficoltà di individuare indici geomorfoclimatici che abbiano tali proprietà e che allo stesso tempo siano di agevole acquisizione, limita alquanto la portata applicativa di tali metodi (*Brath*, 1995). Nella pratica perciò è ancora diffuso il ricorso ai criteri di tipo geografico precedentemente introdotti, di più agevole applicazione rispetto ai criteri di similitudine idrologica anche concettualmente meno corretti.

Un'ulteriore evoluzione nella definizione delle regioni omogenee si è avuta grazie al contributo di *Acreman e Wiltshire* (1989), che hanno proposto di procedere non assegnando a priori ogni bacino ad una determinata regione, ma costruendo per ogni sito di interesse una regione ad-hoc sulla base di criteri di similitudine idrologica (v. *Figura 2.1c*). Tale approccio, pur scontando le difficoltà nell'individuazione degli opportuni indici di caratterizzazione dei bacini già rilevate per la cluster analysis, ne costituisce un significativo miglioramento. Nel Capitolo 4 di questa Tesi si presenta il metodo dell'*area di influenza (Region Of Influence, ROI)* proposto da *Burn* nel 1990, una delle principali e più diffuse applicazioni del suddetto approccio per la determinazione delle regioni omogenee.

### 2.2.2 Il metodo della grandezza indice

Tra le diverse tecniche di analisi regionale si presenta qui il *metodo della grandezza indice*, poiché ad esso fanno riferimento sia il Progetto VA.PI. che il metodo ROI. Tale metodo consiste nell'individuare una regione omogenea nei riguardi della variabile idrologica di interesse e caratterizzarla con una distribuzione di probabilità degli eventi idrologici estremi. Tale distribuzione si ritiene valida, a meno di un fattore di scala, per ogni sito appartenente alla regione e i suoi parametri sono stimati utilizzando unitamente l'insieme dei dati osservati nella regione stessa.

Indicando con  $X$  la variabile rappresentativa dei massimi annuali della grandezza idrologica considerata, avente probabilità di non superamento  $F(x)$ , ovvero assegnato tempo di ritorno  $T = 1/[1 - F(x)]$ , l'analisi regionale consiste nel definire, in riferimento alla regione omogenea, la funzione di probabilità di non superamento  $F(x')$  della variabile casuale  $X' = X/\mu$ , ottenuta adimensionalizzando la variabile originaria  $X$  rispetto ad una *grandezza indice*  $\mu$ . La funzione  $F(x')$ , la sua inversa  $x'(F)$  e l'equivalente legge  $x'(T)$  vengono generalmente indicate, nel campo idrologico, con il termine di *curva di crescita*. Definite la curva di crescita regionale  $x'(T)$  e una relazione che consenta il calcolo della grandezza indice  $\mu$  a partire dalle caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino in esame o dalle osservazioni disponibili nel sito, la stima della variabile di assegnato tempo di ritorno  $T$  risulta esprimibile mediante il semplice prodotto:

$$x(T) = x'(T) \cdot \mu$$

ove  $\mu$ , detto *fattore di scala*, rappresenta la grandezza indice specifica per il sito di interesse, mentre  $x'(T)$ , detto *fattore di crescita*, costituisce il fattore adimensionale che, indipendentemente dal sito, esprime il legame con il tempo di ritorno  $T$ . In sintesi, il metodo della grandezza indice scompone il problema in due parti: la stima della curva di crescita valida per l'intera regione omogenea e la stima, diretta o indiretta, della grandezza indice per ogni sito d'interesse.

Il metodo della grandezza indice deriva dalla generalizzazione alle principali grandezze idrologiche del cosiddetto *metodo della portata indice*, proposto da Dalrymple nel 1960 proprio in riferimento alle portate di piena. In generale, posto che i dati siano disponibili in un grande numero di stazioni (siti) e che si richieda la stima dei quantili in ciascuno di essi, l'analisi regionale di frequenza basata sul metodo della grandezza indice si articola in cinque passi:

1. *Verifica dei dati*: come in ogni altra analisi statistica, il primo passo consiste in un controllo di qualità dei dati disponibili al fine di individuare ed eliminare, se possibile, errori grossolani di raccolta, trasmissione, registrazione, editing e di verificare inoltre che non vi siano effetti di non stazionarietà nei dati.
2. *Identificazione delle regioni omogenee*: in tale fase è necessario accorpate i vari siti in modo da formare una o più regioni omogenee (v. Par. 2.2.1). I dati delle stazioni accorpate, adimensionalizzati dividendo per la media del sito, sono uniti in un campione regionale.
3. *Scelta della distribuzione di probabilità per il campione regionale*: la scelta della distribuzione viene fatta utilizzando *test di adattamento*, ovvero procedure che calcolano alcune statistiche di sintesi dei dati e verificano se i loro valori risultano consistenti con quelli attesi qualora i dati siano relativi ad un campione casuale estratto dalla distribuzione ipotizzata. Ciò presuppone che la distribuzione di probabilità selezionata non sia necessariamente quella vera ma che sia comunque sufficientemente flessibile da avere buone proprietà, sia descrittive delle statistiche dei dati utilizzati sia predittive (accuratezza e robustezza di stima dei quantili).
4. *Stima dei parametri della distribuzione scelta*: la stima dei parametri della distribuzione di probabilità regionale può essere fatta valutandoli separatamente in ciascun sito e quindi combinando opportunamente le stime locali così da ottenere quella regionale (*Hosking e Wallis, 1997*), oppure utilizzando direttamente l'intero campione regionale. Esistono comunque anche altre tecniche di stima dei parametri della distribuzione scelta, quale ad esempio quella proposta da *Fiorentino et al. (1987)*, adottata nell'ambito del Progetto VA.PI. e descritta brevemente in seguito (v. Par. 3.1.2).
5. *Stima della grandezza indice*: nel caso di siti dotati di almeno  $8 \div 10$  osservazioni tale grandezza viene stimata mediante la media aritmetica dei dati campionari disponibili. Nel caso di dati disponibili in una stazione nelle immediate vicinanze del sito di interesse si utilizza un metodo semidiretto. Nei restanti casi la stima viene eseguita per via indiretta, mediante modelli multiregressivi (v. Par. 2.2.3) o, nel caso delle portate, avvalendosi di modelli afflussi-deflussi semplificati (ad es. la formula razionale) e calibrati sull'insieme delle stazioni di misura.

### 2.2.3 Modelli multiregressivi per la stima della grandezza indice

Tipicamente la stima della grandezza indice  $\mu$  in siti privi di osservazioni viene eseguita mediante una relazione statistica tra  $\hat{\mu}$  e le caratteristiche dei bacini sottesi, calibrata utilizzando i dati disponibili nelle stazioni dotate di osservazioni della grandezza d'interesse. Tale relazione può essere espressa in forma di prodotto di potenze, come *modello multiregressivo*:

$$\hat{\mu} = a A_1^b A_2^c A_3^d A_4^e \dots$$

ove  $A_k$  indica il generico parametro geomorfoclimatico (superficie del bacino, altitudine media, pioggia media annua, ...). La definizione di quanti e quali parametri utilizzare nel modello multiregressivo si basa solitamente su una procedura che, partendo da una sola variabile indipendente caratterizzata dalla massima correlazione con  $\hat{\mu}$ , ne aggiunge un'altra di volta in volta, fintanto che l'incremento del coefficiente di determinazione risulta significativo.

Per le portate, questa tecnica di stima produce spesso risultati poco soddisfacenti: nelle applicazioni pratiche, l'errore di stima della portata indice può raggiungere e superare anche il 100%, soprattutto nel caso di bacini di ridotta estensione (*Brath e Franchini, 1998*). Nel caso di opere di particolare importanza, i cui tempi tecnici di progettazione e realizzazione sono di solito notevoli, appare quindi opportuno procedere all'installazione di un idrometrografo nella sezione di interesse. Ad ogni modo, nel caso in cui la sezione sia priva di misurazioni o vi siano dubbi sulla rappresentatività del campione di dati disponibile, l'uso di metodi indiretti per la stima della piena indice risulta inevitabile, tenendo comunque presente la necessità di vagliare attentamente la credibilità del valore prodotto da tali tipi di formule. Il ricorso a modelli multiregressivi rimane infatti molto diffuso negli studi regionali in generale e in particolare in quelli condotti nell'ambito del progetto VA.PI.

# 3 PROGETTO NAZIONALE VA.PI. E SUA APPLICAZIONE ALLA REGIONE ROMAGNA- MARCHE

Le tecniche disponibili per la regionalizzazione sono numerose e i risultati che ne scaturiscono possono essere notevolmente differenti a seconda dell'approccio prescelto e delle modalità con cui esso viene attuato. Per questo motivo, negli ultimi decenni, è stata avvertita l'esigenza di definire procedure standard di riferimento (*Brath e Franchini*, 1998). In Italia, il riferimento è il *Progetto speciale Valutazione delle Piene (VA.PI.)*, promosso negli anni '90 dal Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del C.N.R., con l'obiettivo di definire una metodologia di analisi degli eventi idrometeorologici intensi che fosse omogenea per l'intero territorio nazionale.

## 3.1 Metodologia adottata dal progetto VA.PI.

Come già accennato in precedenza, tra le possibili tecniche di analisi regionale, il *Progetto VA.PI.* impiega il *metodo della grandezza indice*. Questa scelta rende possibile una più oggettiva comparazione delle stime del rischio idrologico relativo a zone diverse. A tal fine il territorio nazionale è stato studiato facendo riferimento ai Compartimenti dell'ex Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale (SIMN). La procedura caratteristica del Progetto VA.PI. è un'applicazione pratica di quella presentata nel paragrafo relativo al metodo della grandezza indice (v. Par. 2.2.2).

### 3.1.1 Dati utilizzati per il Progetto VA.PI.

I *dati utilizzati per il progetto VA.PI.* sono stati tratti dalla Pubblicazione n.17 del SIMN e, in alcuni casi, integrati sulla base di misura ed elaborazioni effettuate dallo stesso SIMN. I dati consistono in osservazioni di portata al colmo di piena, portata media giornaliera e dati pluviometrici, questi ultimi disponibili in numero molto superiore rispetto alle precedenti. Come meglio specificato in seguito, questi dati possono essere utilizzati per la stima indiretta della piena indice e per la divisione in regioni omogenee dell'area analizzata.

### 3.1.2 Il modello TCEV e la stima regionale dei suoi parametri

Nell'ambito del progetto VA.PI., la scelta del modello probabilistico da utilizzare per la definizione della curva di crescita è stata compiuta osservando che nelle serie storiche dei massimi annuali delle piogge e delle portate si incontrano alcuni valori (detti *outliers*) significativamente maggiori degli altri. Per questo motivo, il Progetto VA.PI. suggerisce la legge di distribuzione di probabilità a due componenti **TCEV** (**Two-Component Extreme Value**) che ingloba in un'unica formulazione due "meccanismi probabilistici" di formazione degli eventi estremi. Tale modello ipotizza infatti che i massimi annuali della variabile idrologica di interesse (precipitazioni o portate massime) provengano da una miscela di due distinte popolazioni di eventi: la prima rappresentativa degli eventi medio-alti (componente ordinaria) e la seconda degli eventi estremi o rari (componente straordinaria).

L'espressione della legge di distribuzione TCEV della generica variabile casuale  $X$  è la seguente:

$$F_X(x) = \exp \left[ -\Lambda_1 \exp \left( -\frac{x}{\theta_1} \right) - \Lambda_2 \exp \left( -\frac{x}{\theta_2} \right) \right]$$

$$x \geq 0 \quad ; \quad \theta_2 > \theta_1 > 0 \quad ; \quad \Lambda_1 \geq \Lambda_2 > 0$$

ove i parametri  $\Lambda_1$  e  $\Lambda_2$  rappresentano il numero medio annuo di eventi indipendenti relativi rispettivamente alla componente ordinaria e alla componente straordinaria, mentre i parametri  $\theta_1$  e  $\theta_2$  rappresentano le rispettive medie. I vincoli posti indicano che la componente ordinaria ha maggiore frequenza e minore intensità rispetto a quella straordinaria. È interessante osservare che nel caso in cui  $\Lambda_2 = 0$ , la funzione di probabilità TCEV si riduce alla distribuzione di Gumbel.

Nell'applicazione del modello TCEV risulta spesso conveniente far riferimento, anziché alla variabile  $X$ , alla variabile standardizzata  $Y$ :

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

che rappresenta la variabile ridotta di Gumbel della componente ordinaria. La funzione di distribuzione cumulata può essere quindi espressa come segue:



$$F_Y(y) = \exp \left[ - \exp(-y) - \Lambda_* \exp \left( - \frac{y}{\theta_*} \right) \right]$$

che di fatto rappresenta una TCEV standardizzata con parametri:

$$\theta_* = \frac{\theta_2}{\theta_1} \quad ; \quad \Lambda_* = \frac{\Lambda_2}{\Lambda_1^{1/\theta_*}}$$

Si osserva che  $F_Y(y)$ , così come  $F_X(x)$ , non è analiticamente invertibile, ma soltanto numericamente.

La particolarità del modello proposto dalla procedura VA.PI. non si limita alla struttura a doppia componente della distribuzione, ma si estende anche alla stima dei suoi parametri, che avviene in tre livelli, secondo un *criterio gerarchico* al quale corrispondono altrettante scale spaziali (Fiorentino et al., 1987). Questo criterio deriva dall'osservazione che il coefficiente di asimmetria  $G$  della distribuzione TCEV dipende soltanto dai parametri  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  mentre il coefficiente di variazione  $CV$  dipende da  $\Lambda_*$ ,  $\theta_*$  e  $\Lambda_1$  (Beran et al., 1986).

Nello specifico, la procedura di regionalizzazione basata sul modello TCEV, pur rispettando l'articolazione in cinque passi precedentemente descritta, vincola tra loro il secondo, il terzo ed il quarto passo (nel primo e secondo livello di regionalizzazione), tanto che non risulta più possibile separare l'uno dagli altri due. In particolare l'identificazione delle regioni omogenee e la stima dei parametri sono tra loro gerarchicamente connesse. Il terzo livello di regionalizzazione corrisponde invece al quinto passo dell'articolazione precedente ovvero alla stima della grandezza indice.

Al **primo livello di regionalizzazione** si individuano le zone all'interno delle quali i parametri di forma  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$  possono essere assunti costanti e possa quindi essere ritenuto costante il coefficiente di asimmetria  $G$ . Di fatto si ricercano aree in cui i suddetti parametri siano omogeneamente distribuiti, ovvero costanti in senso statistico: si intende 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. Come detto, le regioni prese inizialmente a riferimento sono quelle dell'ex-SIMN. Le analisi riassunte nella Premessa del Rapporto Nazionale VA.PI. (G.N.D.C.I., 2001) mostrano che, qualunque sia la durata delle precipitazioni, da 5 minuti a 5 giorni, quasi ovunque tali parametri sono unici e non si può rigettare l'ipotesi che le corrispondenti regioni siano omogenee a tale livello, per cui i parametri di forma e di

scala assumano valore unico non solo con le durate ma anche da sito a sito nella regione. Le stesse conclusioni valgono sia per i massimi annuali delle portate al colmo, sia per i massimi annuali delle portate medie per durate comprese fra 0,5 ore e 5 giorni.

Al **secondo livello di regionalizzazione** si individuano sottozone all'interno delle quali, oltre al coefficiente di asimmetria  $G$ , si può assumere costante anche il coefficiente di variazione  $CV$  della componente ordinaria e quindi anche il parametro  $\Lambda_1$ . In definitiva, a tale livello, si assume che l'ipotesi di omogeneità si estenda oltre ai parametri di forma  $\Lambda_*$  e  $\theta_*$ , anche al parametro  $\Lambda_1$ . In virtù della definizione di  $\Lambda_*$ , che lega  $\Lambda_1$  e  $\Lambda_2$ , la costanza di  $\Lambda_1$  si estende automaticamente anche a  $\Lambda_2$ . Pertanto nell'ambito di una sottozona omogenea risulta costante anche il numero annuale complessivo  $\Lambda = \Lambda_1 + \Lambda_2$  di eventi indipendenti, e dunque il coefficiente di variazione teorico  $CV$  della distribuzione.

La verifica dell'invarianza di  $\Lambda_1$  è realizzata sia rispetto all'area individuata al primo livello, sia rispetto ad aree più ristrette ma comunque contenute nell'area maggiore (sottozone omogenee). L'individuazione delle sottozone viene effettuata, in genere, facendo riferimento all'informazione idrologica più diffusamente disponibile sul territorio italiano, in termini di densità spaziale di stazioni di misura e di numerosità campionaria delle serie storiche, le altezze di precipitazione giornaliere, rilevate alle stazioni pluviometriche. Risulta semplice utilizzare *criteri di tipo climatico-geografico*, legati alla conoscenza della circolazione atmosferica nei bassi strati e a fattori orografici (riferibili all'orientazione delle valli principali e delle diramazioni in rapporto all'andamento del rilievo, all'azione termoregolatrice del mare, ...). In alternativa si può ricorrere a tecniche di tipo statistico, tra le quali si segnalano la *cluster analysis* (che realizza aggregazioni di dati in base alla variabilità spaziale e campionaria di un parametro – in tal caso del coefficiente di variazione  $CV$  o equivalentemente di  $\Lambda_1$  – in assenza di qualsiasi conoscenza sulla conformazione dei singoli gruppi) e il *kriging* (tecnica di tipo geostatistico che considera la variabilità spaziale di una grandezza, caratterizzandola tramite le sue statistiche dei primi due ordini). Più raramente le sottozone sono individuate mediante l'impiego di dati di portata.

Il **terzo livello di regionalizzazione** mira alla ricerca di legami, validi su tutta la regione o su parti di essa (anche diverse dalle sottozone individuate al livello precedente), tra il parametro centrale della distribuzione (in genere la media della distribuzione e, talvolta, la mediana) e le grandezze geografiche che caratterizzano i singoli siti di misura.

Tipicamente, per stimare la tendenza centrale della distribuzione, si utilizza la media. L'obiettivo è proprio quello di stimare la media laddove essa non è rilevata. A tal fine, a tale livello, si individuano aree (i cui confini non necessariamente coincidono con quelle delle zone o sottozone dei due livelli precedenti) all'interno delle quali si definiscono relazione tra la media  $\mu$  (fortemente dipendente dalle condizioni locali di ciascuna stazione idrometrica) e le caratteristiche geomorfoclimatiche del bacino idrografico. La conoscenza di tali relazioni consente di quantificare la grandezza indice in un punto qualsiasi della regione. In fase applicativa, la stima di  $\mu$  viene fatta coincidere con la media campionaria  $\bar{x}$ . Anche la mappatura di  $\mu(x)$  tramite tecniche di kriging costituisce un valido strumento, soprattutto nel caso delle piogge. Talvolta, comunque, alla stima della media si giunge utilizzando relazioni empiriche piuttosto semplici e speditive, in grado di descrivere i legami di correlazione tra questa e parametri morfometrici caratteristici delle stazioni di misura (pluviometriche o idrometriche). Tra tali grandezze, nel caso delle piogge, viene normalmente scelta la quota geodetica  $H$ .

Le zone e le sottozone definite al primo e al secondo livello di regionalizzazione devono costituire ciascuna un insieme omogeneo con riferimento, rispettivamente, al coefficiente di asimmetria  $G$  ed al coefficiente di variazione  $CV$ . La verifica di omogeneità si basa sul confronto, fatto mediante test di ipotesi quali quello del  $CHI^2$  e quello di Kolmogorov-Smirnov, tra la curva di frequenza relativa cumulata dei valori di  $G$  e  $CV$  sperimentali e la corrispondente curva teorica di frequenza ottenuta con tecniche Monte Carlo per assegnati parametri  $\hat{\Lambda}_*$ ,  $\hat{\theta}_*$  e  $\hat{\Lambda}_1$ .

### **3.2 Il VA.PI. nell'Italia settentrionale**

Si procede ora ad un breve approfondimento sui risultati ottenuti dall'*applicazione del VA.PI. all'Italia settentrionale*, che include i quattro compartimenti del SIMN di Genova, Parma, Bologna e Venezia (indicati con linea spessa in *Figura 3.1*), che coprono le regioni Valle d'Aosta, Piemonte, Lombardia, Veneto, Trentino-Alto Adige, Friuli Venezia Giulia, Liguria, Emilia-Romagna e Marche. Diversi autori hanno operato nell'ambito del progetto VA.PI. su quest'area e i loro lavori sono stati raccolti in un quadro di sintesi da *Brath e Franchini* (1998).

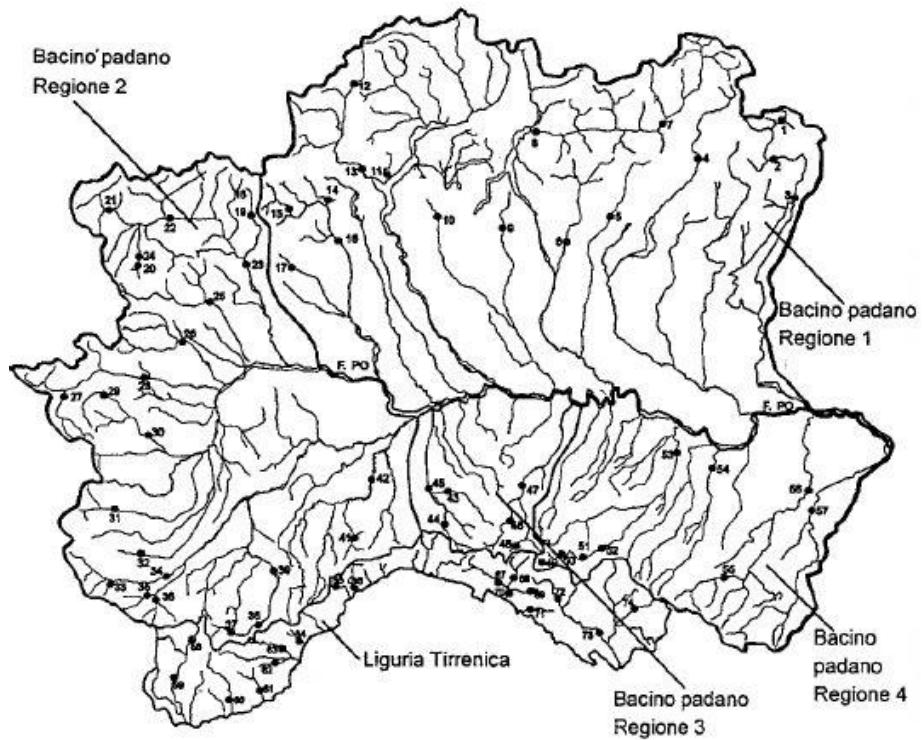


*Figura 3.1 – Suddivisione del territorio nazionale nei compartimenti idrografici del SIMN; con linea spessa sono indicati i quattro compartimenti di Genova, Parma, Bologna, Venezia.*

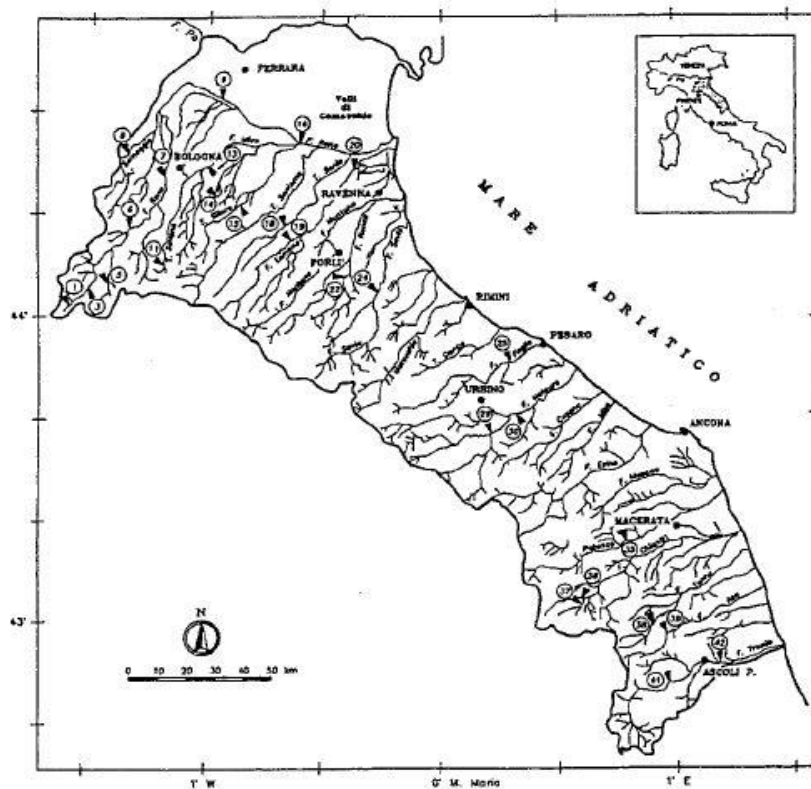
Più precisamente, si ricordano i seguenti contributi:

- *Brath et al.* (1995 e 1997) per il compartimento SIMN di Genova;
- *Brath et al.* (1995 e 1997) per il compartimento SIMN di Parma;
- *Franchini e Galeati* (1996) per il compartimento SIMN di Bologna;
- *Villi* (1998) per il compartimento SIMN di Venezia, successivamente aggiornato con il rapporto “*Valutazione delle piene nel Triveneto*”, redatto da *Villi e Bacchi* (2000).

Le analisi di regionalizzazione relative ai quattro compartimenti suddetti sono state sviluppate nel rispetto dei livelli propri della struttura gerarchica del processo di stima dei parametri del modello TCEV descritta in precedenza. In particolare in *Figura 3.2* si può osservare la suddivisione in zone omogenee individuata per l’insieme costituito dai due compartimenti di Genova e Parma. Si è invece verificato che i compartimenti di Bologna (*Figura 3.3*) e Venezia (*Figura 3.4*) possono ritenersi ciascuno un’unica zona idrometrica omogenea.



*Figura 3.2 – Dislocazione delle stazioni idrometrografiche per i compartimenti SIMN di Genova e Parma e loro suddivisione in zone omogenee (Brath et al., 1997).*



*Figura 3.3 – Dislocazione delle stazioni idrometrografiche per il compartimento SIMN di Bologna (Franchini e Galeati, 1996).*



**Figura 3.4** – Dislocazione delle stazioni idrometrografiche per il compartimento SIMN di Venezia (Villi, 1998).

I dati di portata al colmo di piena analizzati nei suddetti studi sono stati tratti dalla Pubblicazione n.17 del SIMN e, in alcuni casi, integrati sulla base di misura ed elaborazioni effettuate dallo stesso SIMN in anni successivi al 1970, anno a cui risale l'ultima edizione della Pubblicazione n.17.

I parametri delle curve di crescita ricavati nei suddetti studi sono riportati nella seguente tabella (*Tabella 3.1*); relativamente al compartimento di Venezia sono riportati i parametri ricavati nell'aggiornato rapporto “*Valutazione delle piene nel Triveneto*” (Villi e Bacchi, 2000):

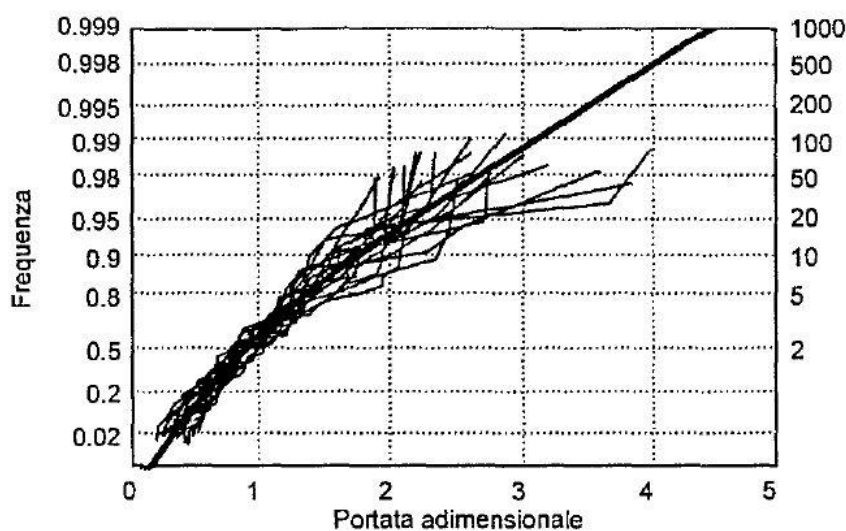
**Tabella 3.1** – Parametri delle curve di crescita relative ai compartimenti del SIMN.

Compartimento	Zona	$\hat{\Lambda}_x$	$\hat{\theta}_x$	$\hat{\Lambda}_1$	$\eta$
Genova	unica	0.30	4.90	9.74	4.11
Parma	Regione 1	1.21	3.28	24.74	6.51
	Regione 2	0.22	7.33	16.31	4.80
	Regione 3	0.56	5.21	13.68	5.55
	Regione 4	0.13	1.34	9.39	2.97
Bologna	unica	0.75	2.51	9.50	4.22
Venezia	unica	0.89	2.02	15.68	4.56

I risultati ottenuti si prestano ad alcune considerazioni di un certo interesse, che portano ad evidenziare il corretto ambito di applicazione dell'analisi regionale e la cautela che deve sempre accompagnarne l'utilizzo.

Va innanzitutto rilevato che le curve di crescita delle varie zone omogenee mostrano sensibili differenze tra loro: quelle relative al compartimento di Genova e alle regioni 2 e 3 del bacino padano producono, a parità di tempo di ritorno, valori del fattore di crescita sensibilmente superiori alle rimanenti. Ne consegue la presenza di effetti di discontinuità nel fattore di crescita al confine tra le varie zone, che spesso non trovano giustificazione nella realtà fisica del fenomeno. Come suggerito da *Wiltshire* nel 1985, gli effetti di tale incongruenza possono essere attenuati calcolando il fattore di crescita relativo alle diverse zone omogenee limitrofe e pesando ciascuno di tali fattori in modo inversamente proporzionale alla distanza del sito in esame rispetto al baricentro delle varie zone.

Un'ulteriore interessante considerazione deriva dal confronto tra la curva di crescita relativa al compartimento di Bologna, preso come esempio, con le curve di frequenza relativa cumulata osservate nelle varie stazioni dello stesso compartimento (*Figura 3.5*): è chiaro come la curva di crescita regionale rappresenti soltanto una misura di tendenza centrale delle curve locali, le quali in alcuni casi possono anche notevolmente discostarsi da essa.



*Figura 3.5* – Compartimento SIMN di Bologna: confronto tra la curva di crescita regionale e le curve di frequenza relativa cumulata delle singole stazioni (Franchini e Galeati, 1996).

Dunque, a fronte dei vantaggi derivanti dall'utilizzo di una larga quantità di dati, l'analisi regionale presenta lo svantaggio di mitigare l'influenza dei fattori locali

caratteristici di ogni singolo bacino; la perdita di informazione che ne deriva in taluni casi può riflettersi in una inadeguata rappresentazione del regime locale di frequenza delle piene. Per questo motivo, nelle determinazioni della frequenza delle piene di un determinato sito, risulta opportuno non assumere l'analisi regionale come unica metodologia per la stima della portata di piena. Occorre dunque valutarne criticamente i risultati, utilizzandoli come strumento di riferimento, da affiancare, integrare e porre a confronto con specifici studi sviluppati a scala di bacino o a livello di una sottoregione di ridotte dimensioni contenente il sito in esame.

Altre riserve possono essere fatte in merito alla rappresentatività delle curve di crescita regionali per bacini di area molto ridotta, in particolare per quelli alpini, dove peraltro il regime di formazione delle piene presenta caratteristiche nettamente diverse dal resto del territorio per la presenza di rilevanti apporti glaciali e nivali.

Relativamente al compartimento di Venezia, lo studio di *Villi e Bacchi* (2000) considera tutta la regione come un'unica zona omogenea. Tuttavia, è stato successivamente verificato che l'ipotesi di omogeneità per il Triveneto non è confermata dalle evidenze sperimentali (v. ad es. *Persiano*, 2015; Rapporto *DICAM*, 2015).

Nel paragrafo che segue si riporta più nel dettaglio l'applicazione del VA.PI. al compartimento di Bologna, poiché sul suo territorio insiste la maggior parte dell'area di studio del presente lavoro di Tesi.

### **3.3 Franchini e Galeati: applicazione del VA.PI. alla regione Romagna-Marche**

Per l'applicazione del *VA.PI.* alla regione *Romagna-Marche* si fa riferimento al lavoro prodotto da *Franchini e Galeati* (1996). L'area oggetto dello studio si estende dal bacino imbrifero del Reno, inclusa la pianura ferrarese, fino al bacino del Tronto, per una superficie totale di  $21\,970\text{ km}^2$ , e coincide con i limiti geografici del compartimento di Bologna del SIMN. I dati di portata al colmo di piena analizzati sono stati tratti dalla Pubblicazione n.17 del SIMN e integrati fino al 1977 sulla base di misura ed elaborazioni effettuate dallo stesso SIMN.

#### **3.3.1 Primo e secondo livello di regionalizzazione: la curva di crescita**

La ricerca della *curva di crescita* è stata sviluppata in conformità ai *livelli di regionalizzazione* connessi alla struttura gerarchica del processo regionale di stima dei parametri del modello TCEV. Per limitare la forte distorsione riscontrata nella stima del



coefficiente di asimmetria  $G$  al diminuire della numerosità campionaria, il primo livello è stato sviluppato utilizzando le stazioni dotate di almeno 25 anni di osservazioni. Si è preferito non elevare oltremodo questo limite per controbilanciare l'esigenza di non ridurre eccessivamente il numero di stazioni utilizzate. In riferimento al primo livello, si sono dunque utilizzate 16 stazioni, mentre sono 23 le stazioni utilizzate al secondo livello, in virtù dell'abbassamento del limite inferiore della numerosità campionaria a 20 anni. Entrambi i passi della procedura di regionalizzazione provano che tutte le stazioni dotate di sufficiente numerosità campionaria e area superiore ai  $10 \text{ km}^2$  costituiscono un insieme omogeneo sia in riferimento a  $G$  (primo livello) che a  $CV$  (secondo livello). Ciò ha dunque condotto alla individuazione di una zona unica e alla conseguente definizione di un'unica curva di crescita. È importante notare come la stazione del Correcchio a Contrada "Il Portone", sebbene caratterizzata da un deflusso naturale e di un numero di dati relativamente elevato (26 anni), non sia stata utilizzata, in quanto mostra un comportamento statistico nettamente differente rispetto a tutte le altre stazioni (come osservato applicando il test di omogeneità suggerito da *Hosking e Wallis*, 1993). In particolare, il fattore di crescita a parità di tempo di ritorno appare molto più alto per la stazione sul Correcchio in confronto agli altri siti della regione. Tale comportamento può essere spiegato tenendo conto dell'estensione estremamente modesta del bacino sotteso (circa  $6 \text{ km}^2$ ), cui è dunque associata l'assenza della tipica azione di modulazione che l'area del bacino ha sulla formazione delle piene.

Con riferimento al primo livello di regionalizzazione, la stima dei parametri ha dunque fornito i seguenti risultati:

$$\hat{\Lambda}_* = 0.745 \quad ; \quad \hat{\theta}_* = 2.512$$

Dal confronto tra le curve di frequenza cumulata campionaria e teorica di  $G$  (quest'ultima connessa alla coppia  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\theta}_*$ ), si osserva che la varianza simulata (ovvero "teorica") di  $G$  risulta maggiore di quella osservata. Ciò suggerisce la sostanziale omogeneità al primo livello dell'insieme delle stazioni esaminate.

Dal secondo livello di regionalizzazione risulta la seguente stima di  $\Lambda_1$  vincolata ai parametri  $\hat{\Lambda}_*$  e  $\hat{\theta}_*$ :

$$\hat{\Lambda}_1 | \hat{\Lambda}_*, \hat{\theta}_* = 9.50$$

Anche in questo caso la variabilità osservata di  $CV$  è comparabile a quella simulata. In particolare la distribuzione campionaria congiunta dei parametri  $CV$  e  $G$  e la corrispondente distribuzione delle medesime statistiche ottenuta da un insieme di 100 000 stazioni di numerosità campionaria pari a quella sperimentale (generate con i suddetti valori di  $\hat{\Lambda}_*$ ,  $\hat{\theta}_*$  e  $\hat{\Lambda}_1 | \hat{\Lambda}_*, \hat{\theta}_*$ ), dimostrano come l'ipotesi di omogeneità della regione indagata possa ritenersi convalidata.

La conoscenza dei parametri  $\hat{\Lambda}_*$ ,  $\hat{\theta}_*$  e  $\hat{\Lambda}_1 | \hat{\Lambda}_*, \hat{\theta}_*$  individua univocamente la curva di crescita espressa tramite l'equazione:

$$F_K(k) = \exp \left[ -\Lambda_1 \exp(-k \eta) - \Lambda_1^{1/\theta_*} \Lambda_* \exp \left( -\frac{k \eta}{\theta_*} \right) \right]$$

ove  $k$  rappresenta il fattore di crescita  $x'$ . Siccome da tale equazione non è direttamente deducibile il fattore di crescita per assegnato tempo di ritorno, si ricorre ad un'approssimazione asintotica rappresentata dalla seguente relazione logaritmica:

$$x'_T = 0.32977 + 0.61107 \cdot \ln(T)$$

la quale costituisce un'ottima approssimazione (coefficiente di determinazione  $R^2 = 0.9999$ ) per tempi di ritorno  $T$  compresi tra 5 e 10 000 anni. La suddetta espressione rappresenta insomma la curva di crescita valida per l'intera zona in esame, scritta in forma esplicita rispetto al fattore di crescita  $x'$ . Essa, data l'estensione dei bacini sottesi dalle stazioni utilizzate per la sua definizione, risulta applicabile soltanto ai bacini con superficie compresa tra 10 e 1100  $km^2$ .

Per una corretta applicazione si rivela necessaria un'ulteriore precisazione. In riferimento alla regione geografica Romagna-Marche, infatti, l'analisi delle precipitazioni massime annue ha portato alla definizione di due distinte zone, denominate *Zona Est* (pianura costiera) e *Zona Ovest* (Appennino), caratterizzate da curve di crescita delle precipitazioni massime annue notevolmente diverse tra loro (a parità di tempo di ritorno, il fattore di crescita nella zona est risulta nettamente superiore a quello relativo alla zona appenninica). Pertanto, pur ammettendo che la differenza fra le due curve di crescita si attenui passando dalle precipitazioni alle portate al colmo (in virtù dell'effetto di modulazione esercitato dal bacino nei confronti del processo di trasformazione afflussi-deflussi), apparrebbe ragionevole aspettarsi due diverse curve di crescita anche per le portate; ciò, tra l'altro, sarebbe in linea con quanto descritto in tutti gli analoghi rapporti

regionali sviluppati dalle diverse unità operative del G.N.D.C.I., nei quali la suddivisione in zone pluviometricamente omogenee risulta ritenuta valida anche per le portate di piena. Ciononostante lo studio di *Franchini e Galeati* (1996) è pervenuto ad una sola curva di crescita delle portate al colmo. Questo apparente contrasto trova immediata risposta nell'analisi della suddivisione zona est - zona ovest, da cui risulta evidente che le stazioni idrometriche utilizzate per i primi due livelli di regionalizzazione sono localizzate nella zona ovest o presentano comunque all'interno di questa la massima parte del bacino contribuente. Per questo motivo, la suddetta curva di crescita deve ritenersi pienamente rappresentativa soltanto per quelle sezioni idrografiche con analoga dislocazione, ossia per quei bacini idrografici che ricadono totalmente o in massima parte nella zona ovest. Per le stazioni il cui bacino ricade all'interno della zona est è ragionevole ipotizzare che tale curva di crescita sia sottostimante.

Pur con tali avvertenze, la validità della curva della suddetta curva di crescita è confermata anche da alcune rapide verifiche, che conducono a stime di portata al colmo in linea con le evidenze sperimentali.

### 3.3.2 Terzo livello di regionalizzazione: la portata indice

Così ricavato il fattore di crescita, ci si è concentrati sulla determinazione della *portata indice*. La ricerca di una relazione statistica in grado di legare la portata indice con grandezze geomorfoclimatiche rappresentative dei bacini sottesi è stata svolta utilizzando le stazioni dotate di numerosità superiore a 15 anni. Sono così risultate utilizzabili 24 stazioni. In questo contesto è stata utilizzata unicamente un'impostazione di tipo multiregressivo, che presenta il grande vantaggio di un'estrema semplicità applicativa. In particolare, per descrivere il legame statistico tra la portata indice e i parametri geomorfoclimatici  $A_k$ , si è fatto riferimento alla seguente relazione in forma di potenze, già presentata nel paragrafo 2.2.3:

$$\hat{\mu} = a A_1^b A_2^c A_3^d A_4^e \dots$$

ove  $a, b, c, d, e, \dots$  rappresentano coefficienti empirici da stimare. I parametri geomorfoclimatici  $A_k$  inizialmente presi in considerazione sono la superficie del bacino ( $S$ ), la superficie impermeabile ( $S_{imp}$ ), la quota media del bacino rispetto alla stazione ( $H_{med}$ ), la lunghezza dell'asta principale ( $L$ ), la pendenza dell'asta principale, il tempo di corrvazione secondo Giandotti ( $T_c$ ), la pioggia areale media annua ( $P_{anno}$ ), la pioggia

areale media massima annua di durata un'ora ( $P_{1h}$ ), la pioggia areale media massima annua di durata un giorno ( $P_{1g}$ ) e la pioggia areale media massima annua di durata pari al tempo di corrivazione ( $P_{T_c}$ ). È comunque importante segnalare che l'analisi multiregressiva può presentare notevoli limiti per quanto riguarda l'affidabilità dei risultati e per la problematica estendibilità dei legami individuati al di fuori dell'area di indagine: il significato fisico dei coefficienti che compaiono in tali relazioni rimane generalmente oscuro e dunque esse sono difficilmente estrapolabili al di fuori del caso specifico per il quale sono state identificate. Dall'analisi della correlazione incrociata, i parametri più correlati con la portata indice  $\hat{\mu}$  risultano essere la superficie totale del bacino  $S$  e la superficie impermeabile  $S_{imp}$ . Poiché risulta poco sensato utilizzare entrambe tali superfici nella medesima equazione, e non volendo escludere nessuno dei due parametri fin dal primo passo, si è deciso di sviluppare parallelamente due distinte analisi di regressione, ottenendo le seguenti relazioni:

$$\hat{\mu} = 0.00021 \cdot S^{1.0816} \cdot P_{1g}^{2.4157} \cdot H_{med}^{-0.4694}$$

$$\hat{\mu} = 0.000036 \cdot S_{imp}^{1.4002} \cdot P_{1h}^{3.2794} \cdot T_c^{-1.3793}$$

ove  $\hat{\mu}$  è espressa in  $m^3/s$ , mentre  $S$  e  $S_{imp}$  sono espresse in  $km^2$ ,  $P_{1g}$  e  $P_{1h}$  in  $mm$ ,  $H_{med}$  in  $m$  e  $T_c$  in  $h$ . Tra le due suddette relazioni risulta preferibile la seconda, in termini sia di coefficiente di determinazione  $R^2$  sia di robustezza di calcolo della portata indice  $\hat{\mu}$ . Il migliore comportamento statistico di tale relazione deriva dal fatto che l'area impermeabile consente di rappresentare meglio i valori  $\hat{\mu}$  osservati nei bacini ad alta permeabilità. Poiché una percentuale di superficie permeabile significativa esiste soltanto per i bacini a sud del fiume Foglia, si è provato a suddividere la stazioni in due gruppi: il primo definito *Area Nord* (costituito dalle 15 stazioni a nord del Foglia, Foglia compreso), il secondo *Area Sud* (formato dalle 9 stazioni rimanenti). Applicando la procedura *jack-knife* in riferimento a tali due aree, si sono ottenute due equazioni caratterizzate sì da un coefficiente di determinazione leggermente superiore a quello relativo alle suddette relazioni, ma anche da una chiara riduzione della robustezza. Ciò ha portato ad abbandonare l'ipotesi di spezzare la regione geografica Romagna-Marche in due aree.

Insomma, qualora sia disponibile una valutazione attendibile della superficie permeabile (per la cui determinazione solitamente si incontrano numerose difficoltà), si

suggerisce di applicare la seconda relazione; viceversa, nel caso di incertezze nella valutazione della percentuale di permeabilità, diventa preferibile il ricorso alla prima, anche se statisticamente meno efficiente e robusta.

Si ricorda che, come già precedentemente affermato, l'entità degli errori relativi prodotti dalle suddette relazioni multiregressive suggerisce l'opportunità di stimare la portata indice direttamente dai dati misurati nel caso in cui si disponga di almeno 8 ÷ 10 anni di osservazioni; tale stima risulta infatti mediamente più accurata di quella ottenibile in modo indiretto tramite tecniche di regionalizzazione, soprattutto per i bacini di ridotta estensione.



## 4 IL METODO DELL'AREA DI INFLUENZA (ROI)

Come anticipato (v. Par. 2.2.1), il raggruppamento di bacini idrologicamente più affini ad un sito di interesse può essere identificato a prescindere dalla posizione geografica dei bacini stessi, facendo riferimento esclusivamente alle loro caratteristiche geomorfologiche e climatiche (*Acreman e Wiltshire*, 1989). In quest'ottica *Burn* (1990) ha proposto il metodo dell'*area di influenza (Region Of Influence, ROI)* per l'analisi di frequenza delle portate di piena, e lo ha successivamente sviluppato articolandone la struttura in maniera gerarchica (*Zrinji e Burn*, 1996). La diffusione di tecniche mirate di raggruppamento del tipo dell'approccio ROI, ha portato a sostituire all'idea di zone omogenee in senso stretto e cioè contigue e geograficamente individuabili, quella più generale di raggruppamenti omogenei di bacini che, in linea teorica, possono anche sovrapporsi parzialmente o compenetrarsi gli uni con gli altri.

Il ROI, come il VA.PI., è una particolare applicazione del metodo della grandezza indice (v. Par. 2.2.2). Sulla stima della piena indice già molto si è detto nella presente dissertazione (si rimanda al Par. 2.2.3 per i dettagli). Il presente Capitolo è dedicato esclusivamente alla stima della curva di crescita regionale mediante il metodo ROI.

Il punto nodale dell'applicazione di approcci quali il ROI è costituito dall'identificazione di un adeguato insieme di indici geomorfologici e climatici che consentano l'efficace identificazione dei raggruppamenti omogenei. Sono questi infatti che, per ciascuno dei bacini di interesse, consentono di valutare una misura di affinità idrologica rispetto ai restanti bacini presi in esame. Gli indici utilizzabili per questo tipo di analisi sono di due tipi: descrittori geomorfologici del bacino (quali l'area, la caratterizzazione dei suoli, la lunghezza dell'asta principale, ...) e descrittori meteoroclimatici (intensità delle precipitazioni, direzione delle perturbazioni, contributo dovuto allo scioglimento nivale, ...). Queste due tipologie di indici possono essere combinate nel caso in cui siano disponibili osservazioni di portata: la caratterizzazione statistica di tali osservazioni consente infatti di ottenere indici che racchiudono in sé tutti i fattori concorrenti alla formazione dei deflussi, dalle precipitazioni disponibili al processo di trasformazione in portate.

## 4.1 Valutazione di affinità idrologica

La *valutazione di affinità idrologica* avviene mediante una cosiddetta misura di dissimilitudine, calcolata per mezzo della distanza euclidea pesata nello spazio  $M$ -dimensionale, individuato dal set degli  $M$  descrittori (ritenuti significativi per la loro possibile influenza sulla frequenza delle portate estreme del bacino). La misura di non-affinità impiegata ha la seguente espressione:

$$D_{i,j} = \left[ \sum_{m=1}^M w_m (X_{m,i} - X_{m,j})^2 \right]^{1/2}$$

ove  $D_{i,j}$  descrive la distanza euclidea pesata tra il sito  $i$  ed il sito  $j$ ,  $X_{m,i}$  e  $X_{m,j}$  rappresentano il valore standardizzato dell'indice  $m$  rispettivamente per i siti  $i$  e  $j$ , mentre  $w_m$  è un peso che esprime l'importanza relativa assegnata al descrittore  $m$ . La standardizzazione degli indici viene eseguita dividendo i vari descrittori per la loro deviazione standard campionaria, calcolata a partire dai valori osservati in tutti i siti dell'area di studio. Essa si rende necessaria visto il coinvolgimento nell'equazione per il calcolo della distanza euclidea di grandezze aventi differenti unità di misura e con differenze nella variabilità osservata. La scelta degli indici da utilizzare può essere fatta in modo soggettivo oppure parzialmente oggettivo tramite un processo di selezione. Questo può essere ad esempio il calcolo della correlazione fra gli indicatori e gli eventi estremi di portata o un'analisi multivariata. L'obiettivo del processo di selezione non è solo l'identificazione di un ridotto numero di indicatori significativi, ma anche la determinazione dei pesi relativi di tali indicatori (Burn, 1990).

## 4.2 Identificazione dell'area di influenza

In generale il processo di definizione di un raggruppamento di bacini, ovvero l'*identificazione dell'area di influenza*, è controllato da due criteri fondamentali: l'omogeneità interna del gruppo e la sua dimensione obbiettivo. L'omogeneità del raggruppamento è un requisito fondamentale per garantire l'attendibilità di stima del quantile di portata di assegnato tempo di ritorno e tende generalmente a decrescere all'aumentare della dimensione del gruppo. Al tempo stesso, occorre considerare che la dimensione del raggruppamento risulta strettamente collegata al tempo di ritorno e dunque, affinché non sia compromessa l'affidabilità delle stime del quantile regionale,



non può risultare troppo esigua. Si ricorda infatti che, secondo la *5T Rule* proposta da *Jakob et al.* (1999), risulta possibile ottenere una stima affidabile del quantile di portata avente tempo di ritorno  $T$ , soltanto se l'informazione idrometrica osservata nelle stazioni appartenenti ad un raggruppamento omogeneo di bacini comprende un numero di dati almeno 5 volte  $T$  (ovvero  $T \leq 1/5 N$ ). Sulla base di quanto appena illustrato, risulta insomma chiara la necessità di individuare una soluzione di compromesso tra l'omogeneità interna del gruppo e l'attendibilità della stima del quantile di piena.

#### **4.2.1 ROI: formulazione originaria di Burn**

Nella sua *formulazione originaria* (*Burn*, 1990), l'approccio ROI prevede di costruire il campione regionale includendo nell'area di influenza tutte le stazioni caratterizzate da una distanza euclidea  $D_{i,j}$  (rispetto alla stazione di interesse) al di sotto di una prefissata soglia  $\theta_i$ , definita per ciascuna stazione. Tale definizione può avvenire in vari modi, garantendo comunque un equilibrio fra la numerosità delle stazioni considerate e l'omogeneità della regione omogenea creata. Oltre a ciò, è necessario individuare una funzione che assegni il peso relativo delle informazioni riguardante ogni bacino nella determinazione della distribuzione caratteristica del campione regionale. Anche per tale funzione *Burn* (1990) propone diverse definizioni, legate alla definizione della soglia e quindi alla numerosità dei bacini inclusi nell'area d'influenza. Il principio di fondo seguito, in questo caso, è l'assegnazione di un peso relativo minore all'aumentare della distanza euclidea fra il bacino d'interesse e quelli inclusi nel campione regionale.

#### **4.2.2 ROI: approccio gerarchico di Zrinji e Burn**

Nell'ottica di migliorare l'equilibrio fra numerosità dei dati e omogeneità della regione *Zrinji e Burn* (1996) hanno proposto un nuovo *approccio ROI di tipo gerarchico*. Questo è stato possibile grazie alla formulazione nel 1993 del *test di omogeneità di Hosking e Wallis* (v. Appendice B), fondato sull'utilizzo degli *L-momenti* (v. Appendice A), metodo alternativo ai momenti statistici ordinari impiegati per descrivere la forma delle distribuzioni di probabilità. In particolare, visto l'obiettivo di stimare una curva di crescita adimensionale, anche gli L-momenti sono utilizzati nella loro versione adimensionale. Il test, dopo una verifica di discordanza sui set di dati disponibili per individuare eventuali errori grossolani presenti in essi, prevede la stima di tre indici di eterogeneità  $H_1$ ,  $H_2$  e  $H_3$  basati rispettivamente su L-CV, L-CV e L-skewness, L-skewness e L-kurtosis. Una regione può essere dichiarata sufficientemente omogenea

rispetto ai corrispondenti L-momenti per  $H_k < 1$ . Per  $1 \leq H_k < 2$  la regione è probabilmente eterogenea. Per  $H_k > 2$  si ha una regione assolutamente eterogenea.

L'approccio gerarchico al ROI prevede di individuare, per ogni indice di eterogeneità, una regione che soddisfi il test di omogeneità. Questo si ottiene partendo dall'analisi di una macroregione con molte stazioni disponibili ed escludendo una per volta le stazioni idrologicamente più distanti, secondo  $D_{i,j}$ , fino all'individuazione della regione con caratteristiche di omogeneità desiderate, che soddisfi cioè  $H_k < 1$ . Sperimentalmente si è potuto provare come gli L-momenti adimensionali di ordine superiore abbiano una varietà spaziale minore rispetto a quelli di ordine inferiore. Questo comporta l'individuazione di regioni sempre più grandi al crescere dell'ordine  $k$ . Su questa osservazione è fondato il metodo gerarchico: i parametri della distribuzione regionale scelta, a seconda della loro presunta variabilità regionale, sono stimati mediante le stazioni ricadenti nei ROI di diverso ordine.

Per la scelta della distribuzione regionale, gli stessi *Hosking e Wallis* (1993) propongono un test di adattamento basato su simulazioni Monte Carlo. La stima dei parametri della distribuzione avviene invece mediante gli L-momenti adimensionali regionali, medie pesate dalla numerosità campionaria degli L-momenti adimensionali stimati per ogni stazione di misura. In alternativa agli L-momenti, e in accordo con quanto indicato da *Zrinji e Burn* (1996), è possibile usare i *momenti pesati in probabilità* (*Probability Weighted Moments, PWS*), di cui gli L-momenti sono combinazioni lineari (v. Appendice A). Esistono in letteratura studi riguardanti la stima dei parametri a partire da PWS o L-momenti per tutte le principali distribuzioni utilizzate in Idrologia. A titolo di esempio si può far riferimento allo studio di *Hosking et al.* (1985) relativo alla distribuzione GEV e alla stima dei suoi parametri mediante i PWS o alla pubblicazione di *Hosking e Wallis* (1997) che presenta in appendice la stima dei parametri di tutte le principali distribuzioni usate in Idrologia a partire dagli L-momenti.

Il procedimento appena presentato porta alla definizione di una distribuzione valida su tutta la regione omogenea, che rappresenta per essa il fattore di crescita adimensionale.

### 4.3 Applicazione del ROI

Nella presente indagine non si è applicato l'approccio ROI esattamente alla maniera descritta da *Zrinji e Burn* (1996), pur agendo nel pieno rispetto di tale filosofia.

Si è fatto invece riferimento ad alcune applicazioni successive fra cui quelle di *Castellarin et al.* (2001) e *Persiano* (2015). Si riassume di seguito l'**applicazione del ROI** utilizzata in questo elaborato.

Per la valutazione dell'affinità idrologica si è fatto riferimento ai seguenti descrittori di bacino: area, precipitazione media annua (MAP, Mean Annual Precipitation) a scala di bacino, quota media, posizione del bacino in termini di coordinate del baricentro ( $X_g$ ,  $Y_g$ ). Tali indicatori sono fra i più comuni ed il loro impiego è largamente diffuso e giustificato in letteratura. Ad esempio, al riguardo dell'area e del MAP, si veda lo studio recentemente condotto da *Salinas et al.* (2014b) a scala europea, che ha evidenziato la forte influenza di tali due descrittori sulla scelta della distribuzione di frequenza regionale più adatta. La determinazione del valore dei descrittori prescelti per ciascun bacino è illustrata al Par. 5.2. Ottenuti tali valori, si è proceduto alla valutazione della misura di non-affinità  $D_{i,j}$  adottando un valore del peso  $w_m$  pari ad 1 per tutti i descrittori. Dopo aver calcolato la distanza euclidea  $D_{i,j}$  di tutti i bacini disponibili rispetto al bacino di interesse, si sono ordinati i bacini in maniera crescente secondo tale grandezza.

Per l'individuazione dell'area di influenza, a ciascuno dei bacini ordinati è stato associato il corrispondente valore di numerosità cumulata di osservazioni, così da avere un'idea del bacino fino al quale giungere per ottenere un numero di dati prossimo a 500 (numerosità necessaria, secondo *Jakob et al.* (1999), per ottenere una stima attendibile del quantile di piena corrispondente ad un tempo di ritorno di 100 anni, il massimo tempo di ritorno cui si è fatto riferimento nelle elaborazioni). Una volta individuato il gruppo che consentisse di raggiungere tale numerosità, si è proceduto a valutarne l'omogeneità mediante il test di *Hosking e Wallis* (1993, v. Appendice B). È opportuno sottolineare che in questo contesto, per garantire l'idonea valutazione degli L-momenti adimensionali, sono stati esclusi tutti i bacini contenenti meno di 5 osservazioni. In presenza di un'eterogeneità  $H_1 < 1$ , l'insieme di bacini così identificato risulta omogeneo e dunque rappresenta il raggruppamento di bacini individuato con l'approccio ROI. In presenza invece di valori di  $H_1$  superiori, si è proceduto considerando il raggruppamento ottenuto opportunamente privato del bacino fino al quale si era giunti al passo precedente. Si è agito in questo modo fino ad ottenere un raggruppamento sufficientemente omogeneo. In taluni casi, allo scopo di non ridurre eccessivamente la numerosità del campione regionale ottenuto, si sono accettati anche valori di  $H_1$  di poco superiori all'unità. Inoltre, in accordo

con quanto operato anche nelle implementazioni ROI classiche (*Zrinji e Burn, 1996*), sono stati rimossi, valutando caso per caso, alcuni siti che inseriti nel ROI hanno portato ad un netto aumento dell'eterogeneità.

Per quel che riguarda la scelta della distribuzione regionale e la determinazione dei suoi parametri, si è fatto riferimento alle tecniche proposte da *Hosking e Wallis (1993 e 1997)*.

Nell'Appendice D del presente elaborato sono riportate a titolo di esempio alcune applicazioni del ROI relative a dighe inserite nella convenzione di ricerca fra D.G. Dighe e DICAM (v. Capitolo 5).

## 5 AREA DI STUDIO: AGGIORNAMENTO DATABASE E CARATTERIZZAZIONE DEI BACINI

L'*area di studio* a cui si fa riferimento nel presente lavoro di Tesi corrisponde all'unione del ex-compartimento SIMN di Bologna, la cosiddetta regione Romagna-Marche, e delle regioni Parma 3 (in parte) e Parma 4 individuate da *Brath et al.* (1997) nell'ambito del Progetto VA.PI. (v. Par. 3.2), corrispondenti alla parte emiliana del bacino del Po. In sintesi l'area in esame coincide dunque con i territori dell'Emilia Romagna e delle Marche, con piccole eccezioni laddove il confine amministrativo non ricalca lo spartiacque appenninico (*Figura 5.1*).



**Figura 5.1** – Area di studio. L'area in esame coincide con i territori dell'Emilia Romagna e delle Marche, con piccole eccezioni laddove il confine amministrativo non ricalca lo spartiacque appenninico.

La zona geografica suddetta risulta oggetto di studio all'interno della convenzione di ricerca tra la Direzione Generale per le Dighe e le Infrastrutture Idriche ed Elettriche (D.G. Dighe) del Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti ed il DICAM dell'Università di

Bologna per lo studio della rivalutazione della sicurezza idrologica e idraulica delle grandi dighe a livello di bacini idrografici delle Alpi Orientali e dell'Appennino Settentrionale. Il presente lavoro di Tesi è infatti stato elaborato nel corso della IV fase di sviluppo del suddetto accordo, che ha previsto l'analisi critica delle metodologie prese a riferimento dai soggetti Gestori di 11 diversi sbarramenti appartenenti ai bacini idrografici ricadenti nelle Regioni Emilia-Romagna e Marche: Castreccioni (MC), Fontanaluccia (MO), Mignano (PC), Quarto (FC), Ridracoli (FC), Santa Maria del Taro (PR), San Lazzaro (PU), Santa Maria (BO), Le Scalere (BO), Suviana (BO), Talvacchia (AP). In tale contesto è stato realizzato un importante aggiornamento del database di valori di portata al colmo di piena per l'area di studio, descritta al seguente Par. 5.1 e illustrata anche nel Rapporto *DICAM* (2016), che sintetizza i risultati ottenuti per gli 11 sbarramenti sopraccitati.

## **5.1 Aggiornamento del database**

La base dati di partenza corrisponde ai valori di portata al colmo di piena utilizzati nelle applicazioni del progetto VA.PI. che, come già detto, sono stati tratti, a meno di alcune piccole integrazioni, dalla Pubblicazione N. 17 del SIMN, che copre il periodo 1917-1970 e ad oggi rappresenta l'unico esempio di catalogo sistematico dei dati caratteristici dei corsi d'acqua italiani. In particolare, si sono considerate le stazioni di misura del SIMN ricadenti nell'area di studio, per cui i dati più antichi sono risalenti al 1920. È stato quindi necessario eseguire un complesso ed oneroso lavoro preliminare di *aggiornamento delle serie degli estremi idrometrici*, in modo da includere gli ultimi 40 anni di osservazioni disponibili, come di seguito descritto.

### **5.1.1 Dati da Enti Pubblici**

In aggiunta alla Pubblicazione N.17 del SIMN, i dati idrologici ai quali si è fatto riferimento sono principalmente quelli raccolti e pubblicati sistematicamente dal 1920 negli Annali Idrologici, editi un tempo dal SIMN ed oggi dalle ARPA regionali sotto la supervisione dell'ISPRA (Istituto Superiore per la Protezione e la Ricerca Ambientale). I dati idrologici contenuti nelle suddette pubblicazioni sono i più numerosi e uniformemente distribuiti sul territorio italiano. Per poter completare nel migliore dei modi la ricerca dei dati necessari si è tuttavia fatto ricorso anche a serie temporali disponibili presso altri enti ed istituzioni. Nel dettaglio, i dati della Pubblicazione N.17 sono stati integrati con quelli forniti da ARPA Emilia-Romagna e da ulteriori fonti, quali gli Annali pubblicati dalla Protezione Civile (dal 2005 al 2009) per quanto riguarda la

regione Marche e il Piano Stralcio di Difesa dalle Alluvioni (PSDA) della Regione Abruzzo (2008), che ha consentito di ottenere le serie relative alle stazioni del Rio Arno a Ponte Rio Arno e del Tordino a Teramo, che, pur appartenenti al compartimento di Pescara, sono state ritenute utili per integrare il database in quanto situate a ridosso del compartimento di Bologna. Occorre tenere ben presente che Annali Idrologici, Pubblicazione N.17 e Piani Stralcio, essendo validati e pubblicati dalle autorità competenti, hanno carattere ufficiale; pertanto, in presenza di sovrapposizioni con dati provenienti da altre fonti, si è fatto riferimento ai dati in essi contenuti.

Alcune valutazioni sono state fatte in merito ai dati disponibili ottenuti dalle fonti fin qui citate. In particolare, in accordo con quanto eseguito nell'analisi di *Franchini e Galeati* (1996), le stazioni del Reno a Bastia e a Passo del Gallo sono state escluse a priori dall'analisi regionale poiché il loro regime di deflusso risulta fortemente regolarizzato dall'intervento antropico. Anche la stazione del Reno a Calvenzano non è stata utilizzata, in quanto le misure disponibili dei massimi annuali di portata al colmo (15 anni non continui) sono risultate relative ad anni caratterizzati da eventi particolarmente gravosi, come evidenziato da un confronto con la vicina stazione del Reno a Casalecchio. Inoltre, in virtù della loro notevole vicinanza reciproca e del funzionamento successivo di una rispetto all'altra, le stazioni idrografiche del Lamone a Faenza e del Lamone a Sarna sono state considerate rappresentative di un'unica serie campionaria, come suggerito dagli stessi Annali del SIMN, e denominate Lamone a Sarna. Analogo discorso per quanto riguarda le due stazioni dell'Aso a Comunanza del Littorio e dell'Aso a Comunanza Sant'Anna (alla serie è stato dato il secondo nome) e per quelle del Parma a Baganzola e del Parma a Ponte Bottego (anche in questo caso si è conservato il secondo nome). Si è scelto inoltre di includere anche i dati della stazione di Correcchio a Contrada "Il Portone", che invece erano stati trascurati nell'ambito dello studio menzionato. Per quanto riguarda la stazione del Rio Arno a Ponte Rio Arno, aggiunta nel presente studio, occorre sottolineare che sia la Pubblicazione N.17 che il Piano Stralcio della Regione Abruzzo riportano per l'anno 1943 valori di portata al colmo ( $6,57 \text{ m}^3/\text{s}$ ) e portata giornaliera ( $11,80 \text{ m}^3/\text{s}$ ) massime annue che risultano evidentemente invertiti; in questa sede si è quindi scelto di considerare come valore di portata al colmo massima annua per l'anno 1943 il valore di  $11,80 \text{ m}^3/\text{s}$ .

### 5.1.2 Dati dalle relazioni dei Gestori e da altre fonti

Allo scopo di rendere l'aggiornamento della base dati il più completo e capillare possibile si è proceduto con un'ulteriore campagna di integrazione del database. Questo è stato possibile grazie ai dati resi disponibili nelle relazioni tecniche prodotte dai Gestori di alcuni degli invasi artificiali oggetto dell'accordo fra il DICAM e la D.G. Dighe: *Enel S.p.A.* e *Romagna Acque S.p.A.* Gli sbarramenti di Santa Maria del Taro, Mignano e Castreccioni non sono gestiti dalle aziende sopraccitate ma rispettivamente da *Tirreno Power S.p.A.*, dal *Consorzio Bacini Piacentini di Levante* e dal *Consorzio di Bonifica del Musone, Potenza, Chienti, Asola e Alto Nera*. Dalle relazioni relative a questi tre invasi non sono stati tratti dei dati perché non disponibili o perché, nel caso di Mignano, si è fatto affidamento ad un'altra ricostruzione, come meglio specificato in seguito. Si sottolinea anche che Enel ha fornito le relazioni tecniche anche per gli invasi di Borgiano (MC), Fiastrone (MC), Furlo (PU), Polverina (MC) e Villa Pera (AP), permettendo il reperimento di ulteriori serie di dati.

In particolare, le relazioni di Enel e Romagna Acque, oltre a recenti osservazioni presso alcune delle stazioni SIMN, riportano le serie dei deflussi in ingresso ad alcuni invasi artificiali, ricostruite mediante un'operazione di delaminazione sulla base delle misure dei livelli di invaso e delle portate scaricate. A partire da tali relazioni tecniche si sono dunque potute ottenere anche nuove serie storiche: dighe di Borgiano, Fontanaluccia, Furlo, Le Scalere, Pavana, Polverina, Quarto, Ridracoli, Santa Maria (BO), Scandarello, Suviana. Inoltre, dalla relazione della diga di Ridracoli si è ottenuta anche la serie relativa al Bidente di Corniolo a Campigna, stazione di misura facente parte della rete di monitoraggio di Romagna Acque. Le relazioni sono state anche di prezioso aiuto per il reperimento dei dati di diverse stazioni SIMN non utilizzate nel VA.PI., che avrebbero altrimenti necessitato di un gravoso lavoro di ricerca sulle pubblicazioni ufficiali.

Anche per i dati ottenuti dalle relazioni è bene procedere con alcune precisazioni. Le quattro serie relative alle dighe di Le Scalere, Pavana, Santa Maria e Suviana hanno serie di portata in ingresso all'invaso, ricostruite mediante delaminazione, indicate dal Gestore stesso come caratterizzate da insufficiente attendibilità per la corretta descrizione dell'andamento generale del regime di frequenza. Questo poiché fra i quattro invasi esistono interconnessioni che permettono al Gestore di distribuire la risorsa idrica a seconda delle necessità. Tali trasferimenti non sono storicamente documentati in modo sufficiente a garantire una ricostruzione affidabile delle portate naturali in ingresso. Ciononostante, tali

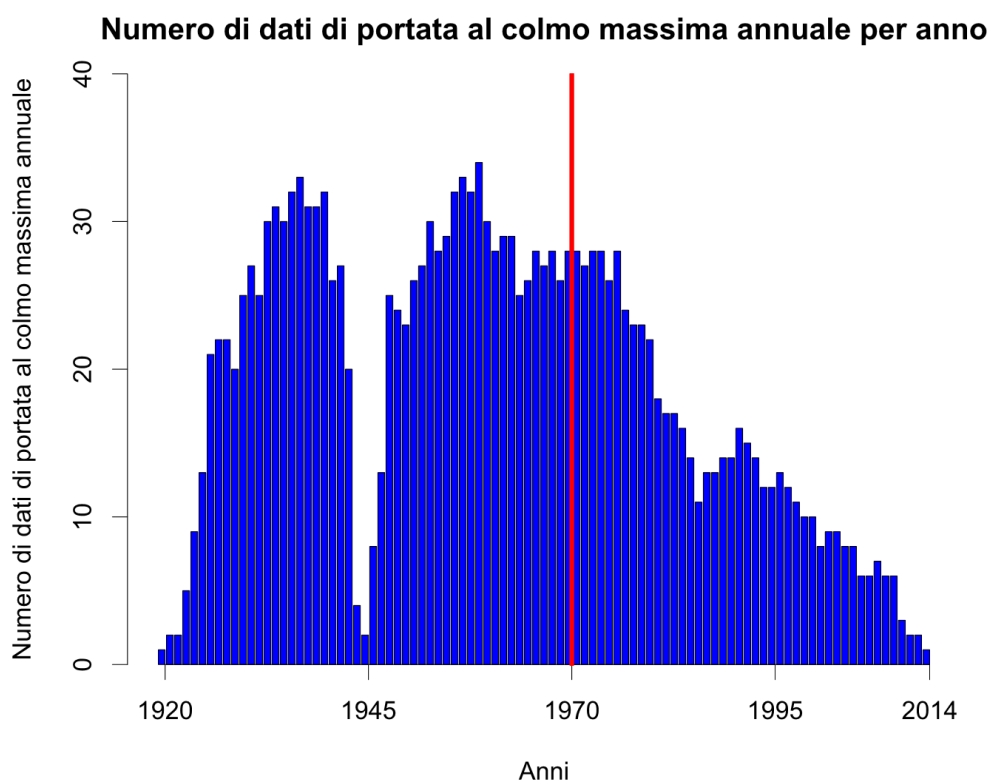


serie sono inserite nel database perché utilizzabili, ad esempio, per la stima della piena indice. La serie relativa alla diga del Furlo, ottenuta nell'ambito dell'aggiornamento della stima della portata al colmo di assegnato tempo di ritorno operato da *Enel* (2014), deriva dall'unione delle serie disponibili presso lo sbarramento stesso e la vicina stazione del Candigliano ad Acqualagna, quest'ultima opportunamente riportata alla sezione della diga applicando un idoneo coefficiente amplificativo. Alla luce di tale osservazione, per evitare di avere ridondanza di osservazioni, si è deciso di ritenere la suddetta serie del Furlo indicata da *Enel* (82 anni di osservazioni) come sostitutiva della serie precedentemente disponibile presso il Candigliano ad Acqualagna (49 anni di osservazioni). Per lo stesso principio, per quanto riguarda le serie delle dighe di Borgiano e Polverina, fornite dalla relazione *Enel* (2005) di Polverina, si è deciso di trascurare quei dati di portata al colmo disponibili presso Polverina che risultano ottenuti a partire dalla serie disponibile presso Borgiano mediante moltiplicazione per il rapporto tra le portate indice calcolate sui dati di massimo annuo registrati ai due sbarramenti negli anni 1982-1993. Relativamente alla diga di Fontanaluccia, come indicato nella relazione del Gestore stesso, sono stati considerati soltanto i 21 valori di portata al colmo massima annua ricostruiti per gli anni 1976-1998, trascurando i valori relativi al periodo 1935-1957 (per il quale il Gestore ha ritenuto di non considerare validi i colmi ricostruiti di valore inferiore a  $50 \text{ m}^3/\text{s}$  in quanto tendono ad assumere valori significativamente inferiori al colmo reale a causa della elevata capacità laminativa del serbatoio), per evitare di introdurre artificialmente una distorsione statistica nelle elaborazioni derivante dal considerare soltanto le portate più elevate. Per quanto concerne la diga di Mignano, si è fatto riferimento ai 75 valori di portata al colmo massima annua nel periodo 1934-2011 ottenuti da una recente ricostruzione operata nell'ambito dello "Studio delle attuali condizioni di rischio idraulico del torrente Arda dalla Diga di Mignano alla confluenza in Po" (*Brath*, 2012). Detto studio, condotto per AIPo (Agenzia Interregionale per il fiume Po), ha operato il riesame completo dei vari set di osservazioni delle onde di piena precedentemente disponibili al fine di ottenere un archivio dati validato e caratterizzato da più sicura affidabilità rispetto alle serie ricostruite dai precedenti studi (ivi compresa la serie di 69 valori nel periodo 1934-2005 cui si fa riferimento nella relazione prodotta dal Gestore, Consorzio Bacini Piacentini di Levante), le quali risultavano contenere alcuni errori, dovuti, tra le varie cause, alla modifica nel tempo degli scarichi di superficie e all'errata definizione del grado di apertura delle paratoie. Infine, si segnala che i dati relativi alla diga di Scandarello sono massimi annuali di portate medie orarie (non al

colmo come previsto per la formazione delle serie AMS): in questa sede si è deciso di tenere comunque in considerazione tali dati. Tutti gli altri dati raccolti nel database sono osservazioni dei massimi annuali della portata al colmo di piena.

### 5.1.3 Risultati dell'aggiornamento

I dati sono stati raccolti in un apposito foglio di calcolo, salvato in formato .csv (Comma Separated Values). Tale formato risulta particolarmente utile siccome consente un'agevole lettura tramite *RStudio*, l'ambiente di programmazione utilizzato per le successive elaborazioni. La consistenza della base dati costruita in questa sede è illustrata in *Figura 5.2*, ove è riportato l'istogramma di frequenza dei valori massimi annuali delle portate al colmo raccolte nell'ambito del presente studio. La linea verticale rappresentata in rosso rende più evidente l'importante aggiornamento operato relativamente al periodo successivo al 1970, anno dell'ultima edizione della Pubblicazione n.17 del SIMN. È opportuno segnalare che l'aggiornamento ha portato anche al reperimento di alcuni dati relativi ad anni precedenti al 1970.



*Figura 5.2* – Istogramma di frequenza delle portate al colmo raccolte nell'ambito del presente lavoro di Tesi per l'Appennino Settentrionale. La linea rossa rappresenta l'orizzonte temporale (anno 1970) dei dati utilizzati per la redazione del progetto VA.PI.

All'interno del database, le stazioni idrometriche sono state catalogate in funzione delle seguenti caratteristiche:

- codice di riconoscimento;
- regione VA.PI. di appartenenza (Bologna, Parma 3, Parma 4, Pescara);
- fonte dei dati;
- nome della stazione idrometrica;
- numero di dati di portata al colmo disponibili nell'intero periodo 1920-2014 (anno dei dati più recenti a disposizione);
- numero di dati di portata al colmo disponibili nel periodo considerato dal VA.PI. ("*dati preVAPI*", 1920-1977 per Bologna, 1920-1983 per Parma 3 e Parma 4);
- numero di dati di portata al colmo disponibili nel periodo successivo al VA.PI. ("*dati postVAPI*", 1977-2014 per Bologna, 1983-2014 per Parma 3 e Parma 4).

Le due stazioni ricadenti nel compartimento di Pescara sono state trattate come appartenenti al compartimento di Bologna. Nel database si sono presenti anche sei stazioni prive di dati, in corrispondenza di sbarramenti nel territorio emiliano-romagnolo e marchigiano: Villa Pera, Talvacchia, Fiastrone, San Lazzaro, Castreccioni e Santa Maria del Taro. L'inserimento è servito a permettere la loro caratterizzazione nell'ottica dell'applicazione dell'approccio ROI per tali siti. Quanto ottenuto è riportato nella seguente *Tabella 5.1*.

**Tabella 5.1** – Stazioni inserite nel database con codice di riconoscimento, regione VA.PI. di appartenenza, numero di osservazioni di portata al colmo disponibili, fonte dei dati, numero di dati riferiti al periodo considerato dal VA.PI. (1920-1977 per Bologna e Pescara, 1920-1983 per Parma 3 e Parma 4), numero di dati riferiti al periodo successivo al VA.PI. (1978-2014 per Bologna e Pescara, 1984-2014 per Parma 3 e Parma 4).

<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>N. dati</b>	<b>Fonte dati</b>	<b>Dati preVAPI</b>	<b>Dati postVAPI</b>
ER01	BOLOGNA	<i>Aso a Comunanza Sant'Anna</i>	22	SIMN	22	0
ER02	BOLOGNA	<i>Aso a Villa Pera (diga)</i>	0	-	0	0
ER03	BOLOGNA	<i>Bidente di Corniolo a Campigna</i>	18	Romagna Acque	0	18
ER04	BOLOGNA	<i>Bidente di Ridracoli a Ridracoli (diga)</i>	31	Romagna Acque	4	27
ER05	BOLOGNA	<i>Bosso (Burano) a Cagli</i>	10	SIMN	10	0
ER06	BOLOGNA	<i>Brasimone (Setta) a Le Scalere (diga)</i>	2	Enel	0	2

<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>N. dati</b>	<b>Fonte dati</b>	<b>Dati preVAPI</b>	<b>Dati postVAPI</b>
ER07	BOLOGNA	<i>Brasimone (Setta) a Santa Maria (diga)</i>	29	Enel	0	29
ER08	BOLOGNA	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	82	Enel	46	36
ER09	BOLOGNA	<i>Castellano (Tronto) a Ascoli Piceno</i>	7	SIMN	7	0
ER10	BOLOGNA	<i>Castellano (Tronto) a Talvacchia (diga)</i>	0	-	0	0
ER11	BOLOGNA	<i>Chienti a Borgiano (diga)</i>	22	Enel	5	17
ER12	BOLOGNA	<i>Chienti a Pieve Torina</i>	29	SIMN	28	0
ER13	BOLOGNA	<i>Chienti a Polverina (diga)</i>	27	Enel	13	14
ER14	BOLOGNA	<i>Chienti a Ponte Giove</i>	26	SIMN	25	0
ER15	BOLOGNA	<i>Correcchio (Reno) a Contrada Il Portone</i>	27	SIMN	27	0
ER16	BOLOGNA	<i>Esino a Moie</i>	8	SIMN	7	1
ER17	BOLOGNA	<i>Fiastrone a Fiastrone (diga)</i>	0	-	0	0
ER18	BOLOGNA	<i>Fluvione(Tronto) a Ponte Pugliese</i>	5	SIMN	5	0
ER19	BOLOGNA	<i>Foglia a Montecchio</i>	46	SIMN	39	7
ER20	BOLOGNA	<i>Idice (Reno) a Castenaso</i>	23	SIMN	21	2
ER21	BOLOGNA	<i>Lamone a Grattacoppa</i>	15	SIMN	15	0
ER22	BOLOGNA	<i>Lamone a Sarna</i>	27	SIMN	23	4
ER23	BOLOGNA	<i>Limentra di Riola (Reno) a Stagno</i>	28	SIMN	28	0
ER24	BOLOGNA	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	41	Enel	18	23
ER25	BOLOGNA	<i>Limentra di Treppio (Reno) a Suviana (diga)</i>	22	Enel	8	14
ER26	BOLOGNA	<i>Metauro a Barco di Bellaguardia</i>	29	SIMN	29	0
ER27	BOLOGNA	<i>Metauro a Calmazzo</i>	16	SIMN	13	3
ER28	BOLOGNA	<i>Metauro a San Lazzaro (diga)</i>	0	-	0	0
ER29	BOLOGNA	<i>Musone a Castreccioni (diga)</i>	0	-	0	0
ER30	BOLOGNA	<i>Orsigna (Reno) a Setteponti</i>	9	SIMN	9	0

Codice	Regione VA.PI.	Stazione	N. dati	Fonte dati	Dati preVAPI	Dati postVAPI
ER31	BOLOGNA	<i>Potenza a Cannuciaro</i>	43	SIMN	39	4
ER32	BOLOGNA	<i>Potenza a Spindoli</i>	11	SIMN	11	0
ER33	BOLOGNA	<i>Quaderna (Reno) a Palesio</i>	26	SIMN	23	3
ER34	BOLOGNA	<i>Reno a Casalecchio</i>	89	SIMN	56	33
ER35	BOLOGNA	<i>Reno a Molino del Pallone</i>	26	SIMN	26	0
ER36	BOLOGNA	<i>Reno a Ponte della Venturina</i>	8	SIMN	8	0
ER37	BOLOGNA	<i>Reno a Pracchia</i>	68	SIMN	50	18
ER38	BOLOGNA	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	44	SIMN	40	4
ER39	BOLOGNA	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	47	SIMN	23	24
ER40	BOLOGNA	<i>Savena (Reno) a Castel dell'Alpi</i>	21	SIMN	21	0
ER41	BOLOGNA	<i>Savena (Reno) a San Ruffillo</i>	12	SIMN	12	0
ER42	BOLOGNA	<i>Savio a Quarto (diga)</i>	9	Enel	0	9
ER43	BOLOGNA	<i>Savio a San Vittore</i>	42	SIMN	38	4
ER44	BOLOGNA	<i>Scandarello (Tronto) a Scandarello (diga)</i>	21	Enel	1	20
ER45	BOLOGNA	<i>Senio (Reno) a Castel Bolognese</i>	33	SIMN	30	3
ER46	BOLOGNA	<i>Silla (Reno) a Silla</i>	10	SIMN	10	0
ER47	BOLOGNA	<i>Tenna ad Amandola</i>	41	SIMN	38	3
ER48	BOLOGNA	<i>Tronto a Ponte d'Arli</i>	25	SIMN	25	0
ER49	BOLOGNA	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	41	SIMN	41	0
ER50	PARMA3	<i>Aveto (Tebbia) a Cabanne</i>	17	SIMN	17	0
ER51	PARMA3	<i>Tebbia a due Ponti</i>	21	SIMN	21	0
ER52	PARMA3	<i>Tebbia a S. Salvatore</i>	17	SIMN	17	0
ER53	PARMA3	<i>Tebbia a Valsigiara</i>	45	SIMN	36	9
ER54	PARMA4	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	75	<i>Brath(2012)</i>	48	27

Codice	Regione VA.PI.	Stazione	N. dati	Fonte dati	Dati preVAPI	Dati postVAPI
ER55	PARMA4	<i>Dolo (Secchia) a Fontanaluccia (diga)</i>	21	Enel	7	14
ER56	PARMA4	<i>Enza a Sorbolo</i>	28	SIMN	28	0
ER57	PARMA4	<i>Panaro a Bomporto</i>	60	SIMN	60	0
ER58	PARMA4	<i>Parma a Ponte Bottego</i>	34	SIMN	34	0
ER59	PARMA4	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	59	SIMN	57	2
ER60	PARMA4	<i>Secchia a Ponte Cavola</i>	16	SIMN	16	0
ER61	PARMA4	<i>Taro a Piane di Carniglia</i>	29	SIMN	29	0
ER62	PARMA4	<i>Taro a Pradella</i>	13	SIMN	13	0
ER63	PARMA4	<i>Taro a San Quirico</i>	24	SIMN	24	0
ER64	PARMA4	<i>Taro a Santa Maria (paese)</i>	18	SIMN	18	0
ER65	PARMA4	<i>Taro a Santa Maria (diga)</i>	0	-	0	0
ER66	PESCARA	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	60	SIMN	46	14
ER67	PESCARA	<i>Tordino a Teramo</i>	46	SIMN	38	8

## 5.2 Caratterizzazione dei bacini sottesi

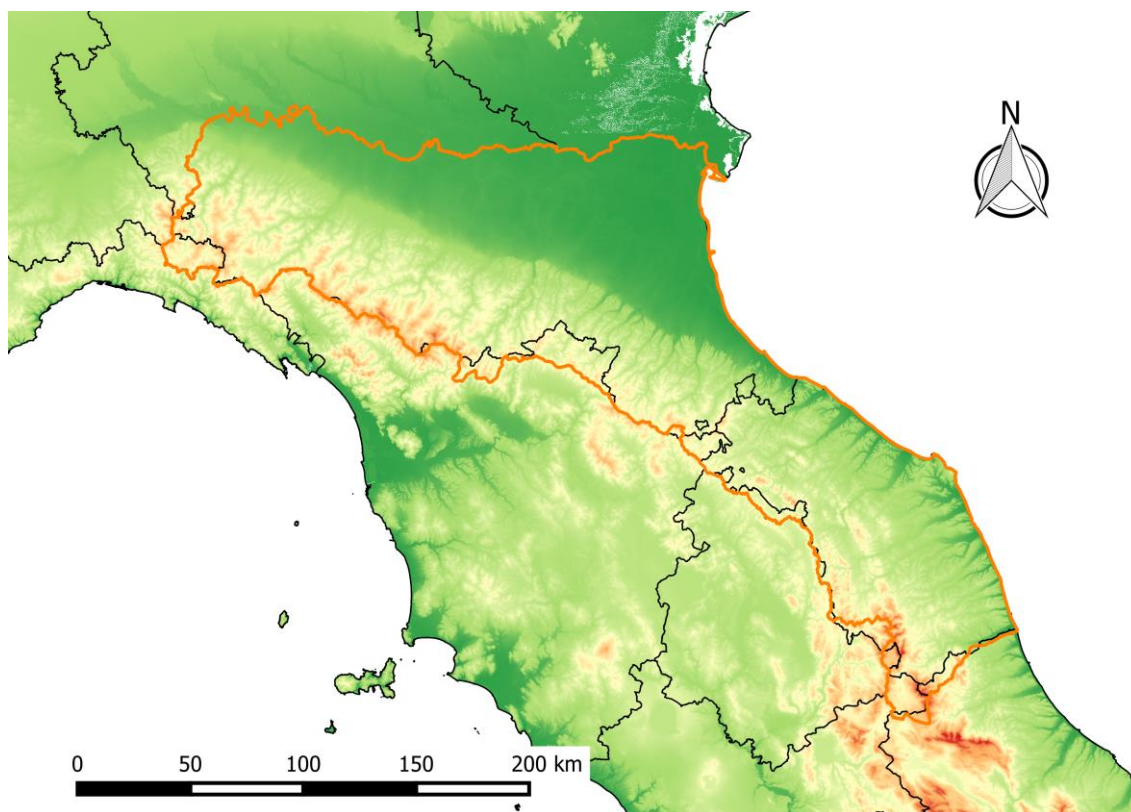
Una volta selezionate le stazioni di interesse, è risultato necessario individuare i bacini idrografici da esse sottesi, *caratterizzandoli mediante i descrittori* già individuati al Par. 4.3: area superficiale del bacino, coordinate del baricentro, valor medio a scala di bacino della precipitazione media annua (MAP, Mean Annual Precipitation).

Ciò è stato possibile eseguendo elaborazioni idrologiche in ambiente GIS (Geographic Information System), ovvero facendo uso di database digitali contenenti dati georeferenziati. Al loro interno si distinguono tematismi vettoriali (dati descritti da coppie di coordinate, ciascuna associata ad un record della tabella di metadati; esistono tematismi vettoriali a punti, a polilinea, a poligono) e tematismi raster (i quali consentono la descrizione della superficie topografica mediante tematismi su griglia regolare). Un raster consente la rappresentazione di una assegnata caratteristica sulla superficie topografica, passando attraverso la discretizzazione in celle. Se la caratteristica descritta dal raster è la quota del terreno si ha un cosiddetto modello digitale delle quote del terreno (DTM,

Digital Terrain Model), che può appoggiarsi su griglia a celle rettangolari oppure triangolari. Se le celle sono quadrate, si parla di DEM (Digital Elevation Model).

Nel caso in questione si è utilizzato il software *QGIS* (*Quantum GIS*), che consente di eseguire le routine per le analisi idrologiche elementari mediante un idoneo plugin che lavora in ambiente *GRASS* (*Geographic Resources Analysis Support System*) *GIS*. Entrambi tali software fanno riferimento alla Open Source Geospatial Foundation (OSGeo) e presentano numerosi vantaggi: oltre ad essere freeware (open source), sono multiplatforma, sono utilizzati da una community molto attiva e presentano un'elevata compatibilità con altri formati binari proprietari.

Nello specifico, in questa sede, il contesto geografico ha richiesto di lavorare con coordinate metriche relative al fuso WGS 84 / UTM 32 N (codice *EPSG:32632*). Proprio in tale sistema di riferimento è stato proiettato il DEM del territorio compreso nell'area di studio a risoluzione 90 m (*Figura 5.3*). Tale DEM, denominato DEM SRTM (Shuttle Radar Topography Mission), è stato realizzato dalla NASA durante la missione dello Space Shuttle Endeavour tra l'11 ed il 21 febbraio del 2000 e poi elaborato e reso disponibile online dal CGIAR-CSI (Consultative Group for International Agricultural Research - Consortium for Spatial Information).



**Figura 5.3** – DEM a risoluzione 90 m dell'area di studio (linea arancione). DEM SRMT reso disponibile dal CGIAR – CSI (Consultative Group for International Agricultural Research - Consortium for Spatial Information).

Si ritiene opportuno specificare che alcuni bacini, ereditati da lavori precedenti (Persiano, 2015), sono stati estratti a partire da un DEM a risoluzione 10 m. In questa sede si è ritenuto eccessivamente gravoso, dal punto di vista computazionale, l'impiego di tale DEM. Per le elaborazioni svolte nell'ambito della presente dissertazione, la risoluzione a 90 m garantisce infatti risultati del tutto accettabili.

Il DEM costituisce il punto di partenza per le elaborazioni idrologiche elementari, che si fondano sull'esecuzione sequenziale di:

1. *data processing*: raccolta ed elaborazione delle informazioni territoriali (DEM, uso de suolo, litologia, rete fluviale, rete stradale, ...);
2. *terrain preprocessing*: elaborazione delle informazioni altimetriche per la delimitazione dei bacini idrologici e della rete idraulica;
3. *hydrologic processing*: elaborazione delle caratteristiche morfologiche dei bacini e del reticolo idrografico;
4. *estrazione dei file GIS*: necessaria per l'impiego in altri ambienti (fogli di calcolo e modelli numerici);

Nella fase di *terrain preprocessing*, a partire dal DEM (Figura 5.4), si estraggono automaticamente diversi data set di tipo raster. Per estrarre il reticolo drenante si utilizza normalmente un algoritmo detto *metodo D8 (eight-point pour model)*, il quale associa a ciascuna cella del DEM le 8 direzioni compatibili con il deflusso (siccome, eccezion fatta per le celle di contorno, attorno a ciascuna cella del DEM si hanno 8 celle), ciascuna individuata con un opportuno codice numerico (*direction encoding*, Figura 5.4).

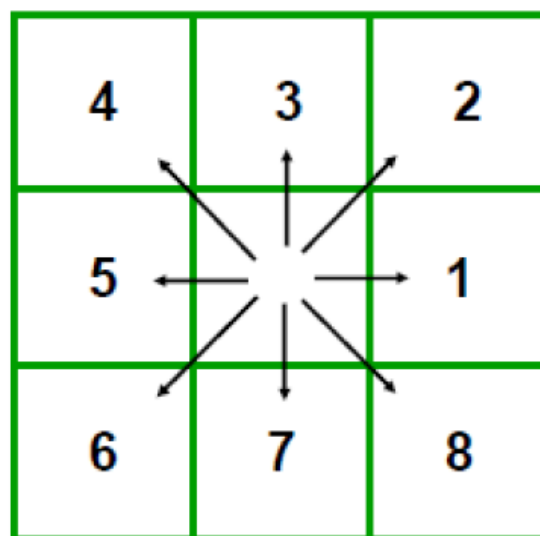
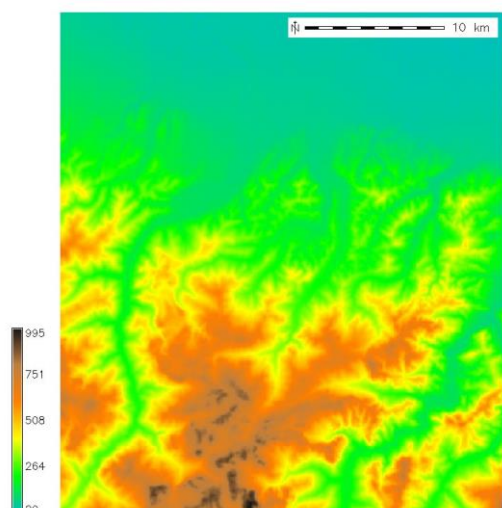


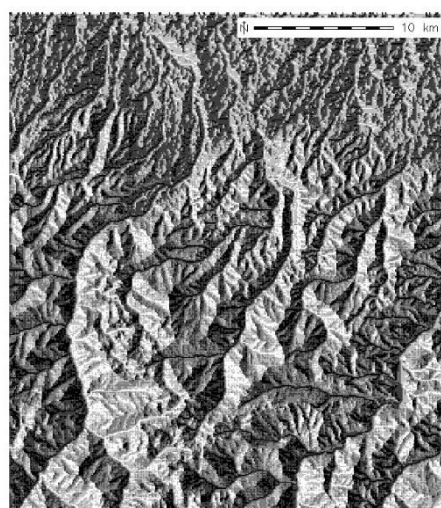
Figura 5.4 – Direction Encoding secondo GRASS.

Per identificare la direzione di deflusso superficiale tra le 8 direzioni possibili, l'algoritmo D8 individua la direzione di massima pendenza (lungo la quale l'acqua tende evidentemente a defluire). Dall'applicazione di tale algoritmo si ricava il cosiddetto *flow direction grid (.fdg)* (Figura 5.6).





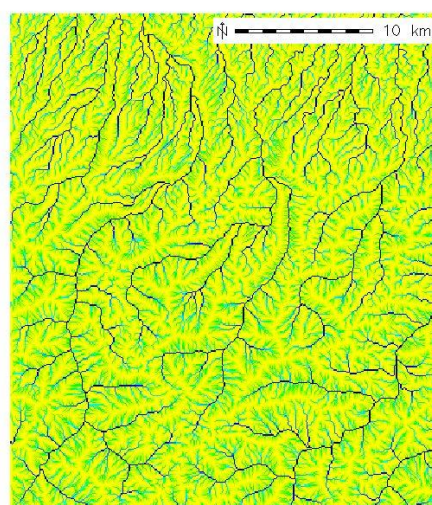
**Figura 5.5** – Rappresentazione del DEM per il caso esplicativo del bacino del Samoggia a Calcara.



**Figura 5.6** – Rappresentazione della direzione del deflusso superficiale.

Ricavato il .fdg, è possibile eseguire un'ulteriore elaborazione al fine di ottenere un nuovo raster contenente il reticolo di drenaggio superficiale, connettendo le varie celle secondo le direzioni individuate nel flow direction grid. In particolare, la cella del DEM avente quota più bassa rappresenta la sezione di chiusura del bacino, attraverso la quale l'acqua fuoriesce verso l'esterno dell'area considerata. Al fine di codificare tale rappresentazione, occorre considerare l'area contribuyente (*accumulation area*), data dal numero di celle drenate per ciascuna cella (se il numero è 1, la generica cella drena soltanto sé stessa quindi presumibilmente appartiene alla linea spartiacque; all'aumentare del numero di celle drenate, aumenta l'area contribuyente). Il nuovo raster così ottenuto è detto *flow accumulation grid* (.facc) (*Figura 5.7*), e in questo ciascuna cella è codificata da un numero, detto *flow accumulation value*, che indica il numero di celle drenate (corrispondente dunque all'area contribuyente per unità di superficie della cella).

Il reticolo idrografico così ricavato non distingue ancora tra versanti (in cui il deflusso superficiale avviene in rivoli che mutano di posizione) e reticolo idrografico (ovvero la sede stabile del corso d'acqua). Occorre dunque identificare le celle che appartengono al reticolo idrografico vero e proprio: la cosiddetta *stream definition* consente di identificare il reticolo drenante stabile. A tal fine occorre fissare un'area

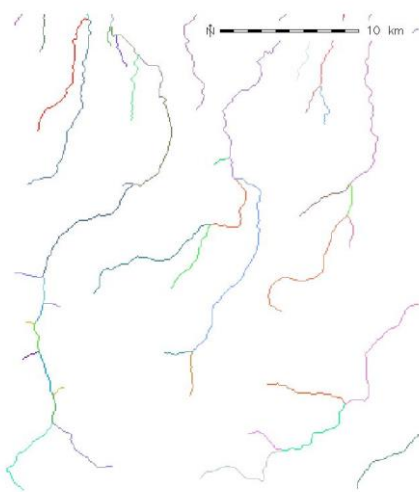


**Figura 5.7** – Rappresentazione dell'area di accumulo.

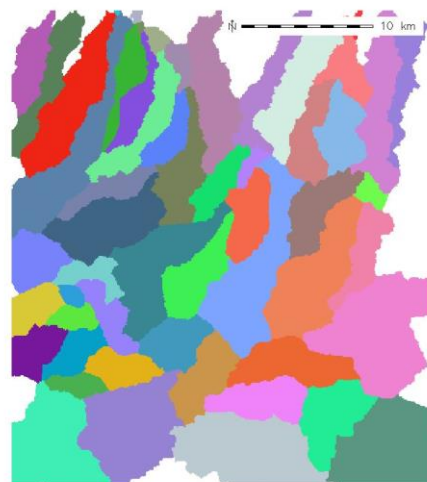
di soglia (*threshold area*), detta *critical source area (CSA)*, tipicamente dell'ordine dei  $km^2$ . La *CSA* è un parametro che fissa il numero di celle drenate superato il quale la cella in questione viene considerata come cella di reticolo e non più come cella di versante. La *CSA* può essere gestita dall'operatore e varia da zona a zona: più la superficie topografica è ripida, maggiore è *CSA* (siccome prima di avere un reticolo stabile, deve essere drenata un'area maggiore), mentre per superfici meno ripide si hanno aree di soglia inferiori. Nel caso in questione è fissata un'area di soglia *CSA* pari a  $1 km^2$ , alla quale, considerando che ciascuna cella ha lato di  $90 m$ , corrispondono 10 000 celle:

$$CSA = \frac{1\,000\,000\,m^2}{(90 \cdot 90)\,m^2} \approx 123.46 \quad \Rightarrow \quad 123\,celle$$

Si ottiene dunque un nuovo raster che associa a ciascuna cella uno specifico valore: 1 se la cella appartiene al reticolo, *NoData* se la cella non appartiene al reticolo. Così identificato il reticolo di drenaggio superficiale, è possibile eseguire la cosiddetta *stream segmentation*. In corrispondenza di ciascuna confluenza si ha infatti un netto incremento del flow accumulation value: per ciascun tratto il flow accumulation value cresce gradualmente di cella in cella, ma laddove si ha una confluenza si ha un netto salto di tale valore. Così identificate le confluenze (*junction*), si possono identificare i vari tratti del reticolo idrografico, ciascuno delimitato da due confluenze successive (*Figura 5.8*). Siccome dal flow direction grid sono note le direzioni del deflusso superficiale, è possibile associare a ciascun tratto del corso d'acqua una porzione di territorio definita: così facendo si ottiene la suddivisione in sottobacini (*watershed delineation, Figura 5.9*).



**Figura 5.8** – Rappresentazione della *stream segmentation*.



**Figura 5.9** – Rappresentazione della suddivisione in sottobacini.

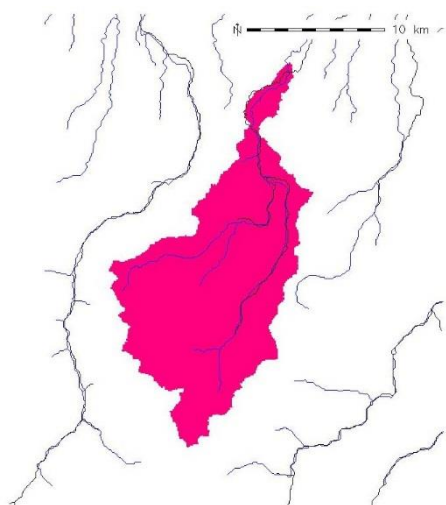
In pratica, a ciascun tratto fluviale identificato nella fase di stream segmentation si associa il corrispondente bacino elementare, come si può osservare anche dalla corrispondenza dei colori tra tratti fluviali e sottobacini illustrati nelle figure precedenti.

A partire dal reticolo drenante in formato raster, è possibile ottenere il corrispondente file vettoriale, mediante opportuni algoritmi di conversione. Il vantaggio di avere il reticolo in formato vettoriale consiste nel poterlo poi facilmente sovrapporre ad altri tematismi, riuscendo così ad avere una visione d'insieme. Per esempio, il reticolo drenante in formato vettoriale così ricostruito a partire dal DEM può essere confrontato con il tematismo vettoriale del reticolo drenante ottenuto da rilievi topografici. Ciò risulta particolarmente utile per capire se l'area di soglia *CSA* utilizzata per l'estrazione della sede permanente del reticolo idrografico risulta idonea o meno. Procedendo per successivi confronti con il reticolo digitalizzato, è possibile aggiustare la *CSA* così da far coincidere al meglio le testate dei corsi d'acqua con quanto osservato nelle carte topografiche. Si tenga comunque presente che nella pratica non si avrà mai una perfetta sovrapposizione perché comunque si lavora con strati informativi provenienti da fonti diverse.

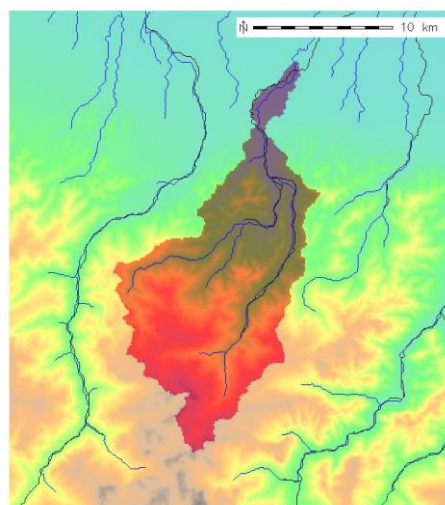
In linea del tutto generale, a parte le testate dei fiumi, si osserva una buonissima corrispondenza tra reticolo estratto e reticolo digitalizzato nelle zone montane e collinari e molto meno buona nelle zone pedecollinari e di pianura, nelle quali il corso d'acqua è controllato per lo più dalle arginature fluviali e non ha un andamento che segue esattamente le quote del terreno.

Le operazioni preliminari fin qui descritte permettono di procedere all'estrazione del bacino idrografico sotteso alla sezione idrometrica di interesse. Essa è eseguita in automatico mediante un opportuno comando che, a partire dalle informazioni ricavate (aree di accumulo, direzioni di deflusso, segmentazione del reticolo) e dalle coordinate della sezione di chiusura (ovvero dell'idrometro), note nello stesso sistema di riferimento (WGS 84 / UTM 32 N), ricostruisce a ritroso il bacino drenato dal punto di outlet (*Figura 5.10* e *Figura 5.11*). Il raster così ricavato può essere poi convertito in vettoriale, consentendone così il confronto col corrispondente bacino digitalizzato da carta topografica. È sempre bene eseguire tale confronto, perché in taluni casi si possono rilevare discrepanze significative. Questo perché il DEM può non descrivere correttamente zone complesse dal punto di vista morfologico. Per esempio, il bacino relativo alla diga del Furlo risultante dall'estrazione tramite GIS ha manifestato rilevanti incongruenze con le informazioni già disponibili. Lo sbarramento infatti è collocato in una stretta gola, mal riprodotta dal DEM. In questo caso è stato necessario un intervento

manuale di correzione del bacino estratto, basato sulle informazioni precedentemente disponibili.



**Figura 5.10** – Ricostruzione del bacino idrografico sotteso alla sezione idrometrica di interesse.

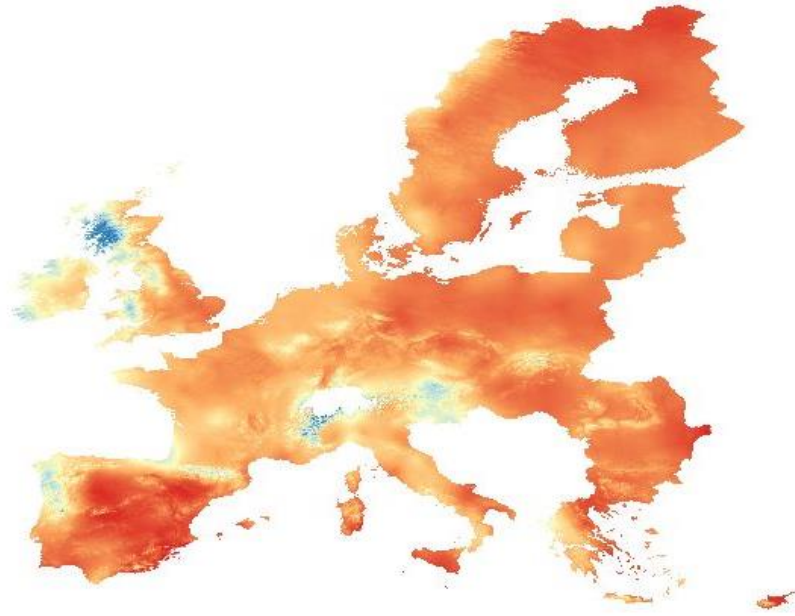


**Figura 5.11** – Ricostruzione del bacino idrografico sotteso alla sezione idrometrica di interesse.

Grazie al fatto che in ambiente GIS si lavora con informazioni georiferite, a partire dal tematismo vettoriale del bacino è possibile, mediante l'introduzione di un'opportuna colonna nella tabella degli attributi, calcolare l'area. Il GIS permette anche di individuare il baricentro del bacino e calcolarne le coordinate nel sistema di riferimento desiderato. È inoltre possibile aggiornare la tabella degli attributi del tematismo vettoriale del bacino andando a leggere le caratteristiche di uno specifico raster e ricavando così le *statistiche zonali* del bacino. A partire dal DEM, per esempio, è possibile ricavare le statistiche zonali relative a quota e pendenza.

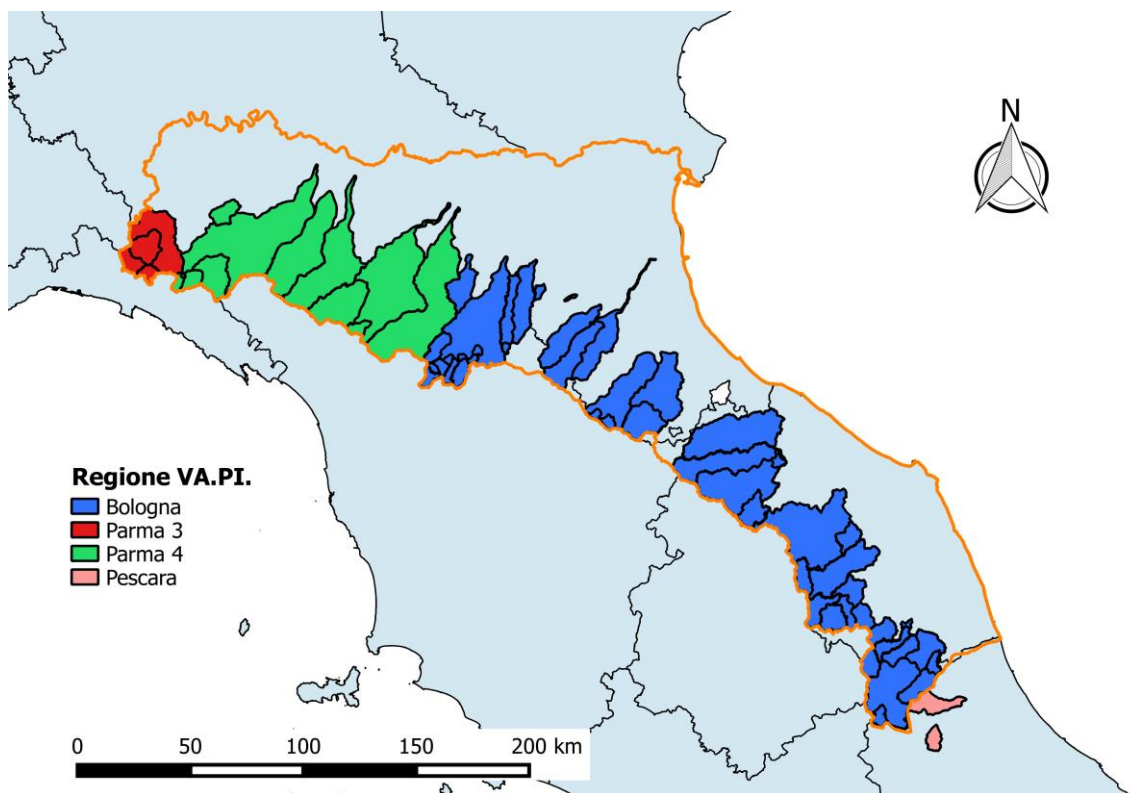
Di grande importanza nel presente lavoro risulta il valor medio a scala di bacino della precipitazione media annua (MAP, Mean Annual Precipitation). Anch'esso è ricavabile mediante l'impiego di statistiche zonali, in riferimento al raster rappresentante la MAP a scala europea (*Total Mean Annual Precipitation, Figura 5.12*) fornito dal *Joint Research Centre (JRC)*. Tale strato informativo si colloca all'interno dell'accordo di collaborazione tra *JRC* ed *EFSA (European Food Safety Authority, Autorità europea per la sicurezza alimentare)*, che consiste nella raccolta di dati relativi a suolo, clima e colture a scala europea. In particolare la zona coperta corrisponde all'Europa a 27 stati (*EU27*). Nello specifico la suddetta MAP [*mm/anno*] è calcolata come somma delle precipitazioni medie mensili (*Monthly Mean Precipitation [mm/mese]*) per il periodo 1960-1990 ed è fornita in formato *ASCII* con risoluzione a 1 *km*.





**Figura 5.12** – Raster, fornito dal Joint Research Centre (JRC), rappresentante la MAP (Mean Annual Precipitation), per l'Europa a 27 stati (EU27).

Nella *Figura 5.13* è riportata una panoramica dei bacini idrografici relativi alle stazioni inserite nel database, estratti in ambiente GIS. I bacini sono colorati in riferimento alla regione VA.PI. di appartenenza.



**Figura 5.13** – Panoramica dei bacini idrografici relativi alle stazioni inserite nel database. I bacini sono colorati in riferimento alla regione VA.PI. di appartenenza. In arancione è indicato il confine dell'area di studio.

Le analisi idrologiche eseguite in ambiente GIS fin qui esposte hanno permesso di estrarre i bacini idrografici dalle stazioni di interesse e caratterizzarli mediante l'area superficiale del bacino, le coordinate del baricentro, la quota media e il valor medio a scala di bacino della precipitazione media annua (MAP).

I risultati sono raccolti nella seguente *Tabella 5.2*, che riporta per ciascuna stazione idrometrica il nome (*Stazione*), il codice assegnato (*Codice*), la regione VA.PI. di appartenenza (*Regione VA.PI.*), l'area (*Area*), la precipitazione media annua (*MAP*), la quota media ( $H_m$ ) e le coordinate del baricentro in WGS 84 / UTM 32 N ( $X_g$ ,  $Y_g$ ).

**Tabella 5.2** – Risultati della caratterizzazione dei bacini d'interesse nell'area di studio. Codice di riconoscimento, regione VA.PI. di appartenenza, nome della stazione, area, precipitazioni media annua a scala di bacino (MAP), quota media ( $H_m$ ), coordinate del baricentro in WGS 84 / UTM 32 N ( $X_g$ ,  $Y_g$ ).

<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>Area [km<sup>2</sup>]</b>	<b>MAP [mm]</b>	<b>H<sub>m</sub> [m.s.l.s]</b>	<b>X<sub>g</sub> [m]</b>	<b>Y<sub>g</sub> [m]</b>
ER01	BOLOGNA	<i>Aso a Comunanza Sant'Anna</i>	83,54	863,4	1083	853309,2	4757737,8
ER02	BOLOGNA	<i>Aso a Villa Pera (diga)</i>	95,99	857,7	1027	854143,8	4758673,6
ER03	BOLOGNA	<i>Bidente di Corniolo a Campigna</i>	19,49	913,7	998	722227,6	4861358,2
ER04	BOLOGNA	<i>Bidente di Ridracoli a Ridracoli (diga)</i>	31,27	897,1	922	727953,2	4857930,2
ER05	BOLOGNA	<i>Bosso (Burano) a Cagli</i>	129,94	934,0	874	792331,2	4817520,3
ER06	BOLOGNA	<i>Brasimone (Setta) a Le Scalere (diga)</i>	13,47	960,9	1008	668249,8	4886417,6
ER07	BOLOGNA	<i>Brasimone (Setta) a Santa Maria (diga)</i>	27,01	962,5	902	669222,4	4888383,3
ER08	BOLOGNA	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	644,02	925,8	592	786970,2	4827007,2
ER09	BOLOGNA	<i>Castellano (Tronto) a Ascoli Piceno</i>	170,08	852,6	1047	867064,3	4740991,8
ER10	BOLOGNA	<i>Castellano (Tronto) a Talvacchia (diga)</i>	127,04	857,5	1157	865257,0	4738365,9
ER11	BOLOGNA	<i>Chienti a Borgiano (diga)</i>	404,04	885,6	813	829214,6	4774355,4
ER12	BOLOGNA	<i>Chienti a Pieve Torina</i>	116,44	886,9	1251	827630,0	4769432,8
ER13	BOLOGNA	<i>Chienti a Polverina (diga)</i>	295,56	890,6	850	826745,0	4771566,2
ER14	BOLOGNA	<i>Chienti a Ponte Giove</i>	109,67	901,4	1113	821413,0	4773949,1
ER15	BOLOGNA	<i>Correcchio (Reno) a Contrada Il Portone</i>	6,65	748,8	140	711516,4	4914488,8
ER16	BOLOGNA	<i>Esino a Moie</i>	795,82	913,6	523	818169,7	4809293,1

<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>Area [km<sup>2</sup>]</b>	<b>MAP [mm]</b>	<b>H<sub>m</sub> [m.s.l.s]</b>	<b>X<sub>g</sub> [m]</b>	<b>Y<sub>g</sub> [m]</b>
ER17	BOLOGNA	<i>Fiastrone a Fiastrone (diga)</i>	81,39	885,3	1184	841154,0	4770309,6
ER18	BOLOGNA	<i>Fluvione(Tronto) a Ponte Pugliese</i>	98,01	848,8	797	857988,7	4754582,4
ER19	BOLOGNA	<i>Foglia a Montecchio</i>	605,56	819,5	384	783926,9	4852556,2
ER20	BOLOGNA	<i>Idice (Reno) a Castenaso</i>	396,59	843,4	349	687991,1	4910171,7
ER21	BOLOGNA	<i>Lamone a Grattacoppa</i>	531,44	827,5	417	718463,4	4890881,8
ER22	BOLOGNA	<i>Lamone a Sarna</i>	259,29	864,9	192	712136,9	4887796,7
ER23	BOLOGNA	<i>Limentra di Riola (Reno) a Stagno</i>	68,43	953,5	1007	662597,0	4880137,7
ER24	BOLOGNA	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	39,29	940,7	920	658131,1	4880419,0
ER25	BOLOGNA	<i>Limentra di Treppio (Reno) a Suviana (diga)</i>	77,36	947,8	858	662793,2	4880913,3
ER26	BOLOGNA	<i>Metauro a Barco di Bellaguardia</i>	1051,28	883,4	542	784794,9	4832288,5
ER27	BOLOGNA	<i>Metauro a Calmazzo</i>	377,22	862,7	497	779323,1	4839974,6
ER28	BOLOGNA	<i>Metauro a San Lazzaro (diga)</i>	1049,47	902,3	553	784663,0	4832034,6
ER29	BOLOGNA	<i>Musone a Castreccioni (diga)</i>	90,10	875,6	602	834685,6	4805902,9
ER30	BOLOGNA	<i>Orsigna (Reno) a Setteponti</i>	15,62	912,9	1093	650635,2	4882353,0
ER31	BOLOGNA	<i>Potenza a Cannuciaro</i>	443,51	867,0	544	828107,8	4790899,3
ER32	BOLOGNA	<i>Potenza a Spindoli</i>	88,74	924,2	815	814428,9	4787964,4
ER33	BOLOGNA	<i>Quaderna (Reno) a Palesio</i>	22,13	807,0	263	697537,7	4917134,3
ER34	BOLOGNA	<i>Reno a Casalecchio</i>	1072,45	904,5	514	667111,4	4897095,6
ER35	BOLOGNA	<i>Reno a Molino del Pallone</i>	87,32	925,2	969	651045,8	4880795,4
ER36	BOLOGNA	<i>Reno a Ponte della Venturina</i>	99,91	930,5	893	651940,5	4881272,9
ER37	BOLOGNA	<i>Reno a Pracchia</i>	40,24	923,4	945	648708,5	4878190,9
ER38	BOLOGNA	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	445,74	815,6	506	734713,5	4871098,2
ER39	BOLOGNA	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	169,94	870,8	376	663416,7	4919431,4
ER40	BOLOGNA	<i>Savena (Reno) a Castel dell'Alpi</i>	13,09	985,5	1005	682616,4	4891690,8

<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>Area [km<sup>2</sup>]</b>	<b>MAP [mm]</b>	<b>H<sub>m</sub> [m.s.l.s]</b>	<b>X<sub>g</sub> [m]</b>	<b>Y<sub>g</sub> [m]</b>
ER41	BOLOGNA	<i>Savena (Reno) a San Ruffillo</i>	154,36	901,8	535	684075,7	4906691,5
ER42	BOLOGNA	<i>Savio a Quarto (diga)</i>	215,31	860,4	772	743365,2	4858460,4
ER43	BOLOGNA	<i>Savio a San Vittore</i>	596,57	774,5	382	749113,9	4867863,8
ER44	BOLOGNA	<i>Scandarello (Tronto) a Scandarello (diga)</i>	44,61	855,4	1038	848396,5	4724835,0
ER45	BOLOGNA	<i>Senio (Reno) a Castel Bolognese</i>	265,09	845,5	431	709674,5	4896554,1
ER46	BOLOGNA	<i>Silla (Reno) a Silla</i>	85,26	917,0	858	652402,8	4891637,8
ER47	BOLOGNA	<i>Tenna ad Amandola</i>	99,74	869,0	1131	849670,9	4763172,5
ER48	BOLOGNA	<i>Tronto a Ponte d'Arli</i>	575,35	858,3	1191	852004,6	4737236,9
ER49	BOLOGNA	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	915,26	817,8	467	859044,8	4742251,4
ER50	PARMA3	<i>Aveto (Tebbia) a Cabanne</i>	48,95	1001,5	993	524232,6	4925365,5
ER51	PARMA3	<i>Tebbia a due Ponti</i>	78,02	1021,8	969	516540,9	4930690,9
ER52	PARMA3	<i>Tebbia a San Salvatore</i>	629,58	1000,4	955	526121,9	4937359,3
ER53	PARMA3	<i>Tebbia a Valsigara</i>	225,61	1014,3	946	521098,2	4934880,7
ER54	PARMA4	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	90,46	906,8	764	558193,7	4952739,4
ER55	PARMA4	<i>Dolo (Secchia) a Fontanaluccia (diga)</i>	43,12	876,3	1310	617541,4	4900803,7
ER56	PARMA4	<i>Enza a Sorbolo</i>	669,29	880,7	609	604647,5	4929311,5
ER57	PARMA4	<i>Panaro a Bomporto</i>	1026,28	878,3	652	646369,8	4911296,5
ER58	PARMA4	<i>Parma a Ponte Bottego</i>	616,50	877,3	635	592823,9	4936468,0
ER59	PARMA4	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	1316,49	883,8	660	626084,4	4918006,6
ER60	PARMA4	<i>Secchia a Ponte Cavola</i>	339,71	887,3	972	609737,4	4911401,8
ER61	PARMA4	<i>Taro a Piane di Carniglia</i>	92,09	960,3	961	541710,2	4922194,4
ER62	PARMA4	<i>Taro a Pradella</i>	296,71	923,9	773	549947,8	4923851,5
ER63	PARMA4	<i>Taro a San Quirico</i>	1475,21	883,6	576	566936,2	4938422,3
ER64	PARMA4	<i>Taro a Santa Maria (paese)</i>	29,65	973,3	1068	539728,1	4924352,0



<b>Codice</b>	<b>Regione VA.PI.</b>	<b>Stazione</b>	<b>Area [km<sup>2</sup>]</b>	<b>MAP [mm]</b>	<b>H<sub>m</sub> [m.s.l.s]</b>	<b>X<sub>g</sub> [m]</b>	<b>Y<sub>g</sub> [m]</b>
ER65	PARMA4	<i>Taro a Santa Maria (diga)</i>	3,39	982,8	1359	537692,0	4921338,2
ER66	PESCARA	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	57,64	865,3	1609	872422,7	4714763,1
ER67	PESCARA	<i>Tordino a Teramo</i>	147,84	850,3	929	872199,9	4730798,3



## 6 ATTENDIBILITÀ DEL VA.PI. IN RELAZIONE AL DATABASE AGGIORNATO

Come già ampiamente illustrato, il progetto VA.PI si rifà ai dati tratti dalla Pubblicazione N.17 del SIMN, che copre il periodo 1917-1970, integrati occasionalmente e in modo non omogeneo fra le diverse applicazioni con dati successivi al 1970. Sebbene le risultanze di tale progetto non debbano considerarsi obsolete, si vuole cercare di capire se le curve di crescita identificate dal progetto VA.PI. siano ancora rappresentative dei regimi di frequenza reali, ovvero se l'estensione delle serie aggiornate con gli ultimi 40 anni di osservazioni comportano una modifica sostanziale delle curve stesse. Si rende insomma necessaria una verifica dell'*attendibilità degli strumenti proposti dal VA.PI.* per la valutazione delle piene di progetto, tenendo conto dell'aggiornamento delle informazioni idrologiche eseguito in questa sede. Si è dunque proceduto al confronto tra quanto ricavato dal progetto VA.PI. e le distribuzioni di frequenza ottenute dalle serie aggiornate, adottando una divisione temporale con discriminine nel 1977 per la regione di Bologna (secondo le indicazioni di *Franchini e Galeati* sui dati utilizzati nel loro studio del 1996) e nel 1983 per le regioni Parma 3 e Parma 4 (*Brath et al.*, 1997). Le stazioni della regione di Pescara sono state escluse da queste valutazioni, alla luce dei risultati ottenuti con le elaborazioni presentate nel Capitolo 7, che ne sconsigliano un'aggregazione alla regione di Bologna.

In primo luogo è stata effettuata una comparazione grafica fra le curve proposte dal VA.PI. e i dati di portata al colmo precedenti all'anno fissato come discriminine. Ciò allo scopo di capire se i bacini a disposizione manifestino un comportamento coerente con quanto previsto per le regioni omogenee di appartenenza, considerando anche l'aggiunta di serie provenienti da stazioni idrometriche precedentemente non considerate. Il confronto è poi proseguito sui dati posteriori all'anno preso a riferimento, allo scopo di valutare se le curve di crescita proposte dal VA.PI. possano essere considerate rappresentative anche della situazione attuale. I confronti sono stati eseguiti sviluppando idonei codici in linguaggio R (v. Appendice C). Tali codici hanno consentito di plottare le curve di crescita fornite dal VA.PI. per i compartimenti di Bologna, Parma 3, Parma 4 (per i cui parametri si rimanda alla *Tabella 3.1*) e confrontare ciascuna di queste con i corrispondenti dati.

Nella pratica, per poter procedere ai confronti, si è proceduto, in riferimento ad ogni stazione di interesse, nel seguente modo:

1. dal database completo dei dati (in formato .csv), si è eseguita la suddivisione tra i due campioni riferentesi ai periodi 1920-19\*\* (*preVAPI*, inclusi i dati relativi all'anno di riferimento) e 19\*\*-2014 (*postVAPI*). Sono state scartate le risultanti serie con meno di 5 dati;
2. nei due campioni così individuati sono state isolate le stazioni idrometriche relative alla regione di interesse;
3. si sono adimensionalizzati i dati di ciascuna stazione, dividendoli per la media (valutata sul periodo di interesse) della stazione stessa. I dati ottenuti sono stati combinati a formare i due campioni regionali *preVAPI* e *postVAPI*;
4. si è eseguito l'ordinamento crescente di ciascuno dei due campioni (*preVAPI* e *postVAPI*);
5. si è ricavata la frequenza di non superamento campionaria, mediante il metodo di *Plotting Position* proposto da *Weibull* (1939), assegnando cioè al dato *i*-esimo una frequenza di non superamento pari a  $F_K(k_i) = \frac{i}{N+1}$ , ove *N* indica la numerosità del campione;
6. i vari punti ottenuti (portata adimensionale in ascissa e corrispondente frequenza di non superamento in ordinata) sono stati plottati sul grafico contenente la curva di crescita ottenuta dal relativo VA.PI.

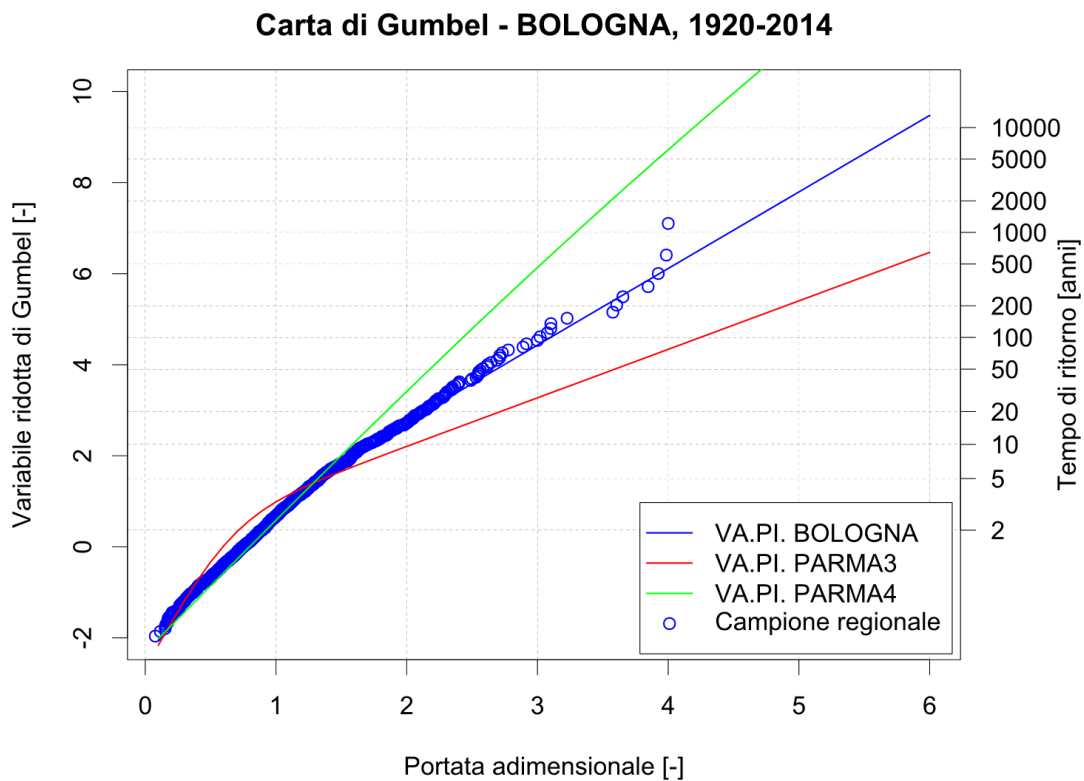
Le curve di crescita (e le corrispondenti portate adimensionalizzate ricavate seguendo la procedura appena illustrata) sono state rappresentate sulla cosiddetta carta probabilistica di Gumbel. In generale, una carta probabilistica consente di rappresentare in ascissa il valore della variabile casuale *x* di interesse e in ordinata il corrispondente valore della probabilità di non superamento  $F_X$ , ove si ricorda che quest'ultima risulta legata al tempo di ritorno *T* dalla seguente relazione:

$$T = \frac{1}{P(x > X)} = \frac{1}{1 - P(x \leq X)} = \frac{1}{1 - F_X}$$

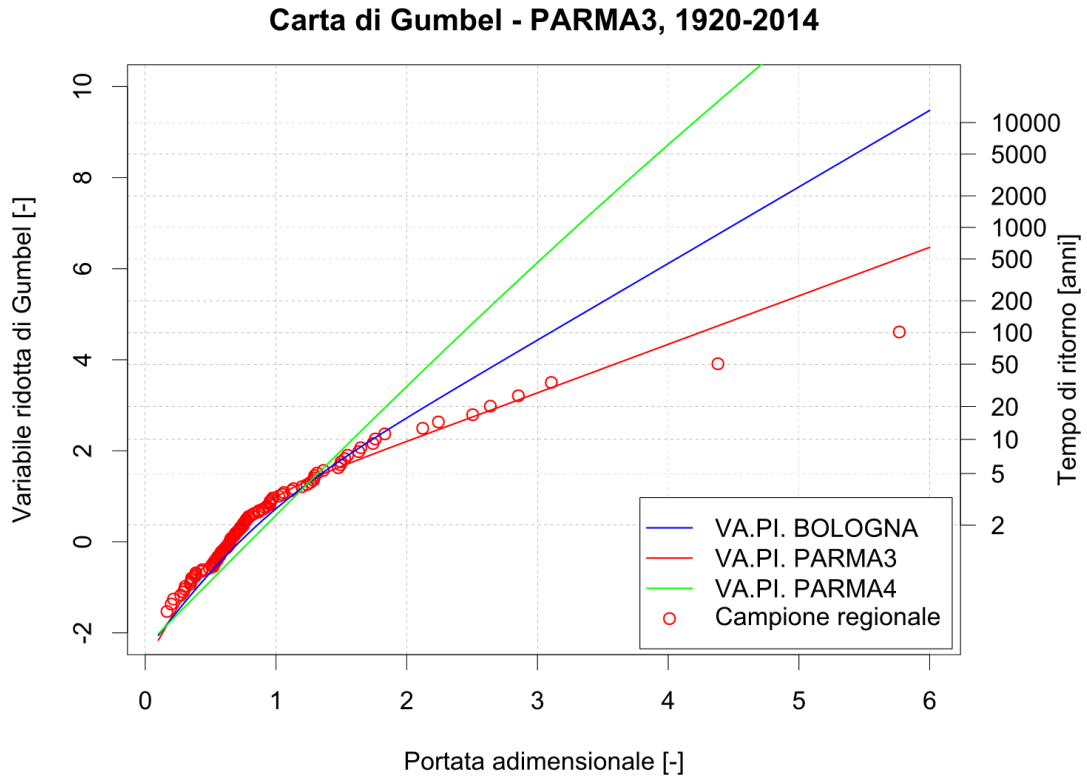
Nello specifico, la carta probabilistica di Gumbel riporta in ordinata la variabile ridotta di Gumbel, esprimibile in funzione della probabilità di non superamento come  $-\ln(-\ln(F_K))$ , consentendo di visualizzare le curve di crescita con un andamento

pressoché rettilineo (si ottengono rette per variabili la cui distribuzione di probabilità è esattamente una distribuzione di Gumbel). Pertanto, nel contesto della valutazione delle portate al colmo di piena per assegnati tempi di ritorno, la carta probabilistica di Gumbel consente di rappresentare la variabile ridotta  $-\ln(-\ln(F_K))$  (e dunque il tempo di ritorno  $T$ ) in funzione della portata adimensionale  $K$ . Fissato il tempo di ritorno  $T$ , si è dunque in grado di ricavare la portata adimensionale  $K$  associata, ovvero il fattore di crescita  $x'(T)$  (o quantile regionale adimensionale). Moltiplicando quest'ultimo per il fattore di scala  $\mu$  relativo al sito di interesse, sarà così possibile ricavare la portata di progetto con assegnato tempo di ritorno  $x(T) = x'(T) \cdot \mu$ .

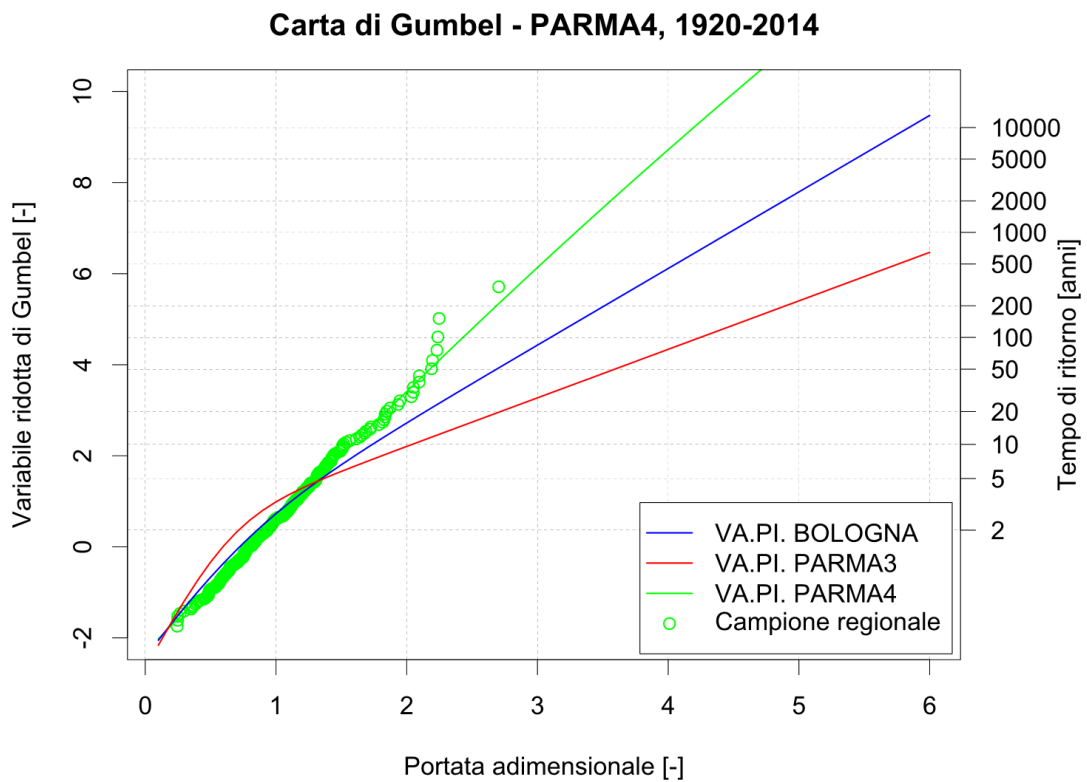
Prima di procedere al confronto tra gli andamenti precedenti e posteriori al 19\*\*, si è ritenuto opportuno rappresentare anche la situazione con riferimento all'intero periodo 1920-2014. I grafici che seguono (v. *Figura 6.1*, *Figura 6.2* e *Figura 6.3*) sono stati ottenuti, per ogni regione, seguendo i passaggi sopra descritti, escluso quello relativo alla separazione del database fra i periodi prima e dopo il VA.PI. Sono state anche valutate le eterogeneità dei campioni regionali mediante il già citato test di *Hosking e Wallis* (1997).



**Figura 6.1** – Portate al colmo adimensionali per la regione Bologna, periodo 1920-2014. Confronto con le curve di crescita regionali ottenute dal progetto VA.PI.



**Figura 6.2** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 3, periodo 1920-2014. Confronto con le curve di crescita regionali ottenute dal progetto VA.PI.



**Figura 6.3** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 4, periodo 1920-2014. Confronto con le curve di crescita regionali ottenute dal progetto VA.PI.

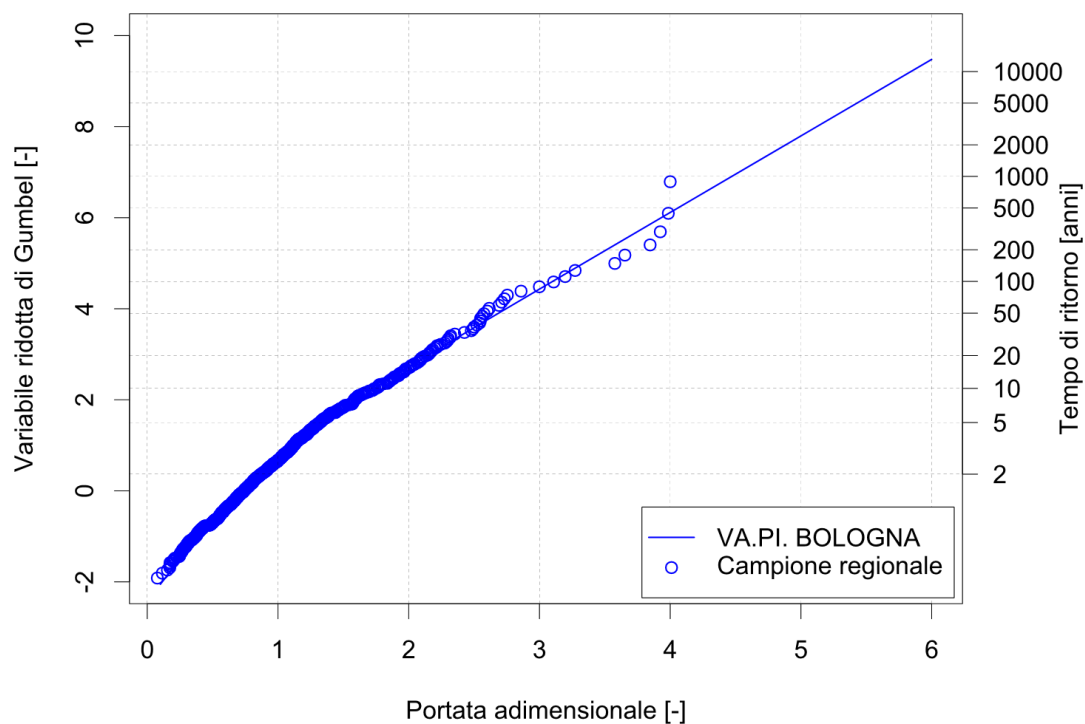
La *Figura 6.1* mostra come la regione Bologna sia ben rappresentata dalla curva di riferimento. I valori empirici coincidono con quelli teorici suggeriti dal VA.PI., ad eccezione di pochi casi relativi a portate elevate. In particolare, il valore massimo riportato sul grafico, che è quello che più si discosta dall'andamento del VA.PI. è un valore registrato nella stazione del Correcchio a Contrada "Il Portone". Questa stazione, come già detto, era stata esclusa dagli autori del VA.PI. proprio perché ritenuta non affine alla regione. Una conferma di questo è dato anche dal valore di  $H_1$  che è pari a 4,79 con la stazione del Correcchio inclusa (dati totali 1216) e a 2,79 con essa esclusa (dati totali 1189).

La *Figura 6.2* evidenzia che anche la regione Parma 3 è ben rappresentata dalla curva VA.PI., con alcune eccezioni per i casi relativi a portate elevate. In particolare, i due dati che si discostano in maniera significativa dall'andamento della curva sono relativi allo stesso evento di piena registrato sul Trebbia nel 1953 alle stazioni Due Ponti e Valsigiara. Da segnalare che in sede di elaborazioni VA.PI. la stazione Due Ponti non è stata utilizzata. L'omogeneità della regione è ottima:  $H_1 = -0,04$ . I dati disponibili per questa regione sono tuttavia pochi (100) e relativi solamente al bacino del Trebbia, poiché la restante parte della regione Parma 3 cade al di fuori dell'area di studio, ovvero oltre i confini dell'Emilia-Romagna. Per questo è corretto dire che il buon funzionamento del VA.PI. relativo al Parma 3 è stato verificato solamente per la parte piacentina di tale regione.

Discorso analogo ai precedenti per la regione Parma 4 (*Figura 6.3*): i dati disponibili confermano la validità della curva VA.PI., discostandosi solamente per due valori di portata molto alti. Essi fanno parte della serie dell'Arda a Mignano, la cui ricostruzione è risultata problematica e anche discussa in letteratura (*Brath, 2012*). Tale stazione non è stata utilizzata nella determinazione della curva VA.PI. e si può ipotizzare che non sia idrologicamente affine alla regione Parma 4. Questa ipotesi è avvalorata dal netto miglioramento di  $H_1$ , che passa da 2,32 (377 dati) a 0,67 (302 dati) rimuovendo la serie dal campione regionale.

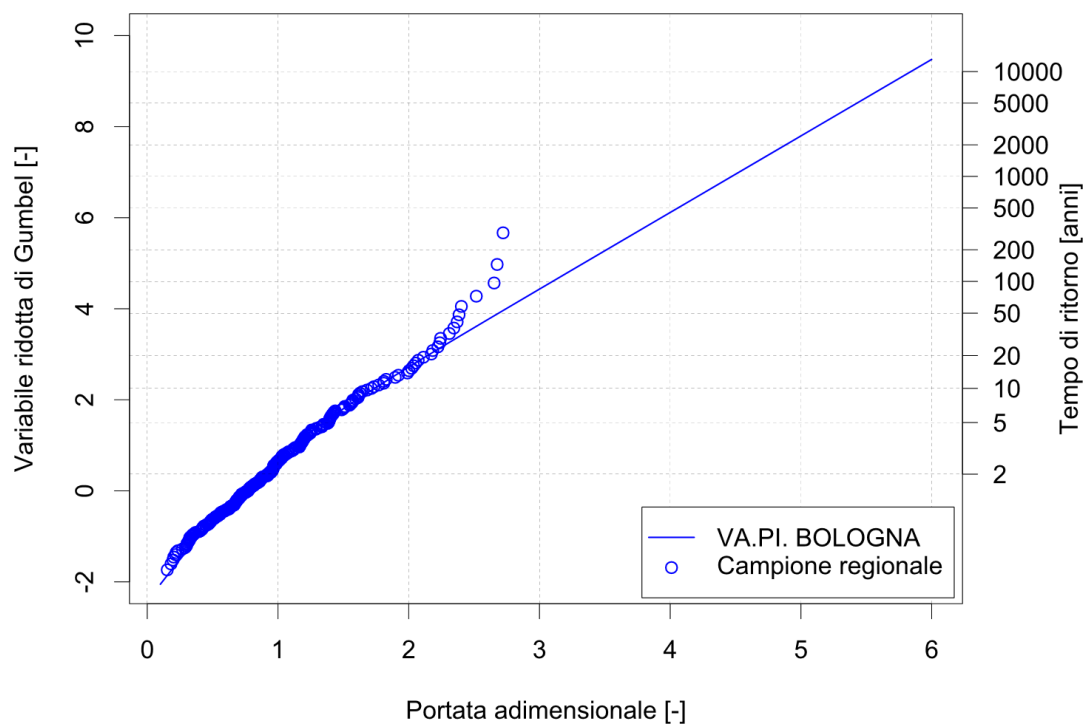
Si riportano ora i confronti fra i regimi di frequenza delle due serie idrologiche con la distinzione tra anni precedenti e successivi all'anno di aggiornamento dei dati utilizzati nell'applicazione del VA.PI. per ciascuna regione (v. grafici da *Figura 6.4* a *Figura 6.9*).

**Carta di Gumbel - BOLOGNA, 1920-1977 (preVAPI)**



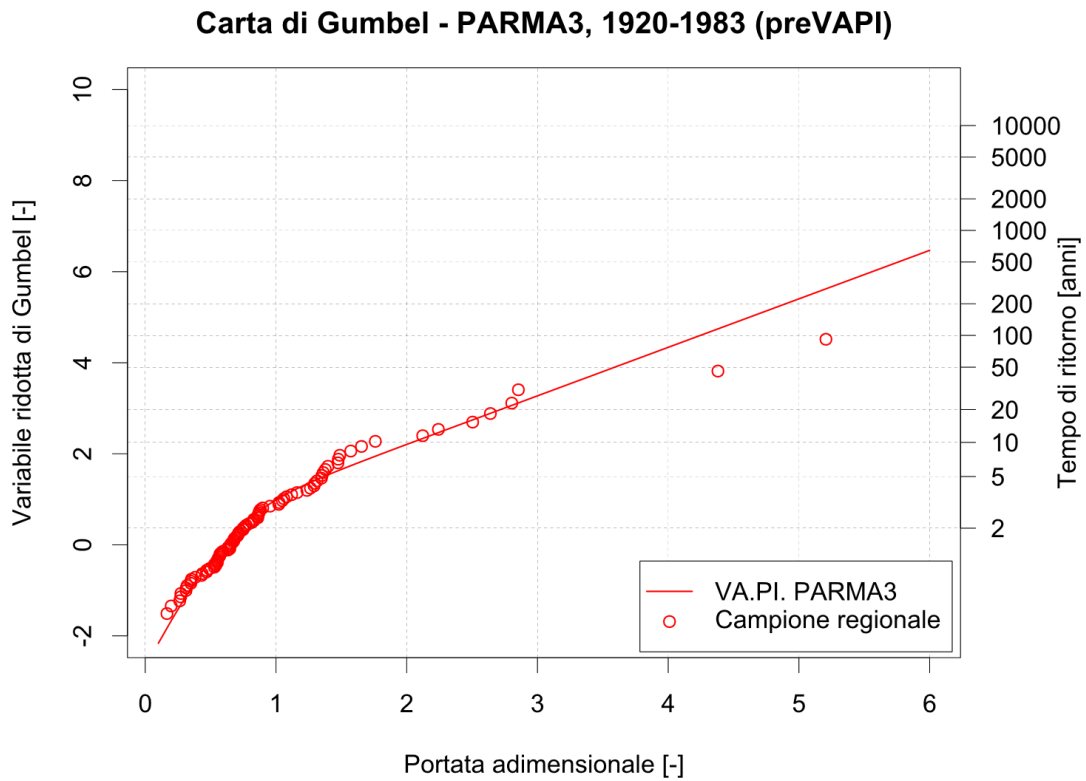
*Figura 6.4 – Portate al colmo adimensionali per la regione Bologna, periodo 1920-1977 (preVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.*

**Carta di Gumbel - BOLOGNA, 1978-2014 (postVAPI)**

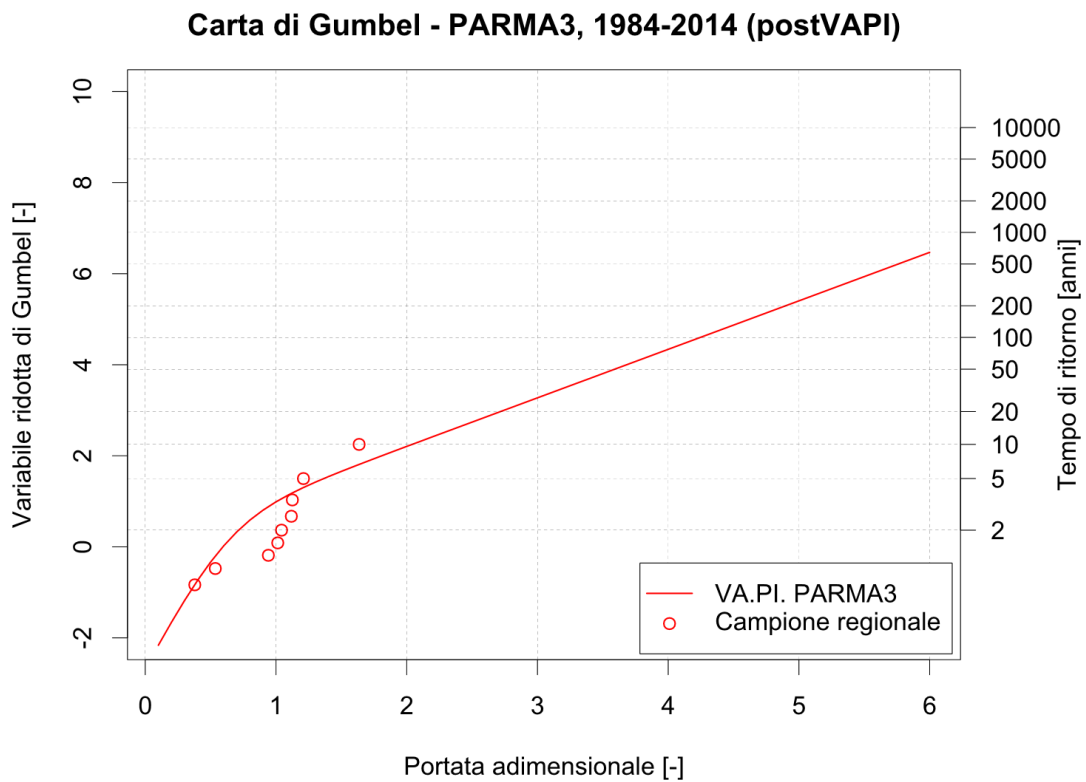


*Figura 6.5 – Portate al colmo adimensionali per la regione Bologna, periodo 1978-2014 (postVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.*

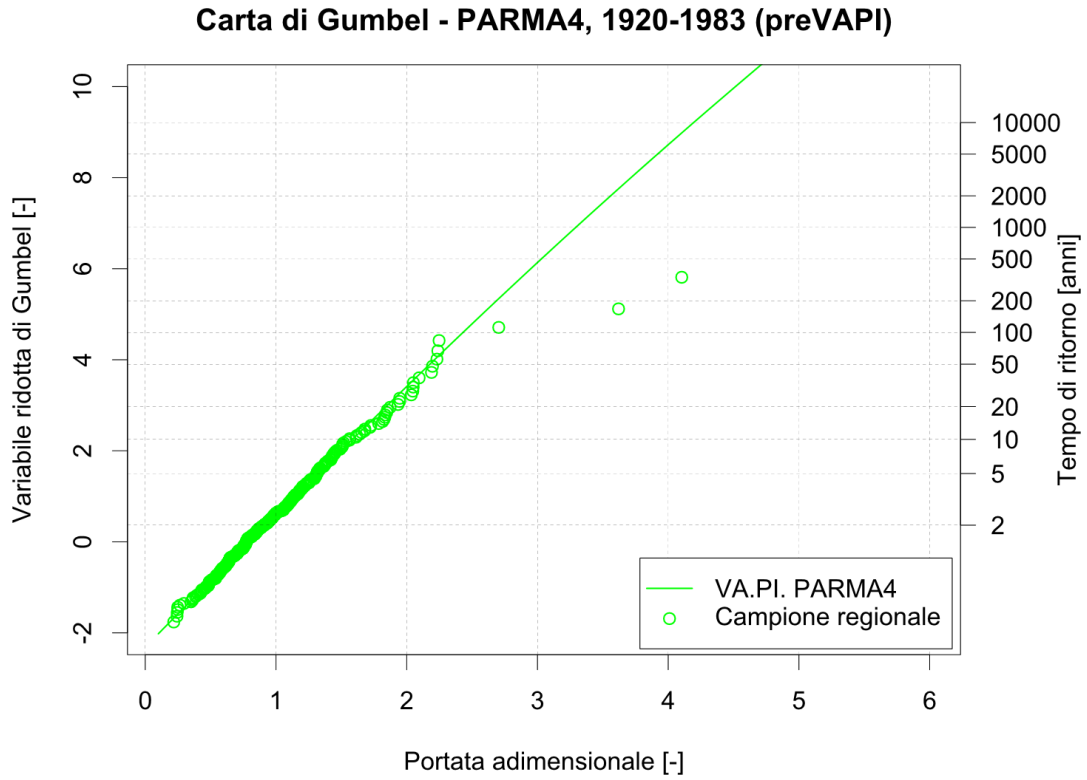




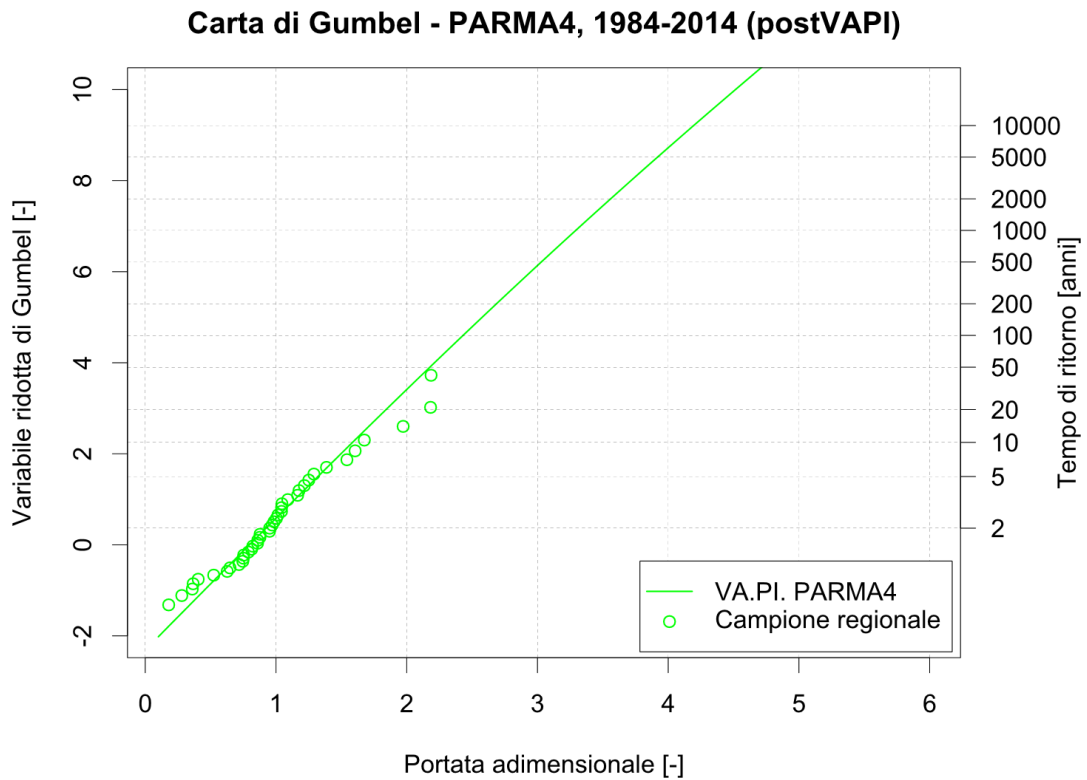
**Figura 6.6** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 3, periodo 1920-1983 (preVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.



**Figura 6.7** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 3, periodo 1984-2014 (postVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.



**Figura 6.8** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 4 periodo 1920-1983 (preVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.



**Figura 6.9** – Portate al colmo adimensionali per la regione Parma 4, periodo 1984-2014 (postVAPI). Confronto con la curva di crescita regionale ottenuta dal progetto VA.PI.

Relativamente alla regione di Bologna, dalla *Figura 6.4*, relativa ai dati precedenti al 1977, emerge una buona corrispondenza fra i punti empirici e la curva teorica del VA.PI. La *Figura 6.5*, relativa ai dati posteriori al 1977, aggiunge invece informazioni interessanti: mentre per valori di portata adimensionale inferiori a 2 il comportamento risulta in linea con la curva di crescita proposta dal VA.PI., non si può dire lo stesso per le portate adimensionali di entità superiore. Infatti, per valori elevati delle portate, i punti empirici si presentano con tempi di ritorno maggiori rispetto alla curva TCEV di riferimento. Questa anomalia non è imputabile alla scarsità di dati (come si riscontra invece per Parma 3), ma piuttosto ad un possibile parziale cambiamento nella frequenza delle portate di piena. Dall'analisi della *Figura 6.5* si può dunque trarre un'interessante considerazione: in corrispondenza di una portata adimensionale pari a circa 2,8 il tempo di ritorno stimato empiricamente assume un valore di circa 200 anni, mentre la curva VA.PI. ne suggerisce uno poco superiore ai 50 anni. In altre parole, a parità di portata, la curva di crescita VA.PI. prevede tempi di ritorno più bassi (ed analogamente portate maggiori a parità di tempo di ritorno). Questo suggerisce che la curva potrebbe essere ritenuta ancora valida nell'ottica di una progettazione cautelativa, che mantenga un buon margine di sicurezza.

Per la regione Parma 3 (*Figura 6.6* e *Figura 6.7*), l'analisi non produce risultati degni di nota o che comunque si discostino da quanto già affermato, data la scarsità dei dati a disposizione dopo il 1983.

Per la regione Parma 4, si può affermare che la curva VA.PI. è confermata dai dati successivi al 1983 (*Figura 6.9*). Nei dati precedenti a tale anno si ritrova il problema già riscontrato e discusso in precedenza legato alla serie dell'Arda a Mignano (*Figura 6.8*).



## **7 MODELLI REGIONALI VA.PI. E ROI A CONFRONTO: VERIFICA DELLE CAPACITÀ PREDITTIVE SULLA BASE DI LUNGHE SERIE STORICHE DEI MASSIMI ANNUALI DI PORTATA AL COLMO DI PIENA**

L'analisi regionale di frequenza delle piene (v. Par. 2.2) è oggi uno degli strumenti più diffusi e impiegati per pervenire alla stima della portata di progetto presso un'assegnata sezione fluviale. All'interno di tale ambito tuttavia non è sempre ben definibile quale specifico approccio regionale sia da preferire in relazione al contesto per cui si necessita della suddetta stima. Nel presente lavoro di Tesi ci si è posti l'obiettivo di confrontare due applicazioni del metodo della grandezza indice (v. Par. 2.2.2):

- il *Progetto speciale Valutazione delle Piene (VA.PI.)*, promosso negli anni '90 dal Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del C.N.R., presentato nel Capitolo 3.
- il metodo dell'*area di influenza (Region Of Influence, ROI)*, proposto da *Burn* (1990) e poi sviluppato grazie al test di omogeneità di *Hosking e Wallis* (1993) e riproposto da *Zrinji e Burn* (1996), presentato nel Capitolo 4.

La principale differenza tra i due metodi consiste nell'individuazione delle regioni omogenee (v. Par. 2.2.1): il VA.PI. utilizza regioni omogenee contigue mentre il ROI consente di costruire una regione di influenza specifica per ciascun sito d'interesse. Dunque, nel caso di una sezione fluviale di cui si intende stimare una portata di piena con fissato tempo di ritorno, per applicare il VA.PI. è sufficiente stabilire in quale regione omogenea fra quelle determinate in letteratura ricade il sito d'interesse, mentre per il ROI è necessario reperire ed elaborare dati di portata in altre sezioni al fine di individuare la regione omogenea a cui riferirsi. Tale lavoro aggiuntivo dovrebbe tuttavia garantire una migliore affidabilità della stima della portata di piena. Le elaborazioni che seguono si sono poste proprio l'obiettivo di verificare e quantificare il beneficio tratto da questo

secondo approccio. Per farlo si è fatto riferimento a *stazioni con lunghe serie storiche* di massimi annuali al colmo di piena, utilizzando queste informazioni per *testare le capacità predittive dei due modelli* oggetto dello studio. In particolare, sono stati stimati localmente i quantili adimensionali di portata al colmo con tempo di ritorno di 50 e 100 anni e a tali valori si è fatto riferimento per confrontare i risultati della stima dei quantili mediante VA.PI. e ROI per analoghi tempi di ritorno. La scelta di riferirsi a tempi di ritorno di 50 e 100 anni è giustificata dal fatto che questi sono il riferimento per numerose applicazioni reali di stima della portata di progetto e allo stesso tempo è possibile ricavare con buona affidabilità i corrispondenti quantili mediante stime locali.

Tutte le elaborazioni descritte di seguito sono state eseguite mediante codici di calcolo in linguaggio R, di cui si riportano alcuni esempi nell'Appendice C.

## 7.1 Dettagli operativi

La prima fase delle elaborazioni è stata la selezione, nel database disponibile (v. Capitolo 5), delle stazioni dotate di almeno 40 anni di osservazioni. Questa soglia è stata determinata, da un lato, dalla necessità di garantire la buona affidabilità della stima locale dei quantili scelti e, dall'altra parte, di poter considerare un significativo numero di casi di studio. Per queste ragioni si è in parte derogato all'indicazione di *Cunnane* (1987) per cui il tempo di ritorno della stima non può eccedere il doppio dei dati disponibili. In *Tabella 7.1* si riportano le 17 stazioni selezionate.

*Tabella 7.1* – Stazioni con almeno 40 anni di osservazioni disponibili nel database, ordinate seguendo il numero di dati. Si riporta anche la fonte dei dati.

Codice	Regione VA.PI.	Stazione	N. dati	Fonte dati
ER34	BOLOGNA	<i>Reno a Casalecchio</i>	89	SIMN
ER08	BOLOGNA	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	82	Enel
ER54	PARMA4	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	75	<i>Brath (2012)</i>
ER37	BOLOGNA	<i>Reno a Pracchia</i>	68	SIMN
ER57	PARMA4	<i>Panaro a Bomporto</i>	60	SIMN
ER66	PESCARA	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	60	SIMN
ER59	PARMA4	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	59	SIMN

Codice	Regione VA.PI.	Stazione	N. dati	Fonte dati
ER39	BOLOGNA	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	47	SIMN
ER19	BOLOGNA	<i>Foglia a Montecchio</i>	46	SIMN
ER67	PESCARA	<i>Tordino a Teramo</i>	46	SIMN
ER53	PARMA3	<i>Trebbia a Valsigiara</i>	45	SIMN
ER38	BOLOGNA	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	44	SIMN
ER31	BOLOGNA	<i>Potenza a Cannuciaro</i>	43	SIMN
ER43	BOLOGNA	<i>Savio a San Vittore</i>	42	SIMN
ER24	BOLOGNA	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	41	Enel
ER47	BOLOGNA	<i>Tenna ad Amandola</i>	41	SIMN
ER49	BOLOGNA	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	41	SIMN

### 7.1.1 Calcolo dei quantili con il modello teorico e il VA.PI.

Il modello teorico scelto per la stima locale è la distribuzione GEV (*Generalized Extreme Value*) in accordo con quanto indicato da *Salinas et al.* (2014a). Tale distribuzione è stata sottoposta al *Probability Plot Correlation Coefficient Test (PPCC Test)*, test di adattamento proposto da *Filliben* (1975). Per applicare il PPCC Test è necessario calcolare il coefficiente di correlazione fra la serie di dati e i relativi quantili, ricavati stimando i parametri della distribuzione d'interesse. Il valore risultante deve essere confrontato con la distribuzione statistica del coefficiente di correlazione ottenuta tramite simulazioni Monte Carlo, ovvero generazioni casuali di campioni aventi medesime numerosità e distribuzione statistica di quello d'interesse. Nel presente studio si è applicato il PPCC Test con livello di significatività 10% per la GEV: tale test è risultato superato per tutte le stazioni selezionate, confermando la validità della distribuzione scelta (v. codice di calcolo nell'Appendice C). Si è poi proceduto alla stima locale dei parametri, effettuata mediante un procedimento basato sugli L-momenti, facendo ricorso in ambiente R al pacchetto *lmom* (*Hosking*, 2015a). Nei due casi del Limentra a Pavana e del Secchia a Ponte Bacchello, è stato necessario ricorrere alla distribuzione di Gumbel, caso particolare di GEV, in quanto la stima dei parametri della

GEV ha portato alla definizione di una curva superiormente limitata, non compatibile con la rappresentazione degli estremi delle portate al colmo di piena. Anche la distribuzione di Gumbel per questi due casi è stata sottoposta al PPCC Test, risultando accettabile.

Per l'applicazione del VA.PI è stato necessario predisporre una routine di calcolo per invertire la TCEV, vista l'impossibilità di farlo algebricamente. Per i dettagli si rimanda al codice di calcolo riportato nell'Appendice C. I parametri utilizzati sono quelli indicati in *Tabella 3.1*. Per le stazioni della regione di Pescara, data la contiguità, si sono utilizzati i parametri della regione di Bologna.

### **7.1.2 Calcolo dei quantili con il ROI**

Le modalità generali di applicazione del ROI sono esposte nel dettaglio al Par. 4.3. Sono stati sviluppati opportuni codici in linguaggio R per l'esecuzione del ROI (v. Appendice C), mediante l'impiego anche del pacchetto *lmomRFA* (Hosking, 2015b). Occorrono qui ulteriori indicazioni in merito ad alcune scelte intraprese per l'applicazione di questo metodo. Innanzitutto, si è fissata la dimensione obiettivo del campione regionale a 500 dati, per rispettare la *5T Rule* di Jakob *et al.* (1999) nella stima dei quantili, considerata la sufficiente disponibilità di osservazioni in questo contesto. In piena conformità a quanto proposto da Hosking e Wallis (1993), si è inoltre deciso di considerare effettivamente omogenee soltanto i raggruppamenti di bacini caratterizzati da valori di  $H_1 < 1$ . In alcuni casi, per via dell'impossibilità di ottenere contemporaneamente  $H_1 < 1$  e un campione regionale di almeno 500 osservazioni, è stato necessario rilassare leggermente una o entrambe le condizioni, accettando valori di  $H_1$  di poco superiori all'unità o campioni con numerosità inferiore a 500 dati. Sono state rimosse a priori le stazioni di Pavana, Suviana, Le Scalere e Santa Maria, su indicazione del Gestore degli invasi che ritiene non affidabili per questo tipo di applicazione le serie ricostruite mediante delaminazione (v. Par. 5.1.2). Sono inoltre state escluse le stazioni ricadenti nella regione Parma 3, perché caratterizzate da un regime climatico significativamente diverso rispetto al resto dell'area di studio, come si può evincere dai valori di MAP decisamente superiori rispetto al resto dei bacini a disposizione. Si è fatta eccezione a questa regola per il Trebbia a Valsigiara (situato nella regione Parma 3) e per l'Arda a Mignano (nelle immediate vicinanze della regione Parma 3). Si ricorda che, come indicato già nelle modalità generali di applicazione del ROI, sono stati esclusi, valutando caso per caso, alcune serie in corrispondenza delle quali si registravano significativi aumenti di eterogeneità. I dettagli relativi alle stazioni escluse sono indicati



in *Tabella 7.2*. Ove accettabile, secondo il test di adattamento di *Hosking e Wallis* (1997), si è scelta la distribuzione GEV come distribuzione regionale. Per l'unico caso in cui ciò non è stato possibile (campione ROI relativo alla stazione del Potenza a Cannuciaro) è stata scelta l'unica distribuzione ad aver superato il test, la *Logistica Generalizzata* (GLO, *Generalised LOGistic*).

L'applicazione dell'approccio ROI è avvenuta in questa sede con due diverse modalità. In prima battuta, si è proceduto escludendo i dati della stazione d'interesse, così da simulare condizioni di assenza di osservazioni presso di essa (*ROI Senza Stazione, ROI-SS*). L'applicazione è stata poi ripetuta includendo tale stazione e aggiungendo un'unità al numero totale di stazioni considerate (*ROI Con Stazione, ROI-CS*). Questa seconda applicazione è stata pensata per consentire al ROI di operare nelle stesse condizioni del VA.PI., che è stato calibrato considerando anche i dati della maggior parte delle stazioni incluse nello studio.

Tutte le indicazioni riportate in merito alla stima dei quantili con il modello teorico, il VA.PI e il ROI, sono riportate nella *Tabella 7.2*.

**Tabella 7.2** – Sintesi delle scelte operate per la stima dei quantili con i diversi metodi: stima locale (Mod. teorico), parametri VA.PI., modello regionale del ROI (Mod. ROI), stazioni escluse dal ROI, inclusione delle stazioni della regione Parma 3 per l'applicazione del ROI (sì = stazioni incluse, no = stazioni non incluse). \*Le stazioni Rio Arno a Ponte Rio Arno e Tordino a Teramo appartengono alla regione VA.PI. di Pescara. In questo studio sono state assimilate alla regione di Bologna.

Codice	Stazione	N. dati	Mod. teorico	VA.PI.	Mod. ROI	Stazioni escluse	Parma 3
ER08	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	82	GEV	BOLOGNA	GEV	ER19	no
ER19	<i>Foglia a Montecchio</i>	46	GEV	BOLOGNA	GEV	ER16, ER39	no
ER24	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	41	GUM	BOLOGNA	GEV	-	no
ER31	<i>Potenza a Cannuciaro</i>	43	GEV	BOLOGNA	GLO	ER19, ER67	no
ER34	<i>Reno a Casalecchio</i>	89	GEV	BOLOGNA	GEV	ER08, ER16, ER19, ER39	no
ER37	<i>Reno a Pracchia</i>	68	GEV	BOLOGNA	GEV	ER46	no
ER38	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	44	GEV	BOLOGNA	GEV	ER15, ER19, ER39	no
ER39	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	47	GEV	BOLOGNA	GEV	ER19, ER36, ER56	no
ER43	<i>Savio a San Vittore</i>	42	GEV	BOLOGNA	GEV	ER15, ER19, ER39	no
ER47	<i>Tenna ad Amandola</i>	41	GEV	BOLOGNA	GEV	ER67	no

Codice	Stazione	N. dati	Mod. teorico	VA.PI.	Mod. ROI	Stazioni escluse	Parma 3
ER49	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	41	GEV	BOLOGNA	GEV	ER19, ER67	no
ER53	<i>Trebbia a Valsigiara</i>	45	GEV	PARMA3	GEV	ER46, ER56	sì
ER54	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	75	GEV	PARMA4	GEV	ER36, ER39, ER46, ER56	sì
ER57	<i>Panaro a Bomporto</i>	60	GEV	PARMA4	GEV	ER08, ER19, ER39	no
ER59	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	59	GUM	PARMA4	GEV	ER08, ER19, ER39	no
ER66	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	60	GEV	BOLOGNA*	GEV	ER67	no
ER67	<i>Tordino a Teramo</i>	46	GEV	BOLOGNA*	GEV	-	no

Prima di procedere alla presentazione dei risultati, si ritiene opportuno giustificare la rimozione delle stazioni dall'applicazioni del ROI, ovvero avanzare delle ipotesi sull'origine della loro eterogeneità nei confronti delle stazioni d'interesse:

- ***Candigliano alla diga del Furlo*** (ER08, 3 rimozioni): questa serie presenta problemi di eterogeneità con tre grandi bacini emiliani (Reno, Secchia, Panaro). Si può supporre che tali problemi siano generati da una reale diversità nel regime delle portate o da una ricostruzione non affidabile delle portate naturali nella sezione della diga del Furlo. Confrontando le serie storiche su carta di Gumbel, si nota come la differenza sia principalmente per le portate adimensionali con basso tempo di ritorno, che per il Furlo sono inferiori rispetto ai tre bacini emiliani;
- ***Correcchio a Contrada "Il Portone"*** (ER15, 2 rimozioni): bacino di estensione ridotta (l'unico bacino strumentato a disposizione avente area inferiore a  $10 \text{ km}^2$ ) e caratterizzato da una testata decisamente distante dallo spartiacque appenninico. È stato riconosciuto come disomogeneo dal resto della regione di Bologna anche da *Franchini e Galeati* (1996), che lo hanno escluso in sede di calibrazione del VA.PI.;
- ***Esino a Moie*** (ER16, 2 rimozioni): la serie relativa a questa stazione è composta di sole 8 osservazioni, disponibili in modo piuttosto discontinuo nel tempo (1938, 1939, 1942, 1955-1958, 2005);
- ***Foglia a Montecchio*** (ER19, 9 rimozioni): l'alto numero di esclusioni porta a supporre che il bacino sia caratterizzato da un regime delle portate diverso rispetto al resto della regione. Tale ipotesi è confermata dai risultati dell'applicazione del VA.PI. e del ROI.

- **Samoggia a Calcara** (ER39, 6 rimozioni): considerazioni analoghe al caso precedente. Si appunta inoltre che il torrente Samoggia è caratterizzato da una quota del bacino piuttosto ridotta, con testata lontana dallo spartiacque appenninico, a differenza degli altri principali corsi d’acqua emiliano-romagnoli;
- **Silla a Silla** (ER46, 3 rimozioni): la serie relativa a questa stazione è composta di sole 10 osservazioni, risalenti agli anni ‘30;
- **Enza a Sorbolo** (ER56, 3 rimozioni): i casi in cui mostra problemi di omogeneità sono relativi a bacini con aree significativamente inferiori (almeno 3 volte più piccole) rispetto a quella sottesa dalla sezione in oggetto;
- **Tordino a Teramo** (ER67, 4 rimozioni): la stazione appartiene al compartimento di Pescara ma è stata inclusa nello studio per la sua contiguità alla regione di Bologna. Tuttavia è possibile ipotizzare, considerando il numero di esclusioni, che tale annessione non sia ammissibile dal punto di vista delle caratteristiche idrologiche. La disomogeneità di questa serie rispetto all’area di studio è confermata anche dai risultati dell’applicazione del VA.PI. e del ROI.

## 7.2 Risultati

Si presentano ora i risultati del presente lavoro di Tesi, a partire dai valori dell’indice di eterogeneità  $H_1$  e alla numerosità dei campioni regionali ottenuta con l’applicazione del ROI nelle due diverse modalità previste in questa sede, ovvero prima escludendo (ROI-SS) e poi includendo (ROI-CS) la stazione d’interesse (v. *Tabella 7.3*).

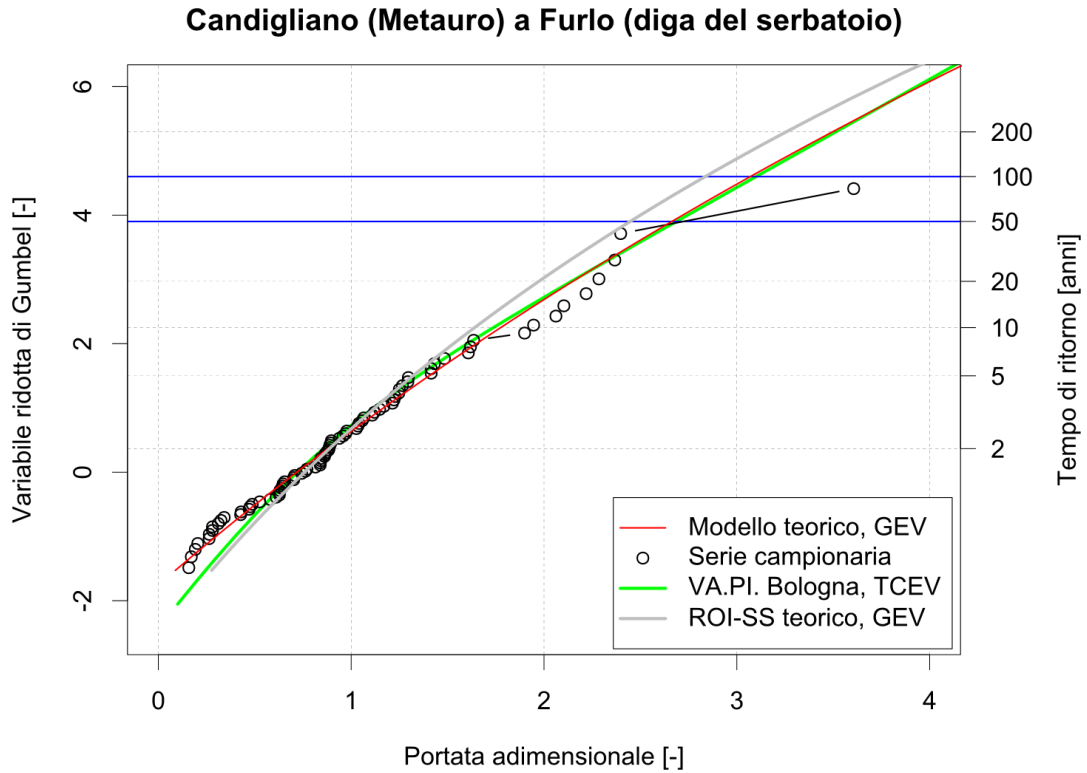
**Tabella 7.3** – Risultati, in termini di indice di eterogeneità  $H_1$  e numerosità campionaria, dell’applicazione del ROI alle stazioni selezionate. Il ROI è stato applicato in due modalità: escludendo la stazione d’interesse (Roi Senza Stazione, ROI-SS) e includendola (ROI Con Stazione, ROI-CS).

Codice	Stazione	N. dati	ROI-SS		ROI-CS	
			$H_1$	N. dati	$H_1$	N. dati
ER08	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	82	0,65	515	0,98	597
ER19	<i>Foglia a Montecchio</i>	46	1,10	512	2,34	558
ER24	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	41	0,84	506	1,52	547
ER31	<i>Potenza a Cannuciaro</i>	43	0,11	527	0,18	570
ER34	<i>Reno a Casalecchio</i>	89	0,83	485	0,34	574
ER37	<i>Reno a Pracchia</i>	68	0,99	523	1,22	591

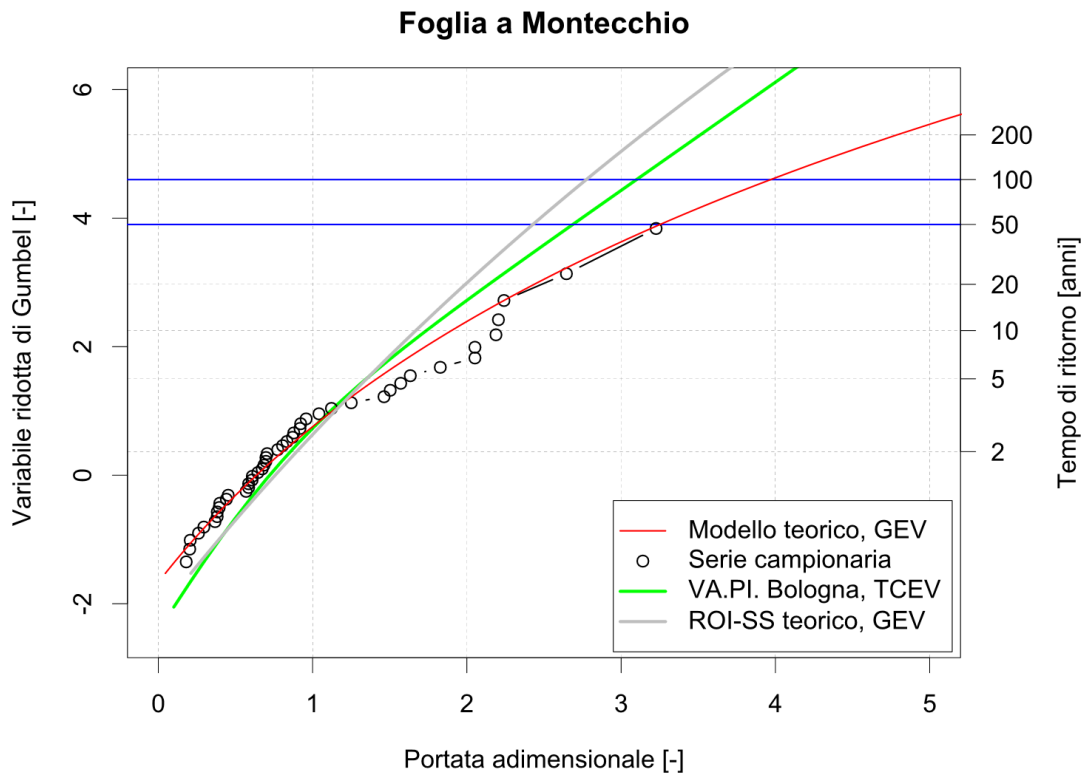
Codice	Stazione	N. dati	ROI-SS		ROI-CS	
			$H_1$	N. dati	$H_1$	N. dati
ER38	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	44	0,63	512	0,67	556
ER39	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	47	1,00	496	1,91	543
ER43	<i>Savio a San Vittore</i>	42	0,59	556	0,68	598
ER47	<i>Tenna ad Amandola</i>	41	0,24	541	0,24	582
ER49	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	41	0,70	514	0,73	555
ER53	<i>Trebbia a Valsigiara</i>	45	0,91	492	0,98	537
ER54	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	75	0,95	509	0,60	584
ER57	<i>Panaro a Bomporto</i>	60	0,77	479	0,87	539
ER59	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	59	0,90	555	1,56	614
ER66	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	60	-0,47	515	0,58	575
ER67	<i>Tordino a Teramo</i>	46	0,69	554	1,97	600

L'applicazione del ROI ha portato, in prima battuta (ROI-SS), a buoni risultati in termini di numerosità ed omogeneità dei campioni regionali. Infatti, i peggiori valori ottenuti ( $H_1 = 1,10$  e  $N = 479$ ) si discostano di poco dagli obiettivi dichiarati di ottenere  $H_1 < 1$  e  $N > 500$ . L'aggiunta della stazione d'interesse al ROI ha comportato in alcuni casi un significativo aumento dell'eterogeneità della regione individuata. In particolare, si segnalano le stazioni la cui aggiunta ha causato un aumento di  $H_1$  superiore a 0,5: Montecchio, Pavana, Calcara, Ponte Bacchello, Ponte Rio Arno e Teramo. Questo aumento è stato interpretato come indice di una possibile eterogeneità fra le serie in questione e le altre presenti nel database.

Relativamente al confronto fra VA.PI. e ROI per ogni stazione selezionata, i risultati sono esposti mediante i grafici che seguono (v. grafici da *Figura 7.1* a *Figura 7.17*). Si è scelto, per una maggiore chiarezza e semplicità nell'interpretazione dei grafici, di riportare solamente la curva ROI ottenuta con l'esclusione della serie della stazione d'interesse. La curva ottenuta considerando la serie d'interesse non si discosta mai dalla precedente in modo significativo e per tutte le stazioni ha dimostrato una tendenza ad avvicinarsi leggermente al modello teorico, ovvero la curva di crescita ottenuta mediante la stima locale.



**Figura 7.1** – Stazione Candigliano alla diga del Furlo. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



**Figura 7.2** – Stazione Foglia a Montecchio. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).

### Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga del serbatoio)

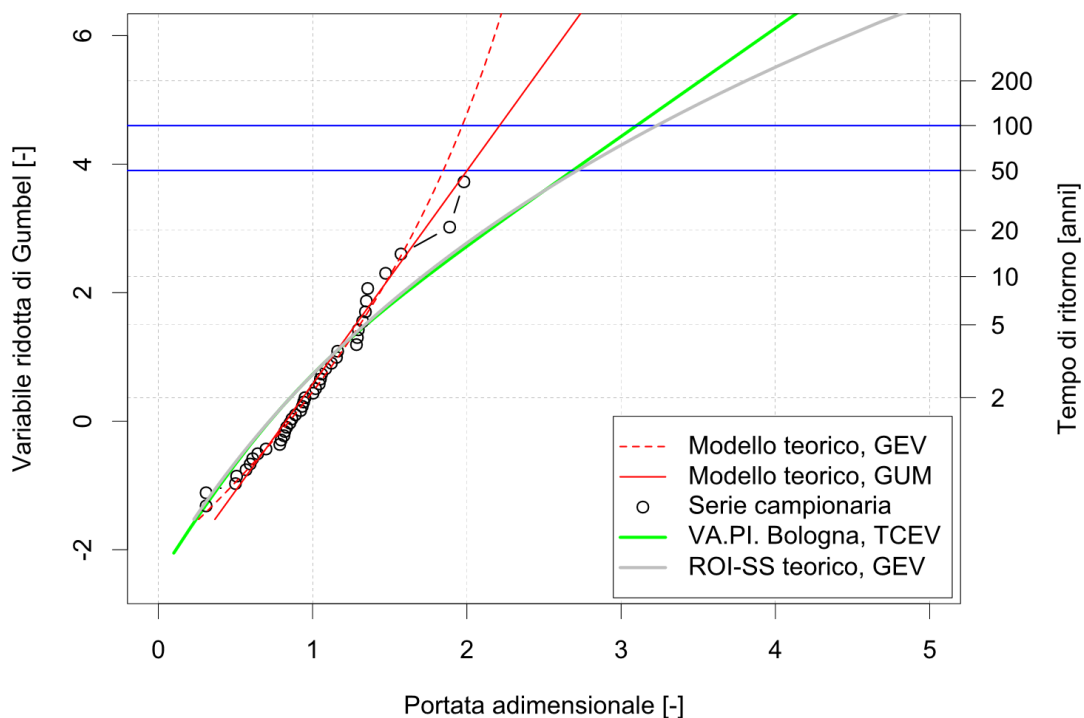


Figura 7.3 – Stazione Limentra di Sambuca alla diga di Pavana. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).

### Potenza a Cannuciaro

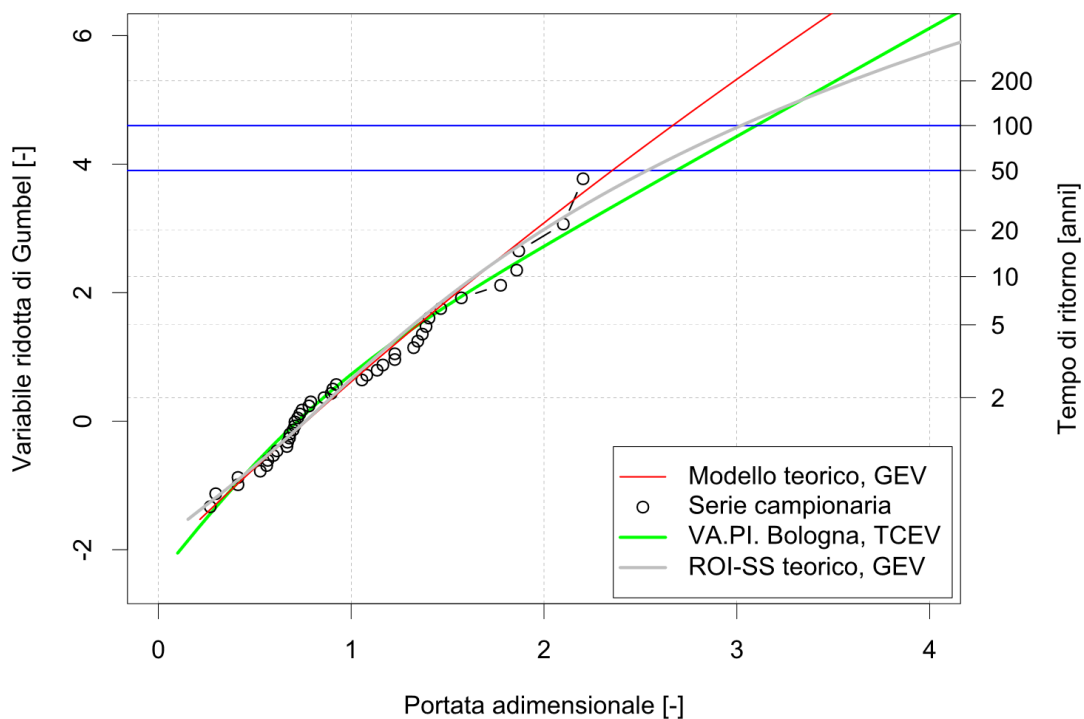
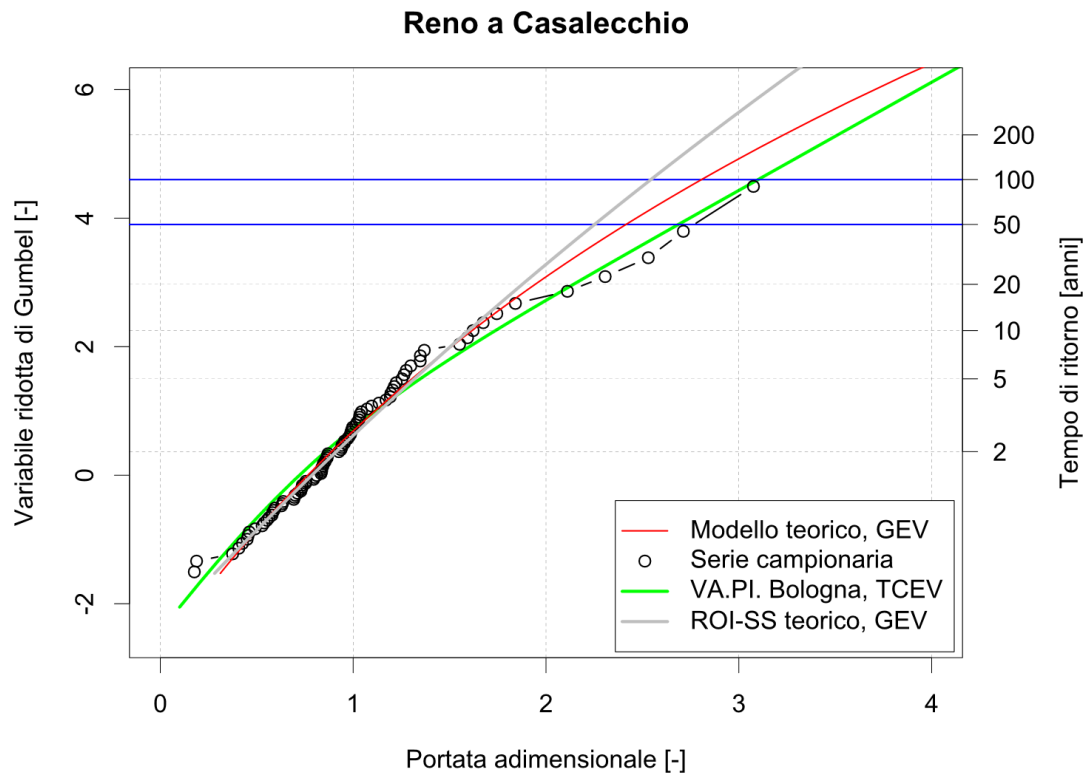
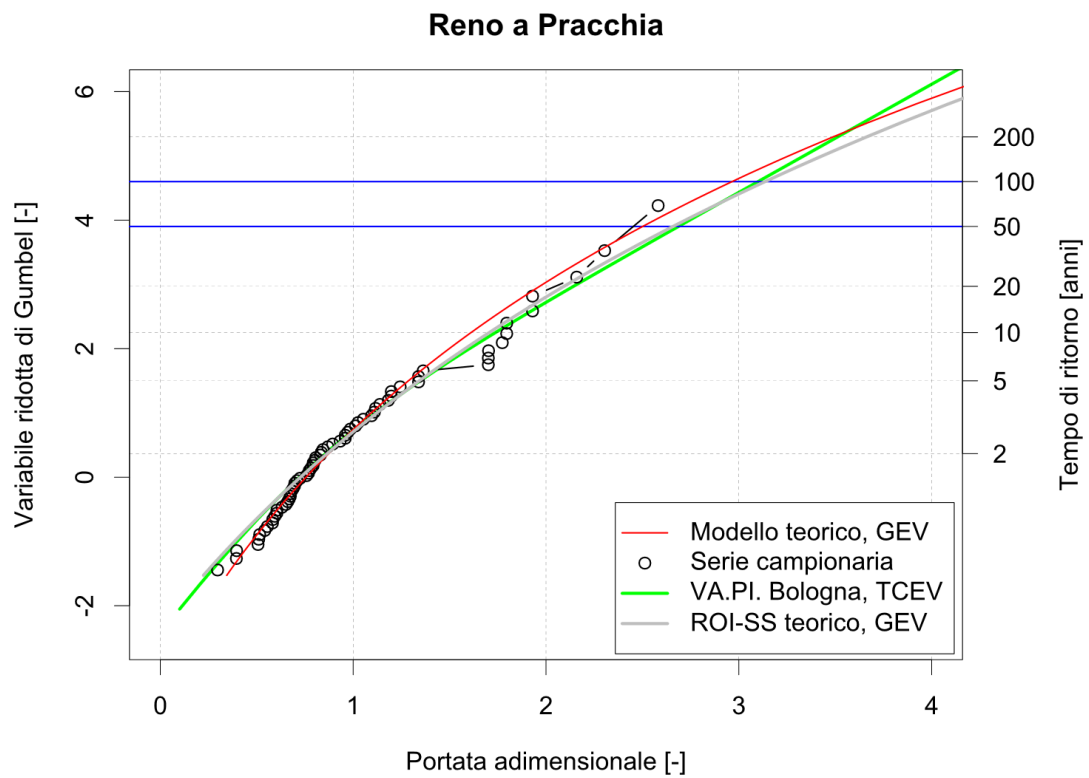


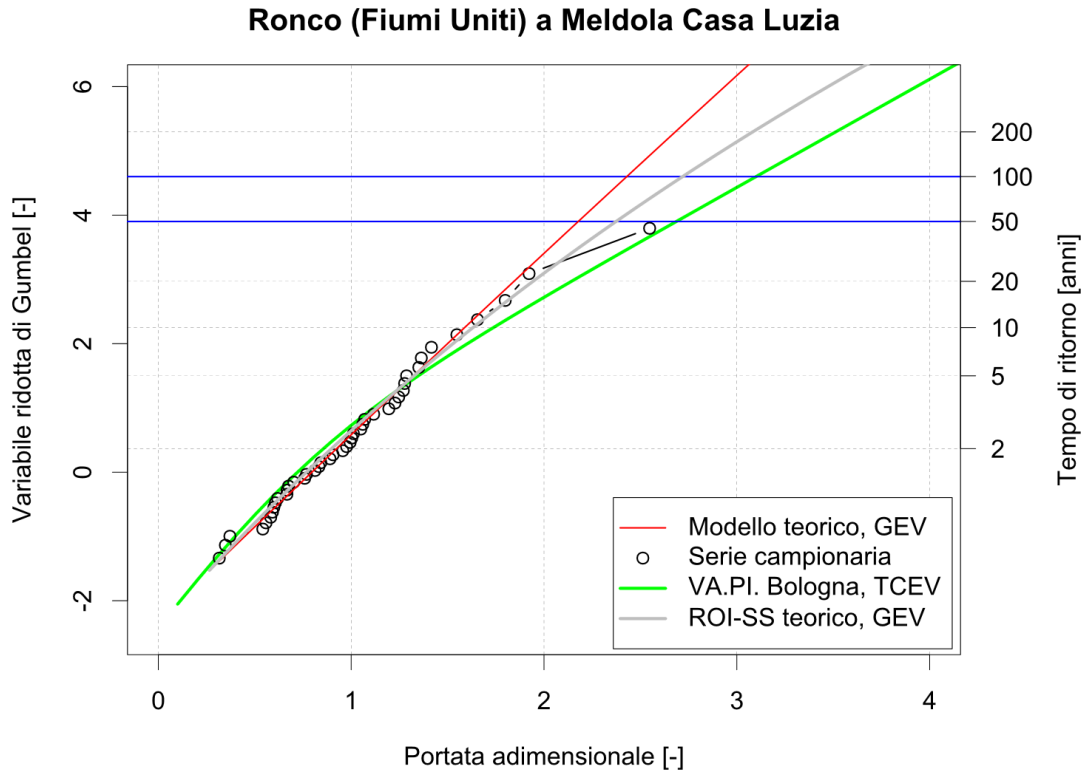
Figura 7.4 – Stazione Potenza a Cannuciaro. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



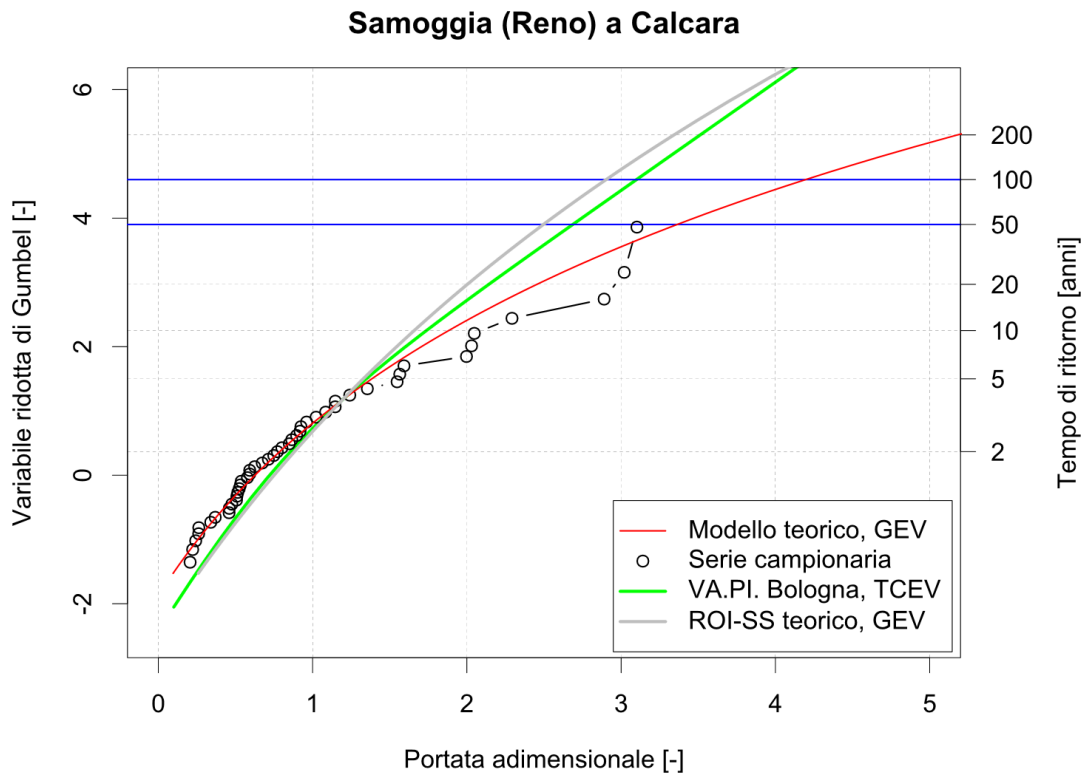
**Figura 7.5** – Stazione Reno a Casalecchio. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



**Figura 7.6** – Stazione Reno a Pracchia. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).

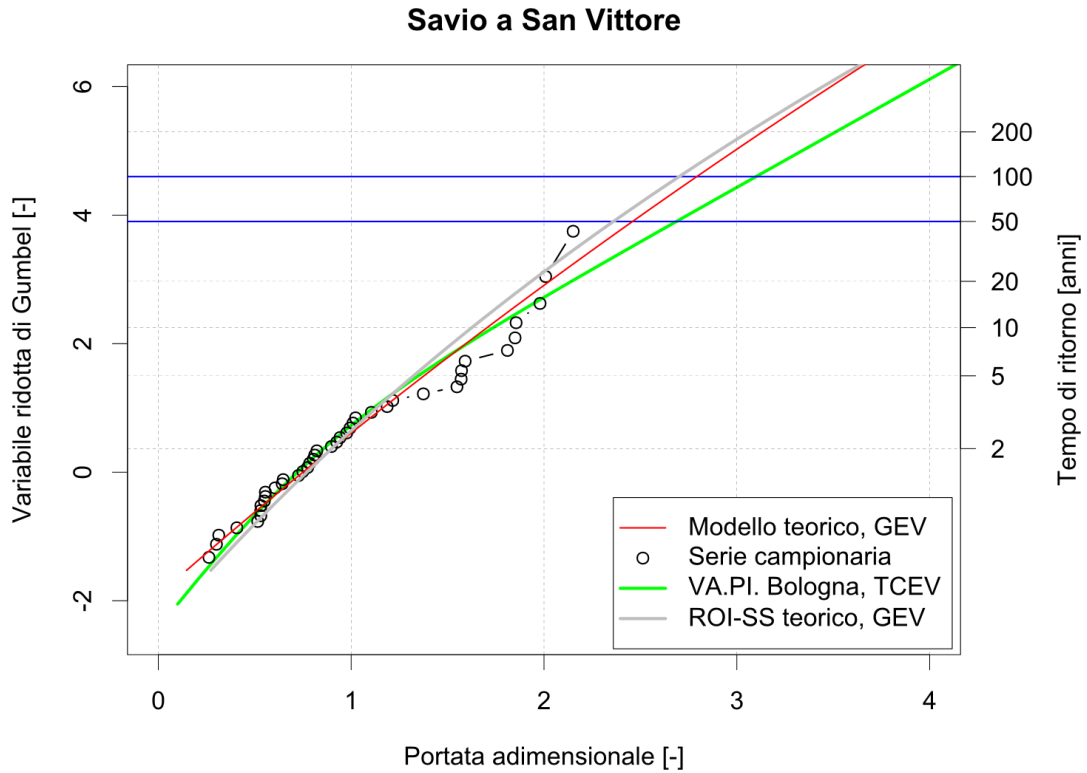


**Figura 7.7** – Stazione Ronco a Meldola. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).

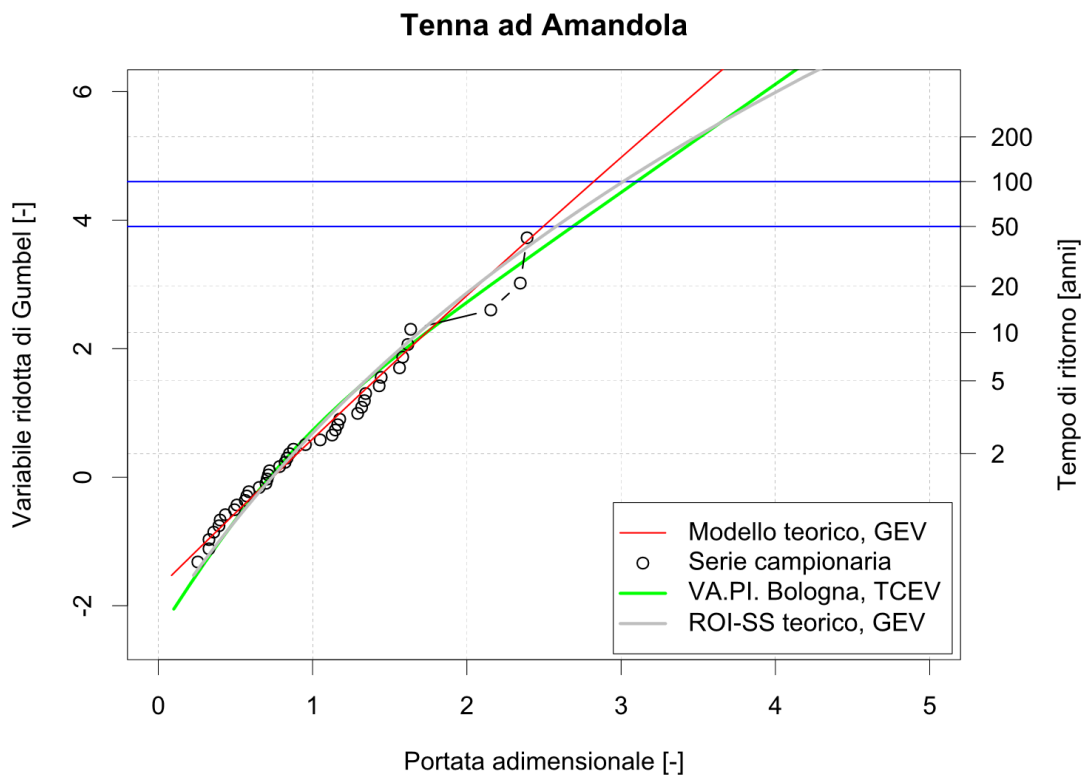


**Figura 7.8** – Stazione Samoggia a Calcara. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).

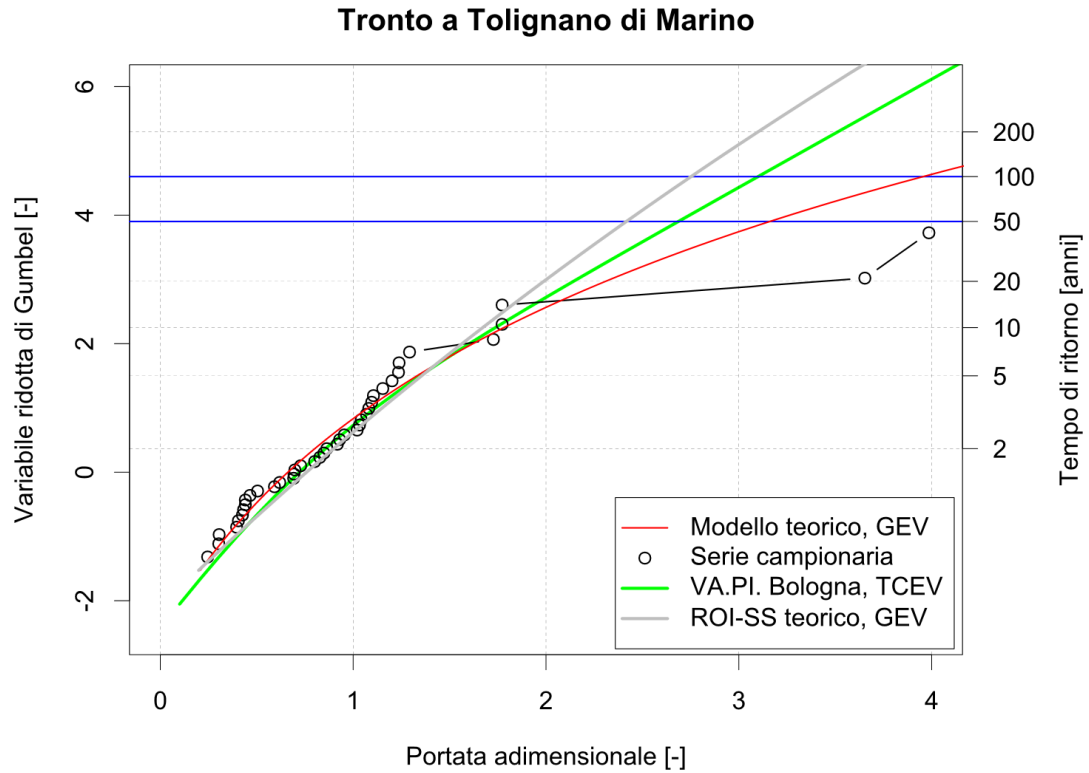




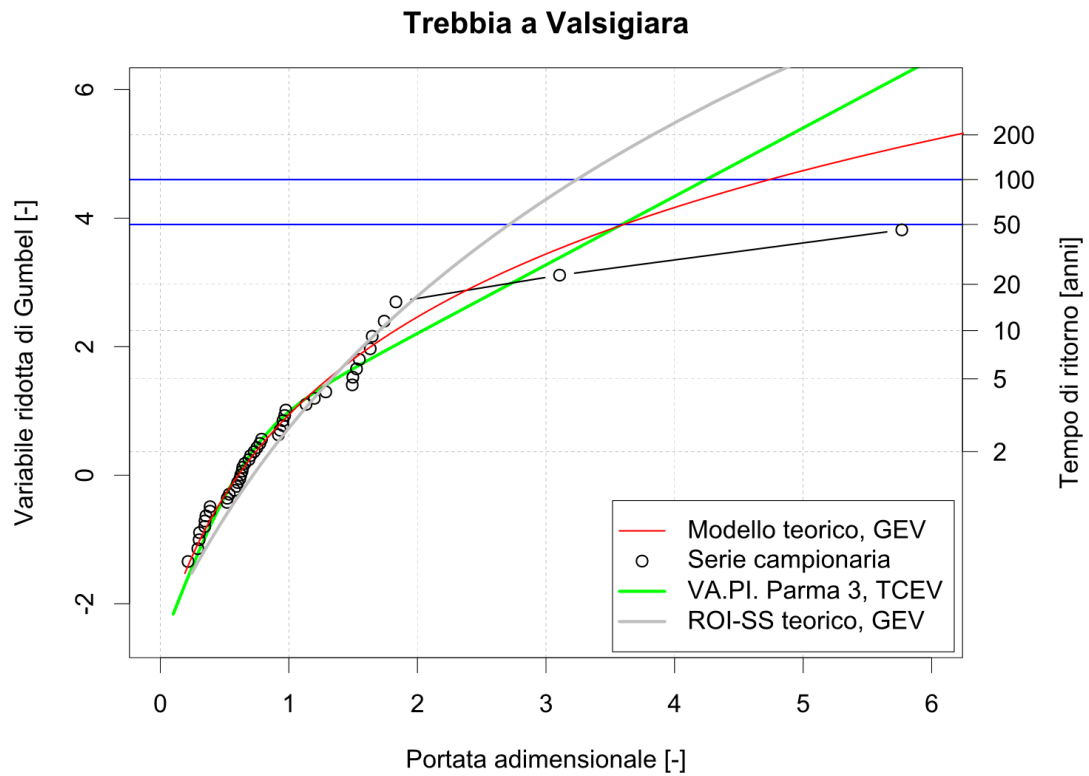
**Figura 7.9** – Stazione Savio a San Vittore. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



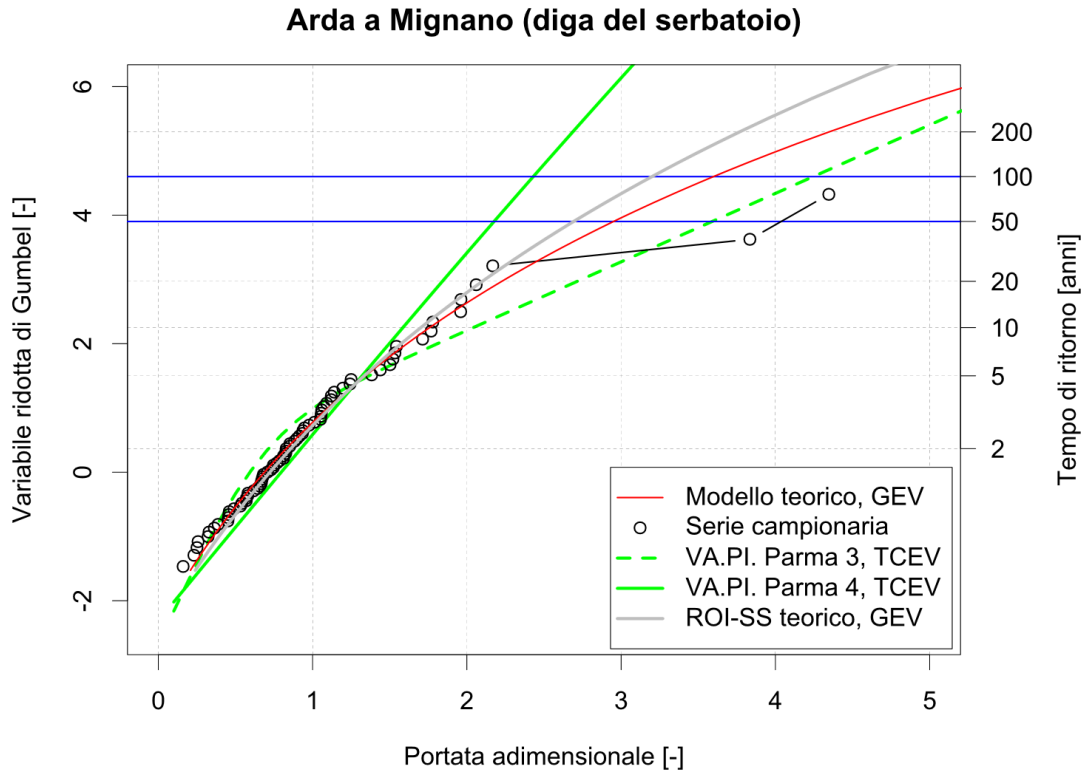
**Figura 7.10** – Stazione Tenna ad Amandola. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



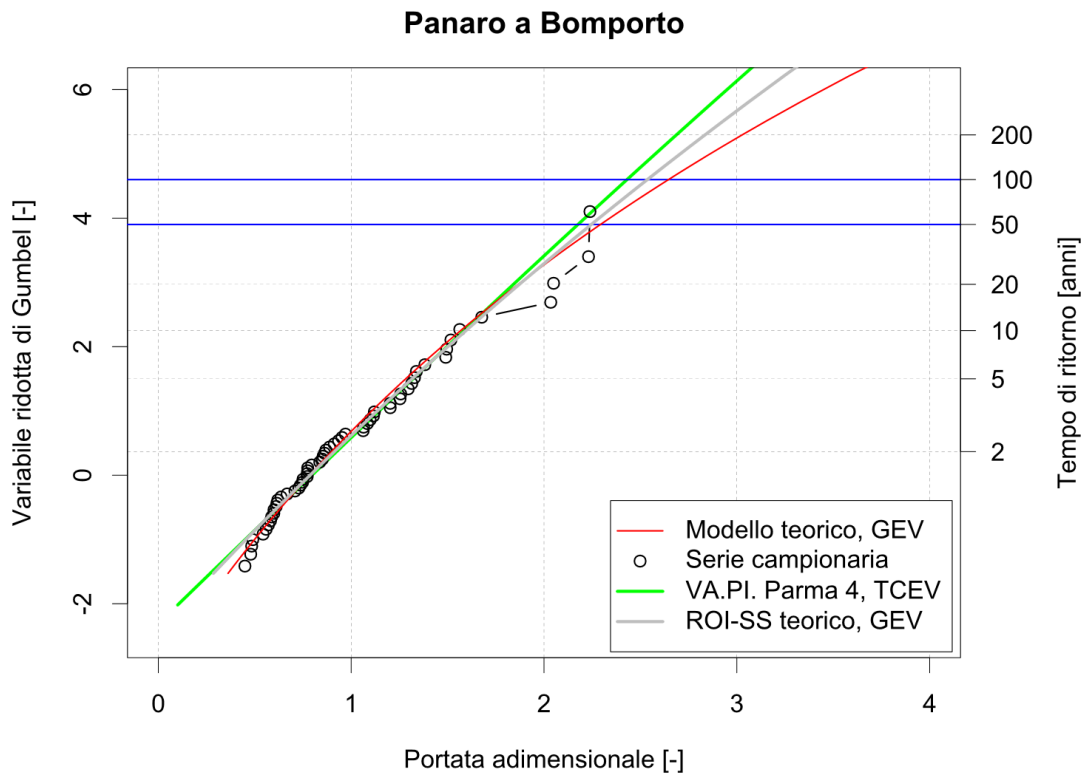
**Figura 7.11** – Stazione Tronto a Tolignano di Marino. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



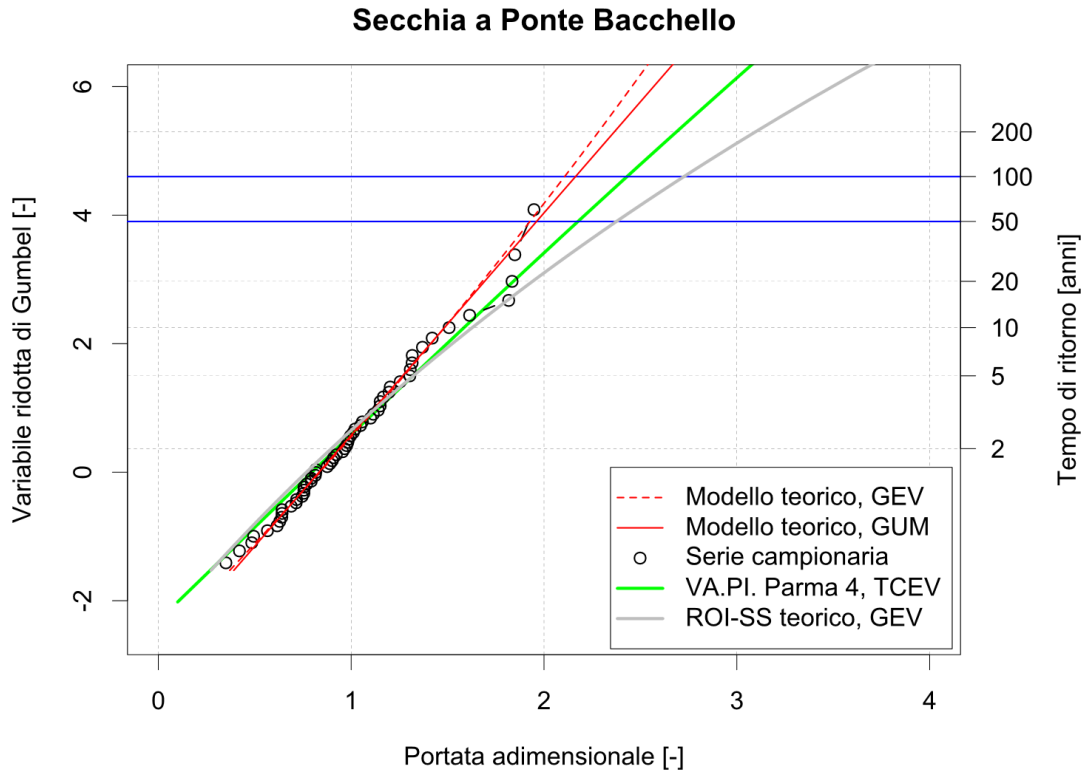
**Figura 7.12** – Stazione Trebbia a Valsigiara. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



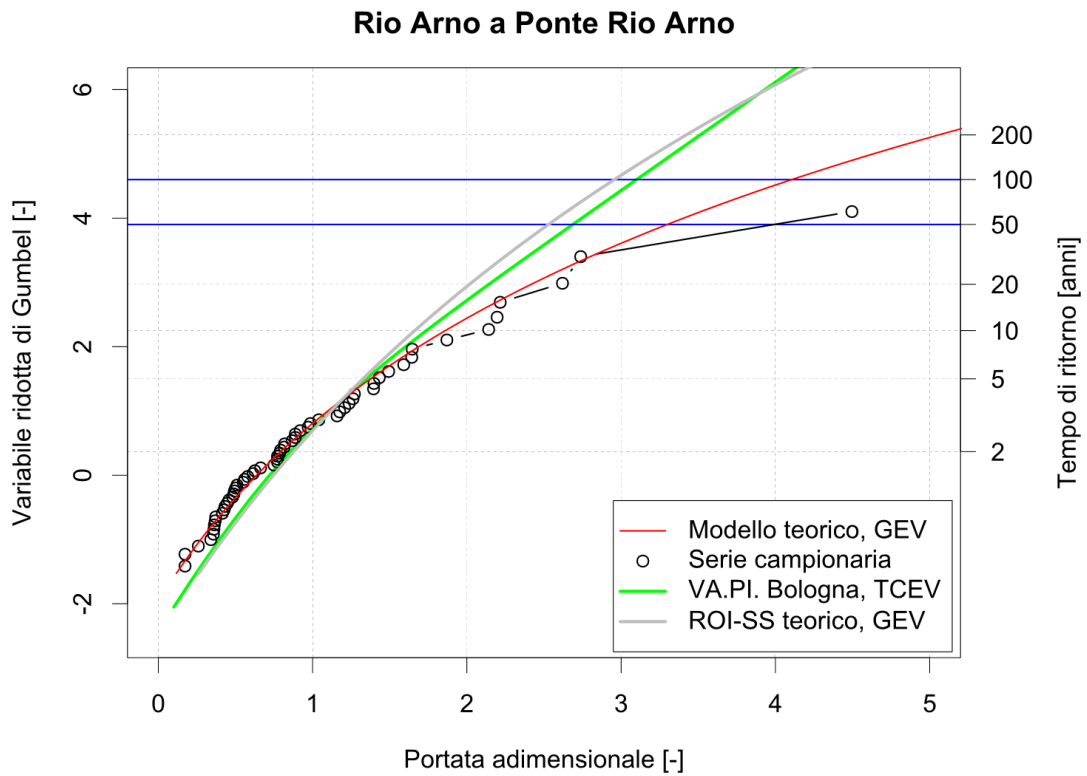
**Figura 7.13** – Stazione Arda a Mignano. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



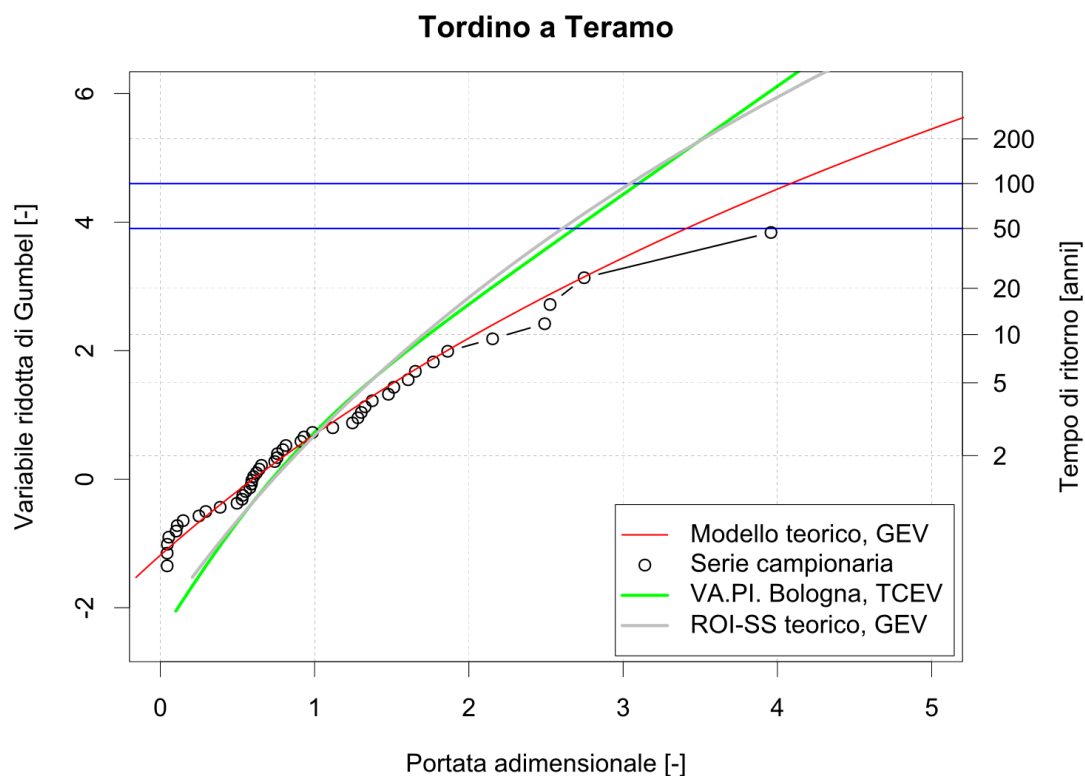
**Figura 7.14** – Stazione Panaro a Bomporto. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



**Figura 7.15** – Stazione Secchia a Ponte Bacchello. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



**Figura 7.16** – Stazione Rio Arno a Ponte Rio Arno. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d'interesse (ROI-SS).



**Figura 7.17** – Stazione Tordino a Teramo. Confronto fra le curve di crescita adimensionali del modello teorico (ottenuto da stima locale), del VA.PI. e del ROI applicato senza stazione d’interesse (ROI-SS).

Per una valutazione oggettiva dei risultati, si è fatto riferimento all’errore relativo delle stime dei quantili mediante VA.PI. e ROI rispetto a quelle del modello teorico. I risultati sono riassunti nella seguente *Tabella 7.4*.

**Tabella 7.4** – Errori relativi in percentuale commessi dal ROI Senza Stazione (ROI-SS), dal ROI Con Stazione (ROI-SS) e dal VA.PI. nei confronti della stima locale del quantile cinquantennale e centennale.

Codice	Stazione	T=50 anni			T=100 anni		
		ROI-SS	ROI-CS	VA.PI.	ROI-SS	ROI-CS	VA.PI.
ER08	<i>Candigliano (Metauro) a Furlo (diga)</i>	-8%	-7%	1%	-8%	-6%	1%
ER19	<i>Foglia a Montecchio</i>	-25%	-23%	-17%	-30%	-28%	-22%
ER24	<i>Limentra di Sambuca (Reno) a Pavana (diga)</i>	36%	32%	34%	46%	41%	40%
ER31	<i>Potenza a Cannucchiaro</i>	8%	7%	14%	13%	13%	16%
ER34	<i>Reno a Casalecchio</i>	-7%	-6%	11%	-9%	-8%	10%
ER37	<i>Reno a Pracchia</i>	6%	6%	7%	6%	5%	5%
ER38	<i>Ronco (Fiumi Uniti) a Meldola Casa Luzia</i>	9%	8%	23%	12%	11%	28%

Codice	Stazione	T=50 anni			T=100 anni		
		ROI-SS	ROI-CS	VA.PI.	ROI-SS	ROI-CS	VA.PI.
ER39	<i>Samoggia (Reno) a Calcara</i>	-26%	-24%	-20%	-31%	-28%	-26%
ER43	<i>Savio a San Vittore</i>	-4%	-4%	9%	-3%	-3%	11%
ER47	<i>Tenna ad Amandola</i>	3%	3%	8%	7%	6%	10%
ER49	<i>Tronto a Tolignano di Marino</i>	-24%	-22%	-15%	-30%	-29%	-22%
ER53	<i>Trebbia a Valsigiara</i>	-25%	-23%	0%	-32%	-29%	-10%
ER54	<i>Arda a Mignano (diga)</i>	-9%	-8%	-26%	-11%	-10%	-32%
ER57	<i>Panaro a Bomporto</i>	-2%	-2%	-5%	-4%	-4%	-8%
ER59	<i>Secchia a Ponte Bacchello</i>	21%	19%	11%	26%	23%	12%
ER66	<i>Rio Arno a Ponte Rio Arno</i>	-23%	-21%	-19%	-28%	-25%	-24%
ER67	<i>Tordino a Teramo</i>	-24%	-22%	-21%	-25%	-24%	-24%

Per prima cosa, si osserva che i risultati ottenuti per i due diversi tempi di ritorno considerati (50 e 100 anni) sono simili, a meno dell'amplificazione degli errori commessi nel quantile centennale, legata all'incertezza crescente associata alle stime all'aumentare del tempo di ritorno.

Sono altresì necessarie alcune considerazioni in merito ai risultati ottenuti per le stazioni di Pavana e Ponte Bacchello (v. *Figura 7.3* e *Figura 7.15*). Le serie relative a tali stazioni infatti hanno, come già anticipato, un comportamento anomalo se modellate con la GEV: le risultanti curve di crescita teoriche hanno, sulla Carta di Gumbel, concavità rivolta verso l'alto. A questo corrisponde una modello limitato superiormente, chiaramente inaccettabile per la rappresentazione degli estremi di portata. Questa anomalia può portare a dubitare della reale correttezza di tali serie, in particolare nei valori più elevati. In ogni caso, si è proceduto ugualmente all'applicazione di VA.PI. e ROI, utilizzando come modello teorico la distribuzione di Gumbel. Quello che si è ottenuto è una sostanziale conferma dell'ipotesi fatta: entrambi i modelli regionali infatti commettono significativi errori nella stima dei quantili, sovrastimandoli. Ulteriore conferma di quanto supposto si ha notando che queste stazioni sono fra quelle che, una volta reinserite nel proprio ROI, comportano una crescita significativa dell'eterogeneità.

Viste le conclusioni tratte, si è deciso di tentare di giustificare l'anomalia nelle due serie in questione:

- Per il ***Limetra alla diga di Pavana***, si può affermare che questo comportamento è dovuto quasi certamente ad errori nella ricostruzione della serie che anche Enel, gestore dello sbarramento, giudica inaffidabile per via delle difficoltà nel processo di delaminazione delle portate (v. Par. 5.1.2).
- Per la sezione del ***Secchia a Ponte Bacchello*** la spiegazione risulta meno immediata. Dal Piano di Gestione Rischio Alluvioni (PGRA) dell'*Autorità di Bacino del Po (AdBPo)* e in particolare dalla scheda monografica sul Secchia (2016), si traggono informazioni in merito a diverse rotte arginali in corrispondenza di eventi di piena eccezionale (1940, 1960, 1966, 1972). Tutte queste rotte sono localizzate a monte o, in un caso, in corrispondenza della stazione, che non è posta alla chiusura del bacino montano ma più a valle, ben oltre la via Emilia. Si aggiunga a questo che dal 1978 è operativa sul Secchia una cassa di espansione nei pressi di Rubiera, anche questa a monte della stazione di ponte Bacchello (per cui si hanno dati nella serie fino al 1985). La combinazione di tutti questi fattori può aver portato, di fatto, alla laminazione delle piene transitate nella sezione d'interesse, giustificando dunque il comportamento anomalo della serie dei massimi annuali al colmo rilevata.

Per le ragioni fin qui esposte, le stazioni di Pavana e Ponte Bacchello sono state escluse dalle successive elaborazioni e valutazioni dei risultati.

I risultati relativi alle 15 stazioni rimanenti sono riassunti nei seguenti grafici (*Figura 7.18* e *Figura 7.19*) che contengono, rispettivamente, i boxplot degli errori relativi e degli errori relativi in valore assoluto. I boxplot (o diagrammi dei quartili) sono una rappresentazione grafica utilizzata per descrivere la distribuzione di un campione tramite semplici indici di dispersione e di posizione. Tipicamente sono indicati cinque segmenti, che indicano rispettivamente il minimo, il primo quartile, il secondo quartile (ovvero la mediana), il terzo quartile e il massimo della grandezza considerata. Nel presente caso, è stato tracciato un boxplot per gli errori relativi associati a ciascuno dei tre metodi considerati (ROI Senza Stazione, ROI Con Stazione, VA.PI.) e ognuno dei due tempi di ritorno fissati (50 e 100 anni). Dal primo grafico (*Figura 7.18*), riguardante gli errori relativi, si può evincere che i tre approcci portano tendenzialmente a sottostime dei quantili di piena teorici, anche se il VA.PI. appare leggermente più cautelativo.

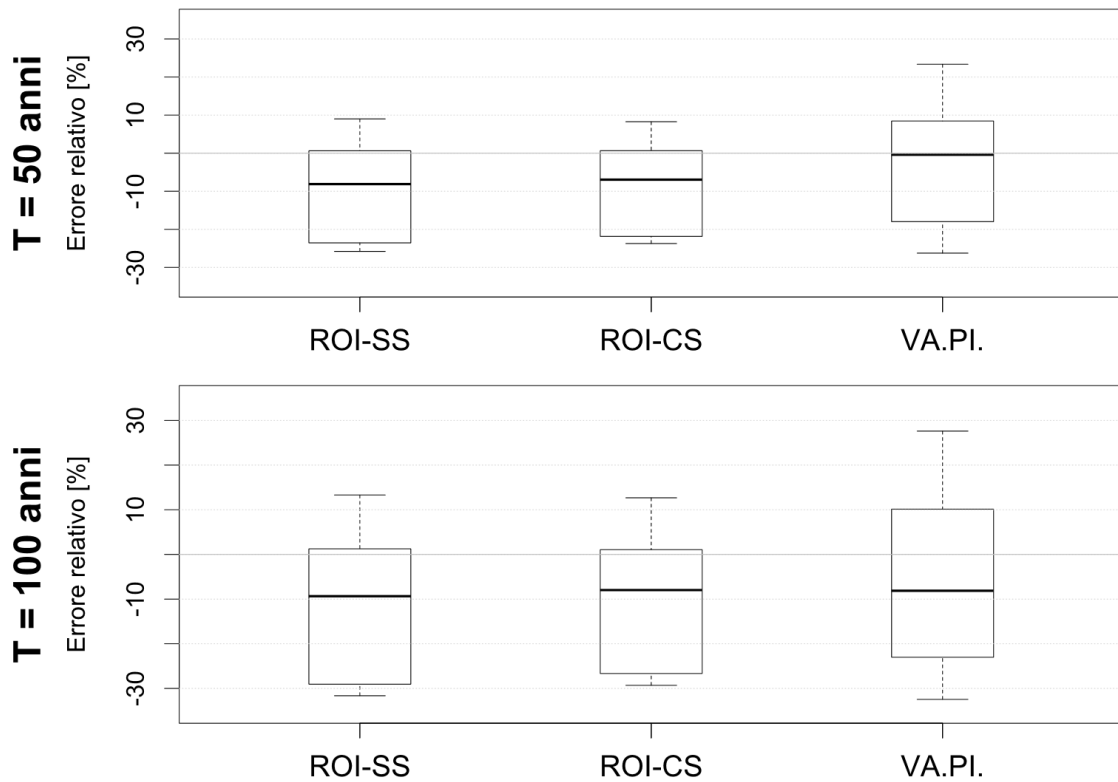


Figura 7.18 – Boxplot degli errori relativi sulla stima dei quantili dei metodi ROI Senza Stazione (ROI-SS), ROI Con Stazione (ROI-CS) e VA.PI. per le stazioni selezionate (escluse Pavana e Ponte Bacchello).

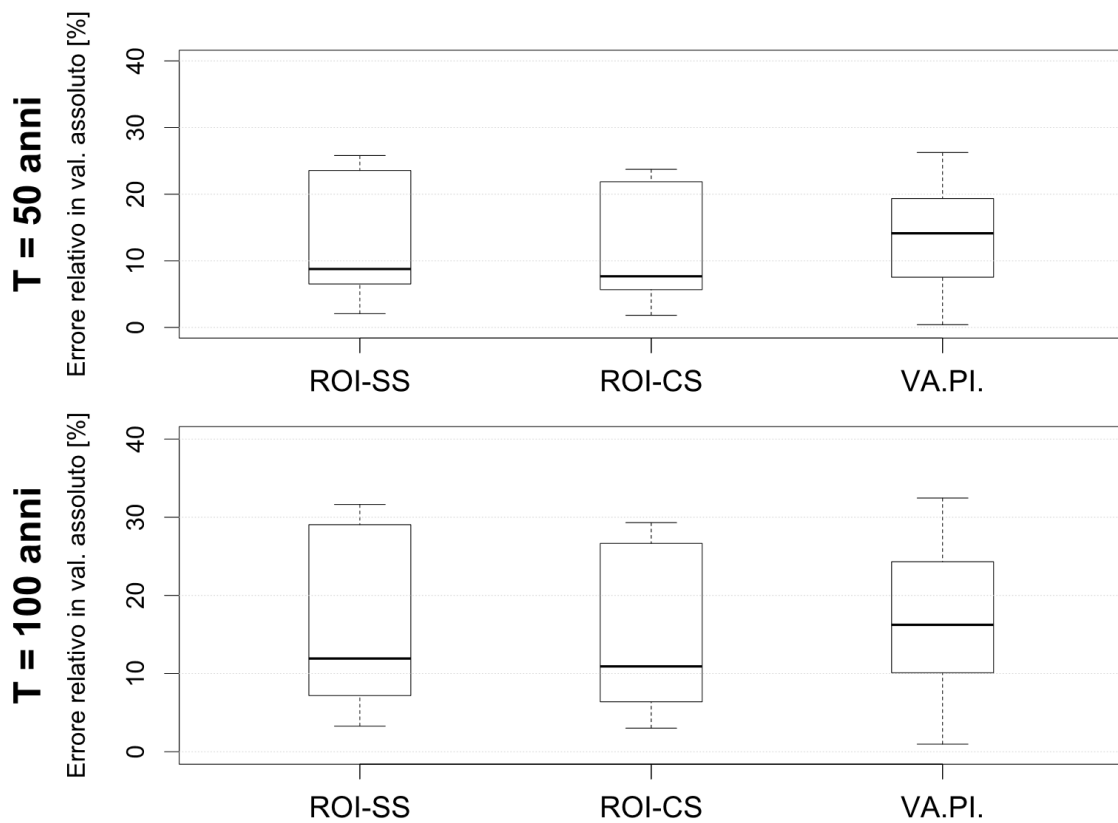


Figura 7.19 – Boxplot degli errori relativi in valore assoluto sulla stima dei quantili dei metodi ROI Senza Stazione (ROI-SS), ROI Con Stazione (ROI-CS) e VA.PI. per le stazioni selezionate (escluse Pavana e Ponte Bacchello).



Il secondo grafico (*Figura 7.19*), sugli errori relativi in valore assoluto, è quello che permette di confrontare in modo oggettivo le capacità predittive dei modelli. Da una sua analisi, si può affermare che il ROI, nelle sue due versioni, porta a risultati migliori in termini di mediana degli errori relativi. Inoltre, come previsto, il ROI che considera la stazione d'interesse ha una capacità predittiva migliore, anche se di poco, del ROI applicato senza di essa. Tuttavia il boxplot del ROI, per entrambi gli approcci, mostra un terzo quartile più alto di quello del VA.PI. Questo significa che, nei casi in cui il ROI produce le stime peggiori, la misura dell'errore è maggiore rispetto al VA.PI.

Per un'ulteriore e più approfondita analisi, si sono vagliati i risultati stazione per stazione, in modo da comprendere le possibili ragioni degli errori laddove essi sono significativi, cioè dove oltrepassano il 20% sul quantile cinquantennale. La scelta di tale soglia è giustificata da numerosi studi di letteratura. La singola misura di portata infatti può essere affetta da una incertezza che, in funzione delle tecniche adottate e delle condizioni di misura, può raggiungere un valore pari al 20% della misura stessa (v. ad es. *Pelletier, 1987*). Studi più recenti hanno confermato tali stime, evidenziando in particolare che le misure di portate, specie se intense, possono essere affette da margini di incertezza anche superiori, raggiungendo valori mediamente pari al 25% (v. ad es. *Di Baldassarre e Montanari, 2009; Domeneghetti et al., 2012*).

- Per la stazione del ***Foglia a Montecchio***, tutti e tre gli approcci proposti sottostimano nettamente i quantili teorici. La serie di portate al colmo ha già manifestato, nel presente studio, indizi al riguardo di una possibile eterogeneità con le altre serie ricadenti nell'area di studio. La stazione del Foglia a Montecchio è infatti una delle stazioni rimosse in diversi casi (9 su 17) di applicazione del ROI ed è anche fra quelle che, aggiunte al proprio ROI, hanno causato un significativo aumento di eterogeneità. Si può ipotizzare che le cause di questa particolarità nel regime delle piene risiedano nelle caratteristiche morfologiche e climatiche del bacino che influiscono sulla formazione del deflusso di piena. Questa stazione è inclusa fra quelle utilizzate in sede di stima dei parametri del VA.PI.
- Per la stazione del ***Ronco a Meldola***, i tre approcci proposti portano a sovrastime dei quantili, ma il VA.PI lo fa in modo significativamente maggiore. Non è stato possibile avanzare ipotesi sulle ragioni di questa sovrastima, dato che tale serie è anche fra quelle considerate in sede di stima dei parametri del VA.PI. Si può semplicemente concludere che, in questo caso, l'approccio VA.PI. palesa i propri

limiti legati alla definizione delle regioni omogenee e che il ROI riesce a ricostruire una curva di crescita più affidabile.

- Per la stazione del ***Samoggia a Calcara***, tutti e tre gli approcci proposti sottostimano nettamente i quantili teorici. La serie di portate al colmo ha già manifestato, nel presente studio, indizi al riguardo di una possibile eterogeneità con le altre serie ricadenti nell'area di studio. Il Samoggia a Calcara è infatti una delle stazioni rimosse in diversi casi (6 su 17) di applicazione del ROI ed è anche fra quelle che, aggiunte al proprio ROI, causa un significativo aumento di eterogeneità. Il bacino del Samoggia, come già detto, presenta caratteristiche morfologiche differenti rispetto ai principali bacini limitrofi (testata lontana dallo spartiacque appenninico, quota del bacino bassa). Questa stazione è inclusa fra quelle utilizzate in sede di stima dei parametri del VA.PI. di Bologna.
- Nel caso del ***Tronto a Tolignano di Marino***, tutti e tre gli approcci proposti sottostimano nettamente i quantili teorici. In particolare, l'andamento della serie campionaria è simile a quella dei bacini ricadenti nella regione di Pescara, a cui il bacino in oggetto è molto vicino, costituendo il bacino più meridionale della regione di Bologna. Tale andamento si caratterizza per una maggiore tendenza alla crescita rispetto al tempo di ritorno nei confronti del VA.PI. di Bologna e anche della curva ottenuta mediante il ROI. Questa stazione è inclusa fra quelle utilizzate in sede di stima dei parametri del VA.PI. di Bologna.
- Nel caso del ***Trebbia a Valsigiara***, il ROI porta ad errori piuttosto grandi di sottostima dei quantili, cosa che non accade per il VA.PI. In questo caso le ragioni sono evidenti. Il ROI non è messo nelle condizioni di agire al meglio a causa del fatto che nel database impiegato nel presente studio sono presenti soltanto quattro serie relative alla regione del Parma 3, a cui il Trebbia appartiene. È bene ricordare che tale regione è caratterizzata da un regime climatico decisamente diverso rispetto a quello della restante parte dall'area di studio, come testimoniano i valori del MAP (v. *Tabella 5.2*). Il VA.PI. ricostruisce al meglio la curva di crescita perché i suoi parametri sono stati stimati a partire da un campione regionale molto più numeroso relativamente alla regione Parma 3 (che si estende oltre ai confini dell'Emilia Romagna, a differenza dell'area di studio definita per il presente lavoro di Tesi).
- Per la stazione dell'***Arda a Mignano***, i tre approcci proposti portano a sottostime dei quantili, ma il VA.PI. lo fa in modo significativamente maggiore. Guardando la serie campionaria, si può notare come il suo andamento sia assimilabile maggiormente alla

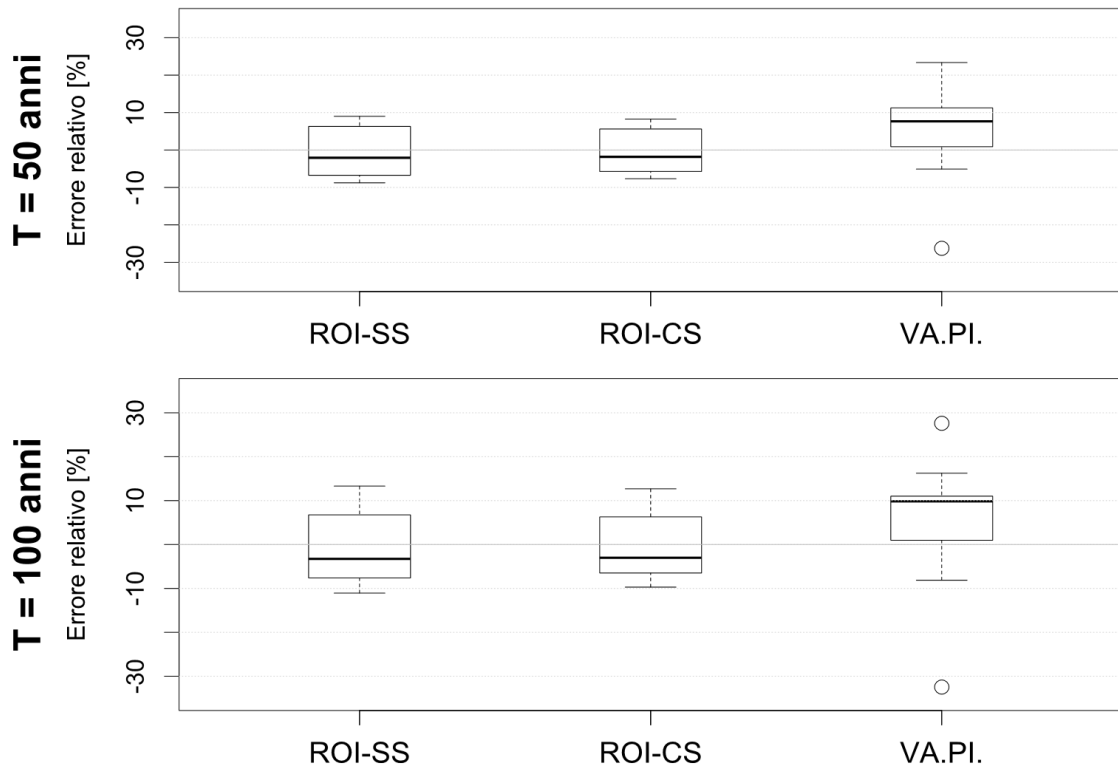
curva VA.PI. del Parma 3 piuttosto che a quella del Parma 4 (il bacino è posto al confine fra le due regioni, ricadendo però nel Parma 3). Questa considerazione mette in luce nuovamente il limite dovuto alla definizione delle regioni omogenee nell'approccio VA.PI. Tale limite è riconosciuto anche da *Brath e Franchini* (1998), secondo cui sussistono sensibili effetti di discontinuità nel fattore di crescita al confine tra le varie zone, che spesso non trovano però giustificazione nella realtà fisica del fenomeno.

- Per le stazioni del ***Rio Arno a Ponte Rio Arno*** e del ***Tordino a Teramo***, tutti e tre gli approcci proposti sottostimano nettamente i quantili teorici. Queste due stazioni hanno già manifestato, nella presente dissertazione, indizi al riguardo di una possibile eterogeneità con le altre serie ricadenti nell'area di studio. Infatti, sono fra le stazioni rimosse in diversi casi di applicazione del ROI ed anche fra quelle che, aggiunte al proprio ROI, causa un significativo aumento di eterogeneità. Queste evidenze sperimentali portano a concludere che la loro annessione alla regione di Bologna non è ammissibile.

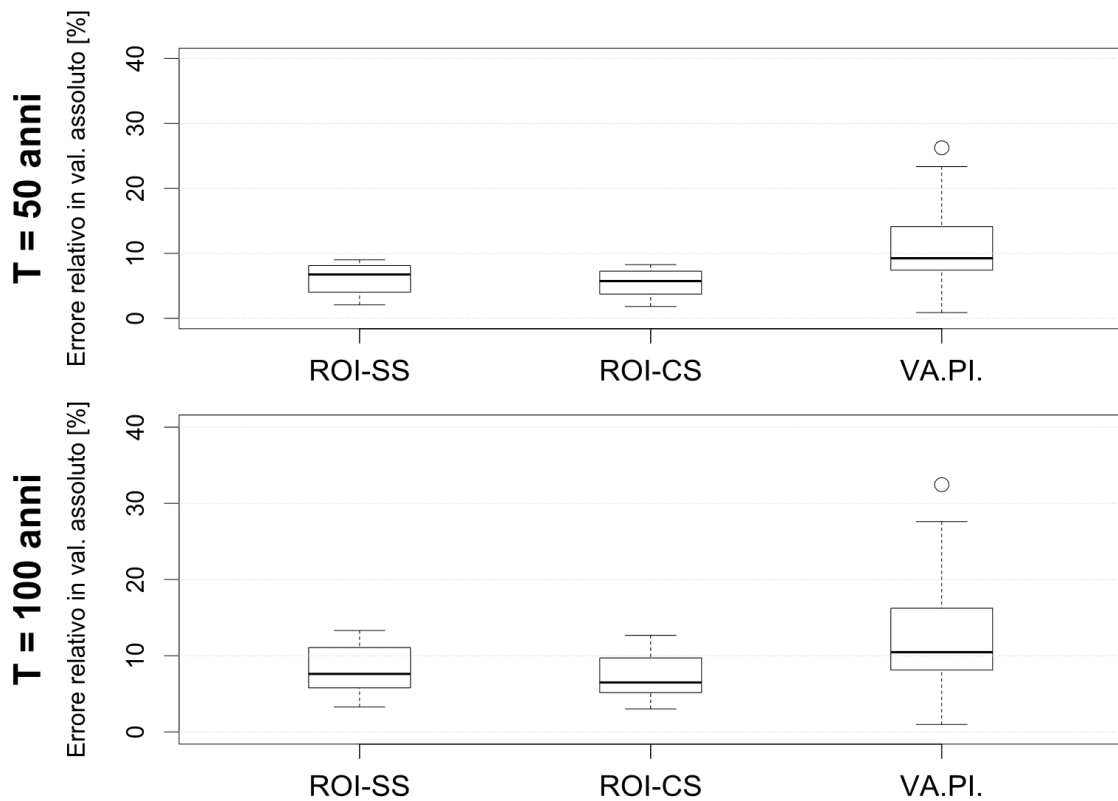
Alla luce di queste considerazioni si è ritenuto opportuno confrontare l'affidabilità di VA.PI. e ROI anche su un insieme più ristretto di stazioni, ottenuto escludendo tutti i bacini che, per loro natura o posizione rispetto all'area di studio, sono risultati difficilmente descrivibili. In particolare, si sono escluse le seguenti stazioni:

- *Calcara e Montecchio*, per la loro dimostrata eterogeneità rispetto alle stazioni disponibili nel database;
- *Valsigiara, Tolignano di Marino, Ponte Rio Arno e Teramo*, per la loro posizione geografica ai confini dell'area di studio e la conseguente limitata disponibilità di stazioni potenzialmente affini a queste dal punto di vista idrologico, essendo dimostrata inoltre la loro eterogeneità nei confronti dell'area di studio.

Per le restanti 9 stazioni si è proceduto, analogamente a quanto fatto in precedenza, alla produzione dei boxplot degli errori relativi e degli errori relativi in valore assoluto (v. rispettivamente *Figura 7.20* e *Figura 7.21*).



*Figura 7.20 – Boxplot degli errori relativi sulla stima dei quantili dei metodi ROI Senza Stazione (ROI-SS), ROI Con Stazione (ROI-CS) e VA.PI. per le stazioni selezionate (escluse Pavana, Ponte Bacchello, Calcara, Montecchio, Valsigiara, Tolignano di Marino, Ponte Rio Arno e Teramo).*



*Figura 7.21 – Boxplot degli errori relativi sulla stima dei quantili dei metodi ROI Senza Stazione (ROI-SS), ROI Con Stazione (ROI-CS) e VA.PI. per le stazioni selezionate (escluse Pavana, Ponte Bacchello, Calcara, Montecchio, Valsigiara, Tolignano di Marino, Ponte Rio Arno e Teramo).*

In queste condizioni le stime effettuate mediante approccio ROI risultano evidentemente migliori di quelle effettuate dal VA.PI., che comunque garantiscono solitamente una buona affidabilità (in particolare per le stazioni situate lontano dai confini fra regioni omogenee diverse). Rispetto ai risultati precedenti, non si ha più l'indicazione di una sottostima da parte dei modelli applicati. Questa nota è importante perché suggerisce che, nell'ambito del presente studio, i bacini peggio modellati sono quelli in cui si sono commessi gli errori di sottostima. Si conferma inoltre, come già individuato nel Capitolo 6, che il VA.PI. Bologna risulta essere cautelativo (le uniche stazioni sottostimate appartengono al Parma 4).

È evidente che, nelle applicazioni pratiche, risulta difficile capire se e quando i bacini sono difficilmente descrivibili, mancando la possibilità di confrontare le previsioni con le stime locali. I metodi regionali infatti sono utili proprio per la stima della portata di progetto in carenza di osservazioni nel sito d'interesse. Si è pensato pertanto di delineare alcune linee guida per la scelta fra ROI e VA.PI., al fine di utilizzare il modello più appropriato nei diversi casi che si possono presentare al progettista:

- **Limitata disponibilità di serie dei massimi annuali nella macroregione in cui si colloca la stazione d'interesse.** In questo caso, se si decide di applicare un metodo regionale è certamente da consigliare il VA.PI. per ridurre la probabilità di compiere significativi errori nelle stime della portata di progetto (si pensi al caso del Trebbia a Valsigara). Se la stazione d'interesse dovesse ricadere in prossimità del confine fra due regioni VA.PI., è necessario prendere provvedimenti per attenuare gli effetti della discontinuità nella definizione della curva di crescita dovuta al confine stesso. Si può adottare, ad esempio, il semplice metodo suggerito da *Wiltshire* (1985), che consiste nel calcolare il fattore di crescita relativo alle diverse zone omogenee limitrofe e quindi pesare ciascuno di tali fattori in modo inversamente proporzionale alla distanza del sito in esame rispetto al baricentro delle varie zone.
- **Buona disponibilità di serie dei massimi annuali nella macroregione in cui si colloca la stazione d'interesse. Stazione non ai margini di una regione VA.PI.** Se la stazione ha un comportamento affine a quello della regione di appartenenza, si perviene a stime affidabili sia applicando il VA.PI. che l'approccio ROI, con quest'ultimo che conduce a stime leggermente migliori. Nel caso in cui la stazione abbia un comportamento differente rispetto a quello della regione possono aversi

significativi errori con entrambi gli approcci o con uno solo dei due (si pensi per esempio ai casi del Ronco, del Foglia, del Samoggia). Il ROI tuttavia ha la possibilità di essere più efficace se si riescono ad individuare dei descrittori di bacino significativi per la definizione del regime delle piene (come si è riscontrato ad esempio per il Ronco a Meldola). Si consiglia quindi di applicare il ROI laddove si conoscano bene le caratteristiche idrologiche del bacino d'interesse e della regione di appartenenza. In caso, contrario, almeno per la regione di Bologna, l'applicazione del VA.PI. appare mediamente più cautelativa. È consigliabile anche applicare entrambi i metodi e scegliere il risultato più cautelativo, considerando che, nell'area di studio, per i bacini più difficilmente rappresentabili si è ottenuta una significativa sottostima dei quantili.

- **Buona disponibilità di serie dei massimi annuali nella macroregione in cui si colloca la stazione d'interesse. Stazione ai margini di una regione VA.PI.** In questo caso il ROI è da preferire all'applicazione del VA.PI, che può dare risultati accettabili se si adottano le già citate tecniche di attenuazione degli effetti dovuti alla discontinuità nella definizione della curva di crescita (si pensi al caso dell'Arda a Mignano, ben descritto dal ROI e in posizione intermedia rispetto ai comportamenti di VA.PI. Parma 3 e Parma 4).

Queste indicazioni sono state ottenute con elaborazioni sull'area di studio corrispondente all'Emilia Romagna e alle Marche e dunque in questo ambito devono essere ritenute valide. Possono infatti presentarsi casi diversi, quali ad esempio quello del Triveneto, considerato come una regione omogenea dal VA.PI., su cui studi successivi hanno dato indicazioni differenti (*Persiano, 2015*). Per l'estensione delle indicazioni ad altre zone è dunque necessaria un'analisi preliminare relativa al VA.PI.

## 8 CONCLUSIONI

Il presente lavoro di Tesi si concentra sulla stima della piena di progetto (c.d. portata al colmo di piena associata ad una data sezione fluviale e a una ben precisa frequenza probabile) ed è stato sviluppato con l'obiettivo di confrontare le capacità predittive caratteristiche di due tecniche di analisi regionale di frequenza delle piene, entrambe fondate sul metodo della grandezza indice (v. ad es. *Dalrymple*, 1960), permettendo di stilare alcune schematiche linee guida per la scelta della tecnica da impiegare in fase di progettazione.

La prima tecnica considerata, ampiamente diffusa e utilizzata in Italia, è il *Progetto speciale Valutazione delle Piene (VA.PI.)*, promosso negli anni '90 dal Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del C.N.R., con l'obiettivo di definire una metodologia di analisi degli eventi idrometeorologici intensi che fosse omogenea per l'intero territorio nazionale. La seconda, ancora poco diffusa in ambito professionale, è il metodo dell'*area di influenza (Region Of Influence, ROI)*, proposto da *Burn* (1990) e poi sviluppato grazie al test di omogeneità di *Hosking e Wallis* (1993) e riproposto da *Zrinji e Burn* (1996).

La principale differenza tra i due metodi consiste nell'individuazione dei raggruppamenti di bacini idrografici dotati di osservazioni idrometriche sui quali basare la regionalizzazione dell'informazione idrologica, le cosiddette regioni omogenee. Il VA.PI. utilizza regioni omogenee contigue e geograficamente identificabili sulla base di limiti amministrativi, o più correttamente orografici, mentre il ROI definisce una regione omogenea per ogni sito d'interesse. Dunque, nel caso di una sezione fluviale di cui si intende stimare una portata di piena con fissato tempo di ritorno, per applicare il VA.PI. è sufficiente stabilire in quale regione omogenea fra quelle determinate in letteratura ricade il sito d'interesse, per il ROI è necessario reperire ed elaborare dati di portata in altre sezioni al fine di individuare la regione omogenea a cui riferirsi. Tale lavoro aggiuntivo dovrebbe tuttavia garantire una migliore affidabilità della stima della portata di piena.

L'*area di studio* a cui si è fatto riferimento nel presente lavoro di Tesi corrisponde all'unione del ex-compartimento SIMN di Bologna, la cosiddetta regione Romagna-Marche, e delle regioni Parma 3 (in parte) e Parma 4 individuate da *Brath et al.* (1997) nell'ambito del Progetto VA.PI. (v. Par. 3.2), corrispondenti alla parte emiliana del bacino

del Po. In sintesi dunque l'area di studio coincide con i territori dell'Emilia Romagna e delle Marche, con piccole eccezioni laddove il confine amministrativo non ricalca lo spartiacque appenninico.

Preliminarmente alla fase sperimentale, si è proceduto ad un'analisi qualitativa del VA.PI. alla luce delle nuove osservazioni rese disponibili rispetto alla fase di elaborazione del progetto. Per il compartimento di Bologna, la curva si è dimostrata cautelativa in relazione alle portate con tempo di ritorno significativo (c.d. superiore a 50 anni), dunque ancora valida nell'ottica di una progettazione che mantenga un buon margine di sicurezza. Per la regione Parma 3 non si sono potute trarre conclusioni, vista la disponibilità quasi nulla di nuove osservazioni. Per la regione Parma 4 la situazione aggiornata risulta essere descritta piuttosto bene dalla curva teorica proposta dal VA.PI.

Le elaborazioni successive si sono poste l'obiettivo di verificare e quantificare il beneficio tratto dalla significativa complicazione introdotta dal ROI rispetto al VA.PI. Per farlo si è fatto riferimento a 17 stazioni con lunghe serie storiche di massimi annuali al colmo di piena, utilizzando queste informazioni per testare le capacità predittive dei due modelli oggetto dello studio. In particolare, si sono confrontati gli errori relativi commessi sulla stima dei quantili cinquantennali e centennali.

Da una prima analisi dei risultati si è evinto che la stima con il ROI è stata mediamente migliore di quella con il VA.PI., che però ha presentato una tendenza minore a compiere errori significativi. Inoltre, i risultati hanno evidenziato una generale tendenza da parte dei due metodi alla sottostima dei quantili stimati localmente.

In seconda battuta, si è deciso di rivalutare i risultati escludendo le stazioni difficilmente descrivibili per loro natura o posizione rispetto all'area di studio. Per questo sono stati esclusi i bacini in prossimità dei confini dell'area di studio e i bacini per cui si è potuto supporre una eterogeneità nel regime di frequenza delle portate rispetto alle altre stazioni nell'area di studio. Questa seconda analisi ha portato alla conferma del ROI come metodo più efficace fra i due per la stima dei quantili. Inoltre, non si è rilevata la tendenza alla sottostima che si aveva considerando tutti i risultati. Questo ha permesso di concludere che le stazioni escluse perché mal rappresentate dal ROI sono anche quelle in cui si sono commessi i principali errori di sottostima.

La valutazione complessiva dei risultati ha portato all'individuazione di alcuni criteri generali che, in fase di progettazione, possano guidare la scelta fra i due metodi posti a confronto nel presente studio. Tali criteri si possono riassumere nell'indicazione che, per ottenere buoni risultati dal ROI, è necessario operare in condizioni ottimali, ovvero in



presenza di un numero significativo di osservazioni a disposizione nell'area d'interesse e conoscendo le caratteristiche idrologiche della regione e del sito d'interesse. In queste condizioni, per quanto provato, le stime del ROI risultano essere più affidabili di quelle del VA.PI. Inoltre, il VA.PI. è da utilizzare con molta cautela nei casi di bacini posti in prossimità del confine fra due regioni omogenee. È opportuno in questi casi adottare tecniche di attenuazione degli effetti dovuti alla discontinuità nella definizione della curva di crescita.



# APPENDICE A – L-MOMENTI

Nelle procedure di analisi di frequenza locale e regionale, si adattano ai dati delle distribuzioni proposte in letteratura. I momenti campionari ordinari, in particolare media, scarto quadratico medio, skewness e kurtosis, sono spesso utilizzati per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità. *Hosking* (1990) e *Hosking e Wallis* (1997) suggeriscono invece di utilizzare, al posto dei momenti ordinari, gli *L-momenti*, perché adatti a descrivere più distribuzioni, perché più robusti nella stima da campioni poco consistenti di dati in presenza di outliers e perché meno soggetti a distorsione nella stima. In questa appendice, tratta in parte da *Hosking e Wallis* (1997), si definiscono gli L-momenti in maniera formale. Dopo una breve introduzione sui momenti ordinari vengono definiti gli L-momenti, si discutono alcune loro proprietà, le differenze rispetto ai momenti ordinari ed il loro utilizzo nella stima dei parametri delle distribuzioni.

## A.1 Momenti ordinari

Tradizionalmente la forma di una distribuzione di probabilità viene descritta attraverso i cosiddetti momenti della distribuzione. Considerando la variabile aleatoria  $X$  a valori reali e la sua funzione di densità di probabilità  $f(x)$ , il valore atteso di  $X$  è definito come segue:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

Il momento di ordine primo è rappresentato dal valore atteso:

$$\mu = E(X)$$

mentre i momenti di ordine superiore sono definiti come:

$$\mu_r = E(X - \mu)^r, \quad r = 2, 3, \dots$$

Mentre il valore atteso (tipicamente la *media*) rappresenta la tendenza centrale della distribuzione, la dispersione attorno al centro è data dalla *deviazione standard*:

$$\sigma = \mu_2^{1/2} = \{E(X - \mu)^2\}^{1/2}$$

o dalla *varianza*:

$$\sigma^2 = \mu_2 = \text{var}(X)$$

## A.2 Momenti ordinari adimensionali

Tipicamente, per confrontare campioni di natura diversa o provenienti da stazioni diverse, si utilizzano i momenti ordinari adimensionali.

In particolare, la misura della tendenza centrale della distribuzione è data dal *coefficiente di variazione*, definito come segue:

$$CV = \sigma/\mu$$

Per identificare la simmetria della distribuzione di probabilità rispetto alla media si fa invece ricorso al *coefficiente di asimmetria* o *skewness*:

$$CS = \gamma = \mu_3/\sigma^3$$

Valori di *CS* diversi da zero indicano che la distribuzione ha una coda e, in particolare, valori di *CS* positivi e negativi indicano che la coda è rispettivamente a destra e a sinistra. Generalmente le variabili casuali di natura idrologica hanno *CS* positivi: la coda della loro distribuzione di probabilità si trova a destra.

Si definisce inoltre il *coefficiente di kurtosis*:

$$K = \mu_4/\sigma^4$$

## A.3 Momenti campionari

Per un campione di variabili casuali  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , di dimensione  $n$ , si definiscono la *media campionaria* e la *varianza campionaria* come:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Le stime campionarie del *coefficiente di variazione* e del *coefficiente di asimmetria* sono invece ricavate mediante le seguenti espressioni:

$$\widehat{CV} = \frac{s}{\bar{x}}$$

$$\hat{g} = g = \frac{\frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$$

Siccome i momenti campionari possono essere stimatori distorti (*biased*) di quelli statistici, risulta necessario porre dei vincoli sulla minima dimensione che il campione deve avere per ottenere una stima non distorta. Per evitare questo problema è necessario utilizzare altre misure della forma delle distribuzioni, come ad esempio gli L-momenti.

#### A.4 Momenti pesati in probabilità

Come accennato, gli L-momenti (L-moments) rappresentano un metodo alternativo per descrivere la forma delle distribuzioni di probabilità. Storicamente nascono come una modifica dei momenti pesati in probabilità (*Probability Weighted Moments*, PWM; *Greenwood et al.*, 1979). Data una variabile aleatoria  $X$  con funzione probabilità di non superamento  $F(x) = P[X \leq x]$ , si definiscono i PWM come:

$$M_{p,r,s} = E[X^p \{F(X)\}^r \{1 - F(X)\}^s]$$

con  $p, r, s$  numeri reali. Casi particolari di momenti pesati in probabilità spesso usati sono  $\alpha_r = M_{1,0,r}$  e  $\beta_r = M_{1,r,0}$ :

$$\alpha_r = \int_0^1 X \{1 - F(X)\}^r dF(x)$$

$$\beta_r = \int_0^1 X \{F(X)\}^r dF(x)$$

Le relazioni che intercorrono tra i momenti pesati in probabilità e i parametri di una distribuzione di probabilità hanno forma matematica più semplice di quelle che si

hanno tra i momenti convenzionali e gli stessi parametri. Questi ultimi, infatti, devono spesso essere ricavati mediante metodi iterativi. Al contrario, i PWM consentono di ricavare i parametri mediante semplici combinazioni lineari.

## A.5 L-momenti ed L-momenti adimensionali

Gli L-momenti sono stati ricavati storicamente come combinazioni lineari dei momenti pesati in probabilità (PWM). Vengono maggiormente impiegati rispetto a questi ultimi perché risentono meno della variabilità campionaria e dalla distorsione dovuta all'elevamento a potenza. Inoltre sono più facilmente interpretabili come misura della forma della distribuzione. Numerosi studi ed applicazioni hanno dimostrato che la stima dei parametri di una distribuzione basata sui PWM e sugli L-momenti è robusta ed accurata. Gli L-momenti sono definiti da *Hosking* (1990) mediante combinazioni lineari di statistiche d'ordine. In questa appendice si preferisce, per semplicità, far riferimento ai PWM. In generale si ha:

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k$$

ove  $p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!}$ . Esplicitando gli L-momenti dei primi ordini in funzione dei PWM si ottiene:

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \alpha_0 = \beta_0 \\ \lambda_2 &= \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \\ \lambda_3 &= \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \\ \lambda_4 &= \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \end{aligned}$$

$\lambda_1$ , definito *L-location*, rappresenta la media della distribuzione, dunque una misura di tendenza centrale della distribuzione;  $\lambda_1$  può assumere qualsiasi valore da  $-\infty$  a  $+\infty$ ;

$\lambda_2$ , definito *L-scale*, rappresenta una misura della variabilità della variabile casuale, dunque una misura di scala della distribuzione; in particolare  $\lambda_2 \geq 0$ .

Anche per gli L-momenti è possibile definire la corrispondente versione adimensionale: gli *L-momenti adimensionali* (*L-moment ratios*) sono ottenuti dal rapporto tra gli L-momenti di ordine superiore e  $\lambda_2$ :

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r = 3, 4, \dots$$

Gli L-moment ratios soddisfano la disequazione  $|\tau_r| < 1$  per  $r \geq 3$ . Questi rappresentano misure della forma di una distribuzione in maniera indipendente dalla sua scala di misura. Analogamente a quanto visto per i momenti convenzionali adimensionali,  $\tau_3$  prende il nome di *L-skewness*, mentre  $\tau_4$  viene detto *L-kurtosis*. Si definisce inoltre il coefficiente *L-CV*:

$$\tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}$$

il cui significato è analogo a quello del coefficiente di variazione *CV*. Per una distribuzione a valori positivi, vale che  $0 \leq \tau_2 < 1$ .

Gli L-momenti  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , e gli L-momenti adimensionali *L-CV* ( $\tau_2$ ), *L-skewness* ( $\tau_3$ ), *L-kurtosis* ( $\tau_4$ ), sono le grandezze più utilizzate per descrivere le distribuzioni di probabilità.

## A.6 L-momenti campionari

Gli L-momenti sono stati definiti per una distribuzione di probabilità, ma nella pratica vengono sempre stimati a partire da un campione finito di dati. Si consideri un campione di dimensione  $n$  ordinato in maniera crescente:

$$x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$$

Uno stimatore indistorto di  $\beta_r$  è dato da:

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2) \dots (j-r)}{(n-1)(n-2) \dots (n-r)} x_{j:n}$$

Gli L-momenti campionari sono definiti come:

$$\begin{aligned} l_1 &= b_0 \\ l_2 &= 2b_1 - b_0 \\ l_3 &= 6b_2 - 6b_1 + b_0 \end{aligned}$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0$$

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* b_k, \quad r = 0, 1, \dots, n-1$$

Il generico L-momento campionario  $l_r$  è uno stimatore non distorto  $\lambda_r$ .

Analogamente si definiscono rispettivamente gli L-momenti adimensionali campionari e il coefficiente *L-CV* campionario:

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}, \quad r = 3, 4, \dots$$

$$t_2 = \frac{l_2}{l_1}$$

che sono gli stimatori naturali rispettivamente di  $\tau_r$  e  $\tau_2$ . Tali stimatori in generale non sono indistorti, ma il loro errore risulta trascurabile sia per campioni di ampia che per quelli di ridotta estensione. Questa caratteristica rende tali stimatori i più utilizzati, soprattutto nei casi in cui si sia identificata la distribuzione da cui è estratto il campione.

## A.7 Stima dei parametri di una distribuzione mediante L-momenti

Un problema che ci si pone comunemente in statistica è la stima, a partire da un campione casuale di  $n$  dati, della distribuzione di probabilità la cui specificazione coinvolge un numero finito,  $p$ , di parametri incogniti. Analogamente all'usuale metodo dei momenti, il metodo degli L-momenti ottiene una stima dei parametri sostituendo i primi  $p$  L-momenti campionari ai corrispondenti L-momenti della distribuzione. Ciò richiede di conoscere l'espressione dei parametri in termini degli L-momenti, il che è riportato per molte distribuzioni standard dell'idrologia in appendice a *Hosking e Wallis* (1997). Le distribuzioni esatte degli stimatori dei parametri ottenuti con il metodo degli L-momenti sono generalmente difficili da derivare, ma approssimazioni per campioni caratterizzati da  $n$  elevato possono essere ottenute dalla teoria asintotica. Per molte distribuzioni si è riscontrato che tali stimatori sono asintoticamente distribuiti secondo una distribuzione Normale e si sono derivati gli errori standard e gli intervalli di confidenza, riportati anch'essi nella sopraccitata appendice.



## **A.8 Approccio agli L-momenti nei modelli regionali**

L'approccio agli L-momenti risulta di grande importanza nell'ambito dei test di omogeneità impiegati nei metodi di regionalizzazione, con particolare riferimento al metodo di *Hosking e Wallis* (1993), brevemente descritto nell'Appendice B. Gli L-momenti, oltre ad avere significato analogo a quello dei corrispondenti momenti convenzionali, hanno il grande vantaggio, rispetto a questi ultimi, di dipendere dalla grandezza di interesse in modo lineare, ovvero i loro stimatori sono combinazioni lineari delle varie osservazioni riordinate. Si osserva infatti che l'unico momento statistico convenzionale in cui si ha dipendenza lineare è la media; i momenti convenzionali di ordine superiore dipendono dalla variabile di interesse elevata ad un esponente che aumenta all'aumentare dell'ordine stesso. Per questo motivo, quando risulta necessario stimare i momenti statistici a partire da un campione di osservazioni di lunghezza contenuta, i momenti convenzionali portano ad avere grandi incertezze. Al contrario, gli L-momenti, in virtù della loro dipendenza lineare dalle osservazioni, conducono a stime che risultano meno affette da problemi di distorsione. Pertanto, nei modelli regionali, nei quali la numerosità delle serie risulta contenuta, si ricorre ad un approccio agli L-momenti.



# APPENDICE B – TEST DI OMOGENEITÀ DI HOSKING E WALLIS

Il *test di omogeneità* adottato nell’ambito dello studio dei raggruppamenti di bacini è quello proposto da *Hosking e Wallis* (1993). Gli autori propongono tre step per l’applicazione di tale test: l’analisi di attendibilità dei dati (misura di anomalia), l’analisi di omogeneità (misura di eterogeneità) e la scelta della distribuzione di frequenza per il campione regionale (test di adattamento), inclusa la stima dei suoi parametri. Tutti gli step sono fondati sull’uso degli L-momenti. In questa appendice si entra nel dettaglio solamente dell’analisi di omogeneità, rimandando alla pubblicazione originale per ulteriori dettagli.

Il test, nel suo secondo step, consente di valutare l’omogeneità di un gruppo di bacini a tre differenti livelli, basandosi su un approccio agli L-momenti. In particolare si considerano tre misure di dispersione basate sui valori campionari degli L-momenti adimensionali di diverso ordine, calcolati per le serie delle portate al colmo di piena. Indicata con  $V_k$  una misura della dispersione media delle statistiche campionarie osservate, il test considera tre diverse espressioni di  $V_k$ , per  $k = 1, 2, 3$ :

1. la prima si riferisce alla dispersione degli L-CV:

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t_{2(i)} - \bar{t}_2)^2}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

2. la seconda considera una misura della dispersione congiunta di L-CV e L-skewness:

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left[ (t_{2(i)} - \bar{t}_2)^2 + (t_{3(i)} - \bar{t}_3)^2 \right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

3. La terza considera una misura della dispersione congiunta di L-skewness e L-kurtosis:

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left[ (t_{3(i)} - \bar{t}_3)^2 + (t_{4(i)} - \bar{t}_4)^2 \right]^{1/2}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

ove:

$\bar{t}_2, \bar{t}_3, \bar{t}_4$  sono rispettivamente i valori medi di L-CV, L-skewness e L-kurtosis, pesati proporzionalmente al numero di osservazioni disponibili (ad esempio si ha che  $\bar{t}_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_{2(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$ );

$t_{2(i)}, t_{3(i)}, t_{4(i)}$  sono rispettivamente il valore di L-CV, L-skewness, L-kurtosis di ogni stazione  $i$  appartenente al raggruppamento in esame;

$n_i$  è il numero di osservazioni di ogni singola stazione;

$N$  è il numero di bacini del raggruppamento.

Le tre misure di dispersione media delle statistiche campionarie calcolate vengono poi confrontate con quelle attese per un raggruppamento omogeneo di bacini e dovute alla sola variabilità campionaria. Queste ultime sono valutate generando per raggruppamenti omogenei di bacini serie sintetiche aventi lunghezze pari a quelle dei campioni di dati osservati. In questo modo, per un gruppo omogeneo di bacini è possibile determinare il valore atteso della media  $\mu_{V_k}$ , e il valore atteso della deviazione standard  $\sigma_{V_k}$ . Le misure di eterogeneità sono quindi valutate attraverso l'espressione:

$$H_k = \frac{V_k - \mu_{V_k}}{\sigma_{V_k}}$$

per  $k = 1, 2, 3$ . Secondo quanto proposto da *Hosking e Wallis* (1993), a seconda del valore dell'eterogeneità, è dunque possibile classificare un gruppo di bacini come:

- “sufficientemente omogeneo” per  $H_k < 1$ ;
- “probabilmente eterogeneo” per  $1 \leq H_k < 2$ ;
- “assolutamente eterogeneo” per  $H_k \geq 2$

Gli autori hanno osservato che gli L-momenti di ordine superiore tendono ad essere più omogenei nello spazio rispetto a quelli di ordine inferiore. Le misure di eterogeneità  $H_2$  e  $H_3$ , basate rispettivamente su  $V_2$  e  $V_3$ , hanno dunque minore capacità di discriminazione tra regione omogenea ed eterogenea rispetto ad  $H_1$ , basata su L-CV. Si osserva infatti che, anche per raggruppamenti che risultano eterogenei in termini di  $H_1$ , raramente si ottengono misure di  $H_2$  e  $H_3$  maggiori di 2. Il test di Hosking e Wallis è

dunque strutturato gerarchicamente: il numero di bacini considerati appartenenti ad un raggruppamento omogeneo, individuato in termini di  $H_1$ , è un sottoinsieme di un più ampio raggruppamento individuato in termini di  $H_2$  o  $H_3$ .

In merito alla scelta della distribuzione per il campione regionale, si sottolinea che essa è basata sugli L-momenti regionali, ottenuti come media pesata dalla numerosità dei campioni degli L-momenti stimati in ogni stazione. Gli L-momenti regionali consentono di stimare i parametri di diverse distribuzioni frequentemente utilizzate in idrologia (v. Par. A.7 Stima dei parametri di una distribuzione mediante L-momenti). Tali modelli stimati sono sottoposti ad un test di adattamento fondato sulla misura della distanza fra l'L-kurtosis medio regionale e quello caratteristico di ogni distribuzione, ottenuto mediante simulazioni Monte Carlo. Si rimanda al testo di *Hosking e Wallis* (1993) per i dettagli e per la scelta fra i diversi modelli che superano il test.



# APPENDICE C – CODICI DI CALCOLO R

In questa appendice sono riportati i *codici di calcolo R* scritti per alcune delle elaborazioni più significative del presente lavoro di Tesi. In particolare, la verifica della validità del VA.PI. alla luce delle nuove osservazioni rese disponibili, il PPCC Test e il confronto fra ROI e VA.PI.

## C.1 Verifica validità curve VA.PI.

A titolo d'esempio, tra i diversi sviluppati, si riporta di seguito il codice di calcolo implementato per il confronto tra la curva VA.PI. e le serie prima e dopo l'aggiornamento del database nello specifico caso del compartimento di Bologna. Questo codice produce tre grafici (.svg) per il confronto fra i dati disponibili e la curva VA.PI. nei tre periodi di riferimento (tutto il database, dati *preVAPI* e dati *postVAPI*). Inoltre il codice scrive anche un .csv con l'indice di eterogeneità  $H_1$  e la numerosità per ognuno dei tre campioni.

```
1 # Fino al 1977
2 dati_PRE77=read.csv(file="ER_TUTTO_3.2_csv_PRE77.csv",header=TRUE,sep=
3 ",")
4 # Rimozione stazioni con N_Dati<5
5 dati_PRE77=dati_PRE77[~(which(dati_PRE77[,11]<5)),]
6 #
7 a=which(dati_PRE77[,2]=="BOLOGNA")
8 b=which(dati_PRE77[,2]=="PARMA3")
9 c=which(dati_PRE77[,2]=="PARMA4")
10 d=which(dati_PRE77[,2]=="PESCARA")
11 e=c(b,c,d) # BOLOGNA
12 # Rimozione stazioni esterne alla regione
13 dati_PRE77_BO=dati_PRE77[-e,]
14 adim_PRE77_BO=dati_PRE77_BO[,-(1:14)]
15 for(i in 1:nrow(dati_PRE77_BO))
16 {
17   adim_PRE77_BO[i,]=dati_PRE77_BO[i,15:ncol(dati_PRE77_BO)]
18   /dati_PRE77_BO[i,12]
19 }
20 vect_PRE77=NULL
21 for (i in 1:(nrow(adim_PRE77_BO)))
22 {
23   elementi=as.numeric(adim_PRE77_BO[i,]~-
24 which(is.na(adim_PRE77_BO[i,])))
25   vect_PRE77=c(vect_PRE77,elementi)
26 }
27 vect_PRE77=sort(vect_PRE77)
28 F_NonSup_PRE77=c((1:length(vect_PRE77))/(length(vect_PRE77)+1))
29 #
30 #
31 # Dal 1977
32 dati_POST77=read.csv(file="ER_TUTTO_3.2_csv_POST77.csv",header=TRUE,se
33 p=",")
```

```

34 # Rimozione stazioni con N_Dati<5
35 dati_POST77=dati_POST77[-(which(dati_POST77[,11]<5)),]
36 #
37 a=which(dati_POST77[,2]=="BOLOGNA")
38 b=which(dati_POST77[,2]=="PARMA3")
39 c=which(dati_POST77[,2]=="PARMA4")
40 d=which(dati_POST77[,2]=="PESCARA")
41 e=c(b,c,d) # BOLOGNA
42 # Rimozione stazioni esterne alla regione
43 dati_POST77_BO=dati_POST77[-e,]
44 adim_POST77_BO=dati_POST77_BO[,-(1:14)]
45 for(i in 1:nrow(dati_POST77_BO))
46 {
47   adim_POST77_BO[i,]=dati_POST77_BO[i,15:ncol(dati_POST77_BO)]
48   /dati_POST77_BO[i,12]
49 }
50 vect_POST77=NULL
51 for (i in 1:(nrow(adim_POST77_BO)))
52 {
53   elementi=as.numeric(adim_POST77_BO[i,][-
54   which(is.na(adim_POST77_BO[i,]))])
55   vect_POST77=c(vect_POST77,elementi)
56 }
57 vect_POST77=sort(vect_POST77)
58 F_NonSup_POST77=c((1:length(vect_POST77))/(length(vect_POST77)+1))
59 #
60 #
61 #
62 # Plot grafico Gumbel
63 #
64 # Definizione del vettore delle portate adimensionali (Q/mQ) (ascissa)
65 # (Variabile standardizzata)
66 K=c(1:60/10)
67 #
68 # Parametri TCEV
69 #
70 #
71 # PARMA 3
72 Lambda_star_PA3=0.56
73 Theta_star_PA3=5.21
74 Lambda_1_PA3=13.68
75 eta_PA3=5.55
76 #
77 Fk_PA3=exp(-Lambda_1_PA3*exp(-K*eta_PA3)
78   -Lambda_1_PA3^(1/Theta_star_PA3)
79   *Lambda_star_PA3*exp(-K*eta_PA3/Theta_star_PA3))
80 #
81 #
82 # PARMA 4
83 Lambda_star_PA4=0.13
84 Theta_star_PA4=1.34
85 Lambda_1_PA4=9.39
86 eta_PA4=2.97
87 #
88 Fk_PA4=exp(-Lambda_1_PA4*exp(-K*eta_PA4)
89   -Lambda_1_PA4^(1/Theta_star_PA4)
90   *Lambda_star_PA4*exp(-K*eta_PA4/Theta_star_PA4))
91 #
92 #
93 # BOLOGNA
94 Lambda_star_BO=0.75

```



```

95 Theta_star_BO=2.51
96 Lambda_1_BO=9.50
97 eta_BO=4.22
98 #
99 Fk_BO=exp(-Lambda_1_BO*exp(-K*eta_BO)
100         -Lambda_1_BO^(1/Theta_star_BO)
101         *Lambda_star_BO*exp(-K*eta_BO/Theta_star_BO))
102 #
103 #
104 #
105 # Plot della Carta di Gumbel
106 #
107 svg(filename = "VAPI_BOLOGNA_PRE77.svg",
108      width=15,height=11,pointsize=12)
109 par(mar=c(5,5,3,5),cex=2)
110 plot(K,-log(-log(Fk_BO)),type="l",lty=1,lwd=2,col="blue",
111      main="Carta di Gumbel - BOLOGNA, 1920-1977 (preVAPI)",
112      ylim=c(-2,10),
113      xlab="Portata adimensionale [-]",ylab="Variabile ridotta di
114          Gumbel [-]")
115 points(vect_PRE77,-log(-
116 log(F_NonSup_PRE77)),type="p",col="blue",lwd=2,pch=1,cex=1)
117 #
118 T_ritorno=c(2,5,10,20,50,100,200,500,1000,2000,5000,10000)
119 abline(h=-log(-log(1-1/T_ritorno)),lty=2,lwd=0.2)
120 abline(v=c(0:6),lty=2,lwd=0.2)
121 #
122 axis(4,at=-log(-log(1-1/T_ritorno)),
123      labels=c("2","5","10","20","50","100","200","500","1000","2000","5000"
124              ,"10000"),las=2)
125 mtext("Tempo di ritorno [anni]",side=4,line=3,cex=2)
126 legend("bottomright",inset=0.01,
127        legend=c(expression("VA.PI. BOLOGNA","Campione regionale")),
128        lwd=c(2,2),
129        lty=c(1,NA),
130        pch=c(NA,1),
131        col=c("blue","blue"),cex=1)
132 dev.off()
133 #
134 #
135 svg(filename = "VAPI_BOLOGNA_POST77.svg",
136      width=15,height=11,pointsize=12)
137 par(mar=c(5,5,3,5),cex=2)
138 plot(K,-log(-log(Fk_BO)),type="l",lty=1,lwd=2,col="blue",
139      main="Carta di Gumbel - BOLOGNA, 1978-2014 (postVAPI)",
140      ylim=c(-2,10),
141      xlab="Portata adimensionale [-]",ylab="Variabile ridotta di
142          Gumbel [-]")
143 points(vect_POST77,-log(-log(F_NonSup_POST77)),
144        type="p",col="blue",lwd=2,pch=1,cex=1)
145 #
146 T_ritorno=c(2,5,10,20,50,100,200,500,1000,2000,5000,10000)
147 abline(h=-log(-log(1-1/T_ritorno)),lty=2,lwd=0.2)
148 abline(v=c(0:6),lty=2,lwd=0.2)
149 #
150 axis(4,at=-log(-log(1-1/T_ritorno)),
151      labels=c("2","5","10","20","50","100","200","500","1000","2000","5000"
152              ,"10000"),las=2)
153 mtext("Tempo di ritorno [anni]",side=4,line=3,cex=2)
154 legend("bottomright",inset=0.01,
155        legend=c(expression("VA.PI. BOLOGNA","Campione regionale")),

```

```

156         lwd=c(2,2),
157         lty=c(1,NA),
158         pch=c(NA,1),
159         col=c("blue","blue"),cex=1)
160 dev.off()
161 #
162 #
163 #####
164 #
165 # TUTTO
166 dati_TUTTO=read.csv(file="ER_TUTTO_3.2_csv.csv",header=TRUE,sep=",")
167 # Rimozione stazioni con N_Dati<5
168 dati_TUTTO=dati_TUTTO[-(which(dati_TUTTO[,11]<5)),]
169 a=which(dati_TUTTO[,2]=="BOLOGNA")
170 b=which(dati_TUTTO[,2]=="PARMA3")
171 c=which(dati_TUTTO[,2]=="PARMA4")
172 d=which(dati_TUTTO[,2]=="PESCARA")
173 e=c(b,c,d) # BOLOGNA
174 # Rimozione stazioni esterne alla regione
175 dati_TUTTO_BO=dati_TUTTO[-e,]
176 adim_TUTTO_BO=dati_TUTTO_BO[,-(1:14)]
177 for(i in 1:nrow(dati_TUTTO_BO))
178 {
179     adim_TUTTO_BO[i,]=dati_TUTTO_BO[i,15:ncol(dati_TUTTO_BO)]
180     /dati_TUTTO_BO[i,12]
181 }
182 vect_TUTTO=NULL
183 for (i in 1:(nrow(adim_TUTTO_BO)))
184 {
185     elementi=as.numeric(adim_TUTTO_BO[i,][-
186 which(is.na(adim_TUTTO_BO[i,]))])
187     vect_TUTTO=c(vect_TUTTO,elementi)
188 }
189 vect_TUTTO=sort(vect_TUTTO)
190 F_NonSup_TUTTO=c((1:length(vect_TUTTO))/(length(vect_TUTTO)+1))
191 svg(filename = "VAPI_BOLOGNA_TUTTO.svg",
192     width=15,height=11,pointsize=12)
193 par(mar=c(5,5,3,5),cex=2)
194 plot(K,-log(-log(Fk_BO)),type="l",lty=1,lwd=2,col="blue",
195     main="Carta di Gumbel - BOLOGNA, 1920-2014",
196     ylim=c(-2,10),
197     xlab="Portata adimensionale [-]",ylab="Variabile ridotta di
198     Gumbel [-]")
199 points(vect_TUTTO,-log(-
200 log(F_NonSup_TUTTO)),type="p",col="blue",lwd=2,pch=1,cex=1)
201 #
202 T_ritorno=c(2,5,10,20,50,100,200,500,1000,2000,5000,10000)
203 abline(h=-log(-log(1-1/T_ritorno)),lty=2,lwd=0.2)
204 abline(v=c(0:6),lty=2,lwd=0.2)
205 #
206 axis(4,at=-log(-log(1-1/T_ritorno)),
207     labels=c("2","5","10","20","50","100","200","500","1000","2000","5000"
208     ,"10000"),las=2)
209 mtext("Tempo di ritorno [anni]",side=4,line=3,cex=2)
210 lines(K,-log(-log(Fk_PA3)),lty=1,lwd=2,col="red")
211 lines(K,-log(-log(Fk_PA4)),lty=1,lwd=2,col="green")
212 legend("bottomright",inset=0.01,
213     legend=c(expression("VA.PI. BOLOGNA","VA.PI. PARMA3",
214     "VA.PI. PARMA4","Campione regionale")),
215     lwd=c(2,2,2,2),
216     lty=c(1,1,1,NA),

```

```

217     pch=c(NA, NA, NA, 1),
218     col=c("blue", "red", "green", "blue"), cex=1)
219 dev.off()
220 #####
221 # TEST OMOGENEITA'
222 #
223 #
224 # Package richiesti: lmom and lmomRFA
225 # Carico il pacchetto lmomRFA
226 library(lmomRFA)
227 #
228 dati_csv=list(dati_PRE77_BO,dati_POST77_BO,dati_TUTTO_BO)
229 n_dati=vector()
230 H1=vector()
231 for (k in 1:3) {
232   dati=dati_csv[[k]]
233   DatiCSV=dati[, -(1:14)]
234   nomi=as.vector(dati[,1])
235   AMS=list()
236   for (i in 1:(length(nomi)))
237   {
238     elementi=as.numeric(DatiCSV[i,][-which(is.na(DatiCSV[i,]))])
239     AMS=c(AMS, list(elementi))
240   }
241   names(AMS)=nomi
242   Num_Dati=as.vector(dati[,11])
243   #
244   # Calcolo degli L momenti campionari (locali e regionali)
245   if (length(which(Num_Dati<5))==0)
246   {
247     A=regsamlmu(AMS, nmom=5, sort.data=TRUE, lcv=TRUE)
248   } else
249   {
250     low=which(Num_Dati<5)
251     A=regsamlmu(AMS[-low], nmom=5, sort.data=TRUE, lcv=TRUE)
252   }
253   #
254   #
255   # Test di Hosking & Wallis
256   # 1) Misura di eterogeneità
257   # 2) Scelta della distribuzione
258   # 3) Stima dei parametri regionali e del quantile
259   HW=regtst(A)
260   summary(HW)
261   # write.csv()
262   # Dati nel campione regionale:
263   n_dati[k]=sum(HW$data$n)
264   # H1 H2 H3
265   H1[k]=HW$H[1]
266   }
267   risultati=cbind(H1, n_dati)
268   row.names(risultati)=c("pre77", "post77", "tutto")
269   write.csv(risultati, "VAPI_BOLOGNA_PREPOST_77.csv")

```

## C.2 PPCC Test

A titolo d'esempio, si riporta di seguito il codice di calcolo implementato per l'esecuzione del PPCC Test per le distribuzioni GEV, GLO e GNO, relativamente alle stazioni selezionate. Questo codice produce un file .csv per ogni modello testato, contenente i risultati del test di adattamento per ogni stazione.

```
1 #Test PPCC
2
3 # lettura dati
4 dati=read.csv(file="ER_TUTTO_3_csv.csv",header=TRUE,sep=",")
5
6 # STAZIONI con 40 o più dati
7
8 INDICI=which(dati[,11]>=40)
9 dati=dati[INDICI,]
10
11 # Caricamento dei dati adimensionali nella variabile AMS
12 DatiCSV=dati[,-(1:14)]
13 #
14 rownames(DatiCSV)=NULL
15 nomi=as.vector(dati[,1])
16 length(nomi)
17 Num_Dati=matrix(NA,ncol=1,nrow=length(nomi))
18 rownames(Num_Dati)=t(nomi)
19
20 n1=as.numeric(DatiCSV[1,][-which(is.na(DatiCSV[1,]))])
21 Dati=list(n1)
22 Num_Dati[1]=length(as.numeric(DatiCSV[1,][-
23 which(is.na(DatiCSV[1,]))]))
24
25 for (i in 2:(length(nomi)))
26 {
27   elementi=as.numeric(DatiCSV[i,][-which(is.na(DatiCSV[i,]))])
28   Dati=c(Dati,list(elementi))
29   Num_Dati[i]=length(as.numeric(DatiCSV[i+1,][-
30 which(is.na(DatiCSV[i+1,]))]))
31 }
32 names(Dati)=nomi
33 AMS=Dati
34
35 #CICLO SULLE STAZIONI SELEZIONATE PER PPCC TEST SU GEV GLO GNO
36 #inizializzazioni
37 cc<-matrix(NA,nrow = 3,ncol = length(INDICI))
38 cc_mc05GEV<-rep(0,length(INDICI))
39 cc_mc10GEV<-rep(0,length(INDICI))
40 pvalue_GEV<-rep(0,length(INDICI))
41 cc_mc05GLO<-rep(0,length(INDICI))
42 cc_mc10GLO<-rep(0,length(INDICI))
43 pvalue_GLO<-rep(0,length(INDICI))
44 cc_mc05GNO<-rep(0,length(INDICI))
45 cc_mc10GNO<-rep(0,length(INDICI))
46 pvalue_GNO<-rep(0,length(INDICI))
47 for (k in (1:length(INDICI)))
48 {
```

```

49 # serie d'interesse
50 x=sort(unlist(unname(AMS[k])))
51
52 # Calcolo le variabili per rappresentare la cdf campionaria
53 n<-length(x) # Lunghezza della serie
54 pp<-(1:n)/(n+1); # Weibull plotting position
55 ppT<-1/(1-pp); # Stime empiriche del tempo di ritorno
56 # calcolo parametri con L-momenti
57
58 # Carico il pacchetto "lmom"
59 library("lmom")
60 L_mom<-samllmu(x, nmom=5)
61 Par_GEV<-pelgev(lmom=L_mom)
62 Par_GLO<-pelglo(lmom=L_mom)
63 Par_GNO<-pelgno(lmom=L_mom)
64
65 ##### PPCC test #####
66 q_GEV<-quagev(pp, Par_GEV)
67 q_GLO<-quaglo(pp, Par_GLO)
68 q_GNO<-quagno(pp, Par_GNO)
69 cc[,k]=c(cor(x, q_GEV), cor(x, q_GLO), cor(x, q_GNO))
70
71 # simulazione Monte Carlo
72 n_sim=1000 #numero simulazioni
73 cc_mc<-matrix(NA, nrow=n_sim, ncol=3)
74 for (i in 1:n_sim)
75 {
76   F<-sort(runif(length(x)))
77   x_mc_GEV<-quagev(F, Par_GEV)
78   x_mc_GLO<-quaglo(F, Par_GLO)
79   x_mc_GNO<-quagno(F, Par_GNO)
80   cc_mc[i,]<-c(cor(x_mc_GEV, q_GEV), cor(x_mc_GLO, q_GLO),
81               cor(x_mc_GNO, q_GNO))
82 }
83 cc_mc05GEV[k]=quantile(cc_mc[,1], 0.05)
84 cc_mc10GEV[k]=quantile(cc_mc[,1], 0.10)
85 pvalue_GEV[k]=ecdf(cc_mc[,1])(cc[1])
86 cc_mc05GLO[k]=quantile(cc_mc[,2], 0.05)
87 cc_mc10GLO[k]=quantile(cc_mc[,2], 0.10)
88 pvalue_GLO[k]=ecdf(cc_mc[,2])(cc[2])
89 cc_mc05GNO[k]=quantile(cc_mc[,3], 0.05)
90 cc_mc10GNO[k]=quantile(cc_mc[,3], 0.10)
91 pvalue_GNO[k]=ecdf(cc_mc[,3])(cc[3])
92 }
93 #scrittura CSV risultati
94 PPCC_test_GEV<-cbind(cc[1,], cc_mc05GEV, cc_mc10GEV, pvalue_GEV)
95 row.names(PPCC_test_GEV)<-nomi
96 write.csv(PPCC_test_GEV, file = "PPCCtest_GEV.csv")
97 PPCC_test_GLO<-cbind(cc[2,], cc_mc05GLO, cc_mc10GLO, pvalue_GLO)
98 row.names(PPCC_test_GLO)<-nomi
99 write.csv(PPCC_test_GLO, file = "PPCCtest_GLO.csv")
100 PPCC_test_GNO<-cbind(cc[3,], cc_mc05GNO, cc_mc10GNO, pvalue_GNO)
101 row.names(PPCC_test_GNO)<-nomi
102 write.csv(PPCC_test_GNO, file = "PPCCtest_GNO.csv")

```

### C.3 Confronto ROI – VA.PI.

A titolo d'esempio, si riporta di seguito il codice di calcolo implementato per il confronto fra ROI e VA.PI. nella stazione Reno a Casalecchio. Questo codice produce un .csv che sintetizza i risultati dell'approccio ROI, un .csv contenente gli errori relativi del ROI e del VA.PI. e un grafico (.svg) per permettere un confronto visivo fra i due metodi.

```
1 # Lettura dati
2 dati=read.csv(file="ER_TUTTO_3.2_csv.csv",header=TRUE,sep=",")
3 #
4 # Rimozione di tutte le stazioni ricadenti nel PARMA3 (MAP molto alto)
5 dati=dati[-(which(dati[,2]=="PARMA3")),] # Rimozione stazioni PARMA3
6 #
7 # Rimozione delle stazioni dei 4 invasi bolognesi (ricostruzione serie
8 # non affidabile)
9 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER06")),] # Rimozione Le Scalere
10 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER07")),] # Rimozione Santa Maria
11 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER24")),] # Rimozione Pavana
12 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER25")),] # Rimozione Suviana
13 #
14 # Rimozione delle stazioni che causano salto nell'eterogeneità
15 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER08")),] # Rimozione Candigliano a Furlo
16 (diga)
17 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER19")),] # Rimozione Foglia a Montecchio
18 (diga)
19 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER39")),] # Rimozione Samoggia a Calcara
20 dati=dati[-(which(dati[,1]=="ER16")),] # Rimozione Esino a Moie
21 # NOTA: con queste stazioni rimosse si arriva a H1<1 per 485 dati (non
22 500 come solito)
23 #
24 ##### PARAMETRI DA MODIFICARE #####
25 # STAZIONE: Reno a Casalecchio (ER34)
26 COD="ER34" # Codice stazione di interesse
27 # Considerare la serie della stazione di interesse all'interno del
28 ROI?
29 flag=FALSE # PARAMETRO DA MODIFICARE all'occorrenza
30 n_siti=17 # NUMERO DI SITI DA CONSIDERARE NEL ROI
31 #####
32 #
33 #Rimozione stazioni sotto i 5 dati
34 a=which(dati[,11]<5)
35 if ((which(dati[,1]==COD) %in% a)==TRUE)
36 {
37   a=a[-which(a==which(dati[,1]==COD))] # Conserva staz. di interesse
38 }
39 dati=dati[-a,]
40 INDICE=which(dati[,1]==COD) # Indice stazione di interesse
41 nome_staz=as.character(dati$Stazione[INDICE]) # Nome della stazione
42 nome_staz_esteso=as.character(dati$Stazione_esteso[INDICE]) # Nome
43 della stazione
44 #
45 # PORTATA INDICE della stazione di interesse
46 # In assenza di dati presso la sezione di interesse
47 # Necessario usare stima (es: similitudine idrologica) Muest=...
48 # In presenza di dati presso la sezione di interesse
49 MuEst=dati$Media[INDICE]
50 #
```

```

51 #####
52 # PLOT CARTA DI GUMBEL (VAPI, ROI, SERIE CAMPIONARIA)
53 #
54 # Definizione del vettore delle portate adimensionali (Q/mQ)
55 # (ascissa, variabile standardizzata)
56 K=c(1:60/10)
57 #
58 # VAPI (TCEV)
59 # Parametri BOLOGNA
60 Lambda_star=0.75
61 Theta_star=2.51
62 Lambda_1=9.50
63 eta=4.22
64 # cdf della distribuzione TCEV
65 Fk=exp(-Lambda_1*exp(-K*eta)-Lambda_1^(1/Theta_star)
66      *Lambda_star*exp(-K*eta/Theta_star))
67 #
68 # Plot della Carta di Gumbel (vAPI)
69 svg(filename =
70 paste0("ROIvsVAPI_",nome_staz, ".svg"),width=15,height=11,pointsize=12)
71 par(mar=c(5,5,3,5),cex=2)
72 plot(K,-log(-
73 log(Fk)),type="l",lty=1,lwd=4,col="green",main=nome_staz_esteso,
74      ylim=c(-2.5,6),
75      xlim=c(0,4),
76      xlab=expression("Portata adimensionale [-]"),
77      ylab="Variabile ridotta di Gumbel [-]")
78 #
79 T_ritorno=c(2,5,10,20,50,100,200)
80 abline(h=-log(-log(1-1/T_ritorno[-c(5,6)])),lty=2,lwd=0.2)
81 abline(h=-log(-log(1-1/T_ritorno[c(5,6)])),lty=1,lwd=2, col="blue")
82 abline(v=c(0,1,2,3,4,5),lty=2,lwd=0.2)
83 #
84 axis(4,at=-log(-log(1-
85 1/T_ritorno)),labels=c("2","5","10","20","50","100","200"),las=2)
86 mtext("Tempo di ritorno [anni]",side=4,line=3,cex=2)
87 #
88 #####
89 # Caricamento dei dati adimensionali nella variabile AMS
90 DatiCSV=dati[,-(1:14)]
91 nomi=as.vector(dati[,1])
92 AMS=list()
93 for (i in 1:(length(nomi)))
94 {
95   elementi=as.numeric(DatiCSV[i,][-which(is.na(DatiCSV[i,]))])
96   AMS=c(AMS,list(elementi))
97 }
98 names(AMS)=nomi
99 #####
100 # SERIE CAMPIONARIA
101 serie_camp=unlist(unname(AMS[COD]))
102 serie_camp_adim=serie_camp/MuEst
103 Fxc=(1:length(serie_camp))/(length(serie_camp)+1) # Weibull plotting
104 position
105 # Plot sulla carta di Gumbel
106 lines(sort(serie_camp_adim),-log(-
107 log(Fxc)),type="b",lwd=2,col="black")
108 #
109 # MODELLO TEORICO
110 # SE NECESSARIO - Installazione dei pacchetti lmom and lmom RFA
111 #install.packages("lmom")

```

```

112 #install.packages("lmomRFA")
113 library("lmomRFA")
114 Fx=c(10:999)/1000
115 L_mom_dati<-sammlu(serie_camp_adim,nmom=5)
116 Par_GEV<-pelgev(lmom=L_mom_dati)
117 quantile<-quagev(Fx,Par_GEV)
118 # Plot sulla carta di Gumbel
119 lines(quantile,-log(-log(Fx)),col="red",lwd=2)
120 #####
121 #####
122 # COSTRUZIONE DEL CAMPIONE REGIONALE MEDIANTE APPROCCIO R.O.I.
123 # Calcolo degli L momenti campionari (RIMUOVENDO ER** SE DESIDERATO)
124 if (flag==FALSE)
125 {
126   AMS=AMS[-INDICE]
127 }
128 # Calcola l-momenti di ogni serie
129 LMOM=regsammlu(AMS,nmom=5,sort.data=TRUE, lcv=TRUE)
130 RLMOM=regavlmom(LMOM,LMOM$n) # Media regionale pesata degli l-momenti
131 #
132 # Test di Hosking e Wallis:
133 # A - Discordanza (per verifica di possibili errori nei dati)
134 # B - Eterogeneità (per selezione del campione regionale)
135 # C - Parent Choice (scelta della distribuzione fra quelle accettabili
136 - test g.o.f.)
137 # D - Parent Fitting (parametri della distribuzione scelta)
138 HW=regtst(LMOM)
139 summary(HW)
140 # L'omogeneita' della regione puo' essere migliorata
141 # scartando siti idrologicamente discordanti
142 # Misuriamo l'affinita' idrologica in termini di distanza euclidea
143 # multidimensionale relativa ai descrittori del bacino
144 #
145 # Caricamento dei descrittori del bacino
146 Attributes=dati[, (5:10)];
147 # rownames(Attributi)=NULL
148 rownames(Attributes)=t(nomi)
149 str(Attributes)
150 #
151 # Calcolo delle distanze euclidee dalla stazione di interesse
152 # Descrittori standardizzati (valore/dev.standard)
153 Area=(Attributes$"Area_km2")/sd(Attributes$"Area_km2")
154 MAP=(Attributes$"MAP")/sd(Attributes$"MAP")
155 Hmean=(Attributes$"Hmean")/sd(Attributes$"Hmean")
156 Xg=(Attributes$"Xg_UTM32N")/sd(Attributes$"Xg_UTM32N")
157 Yg=(Attributes$"Yg_UTM32N")/sd(Attributes$"Yg_UTM32N")
158 # Distanza euclidea
159 Dist=sqrt((Area[INDICE]-Area)^2+(MAP[INDICE]-MAP)^2+(Hmean[INDICE]-
160 Hmean)^2
161           +(Xg[INDICE]-Xg)^2+(Yg[INDICE]-Yg)^2)
162 names(Dist)=nomi
163 if (flag==FALSE)
164 {
165   Dist=Dist[-INDICE] # RIMOZIONE ER** SE DESIDERATO
166 }
167 #
168 # Legame tra le distanze e gli L momenti campionari
169 LMOMroi=cbind(LMOM,Dist)
170 # Ordinamento dei siti secondo distanze crescenti
171 LMOMroi=LMOMroi[order(LMOMroi$Dist),]
172 #

```



```

173 # Salvo in LMOMroi_CUM la somma cumulata di n (per verificare che
174 T<2N, Cunnane)
175 LMOMroi_CUM=cbind(LMOMroi,cumsum(LMOMroi$n))
176 names(LMOMroi_CUM)=c(names(LMOMroi[1:8]),"Station_years")
177 #
178 # Pertanto si selezionano modificando il parametro n_siti tutti i
179 # bacini
180 # necessari a raggiungere la Station-years desiderata (in tal caso
181 # almeno 500,
182 # siccome si vuole arrivare a stimare per T=1000 anni)
183 #
184 # test di Hosking e Wallis sui bacini selezionati
185 ROI_data_frame=LMOMroi_CUM[1:n_siti,c(1,2,8,9)]
186 for (k in 1:n_siti)
187 {
188 LMOMroi=LMOMroi_CUM[1:k,-c(8:9)] # Selezione dei primi k siti
189 (Station_years)
190 # scartando le colonne addizionali
191 HWroi=regtst(LMOMroi);
192 ROI_data_frame$H1[k]=round(HWroi$H[1],2)
193 ROI_data_frame$H2[k]=round(HWroi$H[2],2)
194 ROI_data_frame$Area[k]=dati$Area_km2[which(dati$Codice==LMOMroi$name[k
195 ])]
196 ROI_data_frame$Ai_A[k]=round(dati$Area_km2[which(dati$Codice==LMOMroi$name[k]
197 )]/dati$Area_km2[which(dati$Codice==COD)],2)
198 ROI_data_frame$Qindice[k]=dati$Media[which(dati$Codice==LMOMroi$name[k
199 ])]
200 ROI_data_frame$ContrUnitPiena[k]=round(ROI_data_frame$Qindice[k]/ROI_d
201 ata_frame$Area[k],2)
202 ROI_data_frame$Hmean[k]=dati$Hmean[which(dati$Codice==LMOMroi$name[k]
203 )]
204 ROI_data_frame$MAP[k]=dati$MAP[which(dati$Codice==LMOMroi$name[k])]
205 }
206 write.csv(ROI_data_frame,file=paste0("ROI_",nome_staz,".csv"))
207 summary(HWroi)
208 # Se l'eterogeneità è accettabile procedo altrimenti elimino stazioni
209 # problematiche
210 #
211 # PLOT CURVA CRESCITA REGIONALE ROI
212 # Calcolo delle variabili per plottare una curva di crescita empirica
213 # regionale
214 # Selezione delle stazioni incluse nella ROI (regione di influenza)
215 AMSroi=NULL # inizializzazione
216 SITESroi=c(row.names(LMOMroi[1]))
217 # Solo i primi k siti (oltre a quello di interesse)
218 ROIsize=k
219 for (i in 1:ROIsize)
220 AMSroi=c(AMSroi,AMS[which(names(AMS)==SITESroi[i])])
221 # Costruzione del campione regionale (se lo si vuole plottare)
222 # xreg=NULL # inizializzazione
223 # for (i in 1:ROIsize)
224 # xreg=c(xreg,AMSroi[[i]]/LMOMroi$l_1[i])
225 # xreg=sort(xreg)
226 # nreg=length(xreg) # Lunghezza delle serie
227 # ppreg=(1:nreg)/(nreg+1); # Weibull plotting position
228 # points(xreg*MuEst,-log(-log(ppreg)),pch=20,lwd=2,col="grey")
229 #
230 # Risultati del test di adattamento modelli teorici
231 # Gen. logistic L-kurtosis = 0.1966 Z value = 1.67
232 # Gen. extreme value L-kurtosis = 0.1583 Z value = -0.22 *
233 # Gen. normal L-kurtosis = 0.1508 Z value = -0.59 *

```

```

234 # Pearson type III      L-kurtosis = 0.1343      Z value = -1.41 *
235 # Gen. Pareto           L-kurtosis = 0.0710      Z value = -4.54
236 #
237 # Scelgo la GEV (ATT.NE modificare nella riga sotto e nel calcolo
238 errori ROI)
239 Theo_quantiles=quagev(Fx,para=summary(HWroi)$par$gev)
240 lines(Theo_quantiles,-log(-log(Fx)),col="grey",lwd=4)
241 #
242 if (flag==FALSE)
243 {
244   legend("bottomright",inset=0.01,
245         legend=c(expression("Modello teorico, GEV","Serie
246 campionaria","VA.PI. Bologna, TCEV","ROI-SS teorico, GEV")),
247         lwd=c(2,2,4,4),
248         lty=c(1,NA,1,1),
249         pch=c(NA,1,NA,NA),
250         col=c("red","black","green","grey"),
251         cex=1)
252 }else{
253   legend("bottomright",inset=0.01,
254         legend=c(expression("Modello teorico, GEV","Serie
255 campionaria", "VA.PI. Bologna, TCEV","ROI-CS teorico, GEV")),
256         lwd=c(2,2,4,4),
257         lty=c(1,NA,1,1),
258         pch=c(NA,1,NA,NA),
259         col=c("red","black","green","grey"),
260         cex=1)
261 }
262 dev.off()
263 #calcolo dei quantili 50 e 100 ed errore relativo
264 # MODELLO TEORICO
265 q50_theo=unname(quagev((1-(1/50)),Par_GEV))
266 q100_theo=unname(quagev((1-(1/100)),Par_GEV))
267 #ROI
268 par_roi=HWroi$para$gev
269 q50_roi=unname(quagev((1-(1/50)),par_roi))
270 q100_roi=unname(quagev((1-(1/100)),par_roi))
271 # VAPI
272 vapi<-function(x,T){
273   abs(exp(-Lambda_1*exp(-x*eta)-Lambda_1^(1/Theta_star)
274         *Lambda_star*exp(-x*eta/Theta_star))- (1-(1/T)))
275 }
276 q50_vapi=unname(optimise(vapi,0:5,T=50)$minimum)
277 q100_vapi=unname(optimise(vapi,0:5,T=100)$minimum)
278 #ERRORI RELATIVI
279 err_roi50=((q50_roi-q50_theo)/q50_theo)
280 err_vapi50=((q50_vapi-q50_theo)/q50_theo)
281 err_roi100=((q100_roi-q100_theo)/q100_theo)
282 err_vapi100=((q100_vapi-q100_theo)/q100_theo)
283 # CSV con risultati
284 H1=HWroi$H[1]
285 st_years=sum(HWroi$data$n)
286 results=cbind(nome_staz_esteso,H1,st_years,q50_theo,q50_roi,q50_vapi,
287 err_roi50,err_vapi50,q100_theo,q100_roi,q100_vapi,err_roi100,err_vapi1
288 00)
289 row.names(results)=COD
290 write.csv(results,file=paste0("ROIvsVAPI_",nome_staz,".csv"))

```

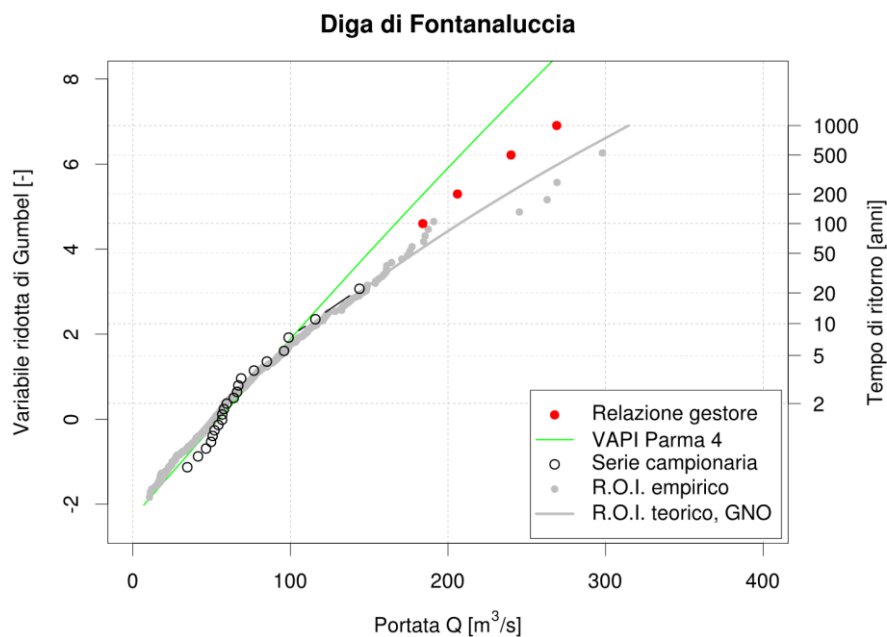
## APPENDICE D – APPLICAZIONI DEL ROI

Si presentano in questa appendice alcuni esempi di *applicazione del metodo dell'area d'influenza* (*Region Of Influence*, ROI; v. *Burn*, 1990, e *Zrinji e Burn*, 1996) sviluppate nell'ambito dell'accordo tra la Direzione Generale per le Dighe e le Infrastrutture Idriche ed Elettriche del Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti ed il DICAM dell'Università di Bologna per lo studio della rivalutazione della sicurezza idrologica e idraulica delle grandi dighe a livello di bacini idrografici delle Alpi orientali e dell'Appennino Settentrionale. In particolare, si è proceduto, nella IV fase di applicazione dell'accordo, alla valutazione degli studi idrologico-idraulici resi disponibili dalla D.G. Dighe per 11 casi significativi nel territorio dell'Appennino Settentrionale (Emilia Romagna e Marche). Per tali studi è stato attuato un esame critico delle metodologie impiegate dai Gestori per la verifica della sicurezza, con particolare attenzione ai metodi di stima della portata millenaria, parametro di riferimento per la verifica degli scarichi di sicurezza. Le stime del Gestore sono state affiancate da quelle ottenute mediante l'applicazione del VA.PI. e del ROI (in riferimento al database già descritto nella presente Tesi), per valutarne la coerenza e poter esprimere un giudizio di sintesi sulla completezza ed attendibilità dello studio di rivalutazione della sicurezza.

Nei casi riportati in calce, si entra nel dettaglio solamente dell'applicazione del ROI, riportando poi un grafico di sintesi utilizzato per le valutazioni conclusive in merito allo studio del Gestore. L'approccio generale per il ROI è identico a quello descritto in questa Tesi, con l'unica differenza che fra i descrittori di bacino utilizzati per il calcolo della distanza idrologica è inclusa anche la quota minima. Questo per uniformità con quanto operato nelle precedenti fasi di sviluppo dell'accordo fra il DICAM e la D.G. Dighe che hanno interessato bacini alpini, per cui tale parametro è rilevante. Esso lo è meno in un contesto appenninico, per questo in sede di elaborazione della presente Tesi è stato escluso, dopo aver verificato che senza di esso è più facile definire regioni omogenee. Ove disponibili, i dati relativi alla sezione d'interesse sono stati inclusi nel ROI. La dimensione obiettivo del campione regionale è stata fissata a 500 osservazioni, per poter avere una stima affidabile, riferendosi al criterio di *Cunnane* (1987), della piena millenaria.

## D.1 Diga di Fontanaluccia

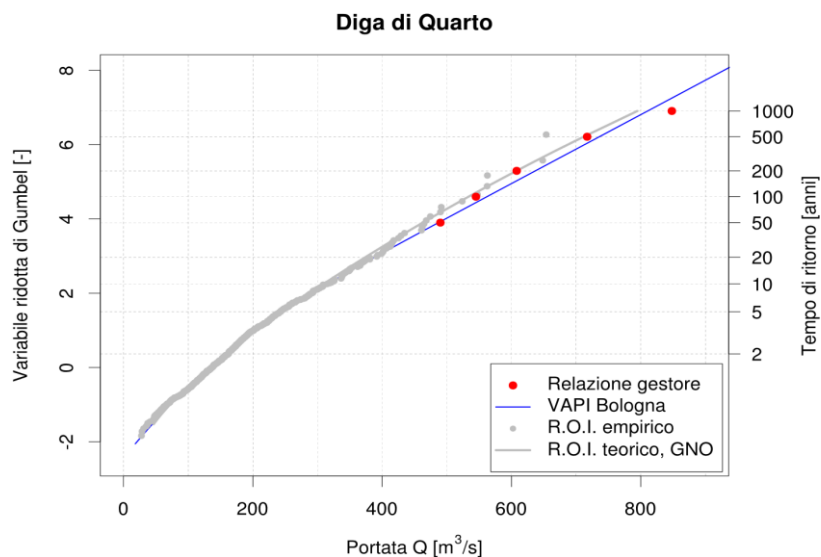
Il campione regionale costruito con l'approccio ROI è costituito da 20 bacini, per un totale di 524 osservazioni (che consentono di pervenire ad una stima attendibile del quantile di piena di tempo di ritorno millenario). In tal caso, per la costruzione del ROI è stato necessario escludere i bacini appartenenti al compartimento SIMN Parma 3 (Aveto a Cabanne, Trebbia a Due Ponti, Trebbia a San Salvatore, Trebbia a Valsigiara), i quali risultano caratterizzati da un regime delle precipitazioni nettamente differente rispetto agli altri inclusi nelle analisi, come dimostrato dai valori di precipitazione media annua MAP a scala di bacino superiori a  $1000 \text{ mm/anno}$ . A partire dal campione regionale così ottenuto e utilizzando la stima diretta della piena indice (pari a  $68,6 \text{ m}^3/\text{s}$ , valutata come valor medio delle 21 osservazioni di portata massima annua disponibili nel periodo 1976-1998) si è ricavata la curva di crescita campionaria dimensionale rappresentata con i punti grigi nella figura seguente. La distribuzione regionale scelta è stata la Normale Generalizzata (GNO). Si osserva che le stime delle portate di piena di assegnato tempo di ritorno fornite dallo studio esaminato (punti rossi) si collocano a destra della curva di crescita proposta dal VA.PI. Parma 4. Allo stesso tempo, per gli elevati tempi di ritorno di interesse ( $T_R > 500$  anni), si evidenzia una leggera sottostima (comunque contenuta all'interno della soglia di errore del 20%) delle stime del Gestore rispetto alla curva di crescita teorica ottenuta mediante l'approccio ROI (Figura D.1).



**Figura D.1** – Diga di Fontanaluccia. Confronto fra stime eseguite dal Gestore di portate ad alto tempo di ritorno con le curve ROI e VA.PI.

## D.2 Diga di Quarto

Il campione regionale costruito con l'approccio ROI è costituito da 19 bacini, per un totale di 529 osservazioni (che consentono di pervenire ad una stima attendibile del quantile di piena di tempo di ritorno millenario). In mancanza di informazioni sperimentali in corrispondenza della diga, non essendo stato possibile mettere a punto in questo contesto un modello multi-regressivo per la stima della piena indice che fornisca adeguate garanzie di affidabilità per il bacino di interesse, la portata indice è stata stimata a partire dalla piena indice valutata per la serie disponibile presso la stazione del Savio a San Vittore ( $597,57 \text{ km}^2$ ), opportunamente moltiplicata per il rapporto tra le rispettive aree. Si osserva come il valore così ricavato ( $187 \text{ m}^3/\text{s}$ ) risulta comparabile e lievemente cautelativo rispetto ai  $181 \text{ m}^3/\text{s}$  valutati nello studio in esame con riferimento al modello multiregressivo proposto da *Brath et al.* (1999). La distribuzione regionale scelta è stata la Normale Generalizzata (GNO). A partire dal campione regionale ottenuto, si è ricavata la curva di crescita campionaria dimensionale rappresentata con i punti grigi nel seguente grafico. Si osserva che le stime delle portate di piena di assegnato tempo di ritorno fornite dallo studio esaminato (punti rossi) si collocano sostanzialmente in corrispondenza della curva di crescita proposta dal VA.PI. Bologna, eccezion fatta per  $T_R = 1000$  anni, per il quale la stima fornita dal Gestore risulta più cautelativa. Allo stesso tempo, per i valori più elevati del tempo di ritorno ( $T_R > 500$  anni), si evidenzia la leggera sovrastima (comunque contenuta all'interno della soglia di errore del 20%) delle stime del Gestore rispetto alla curva di crescita teorica ottenuta mediante ROI (*Figura D.2*).



**Figura D.2** – Diga di Quarto. Confronto fra stime eseguite dal Gestore di portate ad alto tempo di ritorno con le curve ROI e VA.PI.

### D.3 Diga di Ridracoli

Il campione regionale costruito con l'approccio ROI è costituito da 21 bacini, per un totale di 515 osservazioni (che consentono di pervenire ad una stima sufficientemente attendibile del quantile di piena di tempo di ritorno millenario). La distribuzione regionale scelta è stata la GEV. A partire dal campione regionale così ottenuto e utilizzando la stima diretta della piena indice (pari a  $60,4 \text{ m}^3/\text{s}$ ), valutata come valor medio delle 31 osservazioni disponibili) si è ricavata la curva di crescita campionaria dimensionale rappresentata con i punti grigi nella figura seguente. Si osserva che le stime delle portate di piena di assegnato tempo di ritorno fornite dallo studio esaminato (punti rossi) seguono piuttosto bene la curva di crescita proposta dal VA.PI. Bologna, risultando più cautelative per  $T_R > 500$  anni. Allo stesso tempo, per gli elevati tempi di ritorno di interesse, si evidenzia una leggera sottostima (comunque contenuta all'interno della soglia di errore del 20%) delle stime del Gestore, rispetto alla curva di crescita teorica ottenuta mediante l'approccio ROI (Figura D.3).

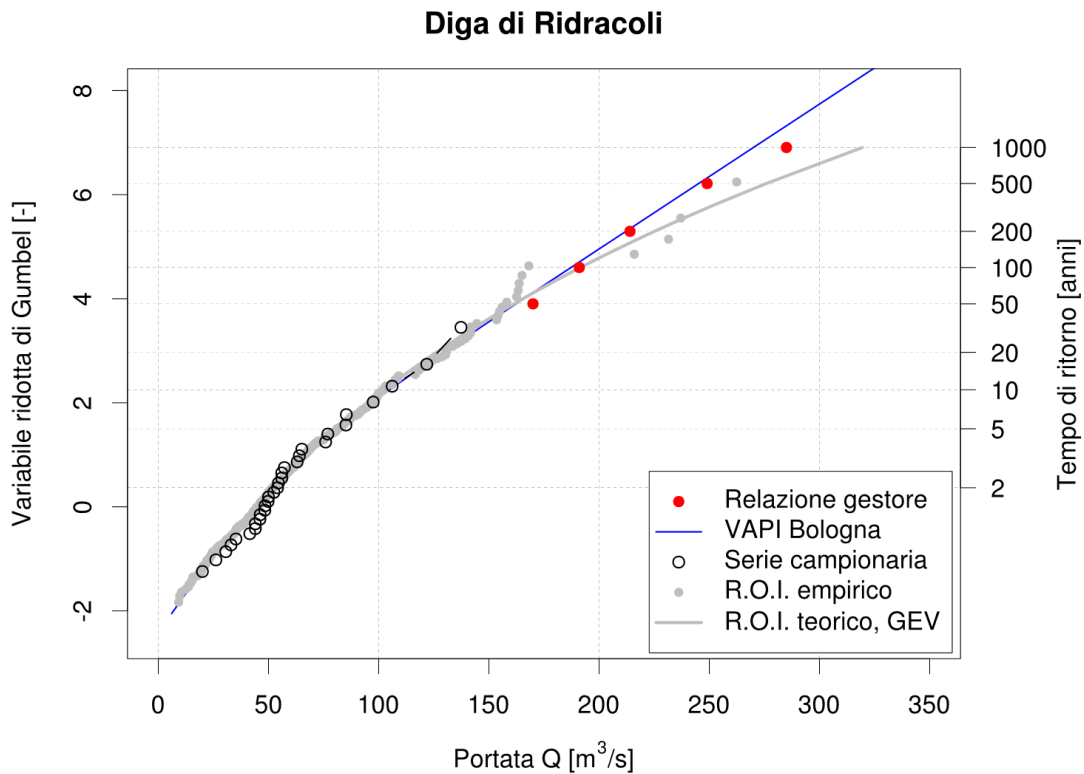
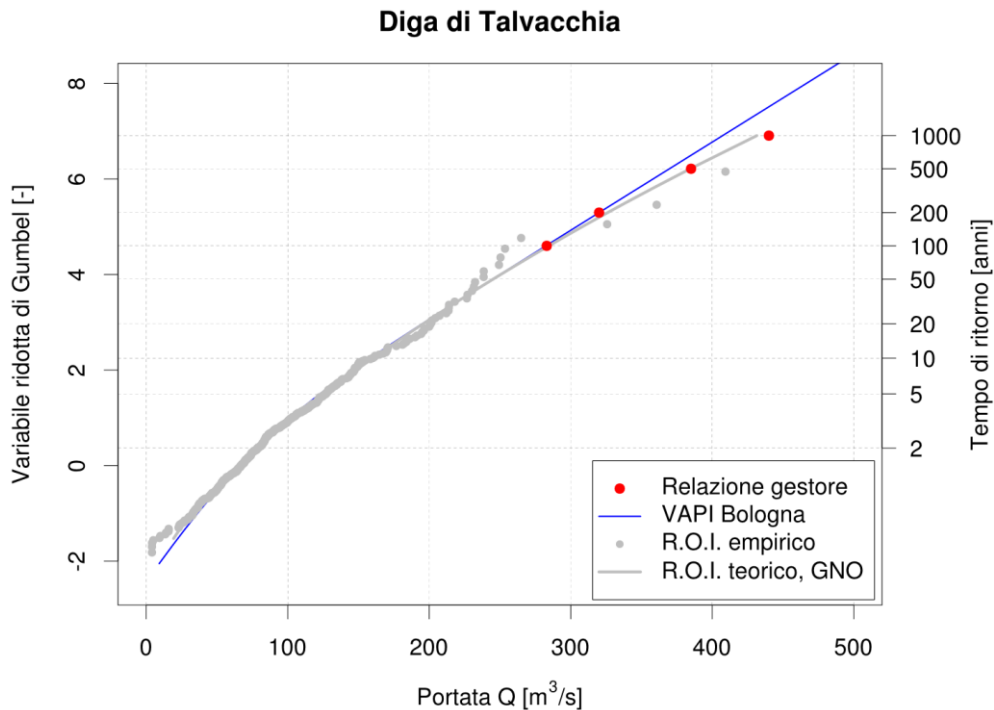


Figura D.3 – Diga di Ridracoli. Confronto fra stime eseguite dal Gestore di portate ad alto tempo di ritorno con le curve ROI e VA.PI.

## D.4 Diga di Talvacchia

Il campione regionale costruito con l'approccio ROI è costituito da 19 bacini, per un totale di 470 osservazioni (che consentono di pervenire ad una stima attendibile del quantile di piena di tempo di ritorno pressoché millenario). In tal caso, per la costruzione del ROI è stato necessario escludere i seguenti bacini, in corrispondenza dei quali si è osservato un netto peggioramento delle caratteristiche di omogeneità del campione ROI: Tronto a Ponte d'Arli e Diga del Furlo, aventi area sottesa pari rispettivamente a  $575,35 \text{ km}^2$  e  $644,02 \text{ km}^2$ , le maggiori tra quelle ricadenti nel ROI e di valore superiore a 4 volte l'area del bacino sotteso alla diga di Talvacchia ( $127,04 \text{ km}^2$ ). Non essendo stato possibile mettere a punto in questo contesto un modello multi-regressivo per la stima della piena indice che fornisse adeguate garanzie di affidabilità per il bacino di interesse, si è adottata quale piena indice la stima del Gestore ( $91,1 \text{ m}^3/\text{s}$ ), ricavata seguendo un approccio ritenuto attendibile. Si è così ricavata la curva di crescita campionaria dimensionale rappresentata con i punti grigi nella figura seguente. Si osserva che le stime delle portate di piena di assegnato  $T_R$  fornite dallo studio esaminato (punti rossi) seguono piuttosto bene la curva di crescita proposta dal VA.PI. Bologna, risultando più cautelative per  $T_R > 500$  anni. Allo stesso tempo, si evidenzia la sostanziale concordanza tra le stime del Gestore e la curva di crescita ROI teorica (*Figura D.4*).



**Figura D.4** – Diga di Talvacchia. Confronto fra stime eseguite dal Gestore di portate ad alto tempo di ritorno con le curve ROI e VA.PI.





## BIBLIOGRAFIA

Acreman M.C., Wiltshire S.E.: *The regions are dead: long live the regions. Methods of identifying and dispensing with regions for flood frequency analysis*, FRIENDS in Hydrology (a cura di Roald L., Nordseth K., e Hassel K.A.), IAHS Publ. No. 187, pp. 175-188, 1989.

Autorità di Bacino fiume Po (AdBPo): *Fiume Secchia dalla cassa di espansione alla confluenza in Po*, Piano per la valutazione e la Gestione del Rischio Alluvioni 2015 (PGRA), marzo 2016.

Beran, M., Hosking J. R. M., Arnell N., *Comment on "Two-Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis" by Fabio Rossi, Mauro Florentino, and Pasquale Versace*, Water Resour. Res., 22(2), 263–266, doi: 10.1029/WR022i002p00263, 1986.

Brath A.: *Metodologie di valutazione delle portate di piena*, Moderni criteri per la sistemazione degli alvei fluviali, edito a cura di Maione U. e Brath A., Atti del corso di aggiornamento, Politecnico di Milano, pp. 77-99, Ed. BIOS, Cosenza, 1995.

Brath A., De Michele C., Rosso R.: *Metodologie di valutazione del rischio idrologico nei corsi d'acqua padani e liguri, con particolare riferimento alla stima della piena indice*, Rapporto interno, Politecnico di Milano, 1995.

Brath A., De Michele C., Galeati G., Rosso R.: *Una metodologia per l'identificazione di regioni omogenee nel regime di piena. Applicazione all'Italia nord-occidentale*, L'Acqua, 1, pp. 17-26, 1997.

Brath A., Franchini M.: *La valutazione regionale del rischio di piena con il metodo della portata indice*, La difesa idraulica dei territori fortemente antropizzati, edito a cura di Maione U. e Brath A., Atti del corso di aggiornamento 6-10 ottobre 1997, Politecnico di Milano, pp. 31-57, Ed. BIOS, 1998.

Brath A., Castellarin A., Franchini M., Galeati G.: *La stima della portata indice mediante metodi indiretti*, L'Acqua, Vol. 6, 1999.

Brath A.: *Studio delle attuali condizioni di rischio idraulico del torrente Arda dalla Diga di Mignano alla confluenza in Po*, per conto di AIPo (Agenzia Interregionale per il fiume Po), 2012.

Burn D.H., *Cluster analysis as applied to regional flood frequency*, J. Water Resour. Plann. Mgmt 115 (5), 567±582, 1989.

Burn D.H.: *Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach*, Water Resources Research, Vol. 26, pp. 2257-2265, 1990.

Burn D.H., Zrinji Z., Kowalchuk M.: *Regionalization of catchments for regional flood frequency analysis*, J. Hydrol. Eng., Vol. 2(2), pp. 76-82, 1997.

Castellarin A., Burn D.H., Brath A.: *Assessing the effectiveness of hydrological similarity measures for regional flood frequency analysis*, Journal of Hydrology, 241(3-4), pp. 270-285, 2001.

Cunnane C.: *Review of statistical models for flood frequency estimation*, Hydrologic frequency modeling (a cura di Singh V.P.), pp. 49-95, 1987.

Dalrymple T.: *Flood Frequency Analysis*, U.S. Geol. Surv. Water Supply Pap., 1543-A, 1960.

Di Baldassarre G., Montanari A.: *Uncertainty in river discharge observations: a quantitative analysis*, Hydrol. Earth Syst. Sci., 13, 913–921, doi:10.5194/hess-13-913-2009, 2009.

DICAM – Dipartimento di Ingegneria Civile, Chimica, Ambientale e dei Materiali, Università di Bologna: *Rapporto sintetico riguardante l'esame critico degli studi idrologici sui bacini delle Alpi Orientali e dell'Appennino Settentrionale - Secondi 10 casi significativi*, Convenzione di ricerca tra Ministero delle Infrastrutture e dei

Trasporti (Direzione Generale per le Dighe e le Infrastrutture Idriche ed Elettriche) e DICAM; Responsabile scientifico: Brath A., Gruppo di lavoro: Castellarin A., Domeneghetti A., Persiano S.; Bologna, dicembre 2015.

DICAM – Dipartimento di Ingegneria Civile, Chimica, Ambientale e dei Materiali, Università di Bologna: *Rapporto sintetico riguardante l'esame critico degli studi idrologici sui bacini delle Alpi Orientali e dell'Appennino Settentrionale – Ulteriori 11 casi significativi*, Convenzione di ricerca tra Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti (Direzione Generale per le Dighe e le Infrastrutture Idriche ed Elettriche) e DICAM; Responsabile scientifico: Brath A., Gruppo di lavoro: Castellarin A., Domeneghetti A., Persiano S.; Bologna, settembre 2016.

Domeneghetti A., Castellarin A., Brath A.: *Assessing rating-curve uncertainty and its effects on hydraulic model calibration*. Hydrology and Earth System Sciences, 16(4), 1191–1202. doi:10.5194/hess-16-1191-2012, 2012.

Enel Produzione S.p.A. – Divisione GEM, *Diga di Polverina (MC) – Analisi idrologica finalizzata alla valutazione della portata al colmo di assegnato rischio*, Mestre, 2005.

Filliben, J.J.: *The Probability Plot Correlation Coefficient Test for Normality*, Technometrics, 17(1), pp. 111-117, doi:10.2307/1268008, 1975.

Fiorentino M., Gabriele S., Rossi F., Versace P.: *Hierarchical approach for flood frequency analysis*, Flood Frequency Modeling, ed. Singh V.P., Reidel Publ. Company, 1987.

Franchini M., Galeati G.: *Analisi regionale dei massimi annuali delle portate al colmo per la regione Romagna-Marche*, C.N.R. - G.N.D.C.I., Pubbl. n. 1232, in “L’Energia Elettrica”, 73(3), pp. 200-212, maggio-giugno 1996.

Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche (G.N.D.C.I.) del Consiglio Nazionale delle Ricerche (C.N.R.): *Premessa al Rapporto Nazionale VA.PI.*, <http://www.idrologia.polito.it/gndci/rapporti/Premessa.htm>, ultimo accesso: 6/2/2017, 2001.

Greenwood J.A., Landwehr J.M., Matalas N.C., Wallis J.R.: *Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form*, Water Resour. Res., 15(5), 1049–1054, doi:10.1029/WR015i005p01049, 1979.

Hosking J.R.M., Wallis J.R., Wood E. F.: *Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability-Weighted Moments*, Technometrics, 27(3), pp. 251-261, doi:10.2307/1269706, agosto 1985.

Hosking J.R.M., Wallis J.R.: *Some statistics useful in region frequency analysis*, Water Resources Research, Vol. 29(2), pp. 271-281, IBM Research Division, Yorktown Heights, febbraio 1993.

Hosking J.R.M., Wallis J.R.: *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*, Cambridge University Press, 1997.

Hosking J.R.M.: *L-moments*, R package, version 2.5, URL: <http://CRAN.R-project.org/package=lmom>, 2015a.

Hosking J.R.M.: *Regional frequency analysis using L-moments*, R package, version 3.0-1, URL: <http://CRAN.R-project.org/package=lmomRFA>, 2015b.

Jakob D., Reed D.W., Robson A.J.: *Choosing a pooling-group*, Flood Estimation Handbook, Vol. 3, Institute of Hydrology, Wallingford, UK, 1999.

Jenkinson A. F.: *The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements*, Q.J.R. Meteorol. Soc., 81: 158–171, doi:10.1002/qj.49708134804, 1955.

Ouarda T.B.M.J., Girard C., Cavadias G.S., Bobée B.: *Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis*, Journal of Hydrology 254.1, pp. 157–173, 2001.

Persiano S., *Stima della portata di progetto in Emilia-Romagna e Triveneto: analisi regionale di frequenza di osservazioni storiche e recenti degli estremi idrometrici*, Tesi di Laurea Magistrale in Ingegneria per l'Ambiente e il Territorio, Relatore: Castellarin A., Università di Bologna, A.A. 2013/2014, 2015.

Pugliese A., *Tecniche innovative a base geostatistica per la stima dei deflussi idrici superficiali in bacini non strumentati*, [Dissertation thesis], Alma Mater Studiorum Università di Bologna. Dottorato di ricerca in Ingegneria civile, ambientale e dei materiali, <http://amsdottorato.unibo.it/view/dottorati/DOT518/>, ultimo accesso: 6/2/2017, 28 Ciclo, doi:10.6092/unibo/amsdottorato/7657, 2016.

Regione Abruzzo, *Piano Stralcio di Difesa dalle Alluvioni*, <http://autoritabacini.regione.abruzzo.it/index.php/psda>, ultimo accesso: 6/2/2017, 2008.

Salinas J.L., Castellarin A., Viglione A., Kohnová S., Kjeldsen T.R.: *Regional parent flood frequency distributions in Europe – Part 1: Is the GEV model suitable as a pan-European parent?*, Hydrol. Earth Syst. Sci., 18, 4381-4389, doi:10.5194/hess-18-4381-2014, 2014a.

Salinas J.L., Castellarin A., Kohnová S., Kjeldsen T.R.: *Regional parent flood frequency distributions in Europe – Part 2: Climate and scale controls*, Hydrol. Earth Syst. Sci., 18, 4391-4401, doi:10.5194/hess-18-4391-2014, 2014b.

Tryon R.C., *Cluster Analysis; Correlation Profile and Orthometric (Factor) Analysis for the Isolation of Unities in Mind and Personality*, Ann Arbor, Mich: Edwards Brother, Inc., lithoprinters and Publishers, 1939.

Villi V., *Valutazione delle piene nel Triveneto*, CNR-IRPI, Padova, 1998.

Villi V., Bacchi B.: *Valutazione delle piene nel Triveneto*, C.N.R. - G.N.D.C.I., Pubbl. n. 2511, Padova - Brescia, 2000.

Weibull W.: *A statistical theory of the strength of materials*, Proc. Roy. Swedish Inst. Eng. Res., 151:1–45, 1939.

Wiltshire S.E.: *Grouping basins for regional flood frequency analysis*, Hydrological Sciences Journal, 30(1), pp. 151-190, 1985.

Zrinji Z., Burn D.H.: *Regional flood frequency with hierarchical region of influence*, J. Water Resour. Plann. Mgmt 122 (4), 245-252, 1996.