



POLITECNICO DI TORINO

Dipartimento di Idraulica, Trasporti
ed Infrastrutture Civili

UNIVERSITÀ DELLA CALABRIA



Dipartimento Difesa del Suolo
"V.Marone"

Procedure statistiche per la valutazione delle piene in Calabria



Responsabili della ricerca

Prof. Ing. Pierluigi CLAPS – Politecnico di Torino

Prof. Ing. Francesco LAIO – Politecnico di Torino

Collaborazione allo sviluppo dei metodi statistici

Ing. Daniele GANORA – Politecnico di Torino

Collaborazione tecnica

Ing. Roberta RADICE – Politecnico di Torino

Progetto finanziato dal Programma Operativo Regionale 2005-2010

CONTRATTO DI RICERCA N. XX tra il Politecnico di Torino, Dipartimento di Idraulica, Trasporti ed infrastrutture Civili (DITIC) e l'Università della Calabria, Dipartimento Difesa del Suolo "V. Marone".

Indice

1	Introduzione e presentazione dei dati	7
1.1	L'analisi regionale di frequenza delle piene	7
1.1.1	<i>La piena indice.....</i>	8
1.1.2	<i>La curva di crescita.....</i>	8
1.2	Presentazione del caso di studio.....	9
2	Metodi di stima della piena indice	11
2.1	Stima empirica basata sulle osservazioni storiche.....	11
2.1.1	<i>Criteri di stima in presenza di valori storici occasionali.....</i>	11
2.1.2	<i>Valutazione dell'incertezza di stima.....</i>	12
2.2	Stima attraverso modelli di regressione multipla	13
2.2.1	<i>Definizione dei modelli multiregressivi.....</i>	13
2.2.2	<i>Test statistici</i>	16
2.2.3	<i>Diagrammi diagnostici.....</i>	18
2.2.4	<i>Valutazione della piena indice regionale e della relativa incertezza di stima</i>	19
2.2.5	<i>Verifiche di adeguatezza del modello.....</i>	20
3	Applicazione dei metodi nella regione di interesse.....	23
3.1	Stima empirica	23
3.2	Stima con modelli di regressione multipla.....	23
3.2.1	<i>Identificazione di un set di modelli per la piena indice.....</i>	23
3.2.2	<i>Analisi di sensitività della piena indice</i>	26
3.3	Scelta del metodo per la stima della piena indice.....	28
3.3.1	<i>Relazione regionale</i>	28
3.4	Condizioni di applicabilità della relazione proposta in caso di presenza di valori campionari.....	30
3.5	Intervalli di confidenza per la piena indice	30
3.5.1	<i>Stima empirica.....</i>	31
3.5.2	<i>Modello di regressione multipla</i>	32
3.6	Applicazione dei metodi di stima della piena indice	33
4	Metodi di stima della curva di crescita: stima degli L- coefficienti	37
4.1	Stima empirica basata sulle osservazioni storiche.....	41

4.1.1	<i>Metodo di stima in presenza di valori storici occasionali</i>	41
4.1.2	<i>Valutazione dell'incertezza di stima</i>	43
4.2	Stima empirica.....	44
4.3	Stima regionale (modelli di regressione multipla)	44
4.3.1	<i>Stima del coefficiente di L-variazione</i>	45
4.3.2	<i>Stima del coefficiente di L-asimmetria</i>	46
4.4	Varianza di stima di L_{CV} ed L_{CA}	47
4.5	Sensitività dei modelli per la stima di L-CV e L-CA.....	47
4.6	Scelta del modello per la stima degli L-coefficienti.....	49
4.6.1	<i>Coefficiente di L-variazione</i>	49
4.6.2	<i>Coefficiente di L-asimmetria</i>	50
4.7	Applicazione dei metodi per la stima di LCV e LCA.....	51
5	Scelta della distribuzione di probabilità	57
5.1	Distribuzioni considerate.....	57
5.2	Il metodo di Hirsch	58
5.3	Scelta della distribuzione	59
5.4	Valutazione dell'incertezza di stima	62
5.4.1	<i>Stima empirica</i>	62
5.4.2	<i>Modello di regressione multipla</i>	63
5.5	Verifica della procedura sui bacini di taratura	64
5.6	Ulteriori considerazioni sull'applicabilità del metodo regionale ...	66
6	Procedura operativa per la stima della portata di progetto	69
6.1	Selezione del metodo di stima	69
6.2	Stima della portata indice	69
6.2.1	<i>Stima empirica</i>	69
6.2.2	<i>Modello multiregressivo</i>	70
6.3	Stima di L-CV e L-CA	71
6.3.1	<i>Stima empirica</i>	71
6.3.2	<i>Stima regionale di L-CV</i>	73
6.3.3	<i>Stima regionale di L-CA</i>	74
6.4	Costruzione della distribuzione di probabilità delle piene e stima della piena di progetto	74

Bibliografia	76
Appendice A. Parametri dei bacini	
A.1. Significato dei parametri	A-1
A.2. Significato dei simboli utilizzati nell'Allegato I	A-10
Appendice B. L-momenti	
B.1. Distribuzioni di probabilità	B-1
B.2. Stimatori	B-3
B.3. L-momenti delle distribuzioni di probabilità	B-5
B.4. Proprietà degli L-momenti	B-7
Appendice C. Distribuzioni di probabilità	
C.1. Distribuzione di Gumbel	C-1
C.2. Distribuzione Pareto Generalizzata	C-2
C.3. Distribuzione Generalizzata del Valore Estremo (GEV)	C-4
C.4. Distribuzione Logistica Generalizzata	C-6
C.5. Distribuzione Lognormale	C-8
C.6. Distribuzione Gamma	C-12
C.7. Distribuzione del Valore Estremo a Doppia Componente	C-15
Appendice D. Calcolo dell'incertezza delle stime regionali	
Appendice E. Confronto con altri metodi di analisi regionale in bacini non strumentati	
E.1. Introduzione	E-1
E.2. Condizioni di applicabilità del metodo	E-2
E.3. Applicazione e confronto	E-3
Allegato I. Descrittori dei bacini idrografici	
Allegato II. Mappe dei principali parametri spazialmente distribuiti	
Allegato III. Serie storiche idrometriche	
Allegato IV. Confronto tra curve di crescita regionali (7 distribuzioni)	
Allegato V. Curve di crescita locali e regionali	
Allegato VI. Curve di frequenza locali e regionali	
Allegato VII. Analisi di sensitività	

1 Introduzione e presentazione dei dati

1.1 L'analisi regionale di frequenza delle piene

Per la valutazione del rischio di piena sul territorio è importante poter far affidamento su informazioni che siano nello stesso tempo accurate e correttamente distribuite. Alla scala regionale le reti di monitoraggio forniscono misure puntuali delle grandezze idrologiche e climatiche, mentre si ha l'esigenza di conoscere tali grandezze in un punto qualsiasi del territorio. Anche nei punti di misura, le serie storiche misurate sono spesso brevi al punto da rendere i campioni statistici disponibili inadeguati ai fini dell'inferenza statistica, soprattutto nei casi in cui l'interesse è volto a tempi di ritorno T elevati rispetto alla dimensione campionaria della serie, come di solito accade nella pratica tecnica.

Uno strumento con il quale si può ridurre l'incertezza di stima delle portate di piena $Q(T)$ associate ad elevati periodi di ritorno T è l'analisi statistica regionale, o regionalizzazione delle portate di piena, come ad esempio perseguita nel Progetto nazionale VAPI del GNDCI - CNR [www.gndci.cnr.it/it/vapi].

In generale i metodi di analisi regionale sono costituiti da diversi passaggi successivi, che in prima battuta prevedono l'analisi preliminare dei dati disponibili. Questo significa che per ogni j -esima stazione delle s prese in considerazione venga effettuato un attento esame delle relative osservazioni a disposizione, eliminando eventuali errori grossolani e accertandosi che le serie storiche siano omogenee nel tempo.

Per poter procedere nell'analisi regionale occorre quindi rendere confrontabili i valori misurati nelle diverse stazioni. A tal fine si procede dividendo, in ogni sito j , i valori di portata per un prefissato valore indice,

$$K_{i,j} = \frac{Q_{i,j}}{Q_{ind,j}} \quad \text{con } i = 1, \dots, n_j \text{ e } j = 1, \dots, s \quad (1.1)$$

dove n_j rappresenta il numero di osservazioni disponibili per la j -esima stazione in esame, ed s il numero totale delle stazioni. Tramite la (1.1) si ottengono s serie di portata "ridotta", $K_{i,j}$.

Il modello più utilizzato nelle applicazioni dell'analisi di frequenza regionale è quello proposto da *Dalrymple* [1960], noto come "metodo della piena indice". In esso la portata al colmo di progetto in ciascuna sezione di

misura $Q_j(T)$ risulta pari al prodotto tra la cosiddetta curva di crescita $K_j(T)$ e la piena indice $Q_{ind,j}$:

$$Q_j(T) = K_j(T) \cdot Q_{ind,j} \quad \text{con } j = 1, \dots, s \quad (1.2)$$

Il fattore di scala $Q_{ind,j}$, anche detto "portata indice", è una grandezza locale, diversa per ciascun sito j ; il fattore di crescita $K_j(T)$ misura invece la variabilità degli eventi estremi, per i diversi tempi di ritorno, rispetto al valore indice, e risulta uguale per siti appartenenti ad un'eventuale regione omogenea, ovvero un gruppo di bacini la cui distribuzione di frequenza adimensionale $K(T)$ è la stessa.

1.1.1 La piena indice

L'ipotesi fondamentale del metodo indice è che la distribuzione di probabilità della portata di progetto $Q(T)$ dipenda direttamente da un parametro di scala Q_{ind} . Quest'ultimo viene detto "piena indice" e varia nella regione secondo le caratteristiche geomorfologiche e climatiche dei siti che la compongono.

Nei siti strumentati il valore della piena indice viene spesso calcolato utilizzando la media campionaria, relativa al campione di n_j osservazioni disponibili. Nei casi di bacini non strumentati, o qualora non sia disponibile una serie consistente di misurazioni, è necessario ricorrere ad approcci che impieghino informazioni ausiliarie di tipo idrologico e fisico.

Questi metodi, che possono essere di tipo multiregressivo [v.es. *VAPI Calabria*, 1989; *De Michele e Rosso*, 2001; *Bocchiola et al.*, 2003] o basati sull'impiego della formula razionale [v.es. *VAPI Campania*, 1994; *Furcolo et al.*, 1998; *Gioia et al.*, 2004], forniscono stime della piena indice espresse in funzione delle caratteristiche geomorfologiche e climatiche del bacino esaminato.

Un esempio recente di applicazione e confronto di metodi per la stima della piena indice riguarda i bacini dell'Italia Nord Occidentale, per i quali, in *Claps et al.*, 2007, si sono dapprima confrontati i risultati di diversi metodi di stima [*Villani*, 2002; *De Michele e Rosso*, 2001]. Successivamente, per i bacini della stessa zona *Claps e Laio* [2008] hanno stabilito nuovi criteri di determinazione della relazione di stima regionale della piena indice, basati anche su una maggiore disponibilità di dati in bacini di alta quota.

1.1.2 La curva di crescita

La curva regionale di frequenza adimensionale, $K_j(T)$, rappresenta la curva di crescita del valore indice con il periodo di ritorno, e, quindi, misura

la variabilità degli eventi estremi per i diversi T. Nelle procedure di analisi di frequenza regionale la determinazione delle curve di crescita viene effettuata adattando ai dati opportune distribuzioni di probabilità la cui forma si ritiene nota a meno di un numero finito p di parametri incogniti, $\theta_1, \dots, \theta_p$. Ne consegue che $K(T)$ può essere intesa come $K(T; \theta_1, \dots, \theta_p)$. I momenti campionari, quali media, varianza, asimmetria e kurtosis, vengono spesso utilizzati per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità. *Hosking e Wallis* [1997] suggeriscono invece di utilizzare, al posto dei momenti ordinari, gli L-momenti o gli L-coefficienti perché più robusti nella stima da campioni di piccola numerosità e perché meno soggetti a distorsioni nella stima (Appendice C). Nella seconda parte di questo lavoro vengono analizzate diverse modalità di stima degli L-momenti, in un bacino senza dati, a partire da quelli dei campioni di osservazioni disponibili. Le stime sono ottenute tramite metodi indiretti, tipicamente su base multiregressiva. Una volta presentati e applicati diversi metodi di stima, si esamineranno criteri per la definizione dell'approccio di stima più adeguato in relazione alla quantità e al tipo di informazioni disponibili nel sito di interesse.

1.2 Presentazione del caso di studio

La necessità di costituire un'ampia base conoscitiva, fisica e idrologica, ai fini dello sviluppo di nuovi metodi di valutazione della piena indice e della curva di crescita in Calabria, ha portato a identificare un gruppo di 37 bacini strumentati (vedi Tabella 1.1). Per questi bacini sono disponibili osservazioni di portata massima annua al colmo di piena. Per due di essi, è stato possibile reperire anche un valore di portata di piena di particolare interesse, registrato fuori dal periodo sistematico di osservazione. Tali valori occasionali possono essere utilizzati per integrare la serie storica sistematica, mediante alcuni accorgimenti descritti più avanti. Tali valori permettono di aumentare la lunghezza equivalente del campione e quindi ridurre le incertezze associate alla stima campionaria delle variabili, come avvenuto per numerose serie in Piemonte [*Claps e Laio, 2008*].

Le stazioni identificate sul territorio della Regione Calabria e la consistenza completa dei dati relativi alle osservazioni sono riportate nell'Allegato I. Un cospicuo numero di descrittori morfologici, climatici e pedologici è inoltre disponibile per i bacini di interesse. Una descrizione approfondita di tali descrittori è riportata nell'Allegato II.

Tabella 1.1 Stazioni strumentate utilizzate nell'analisi e relativa numerosità della serie storica a disposizione

codice	Stazione	numerosità serie	codice	Stazione	numerosità serie
2001	Alaco a Mammone	19	985	Esaro a La Musica	19
2002	Alaco a Pirrella	13*	1685	Esaro di Crotone a Ponte San Francesco	10
2088	Allaro a Ponte Mongiana	8	1474	Garga a Torre Garga	9
1832	Alli a Orso	47	3150	Lao a Pie di Borgo	37
2902	Amato a Licciardi	8	1476	Lese a Schiena D'Asino	12
2901	Amato a Marino	25	1871	Melito a Olivella	16
1960	Ancinale a Razzona	59**	2635	Mesima a Sbarretta	7
1995	Ancinale a Spadola	14	2632	Metramo a Carmine	12
2511	Annunziata a Straorino	5	2631	Metramo a Castagnara	12
1015	Busento a Cosenza	7	988	Mucone a Cecita	8
2231	Careri a Bosco	10	3153	Noce a La Calda	30
1302	Colognati a Pizzuto	6	3154	Noce a Le Fornaci	10
1872	Corace a Grascio	36	2544	Petrace a Gonia Rizziconi	6
1185	Coscile a Camerata	44	2982	Savuto a Ponte Savuto	8
1025	Crati a Castiglione Cosentino	8	1731	Tacina a Riviotto	25
986	Crati a Conca	31	1733	Tacina a Serrarossa	9
1155	Crati a Santa Sofia d'Epiro	6	1341	Trionto a Difesa	16
2541	Duverso a Santa Giorgia	13	1145	Turbolo a Mongrassano	7
983	Esaro a Cameli	9			

* un evento non sistematico pari a 500 m3/s; numerosità equivalente del campione 47 anni

** un evento non sistematico pari a 292.4 m3/s; numerosità equivalente del campione 78 anni

2 Metodi di stima della piena indice

Nel presente capitolo si analizzano i metodi impiegati per la valutazione della piena indice nei bacini della regione Calabria. In particolare si considera la possibilità di stimare tale grandezza a partire:

- dal valore empirico della media campionaria, eventualmente corretto per tenere conto di valori storici occasionali;
- da modelli di regressione multipla basati su un gruppo di descrittori morfoclimatici.

Una volta stimato il valore della piena indice è importante indicare una misura della sua incertezza, in modo da conoscere la precisione con cui è stata effettuata la stima. Una statistica adeguata a tale scopo è la deviazione standard dello stimatore della media, che verrà, quindi, opportunamente determinata per ciascun metodo.

2.1 Stima empirica basata sulle osservazioni storiche

2.1.1 Criteri di stima in presenza di valori storici occasionali

Considerati s siti strumentati, per i quali si dispone di una serie storica di portate al colmo più o meno consistente e relativa ad un periodo sistematico di misurazioni, la piena indice in ciascuna sezione j viene stimata a partire dalla media campionaria:

$$Q_{ind,j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Q_i \quad (2.1)$$

con $j = 1, \dots, s$ ed n_j pari al numero di dati della stazione j -esima.

Valutando la piena indice tramite l'equazione (2.1) su una stazione la cui serie sia stata integrata con dati occasionali si attribuirebbe lo stesso peso alle misure riferite al regime idrometrico medio del deflusso ed a quelle riferite agli eventi "eccezionali". Per tener conto con diverso peso della diversa natura degli eventi sporadici di intensità eccezionale si individua per essi un valore soglia Q^* , scelto pari al più piccolo dei valori relativi agli eventi occasionali considerati. In tali casi la serie storica è composta da n_{sotto_soglia} dati al di sotto della soglia prefissata e da n_{sopra_soglia} valori al di sopra di essa. Il calcolo della piena indice dovrà essere effettuato

attribuendo un peso maggiore ai dati che rappresentano il regime idrometrico medio del deflusso ed un peso inferiore agli eventi occasionali significativi. Infatti nel caso in cui questi ultimi venissero trattati alla stessa stregua delle portate relative al regime ordinario il valore della piena indice potrebbe risultare distorto in modo rilevante.

Per tenere conto dei valori occasionali, il calcolo della piena indice campionaria viene dunque effettuato attraverso la somma di due contributi, come definito da *Wang* [1990]:

$$Q_{ind} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{sotto_soglia}} Q_i}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n_{sopra_soglia}} Q_i}{n_{eq}} \quad (2.2)$$

in cui n rappresenta la numerosità della serie storica riferita al periodo sistematico di misurazione, mentre n_{eq} indica il periodo equivalente di osservazione, ossia la lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica completa (integrata con gli eventi occasionali). Questo significa che il contributo dei valori occasionali significativi viene pesato non in base alla loro numerosità, bensì sul periodo totale di osservazione calcolato a partire dal primo anno di misure fino ad arrivare all'anno relativo all'ultimo evento registrato.

2.1.2 Valutazione dell'incertezza di stima

Una volta calcolato il valore della piena indice risulta importante valutare l'incertezza ad essa associata. A tal fine si ricorre alla determinazione della deviazione standard della portata indice, che, essendo la portata indice la media delle portate misurate, risulta esprimibile come:

$$\sigma_{Q_{ind,j}} = \frac{\sigma_{Q_j}}{\sqrt{n_j}} \quad (2.3)$$

dove σ_{Q_j} rappresenta la deviazione standard della j -esima serie storica. Nel caso di campioni sistematici di misurazioni questa viene calcolata come:

$$\sigma_{Q_j} = \sqrt{\frac{1}{n_j} \cdot \sum_{i=1}^{n_j} \left[Q_i - \left(\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Q_i \right) \right]^2} \quad (2.4)$$

Qualora si stia considerando una serie integrata con informazioni di tipo storico, per il calcolo della $\sigma_{Q_{ind,j}}$ si fa ricorso a una formulazione analoga a quella indicata da *Hydrology Subcommittee of the Advisory Committee on water data* [1982]:

$$\sigma_{Q_{ind,j}} = \sqrt{\frac{1}{n^2} \sum_{Q_j < Q_{soglia}} (Q_j - Q_{ind,j})^2 + \frac{1}{n_{eq}^2} \sum_{Q_j \geq Q_{soglia}} (Q_j - Q_{ind,j})^2} \quad (2.5)$$

dove il valore di $Q_{ind,j}$ viene calcolato tramite la formula di Wang (eq. 2.2).

2.2 Stima attraverso modelli di regressione multipla

2.2.1 Definizione dei modelli multiregressivi

I metodi multiregressivi sono i più comunemente utilizzati per la stima della portata indice in siti sprovvisti di osservazioni. Nel caso in questione l'approccio multiregressivo viene utilizzato per legare la variabile piena indice alle caratteristiche del bacino, quali i parametri morfometrici e climatici descritti nell'Appendice A.

Il modello regressivo utilizzato in questa sede fa riferimento al modello presentato da *Stedinger e Tasker* [1985] e successivamente applicato in diversi casi studio. L'ipotesi alla base del modello è che il valore della variabile di interesse, detto Y_T , possa essere rappresentato mediante la relazione lineare:

$$Y_T = X \cdot \beta + \delta \quad (2.6)$$

dove

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_3 \end{bmatrix}$$

indica il vettore dei $(p \times 1)$ coefficienti di regressione;

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1,p} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{s1} & \dots & x_{s,p} \end{bmatrix}$$

rappresenta la matrice $(s \times p)$ delle variabili esplicative da cui viene fatta dipendere la piena indice e δ è l'errore dovuto all'approssimazione lineare del modello, detto anche errore del modello. La prima colonna di X è sempre

costituita da un vettore unitario in modo che il primo dei coefficienti nel vettore β sia interpretabile come il termine noto della regressione.

Tuttavia, nelle applicazioni dell'analisi di frequenza regionale, Y_T non è noto, mentre si può calcolare il suo stimatore:

$$Y = Y_T + \eta \quad (2.7)$$

che è tuttavia affetto dall'errore campionario η . Dalle equazioni (2.6) e (2.7) si ottiene quindi il modello regressivo finale

$$Y = X \cdot \beta + \varepsilon \quad (2.8)$$

dove ε è il vettore dei residui che contiene sia l'errore del modello che l'errore campionario $\varepsilon = \eta + \delta$ [Stedinger e Tasker, 1985].

Il metodo più semplice per la stima dei coefficienti della regressione è la procedura basata sui minimi quadrati ordinari (OLS), che tuttavia risulta inappropriata nelle analisi idrologiche perché i residui violano l'ipotesi di omoschedasticità (varianza costante dei residui) ed indipendenza, implicando la non ottimalità degli stimatori. Questo fatto è dovuto alla presenza di osservazioni di differente lunghezza e correlate tra di loro [e.g. Montgomery et al., 2001]. Per fare fronte a questi problemi sono stati sviluppati il metodo di stima ai minimi quadrati pesati (WLS), che tiene conto di valori di varianza diversi per ogni Y_i , e quello ai minimi quadrati generalizzati (GLS), che consente di utilizzare serie storiche correlate tra di loro.

Stimatori indistorti $\hat{\beta}$ dei coefficienti della regressione si calcolano come:

$$\hat{\beta} = (X^T \Lambda^{-1} X)^{-1} X^T \Lambda^{-1} Y \quad (2.9)$$

dove Λ è la matrice di covarianza degli errori, che normalmente viene stimata a priori sulla base delle misure Y disponibili. Quando Λ coincide con la matrice identità, ci si riconduce alla procedura di stima ai minimi quadrati ordinari (OLS), mentre per Λ coincidente con una generica matrice diagonale, si ricade in una procedura basata sui minimi quadrati pesati (WLS). Nel caso più generale in cui le covarianze non sono nulle, invece, Λ presenta valori positivi anche fuori dalla diagonale ed il metodo viene detto dei minimi quadrati generalizzati (GLS).

In letteratura, solitamente, si osserva che le procedure definite come WLS e GLS fanno riferimento a modelli regressivi i cui residui ε non vengono esplicitamente separati nella componente di errore modello δ e errore campionario η . Nell'approccio utilizzato per il presente studio, invece, la matrice di covarianza è esplicitamente definita (analogamente a Stedinger and Tasker [1985]) in funzione di entrambi i termini relativi alla varianza

modello ed alla varianza campionaria. Quando si considerano esplicitamente i due termini di varianza, è necessario risolvere un sistema di equazioni in maniera iterativa [Stedinger e Tasker, 1985; Griffis e Stedinger, 2007] che fornisce la stima della varianza modello contestualmente a quella dei coefficienti di regressione. Per tale motivo, e per evitare incomprensioni di notazione in riferimento a tale situazione, quando verrà utilizzata questa procedura si utilizzeranno i termini iGLS (o iWLS), dove "i" sta per soluzione "iterativa".

Nel caso iWLS (o iGLS), Λ viene approssimata attraverso il suo stimatore, definito come:

$$\hat{\Lambda}(\sigma_\delta^2) = \sigma_\delta^2 I_N + \hat{\Sigma} \quad (2.10)$$

dove la matrice $\hat{\Sigma}$ contiene i termini relativi alle varianze (e covarianze) campionarie, calcolate sulla base dei valori di Y stimati in precedenza. Il termine I_N indica invece la matrice identità che moltiplica il termine di varianza modello σ_δ^2 , che risulta quindi costante per tutti i bacini interessati nell'analisi, essendo dovuta alla non corretta specificazione del modello. Come accennato in precedenza, il termine σ_δ^2 non è determinabile a priori (come invece $\hat{\Sigma}$), ma viene stimato congiuntamente ai coefficienti della regressione $\hat{\beta}$ (calcolati con l'equazione (2.9)) cercando una soluzione non negativa [Griffis e Stedinger, 2007] per l'equazione:

$$\left(Y - X\hat{\beta} \right)^T \left[\sigma_\delta^2 I_N + \hat{\Sigma} \right]^{-1} \left(Y - X\hat{\beta} \right) = N - p \quad (2.11)$$

in cui $\hat{\sigma}_\delta^2$ è lo stimatore di σ_δ^2 , N è il numero di bacini e p è il numero di variabili indipendenti, inclusa l'intercetta, usate nella regressione. L'equazione (2.11) richiede una soluzione iterativa.

Nel presente studio, si assume che le stime relative ai bacini analizzati non siano significativamente correlate tra di loro, in ragione sia dell'eterogeneità climatica dell'area, ma anche a causa della presenza di serie storiche spesso brevi e che non sempre si sovrappongono temporalmente. La matrice $\hat{\Sigma}$ si riduce così ad una matrice diagonale; in tal senso il modello segue l'approccio iWLS, sebbene tutte le equazioni siano naturalmente valide anche per il metodo iGLS.

L'analisi multiregressiva può inoltre essere implementata secondo diverse configurazioni, applicando cioè delle trasformazioni alla variabile dipendente

ed a quelle indipendenti. Le trasformazioni più utilizzate per la stima della piena indice si hanno:

- ponendo $Y = Q_{ind}$ in relazione ad X , matrice dei parametri geomorfologici dei bacini;
- ponendo $Y = Q_{ind}/A$ (con A pari all'area del bacino) in relazione ad X ;
- ponendo $Y = \ln(Q_{ind})$ in relazione a $\ln(X)$, in cui la prima colonna di $\ln(X)$ è sempre costituita da un vettore unitario;
- ponendo $Y = \ln(Q_{ind}/A)$ in relazione a $\ln(X)$.

2.2.2 Test statistici

Un modello regressivo esprime un legame tra una variabile dipendente ed un set di variabili indipendenti, dette descrittori. Tuttavia, in genere il legame è di tipo statistico per cui è necessario valutare che il modello sia affidabile mediante test statistici appropriati, tra cui il test della t di Student per la significatività dei coefficienti di regressione ed il test sulla multicollinearità dei descrittori.

Il test della t di Student viene impiegato per individuare i modelli regressivi per i quali anche solo una delle variabili esplicative risulta non significativa per spiegare la variabilità della variabile dipendente. Si consideri la regressione lineare di equazione (2.8), con lo scopo di testare il caso in cui uno dei coefficienti di regressione β sia uguale ad una costante β^* . L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa siano, rispettivamente, $H_0 : \beta_m = \beta^*$ e $H_1 : \beta_m \neq \beta^*$; gli errori siano indipendenti e distribuiti con distribuzione normale $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$. Per lo studio dei modelli regressivi è quindi di rilievo il caso in cui $\beta^*=0$ che equivale a dire che l'effetto di un regressore non è statisticamente diverso da zero.

Ai fini pratici, per valutare la significatività di ogni coefficiente si ricorre alla statistica

$$t = \frac{\hat{\beta}_m}{\sigma_{\beta_m}} \quad (2.12)$$

che è distribuita secondo una distribuzione di Student con $n-p$ gradi di libertà.

L'Equazione (2.12) diventa quindi la statistica test da utilizzarsi nel caso in cui si voglia valutare la significatività di uno dei coefficienti della regressione: si calcola t e la si confronta con la corrispondente $t_{limite}(1-\alpha)$, relativa al livello di significatività α . Se $t < t_{limite}(1-\alpha)$, il parametro non è distinguibile da zero e la variabile esplicative non deve essere utilizzata nella regressione poiché non è significativamente legata alla variabile dipendente.

Si noti che far crescere il livello di significatività corrisponde ad aumentare la probabilità di considerare il coefficiente statisticamente diverso da zero, ossia ad aumentare la probabilità di mantenere una data variabile esplicativa tra i descrittori significativi.

Affinché il test definito dalla statistica t dell'Equazione (2.12) possa essere usato, occorre a rigore che gli errori del modello regressivo siano distribuiti normalmente. Nella pratica si è riscontrato che per deboli "non-normalità" il test risulta essere comunque significativo [Montgomery e Runger, 2003].

Nel caso di una generica regressione lineare multipla, il test sulla significatività deve essere effettuato su ognuno dei parametri della regressione. Qualora uno qualsiasi dei coefficienti risulti non significativamente diverso da zero, il modello regressivo viene scartato.

Il termine al denominatore dell'equazione (2.12) rappresenta l'errore standard relativo al coefficiente di regressione, e può essere calcolato, nel caso di modelli iWLS, prendendo gli elementi diagonali della matrice $(X^T \Lambda X)^{-1}$ [vedi Reis et al. , 2005].

Per i modelli regressivi che superano il test della t di Student è ancora necessario verificare che non ci sia correlazione lineare tra i regressori considerati, ossia si deve accertare l'assenza di multicollinearità tra le variabili esplicative. Un esito negativo a tale verifica comporterebbe la formulazione di un modello instabile, nel senso che valori poco distorti delle variabili esplicative potrebbero produrre stime completamente diverse della variabile dipendente. Infatti la multicollinearità influenza la procedura dei minimi quadrati determinando problemi di stima dei coefficienti β .

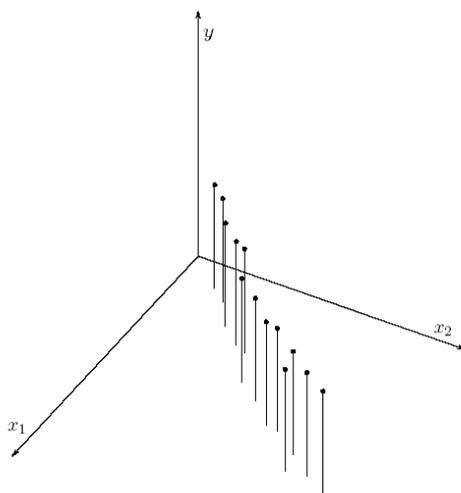


Figura 1 Set di dati affetti da multicollinearità

Il caso rappresentato in Figura 1 può essere utile a spiegare gli effetti dovuti alla multicollinearità. Adattare un modello regressivo ai dati (x_1, x_2, y) indicati in tale figura è analogo a far passare un piano inclinato tra i punti. Ovviamente l'inclinazione di questo piano sarà molto instabile e sensibile a piccoli cambiamenti della posizione dei punti perché mal vincolato a causa della correlazione tra x_1 e x_2 . Inoltre, nonostante il modello possa predire abbastanza bene y nei punti (x_1, x_2) vicini a quelli dei dati, qualsiasi estrapolazione al di fuori di questi sarà verosimilmente poco affidabile.

Una statistica adeguata a misurare la presenza di multicollinearità fra le variabili esplicative di un modello multiregressivo è rappresentata dal *variance inflation factor* (VIF) [Montgomery e Runger, 2003]. Esso si determina ponendo il m -esimo regressore come variabile dipendente e calcolando il coefficiente di determinazione R^2_m relativo alla regressione multipla effettuata sui rimanenti $(p-1)$ regressori. Il valore della statistica VIF_k è quindi calcolato come

$$VIF_m = (1 - R_m^2)^{-1} \quad (2.13)$$

considerando, a turno, tutti i regressori. Dall'esperienza pratica si desume che se uno dei VIF_m calcolati per le diverse variabili esplicative supera un valore pari a 5 la possibilità che i coefficienti della regressione siano stati stimati male a causa di multicollinearità è elevata e, di conseguenza, è consigliabile scartare il modello regressivo in questione.

2.2.3 Diagrammi diagnostici

Per verificare se le assunzioni implicite nell'analisi multiregressiva, alla base del modello (2.8), vengono rispettate, è utile ricorrere ad alcuni diagrammi diagnostici. Questi consentono, ad esempio, di verificare che i residui ε abbiano varianza costante (omoschedasticità) e che siano distribuiti normalmente.

Il grafico più immediato è quello che confronta gli andamenti della variabile stimata \hat{Y} ed di quella dipendente osservata Y , riportati rispettivamente in ascissa e in ordinata, che consente di verificare visivamente quanto il modello regressivo riesca a rappresentare la realtà. Tramite tale rappresentazione è inoltre possibile identificare le anomalie, rappresentate da punti che si discostano notevolmente dalla bisettrice, e che corrispondono a casi in cui il modello restituisce una stima notevolmente differente dalla misura.

Per valutare una delle ipotesi fondamentali dei modelli regressivi, la normalità dei residui della regressione, è invece utile ricorrere alla loro rappresentazione in carta probabilistica normale, la quale è definita in modo che la funzione di probabilità di Gauss sia rappresentabile con una retta su tale diagramma. Se $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_s$ sono i residui ordinati in senso crescente, la loro rappresentazione nei confronti della probabilità cumulata empirica $F_j = (j-1/2)/s$, $j = 1, 2, \dots, s$, in carta probabilistica normale dovrebbe giacere approssimativamente su una linea retta quando i residui hanno una distribuzione normale. Analogamente alla carta probabilistica è possibile utilizzare il cosiddetto Q-Q plot, nel quale vengono confrontati i quantili dei residui con quelli teorici che si avrebbero se la distribuzione dei residui fosse normale. Deviazioni rilevanti dalla normalità dei residui implicano la mancata validità del test della t di Student, che è appunto basato su un'ipotesi di normalità dei residui.

Un'ulteriore e fondamentale ipotesi dei modelli regressivi richiede che la varianza dei residui sia costante, ovvero che i residui siano omoschedastici. Tale ipotesi può essere verificata in maniera grafica mediante l'utilizzo di un grafico in cui si riportano i residui in ordinata mentre in ascissa si indicano i valori stimati della variabile in esame [Montgomery et al., 2001]. L'ipotesi di omoschedasticità risulta verificata nel caso in cui i residui siano disposti in maniera omogenea intorno all'ascissa. Violazioni all'ipotesi di omoschedasticità (fenomeno detto eteroschedasticità) si possono avere quando i residui mostrano un trend lineare (o non lineare) rispetto alla variabile stimata oppure si aprono a ventaglio muovendosi lungo l'ascissa. L'eventuale violazione dell'ipotesi di omoschedasticità implica la non ottimalità degli stimatori ai minimi quadrati.

2.2.4 Valutazione della piena indice regionale e della relativa incertezza di stima

Il valore regionale della piena indice ottenuto da un modello regressivo regionale può essere ottenuto come

$$\hat{Y}_j = x \cdot \hat{\beta} \quad (2.14)$$

dove x è il vettore riga contenente i descrittori relativi al bacino esaminato e $\hat{\beta}$ è il vettore colonna dei coefficienti della regressione (equazione (2.8)). A tale stima è possibile associare un valore di incertezza; nello specifico la varianza di \hat{Y} sarà:

$$\sigma_{\hat{Y}_j}^2 = \hat{\sigma}_\delta^2 + x(X^T \hat{\Lambda}^{-1} X)^{-1} x^T \quad (2.15)$$

con X coincidente con la matrice dei descrittori di taratura, x vettore dei descrittori nel sito di interesse e $\hat{\Lambda}$ stimata secondo la (2.10). È facile notare che l'espressione (2.15) è data dalla somma della varianza modello più un termine che dipende dal sito specifico dove si effettua la stima, che contiene l'informazione relativa alla varianza dei campioni usati in taratura per mezzo della matrice $\hat{\Lambda}$.

Quando sulla variabile di interesse è stata applicata la trasformazione logaritmica, non si possono utilizzare direttamente le equazioni (2.14) e (2.15), ma è necessario ritrasformare la variabile nello spazio originale. In questo caso, se i residui della regressione sono distribuiti secondo una distribuzione normale, anche le \hat{Y}_j sono distribuite normalmente e la loro trasformata inversa porterà ad una variabile distribuita secondo una distribuzione lognormale. Pertanto, la media della variabile non trasformata sarà data da:

$$\mu_j = \exp\left(\hat{Y}_j + \frac{1}{2}\sigma_{\hat{Y}_j}^2\right) \quad (2.16)$$

con \hat{Y}_j stimata mediante la regressione nello spazio logaritmico (eq. (2.14)) e $\sigma_{\hat{Y}_j}^2$ ottenuta attraverso la (2.15), mentre la sua varianza sarà:

$$\sigma_{\mu,j}^2 = \mu_j^2 \cdot \left[\exp\left(\sigma_{\hat{Y}_j}^2\right) - 1\right] \quad (2.17)$$

Questa trasformazione inversa è fondamentale per evitare distorsioni elevate [p.es. *Seber and Wild, 1989*]; sebbene spesso sia comunque accettabile la più semplice trasformazione esponenziale

$$\mu'_j = \exp(\hat{Y}_j) \quad (2.18)$$

per ricostruire la variabile nel suo spazio originale. Nel presente lavoro verrà utilizzata, se non diversamente indicato, l'equazione (2.16) per il calcolo della media, mentre l'equazione (2.17) risulta valida in entrambi i casi per il calcolo della varianza.

2.2.5 Verifiche di adeguatezza del modello

Nelle analisi regionali, grazie a modelli digitali del terreno accurati ed alla disponibilità di dati da *remote sensing*, è attualmente disponibile un gran numero di descrittori morfoclimatici alla scala di bacino. Tuttavia, solo pochi descrittori possono essere utilizzati in un modello robusto per la stima delle variabili idrologiche in un sito non strumentato. Il problema si riconduce così alla scelta di un sottoinsieme valido di descrittori da usare nelle regressioni allo scopo di ottenere le migliori stime finali, cioè alla scelta del più

appropriato modello regressivo tra tutte le possibili combinazioni. Normalmente questa scelta è effettuata sulla base dell'analisi dei residui della regressione: saranno privilegiati i modelli con il coefficiente di determinazione R^2 più elevato. Il coefficiente di determinazione è definito come

$$R^2 = \frac{\sum_{j=1}^N (\hat{Y}_j - \bar{Y})^2}{\sum_{j=1}^N (Y_j - \bar{Y})^2}$$

[p.es. *Montgomery et al.*, 2001] dove \bar{Y} è la media dei valori Y_j .

Quando si usa il coefficiente di determinazione R^2 (o simili statistiche) per selezionare il modello migliore da un insieme di diversi modelli candidati, è importante tenere conto del numero di descrittori impiegati in ciascuna relazione (gradi di libertà del modello): un gran numero di variabili indipendenti, infatti, migliora la capacità descrittiva del modello, ma ne peggiora la robustezza. A tal scopo, si usa il coefficiente di determinazione corretto R^2_{adj} , pari a

$$R^2_{adj} = 1 - (1 - R^2) \frac{N - 1}{N - p}$$

che consente di comparare modelli con un numero diverso di variabili esplicative.

Nell'approccio iWLS (o iGLS), invece, la varianza dell'errore del modello σ_δ^2 può essere impiegata per selezionare i modelli più appropriati. Impiegando il valore stimato della varianza modello per la selezione della relazione multiregressiva, si tiene automaticamente conto dei gradi di libertà del sistema grazie al termine $N-p$ presente al secondo membro dell'equazione (2.11). L'identificazione del modello migliore può avvenire anche attraverso un altro indicatore, la varianza media di stima AVP [*Griffis and Stedinger*, 2007], definita come:

$$AVP = \hat{\sigma}_\delta^2 + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_j (X^T \hat{\Lambda}^{-1} X)^{-1} x_j^T \quad (2.19)$$

dove x_j è la riga di X relativa al j -esimo bacino, che include, oltre alla varianza modello, anche l'effetto medio sulle stime dovuto alla variabilità campionaria. Inoltre, è possibile ricorrere ad ulteriori indicatori basati sull'analisi dei residui delle regressioni, in particolare:

-
- il coefficiente di efficienza di Nash-Sutcliffe:

$$NS = 1 - \frac{\sum_{j=1}^s (Y_j - \hat{Y}_j)^2}{\sum_{j=1}^s \left(Y_j - \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s Y_j \right)^2} \quad (2.20)$$

- l'errore quadratico medio:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{s} \sum_{j=1}^s (\hat{Y}_j - Y_j)^2} \quad (2.21)$$

- l'errore medio assoluto:

$$MAE = \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s |\hat{Y}_j - Y_j|. \quad (2.22)$$

Per esplorare quale potrebbe essere il comportamento dei diversi modelli nel caso di applicazione a siti non strumentati è utile analizzare il coefficiente di Nash-Sutcliffe, il RMSE e il MAE calcolati dopo una procedura di *cross-validazione* (anche detta "jack-knife"). Tale procedura prevede che gli indici vengano calcolati a partire da un vettore stimato \hat{Y}' , il quale viene ottenuto da un modello regressivo che coinvolge le stesse variabili esplicative del modello in esame, ma con coefficienti di regressione β differenti da una sezione all'altra. In particolare i coefficienti vengono ristimati, ai fini della ricostruzione del valore in ciascuna sezione j , a partire da un vettore di osservazioni Y' di dimensione $s-1$, privato della osservazione relativa alla stazione j . In questo modo la stima in ciascuna sezione, \hat{Y}'_j viene effettuata come se ci si riferisse ad un sito non strumentato, andando ad utilizzare esclusivamente le misure disponibili in altri siti. Dopo l'applicazione della procedura di cross-validazione, il vettore di \hat{Y}'_j viene inserito nelle equazioni (2.20)-(2.22) per calcolare gli indici d'errore.

3 Applicazione dei metodi nella regione di interesse

3.1 Stima empirica

La stima empirica della piena indice viene effettuata a partire dalle serie storiche di portata al colmo disponibili per le diverse stazioni, facendo riferimento alla media campionaria (2.1) per i casi in cui non sono stati impiegati dati dedotti da misure non sistematiche e ricorrendo al metodo di Wang espresso dalla (2.2) in caso contrario.

La valutazione dell'incertezza di stima da associare alla piena indice è stata effettuata determinando il valore della varianza σ^2_{Qind} , secondo il procedimento descritto nel paragrafo 2.1.2.

Le stime sono state effettuate su tutte le stazioni per le quali si hanno almeno 5 dati di portata al colmo, per un totale di 37 sezioni idrometriche.

3.2 Stima con modelli di regressione multipla

3.2.1 Identificazione di un set di modelli per la piena indice

La struttura dei modelli regressivi esposta nel capitolo 2 è di carattere generale e richiede, per le applicazioni pratiche, che vengano definite:

- la variabile dipendente Y , sia essa la piena indice oppure una sua trasformata (tipicamente la trasformata logaritmica);
- un set di variabili indipendenti scelte tra i parametri descrittivi di bacino a disposizione per il caso studio.

Riguardo al primo punto, da un'analisi preliminare da altri esempi di letteratura [Claps e Laio, 2008] si è potuto osservare che la trasformazione logaritmica permette in generale una stima migliore della piena indice, evitando altresì di produrre valori di portata negativi per bacini di piccola dimensione. Per tali motivi, si riporteranno solo i risultati relativi alla configurazione che riguarda la trasformazione logaritmica della piena indice.

Più difficile è invece la selezione di un set di descrittori adatti a descrivere la variabilità della piena indice sul territorio calabrese. Infatti, è disponibile un grande numero di descrittori di bacino (circa 70), per cui la selezione di un

sottoinsieme appropriato di essi deve essere condotta sulla base di criteri statistici in modo da effettuare una scelta il più possibile obiettiva. La procedura considerata può essere riassunta secondo i seguenti punti:

- sono state analizzate tutte le possibili regressioni contenenti da uno a quattro descrittori (oltre all'intercetta) selezionati dal database completo dei parametri di bacino. Un numero di descrittori superiore a quattro è stato escluso in quanto, oltre ad aumentare notevolmente l'onere computazionale, in genere non migliora particolarmente la qualità delle stime e produce modelli meno robusti [Claps e Laio, 2008].
- i modelli sono stati filtrati in base al valore della statistica VIF (vedere eq. (2.13)) utilizzata per valutare l'eventuale mutua dipendenza (lineare) dei descrittori, eliminando tutti quei modelli che risulterebbero poco robusti.
- un'ulteriore selezione è stata effettuata sulla base della significatività dei coefficienti della regressione. La significatività dei coefficienti è stata valutata con il test di Student, utilizzando appropriati valori di significatività specificati nel seguito (vedere eq. (2.12)).
- tutti i modelli che superano le selezioni precedenti possono essere considerati statisticamente validi: essi vengono quindi ordinati sulla base della loro varianza modello a della varianza media in previsione (AVP , eq. (2.19)).
- infine, tra modelli che presentano le stesse caratteristiche statistiche, viene selezionato quello che contiene descrittori di bacino più facili da determinare oppure disponibili per sezioni non strumentate.
- una valutazione complessiva dell'efficacia dei modelli scelti può essere quindi effettuata sulla base degli indici di efficienza di Nash-Sutcliff, RMES e MAE (vedere equazioni (2.20)-(2.22)).

L'analisi è stata effettuata su un'ampia base di descrittori di bacino (circa 70), per cui è stato necessario ridurre man mano i valori limite dei test statistici applicati, in modo da selezionare in maniera univoca soltanto un piccolo set di modelli plausibili. Dalle analisi effettuate è stato possibile identificare 4 diversi modelli utili, i cui descrittori e i relativi parametri della regressione sono riportati nella Tabella 2 (la denominazione dei descrittori fa riferimento all'Appendice A). È necessario ricordare che i coefficienti riportati nella Tabella 2 sono da utilizzare per stimare il valore $\ln(Qind)$ che poi deve

essere successivamente ritrasformato nello spazio originario mediante l'equazione (2.16) o, in via approssimata, mediante l'equazione (2.18). Tutti i modelli riportati hanno coefficienti che superano il test di Student con un livello di significatività del 1% e superano il test di multicollinearità (VIF) con valore soglia pari a 3. Il modello denominato InQind2 supera il test di multicollinearità anche con livello soglia più restrittivo pari a 2.

La Tabella 3 riporta il valore di varianza modello e AVP, e le statistiche di errore (efficienza di Nash, RMSE e MAE) calcolate in cross-validazione sulla variabile $Y = \ln(Qind)$. Da un'analisi più dettagliata si può osservare che i modelli InQind1 e InQind2 sono basati su 4 descrittori; il modello InQind3 presenta statistiche d'errore lievemente peggiori, ma risulta basato su solo 3 descrittori, mentre il modello InQind4 dipende soltanto da 2 parametri di bacino.

Tabella 2 Descrittori utilizzati e relativi coefficienti di regressioni per le relazioni proposte per la stima della Qind

denominazione modello	par1	par2	par3	par4	par5
InQind1	Interc. -4.91E+02	\ln_Ybar 3.27E+01	\ln_LCV6 3.43E+00	\ln_A 8.87E-01	\ln_Hm -5.62E-01
InQind2	Interc. 4.30E+00	\ln_R_al 2.16E+00	\ln_LAI_med -1.10E+00	\ln_LCV6 2.18E+00	\ln_LAP 1.85E+00
InQind3	Interc. -5.22E+02	\ln_Ybar 3.45E+01	\ln_LCV6 4.01E+00	\ln_A 9.59E-01	
InQind4	Interc. 3.99E+01	\ln_Hm_radqA -1.88E+00	\ln_ETP -6.22E+00		

Tabella 3 Statistiche di errore per i modelli selezionati per la stima della Qind

denominazione modello	σ_s^2	AVP	Nash	RMSE	MAE
InQind1	0.223	0.259	0.86	0.51	0.41
InQind2	0.258	0.299	0.85	0.54	0.41
InQind3	0.282	0.318	0.83	0.58	0.44
InQind4	0.285	0.312	0.82	0.58	0.45

I risultati relativi al caso in cui $Y = \log(Qind/A)$ (non riportati), mettono in luce un modello analogo a quello definito InQind1, ma che non presenta l'area tra i descrittori. Tale modello è formalmente identico al primo in quanto l'area

viene riassorbita nel termine Q_{ind}/A . La scelta del modello $\ln Q_{ind}1$ si dimostra quindi robusta in quanto compare in entrambi i modelli di trasformazione della variabile dipendente.

3.2.2 **Analisi di sensitività della piena indice**

Dopo aver scelto le relazioni multiregressive per la stima della piena indice, è opportuno considerare più nel dettaglio il contributo di ogni singolo descrittore alla stima della variabile dipendente Y considerata. A tal fine, si procede ad un'analisi di sensitività di Y atta a valutare se e quali descrittori hanno un peso maggiore nel determinare il valore finale di Y . Tale informazione può essere utile per valutare sia il range di variazione di Y , che la possibilità di trascurare eventualmente uno o più elementi della regressione.

L'analisi è svolta applicando uno alla volta i modelli di regressione prescelti, in cui tutti i descrittori, eccetto quello di cui si vuole valutare l'influenza su Y , sono stati posti costanti e pari al loro valore mediano. Le stime di Y ottenute sono rappresentate tramite un boxplot; la Figura 2 mostra un esempio per il modello $\ln Q_{ind}1$, in cui si ritrovano diversi boxplot relativi all'effetto di ogni singolo descrittore sul valore di $\ln(Q_{ind})$. In particolare:

- la linea interna ad ogni box, per sua natura, rappresenta il valore di Y calcolato ponendo tutti i descrittori pari alla propria mediana e, per una stessa relazione analizzata, deve coincidere tra tutti i boxplot;
- maggiore è la distanza tra il primo ed il terzo quartile, cioè maggiore è la dimensione del box, maggiore sarà l'influenza esercitata dal descrittore sulla variabile dipendente. Questo significa che, nel momento in cui si applica la relazione a bacini non strumentati, è molto importante conoscere con precisione i descrittori più influenti;
- per quanto riguarda la lunghezza dei baffi del boxplot, che si estendono rispettivamente fino al valore minimo e massimo del campione di Y , valgono le stesse considerazioni fatte per le dimensioni del box; quindi più sono estesi, più il descrittore esaminato gioca un ruolo importante nella stima.

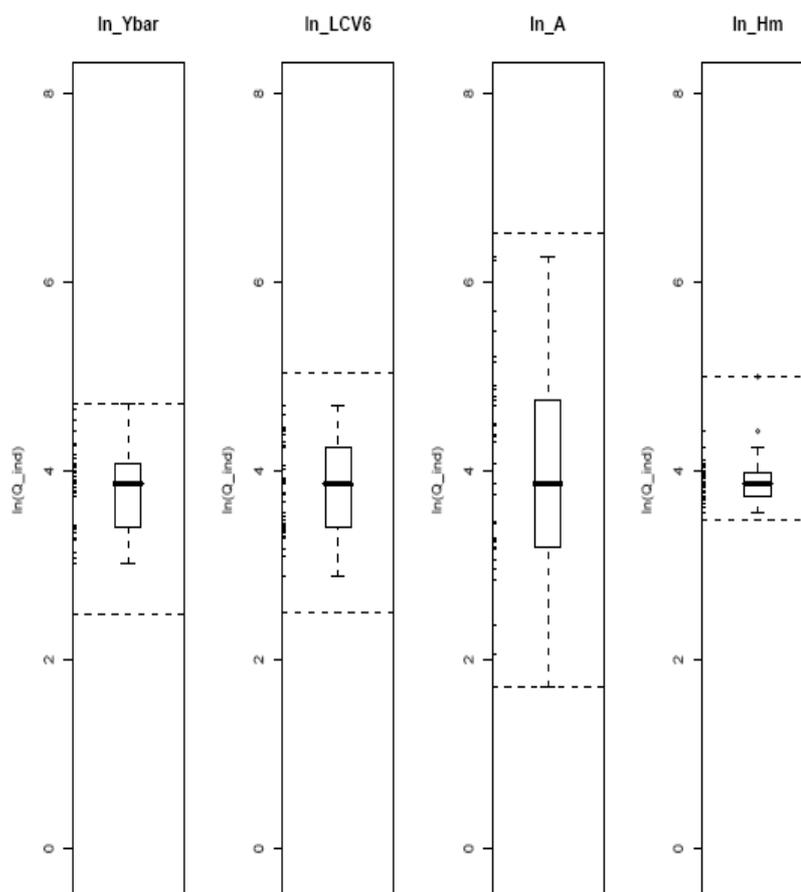


Figura 2 Analisi di sensitività per il modello lnQind1

Nei grafici con i boxplot, infine, compaiono due linee tratteggiate, superiore ed inferiore agli estremi dei baffi: esse rappresentano i valori della variabile dipendente calcolata considerando il descrittore interessato pari ad un valore limite superiore ed inferiore. Tali limiti corrispondono al valore massimo o minimo che un descrittore può assumere per poter considerare ancora applicabile il modello regressivo. Ulteriori dettagli sulla determinazione dei valori limite sono riportati nell'Appendice E al paragrafo E.2.

Nel caso sopra riportato, appare evidente che il contributo maggiore alla variabilità della piena indice è dato dall'area del bacino, mentre l'effetto della quota è in proporzione molto minore. I box plot relativi agli altri modelli per la stima della piena indice (Tabella 2) sono riportati nell'Allegato VII.

3.3 Scelta del metodo per la stima della piena indice

3.3.1 Relazione regionale

In questo paragrafo vengono riassunti i risultati ottenuti con i diversi modelli proposti per la stima regionale della piena indice. Alla luce dei modelli riportati nella Tabella 2 viene ora analizzato più in dettaglio il primo modello (lnQind1), basato sulla trasformazione logaritmica della piena indice. Tale modello può essere semplicemente scritto come:

$$\ln Q_{ind} = -4.91 \cdot 10^2 + 3.27 \cdot 10^1 \cdot \ln(Y_{bar}) + 3.43 \cdot \ln LCV6 + 8.87 \cdot 10^{-1} \cdot \ln A + \\ -5.26 \cdot 10^{-1} \ln H_m \quad (3.1)$$

che richiede la successiva trasformazione della stima ($Y = \ln(Q_{ind})$) nel suo spazio originario (Q_{ind}). Come già riportato nel paragrafo 2.2.4, tale operazione deve essere condotta per mezzo dell'equazione (2.16) che richiede anche il calcolo della varianza della stima stessa (equazione (2.15)). Questa operazione può essere evitata, in prima approssimazione, utilizzando semplicemente l'equazione (2.18), ricordando però che in questo caso si possono introdurre sensibili errori sistematici a causa delle incertezze in gioco. Tutti i risultati riportati nel seguito fanno riferimento all'applicazione dell'equazione (2.16).

Ai fini pratici, l'applicazione dell'equazione (2.15) in un sito non strumentato richiede, oltre al valore dei descrittori relativi al sito d'interesse, anche la conoscenza del valore di varianza modello σ_δ^2 , della matrice dei descrittori X usata in taratura e della matrice Λ . Per praticità, i valori di varianza modello, e la matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$ sono stati riportati nell'Appendice D per tutti i modelli selezionati per la stima della piena indice.

L'applicazione del modello lnQind1 porta ad un buon adattamento ai valori campionari, come riportato nella Figura 3b. La trasformazione nello spazio dimensionale originale (Figura 3a) mostra ancora un buon adattamento ai dati campionari, sebbene lo scarto risulti talvolta abbastanza elevato. Questo fatto è dovuto, oltre che alle approssimazioni del modello, al fatto che le stime campionarie della piena indice sono talvolta poco affidabili perché basate su un campione molto limitato di dati; in questi casi la varianza della stima

campionaria può essere maggiore di quella della stima regionale e il modello regionale può quindi essere utilizzato anche come strumento diagnostico per valutare l'affidabilità di una singola stima di Q_{ind} .

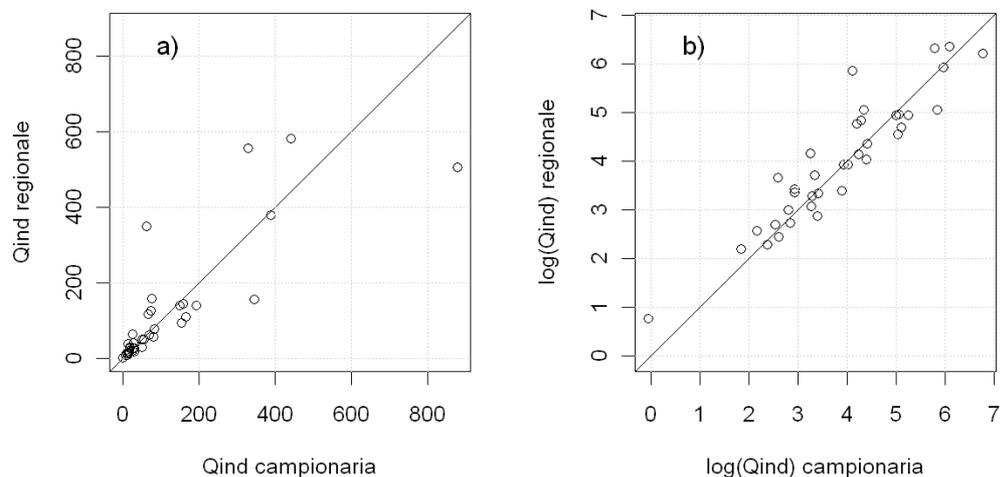


Figura 3 Confronto tra valori regionali e valori empirici di Q_{ind} ottenuti con il modello In $Q_{ind}1$, ritrasformati nelle unità di misura originali (a) e nel piano logaritmico (b).

Un esempio di applicazione del modello regionale come strumento diagnostico è riportato nella Figura 4, dove si possono osservare le stime ottenute rimuovendo dal database il bacino del Crati a Santa Sofia e ricalibrando il modello In $Q_{ind}1$ sulla base del nuovo set di dati. I risultati appaiono del tutto analoghi a quelli delle Figura 3 in quanto il Crati a Santa Sofia disponeva di una serie storica molto limitata (5 anni); il modello iWLS, infatti, è un modello pesato che tiene automaticamente conto della lunghezza campionaria. Questi risultati mostrano come un approccio regionale di questo genere sia robusto.

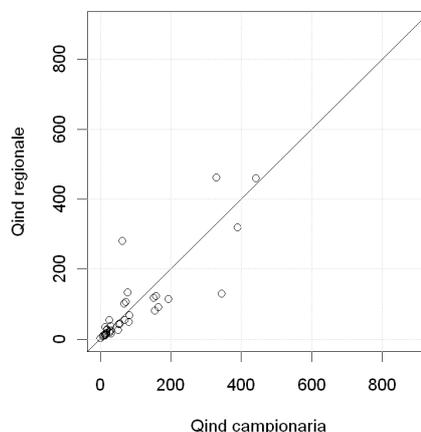


Figura 4 Risultati del modello calibrato senza il Crati a Santa Sofia

Nella Figura 5 si riportano invece i diagrammi diagnostici descritti in precedenza, applicati ai residui della regressione $\ln Q_{ind1}$. Nel pannello (a) si può osservare che non c'è evidenza di eteroschedasticità, mentre nel pannello (b) si osserva un discreto adattamento dei residui alla distribuzione normale.

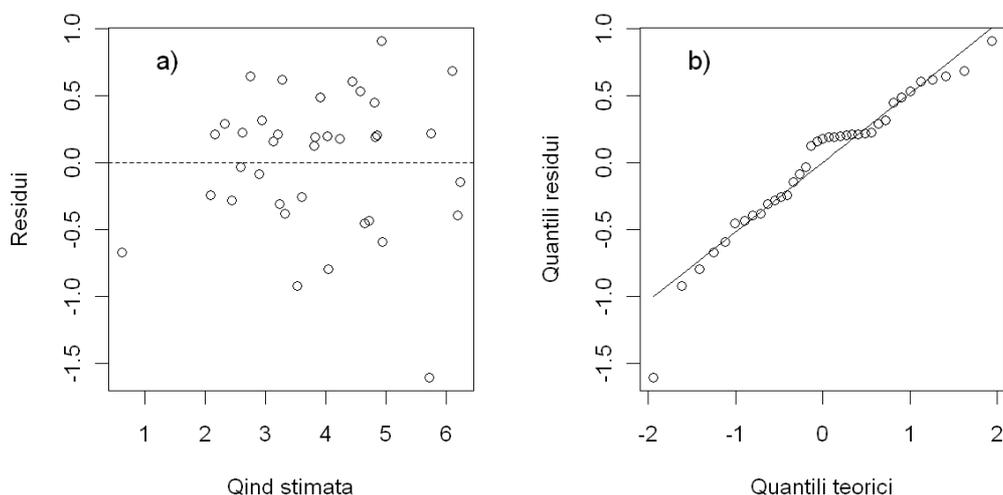


Figura 5 Diagrammi diagnostici per l'analisi dei residui: omoschedasticità (a) e normalità (b).

3.4 Condizioni di applicabilità della relazione proposta in caso di presenza di valori campionari

Una volta stabilita la relazione regionale più appropriata per la valutazione della piena indice è necessario determinare quali siano le condizioni nelle quali è opportuno utilizzare la stima regionale piuttosto che la stima empirica, qualora si avessero a disposizione poche misure di portata massima. In tal caso è possibile calcolare la varianza della piena indice campionaria mediante l'equazione (2.3) (o (2.5) nel caso di utilizzo di valori occasionali), quella della stima regionale con l'equazione (2.15) (o (2.17) nel caso di trasformazione logaritmica) e confrontare le due stime, selezionando il metodo che produce la varianza minore.

3.5 Intervalli di confidenza per la piena indice

Uno dei punti di forza del metodo regionale proposto in questo rapporto è la stima delle incertezze associate alle variabili analizzate. Una valutazione più

approfondita è riportata più avanti nel capitolo 6, dove si riportano le modalità con cui si possono definire gli intervalli di confidenza per la piena indice.

La determinazione degli intervalli di confidenza richiede la conoscenza dell'intera distribuzione di probabilità della piena indice: i limiti inferiore e superiore, $\{l_{\text{inf}}(\alpha), l_{\text{sup}}(\alpha)\}$, dell'intervallo di confidenza simmetrico, con coefficiente di confidenza (ossia, probabilità di ricadere all'interno dell'intervallo di confidenza) α , possono infatti essere stimati tramite:

$$l_{\text{inf}}(\alpha) = \xi_{Q_{\text{ind}}}\left(0.5 - \frac{\alpha}{2}\right), \quad l_{\text{sup}}(\alpha) = \xi_{Q_{\text{ind}}}\left(0.5 + \frac{\alpha}{2}\right)$$

dove $\xi_{Q_{\text{ind}}}(p)$ rappresenta il quantile della distribuzione della piena indice associato ad una probabilità p . Per determinare i limiti degli intervalli di confidenza è quindi sufficiente trovare la generica espressione per stimare il quantile della piena indice, e poi sostituire $p = 0.5 - \frac{\alpha}{2}$ e $p = 0.5 + \frac{\alpha}{2}$.

3.5.1 Stima empirica

Nel caso della stima empirica della piena indice si ha che la piena indice viene stimata come il valor medio dei valori di portata al colmo di piena disponibili nella sezione di interesse. La distribuzione della piena indice tenderà dunque, per valori di n elevati, ad una distribuzione normale con media pari a $Q_{\text{ind},\text{emp}}$ e coefficiente di variazione ottenuto come rapporto tra

deviazione standard e valor medio. La variabile casuale $\frac{Q_{\text{ind}} - Q_{\text{ind},\text{emp}}}{CV_{Q_{\text{ind},\text{emp}}} \cdot Q_{\text{ind},\text{emp}}}$ tende

pertanto ad una distribuzione normale standardizzata (ossia, con media zero e varianza unitaria), ed il quantile della piena indice con probabilità p può essere stimato come

$$\xi_{Q_{\text{ind}}}(p) = Q_{\text{ind},\text{emp}} \left(1 + CV_{Q_{\text{ind},\text{emp}}} \cdot z_p\right) = Q_{\text{ind},\text{emp}} \left(1 + \frac{CV_Q}{\sqrt{n}} \cdot z_p\right) \quad (3.2)$$

dove z_p è il quantile con probabilità p della variabile normale standardizzata. E' chiaro che l'ampiezza dell'intervallo di confidenza ottenuto dall'applicazione dell'equazione (3.2) dipende dalla dimensione campionaria n . L'approssimazione data dall'impiego della distribuzione normale per rappresentare la distribuzione della media campionaria è in genere buona per

$n > 10$, ed è comunque accettabile per $n > 5$. Quando si considerano dimensioni campionarie più basse bisognerebbe tener conto dell'effettiva distribuzione generatrice dei dati, che è tuttavia incognita.

3.5.2 Modello di regressione multipla

Nel caso dell'impiego della formula multiregressiva (3.1) per stimare la piena indice si ha che Q_{ind} ha la stessa distribuzione dei residui della regressione; dato che la regressione è stata calibrata nel campo logaritmico, si ha dunque che la variabile casuale $\frac{\ln[Q_{ind}] - \vartheta_1}{\vartheta_2}$, dove ϑ_1 e ϑ_2 sono la media e la deviazione standard di $\ln[Q_{ind}]$, ha una distribuzione normale standardizzata. Il quantile si calcola dunque come:

$$\xi_{Q_{ind}}(p) = \exp[\vartheta_1 + \vartheta_2 z_p] \quad (3.3)$$

con

$$\vartheta_1 = \ln[Q_{ind, regr}] - \frac{1}{2} \ln[1 + CV_{Q_{ind, regr}}^2]$$

e

$$\vartheta_2 = \sqrt{\ln[1 + CV_{Q_{ind, regr}}^2]}, \text{ ottenute con le classiche formule per}$$

determinare i parametri di una distribuzione lognormale. Sostituendo nella (3.3) si ottiene:

$$\xi_{Q_{ind}}(p) = Q_{ind, regr} \frac{\exp\left[z_p \sqrt{\ln(1 + CV_{Q_{ind, regr}}^2)}\right]}{\sqrt{1 + CV_{Q_{ind, regr}}^2}} \quad (3.4)$$

L'equazione (3.4) è chiaramente indipendente dalla dimensione campionaria, derivando da una regressione lineare. Si noti che gli intervalli di confidenza in tal caso non risultano simmetrici intorno al valore stimato. Tuttavia l'asimmetria non è, come ci si potrebbe attendere, tale da portare a valori di $l_{inf}(\alpha)$, più vicini al valore stimato rispetto a $l_{sup}(\alpha)$, ma accade il contrario. La ragione di questo risultato sta nella combinazione di due effetti: i ridotti valori dei coefficienti di confidenza utilizzati, ed il fatto che il valore stimato non è il valore mediano della distribuzione lognormale, ma invece il

valore medio, cosa che sposta il valore stimato verso valori più elevati, ossia proprio verso $I_{sup}(\alpha)$.

3.6 Applicazione dei metodi di stima della piena indice

Nei precedenti paragrafi è stata definita una procedura regionale per la valutazione della piena indice attraverso un approccio multiregressivo basato sull'uso di descrittori di bacino. Sono stati proposti quattro diversi modelli con un diverso numero di descrittori.

Nella tabella che segue vengono riportate le stime di Q_{ind} (campionarie e regionali per i diversi modelli indicati con $Q_{ind,emp}$ e $Q_{ind,1}$, $Q_{ind,2}$, $Q_{ind,3}$ e $Q_{ind,4}$ in riferimento alla tabella 2), accompagnate dalla corrispondente incertezza di stima, valutata in termini di deviazione standard. Si è ritenuto utile indicare anche la numerosità delle misurazioni di portata al colmo disponibili e la numerosità equivalente nel caso si sia fatto uso di informazioni non sistematiche.

Denominazione	codice	n	Q _{ind,emp}	$\sigma(Q_{ind,emp})$	Q _{ind,1}	$\sigma(Q_{ind,1})$	Q _{ind,2}	$\sigma(Q_{ind,2})$	Q _{ind,3}	$\sigma(Q_{ind,3})$	Q _{ind,4}	$\sigma(Q_{ind,4})$
Alaco a Mamnone	2001	19	13.6	2.3	11.6	6.2	15.5	9.2	13.4	8.2	9.4	5.7
Alaco a Pirella	2002	13 (47)	26.2	10.8	21.5	11.3	24.4	14.0	25.0	15.0	16.3	9.7
Allaro a P.Mongiano	2088	8	10.8	2.1	9.9	5.5	10.9	6.5	11.3	7.1	7.8	4.8
Alli ad Orso	1832.	47	16.7	1.7	20.4	10.5	22.5	13.0	24.2	14.2	26.0	15.4
Amato a Licciardi	2902	8	66.6	8.3	117.7	60.6	90.0	53.0	108.2	63.4	100.6	59.8
Amato a Marino	2901	25	68.8	15.4	63.2	32.2	60.5	35.0	65.3	38.0	54.1	31.8
Ancinale a Razzona	1960	59 (78)	82.9	7.5	78.5	41.6	82.1	47.8	91.7	55.4	59.8	34.9
Ancinale a Spadola	1995	14	49.7	11.3	30.2	15.9	31.2	18.4	35.5	21.3	31.5	18.6
Annunziata a Staorino	2511	5	0.96	0.22	2.20	1.30	3.80	2.30	2.20	1.50	4.00	2.50
Busento a Cosenza	1015	7	25.8	5.8	64.3	33.3	41.1	23.7	61.2	36.1	70.7	41.6
Careri a Bosco	2231	10	30.1	8.4	18.0	10.0	41.8	24.4	14.9	9.4	23.7	14.7
Cognati a Pizzuto	1302	6	18.8	4.5	28.8	15.0	22.2	12.5	28.4	16.9	20.9	12.5
Corace a Grascio	1872	36	154.8	17.7	95.0	48.8	95.5	54.6	106.6	62.4	81.6	47.7
Coscile a Camerata	1185	44	77.2	7.7	157.7	83.0	184.1	107.4	164.9	99.2	134.3	79.2
Crati a Castiglione Cosentino	1025	8	343.9	176.0	156.5	82.7	191.0	114.3	160.1	96.6	187.5	111.4
Crati a Conca	986	31	441.4	40.8	581.1	319.7	510.0	299.6	636.7	399.7	637.4	398.2
Crati a S.Sofia	1155	6	878.4	286.1	505.5	278.4	468.7	274.8	556.4	349.6	601.0	374.8
Duverso a S. Giorgia	2541	13	12.8	3.9	15.0	8.1	14.1	8.2	16.7	10.2	16.1	9.6
Esaro a Cameli	983	9	28.5	8.5	41.6	21.8	23.8	13.4	39.7	23.7	29.4	17.4
Esaro a La Musica	985	19	328.8	59.9	555.9	304.4	454.2	264.4	543.4	339.8	313.3	189.9
Esaro a S.Francesco	1685	10	389.0	52.7	378.9	262.0	380.8	291.2	144.3	93.8	461.1	298.7
Garga a Torre Garga	1474	9	13.5	3.5	39.1	22.3	46.1	26.9	58.8	36.8	36.3	23.5

Denominazione	codice	n	$Q_{ind,emp}$	$\sigma(Q_{ind,emp})$	$Q_{ind,1}$	$\sigma(Q_{ind,1})$	$Q_{ind,2}$	$\sigma(Q_{ind,2})$	$Q_{ind,3}$	$\sigma(Q_{ind,3})$	$Q_{ind,4}$	$\sigma(Q_{ind,4})$
Lao a Piè di Borgo	3150	37	165.2	18.5	110.5	60.1	148.0	88.5	113.8	70.8	141.8	84.0
Lese Schiena d'Asino	1476	12	19.0	3.1	31.2	16.3	27.4	15.6	39.8	23.4	35.5	21.5
Melito a Olivella	1871	16	17.2	2.6	15.6	8.2	16.7	9.7	15.0	9.1	20.1	11.9
Mesima a Sbarretta	2635	7	61.5	21.9	350.0	197.5	381.0	232.0	299.7	191.1	475.5	294.4
Metramo a Carmine	2632	12	73.1	22.8	127.6	68.5	125.3	73.6	129.2	79.2	122.2	72.5
Metramo a Castagnara	2631	12	6.3	0.6	9.1	4.9	4.6	2.8	10.0	6.1	8.7	5.3
Mucone a Cecita	988	8	51.6	17.5	51.3	27.0	92.9	54.5	67.8	40.1	104.4	67.0
Noce a La Calda	3153	30	30.7	2.3	28.4	15.9	22.5	13.1	31.3	20.0	26.3	15.7
Noce a Le Fornaci	3154	10	150.5	13.2	141.0	75.9	145.1	84.2	148.0	91.1	131.8	77.9
Rizziconi	2544	6	193.3	56.3	141.2	79.4	192.0	115.4	138.1	88.5	180.3	108.0
Savuto a Ponte Savuto	2982	8	55.6	11.9	51.6	27.0	64.6	36.6	60.9	36.2	78.2	46.4
Tacina a Rivotto	1731	25	81.2	20.2	56.8	31.1	60.4	35.3	82.7	50.0	49.9	31.0
Tacina a Serrarossa	1733	9	158.4	19.8	145.3	76.3	146.2	84.1	178.0	105.8	105.1	61.8
Trionto a Difesa	1341	16	8.7	2.3	13.1	7.0	21.9	12.9	14.2	8.6	17.1	10.2
Turbolo a Mongrassano	1145	7	27.0	4.1	27.0	16.3	16.5	9.7	13.8	8.4	36.6	23.2

4 Metodi di stima della curva di crescita: stima degli L-coefficienti

Nelle classiche procedure di analisi di frequenza regionale la determinazione delle curve di crescita viene effettuata suddividendo i dati in regioni statisticamente omogenee ed attribuendo ad ogni regione omogenea una diversa curva di crescita, ottenuta adattando ai dati opportune distribuzioni la cui forma si ritiene nota a meno di un numero finito p di parametri incogniti $\theta_1, \dots, \theta_p$. Ne consegue che la curva di crescita nella j -esima stazione, $K_j(T)$, può essere intesa come $K_j(T; \theta_1, \dots, \theta_p)$, dove T è il tempo di ritorno ed i parametri $\theta_1, \dots, \theta_p$ assumono valori diversi in ognuna delle sottoregioni considerate.

Hosking e Wallis [1997] suggeriscono di stimare i p parametri incogniti della distribuzione tramite il metodo degli L -momenti (Appendice B), che, al contrario dell'usuale metodo dei momenti, risulta particolarmente indicato per la stima da campioni poco numerosi, ed è meno soggetto dell'altro alla distorsione di stima.

Il metodo degli L -momenti consiste nell'esprimere i parametri della distribuzione di probabilità (ossia della curva di crescita) in funzione degli L -momenti della distribuzione, L_1, \dots, L_p , ottenendo $K_j(T; L_1, \dots, L_p)$, e successivamente nell'eguagliare i p L -momenti campionari ai corrispondenti L -momenti della distribuzione. Se si considera ancora che la curva di crescita è adimensionale, per essa si ha che $L_1=1$ (L_1 rappresenta la media della curva di crescita). Tenendo conto che i modelli probabilistici comunemente utilizzati nelle analisi regionali hanno di solito 3 ($p = 3$) oppure 4 ($p = 4$) parametri risulta conveniente esprimere la curva di crescita tramite descrittori statistici adimensionali, definiti come (si veda l'Appendice B),

$$L_{cv} = \frac{L_2}{L_1}, \quad L_{ca} = \frac{L_3}{L_2}, \quad L_{kur} = \frac{L_4}{L_2}$$

adatti a rappresentare rispettivamente la variabilità, l'asimmetria e l'appiattimento della curva di crescita. Si perviene pertanto ad una rappresentazione della curva di crescita del tipo

$$K_j(T; L_{cv}, L_{ca})$$

se $p = 3$, oppure

$$K_j(T; L_{cv}, L_{ca}, L_{kur})$$

quando $p = 4$.

Uno svantaggio dell'analisi regionale classica appena descritta è la necessità di ricorrere ad una suddivisione in regioni al cui interno si suppone che possa applicarsi un'unica curva di crescita. Sia quando le sottoregioni sono costituite su base geografica, sia quando si aggregano i bacini in base ai valori di opportuni descrittori geomorfoclimatici (cluster analysis) si incorre nel problema che la curva di crescita presenta brusche discontinuità nel passaggio da una regione ad un'altra. Inoltre non sono sempre chiare le modalità di definizione del numero di sottoregioni da considerare nell'analisi. Infine, le procedure di verifica dell'omogeneità statistica dei campioni raggruppati nelle sottoregioni sono spesso inefficienti [Viglione *et al.*, 2007] e, qualora venissero impiegate le procedure più selettive, si verrebbero ad identificare regioni troppo piccole, ossia con troppi pochi dati, perché si possa garantire una buona accuratezza delle stime con tempi di ritorno elevati.

I metodi di analisi regionale basati sulla teoria dell'Area di Influenza o "Region of Influence" tentano di superare questi svantaggi: quando si utilizzano questi metodi il numero di sottoregioni non viene infatti fissato a priori, ma ogni sito considerato viene attribuito ad una diversa sottoregione, definita associando al bacino considerato i bacini strumentati ad esso più simili (la similitudine viene di solito valutata in base ai valori dei descrittori geomorfoclimatici). Anche l'utilizzo di questi metodi non consente comunque di risolvere completamente i problemi legati alla presenza di brusche discontinuità nella curva di crescita: infatti, supponendo di muoversi lungo un'asta fluviale da monte verso valle, ci si troverà sicuramente in una situazione in cui incrementando di poco l'area del bacino si otterranno descrittori che verranno attribuiti ad una sottoregione diversa da quella

attribuita al bacino più a monte. Tale diversità, anche solo minima, della sottoregione, modificherà i valori dei parametri $\theta_1, \dots, \theta_p$ inducendo la discontinuità di cui sopra. E' chiaro che la discontinuità sarà meno brusca che nel caso di regioni fisse, dal momento che solo una parte del campione si modifica nel passaggio da una sottoregione ad un'altra, ma comunque rimane una irregolarità spaziale nella curva di crescita, non facilmente spiegabile dal punto di vista fisico. Inoltre il metodo dell'Area di Influenza richiede di rideterminare la regione di appartenenza del sito di interesse per ogni bacino non strumentato, cosa che complica in maniera rilevante l'applicazione operativa per un utente esterno quando non si voglia ricorrere alla predisposizione di procedure automatiche (software) per la definizione della curva di crescita.

Per superare le difficoltà di cui sopra nel presente lavoro si procederà alla stima della curva di crescita con un metodo che si basa sui seguenti presupposti:

- variabilità continua della curva di crescita nello spazio. Si ipotizza che la curva di crescita sia diversa da sezione a sezione, ossia non si ricorre alla classica suddivisione della regione di interesse in sottoregioni supposte omogenee.
- Rappresentazione della curva di crescita in funzione di due L -coefficienti, $K_j(T; L_{cv}, L_{ca})$; si suppone dunque di utilizzare modelli probabilistici con 3 parametri.
- Stima degli L - coefficienti L_{cv} e L_{ca} tramite regressioni multiple, utilizzando come variabili dipendenti i descrittori geomorfoclimatici già utilizzati per la stima della piena indice. Verranno considerate anche procedure alternative basate sulla stima diretta da dati di portata al colmo.
- Scelta del modello probabilistico di rappresentazione della curva di crescita effettuata solo a valle della stima degli L -coefficienti. Il modello viene selezionato tra diverse distribuzioni di probabilità: la distribuzione di Gumbel (utilizzato solo ai fini di confronto, in quanto la distribuzione ha 2 parametri), la distribuzione di Pareto generalizzata, la distribuzione Generalizzata del Valore Estremo, la distribuzione Logistica generalizzata, la distribuzione Lognormale a 3 parametri, la distribuzione Gamma a 3 parametri, la distribuzione

del valore estremo a doppia componente TCEV (vedere Appendice C).

Nel presente capitolo si analizzano in dettaglio le modalità di stima degli L -momenti per ciascuna delle sezioni considerate, considerando anche i metodi di stima per le stazioni prive di misure dirette. In particolare si considera la possibilità di stimare gli L -coefficienti L_{cv} e L_{ca} a partire:

- dal campione di osservazioni al colmo a disposizione, tenendo opportunamente conto di valori storici occasionali;
- da modelli di regressione.

Qualora si voglia utilizzare una distribuzione a 4 parametri (la TCEV in questo studio), è necessario disporre anche del valore di L -kurtosis. Tuttavia, in presenza di serie campionarie brevi, la stima del valore campionario di L -kurtosis non risulta affidabile, essendo L -kurtosis un L -momento del quarto ordine.

Nel caso in esame, per poter avere un'indicazione sommaria del comportamento della TCEV anche in presenza di campioni brevi, il valore di L -kurtosis è stato determinato in maniera empirica pari a $2/3$ del valore di L_{CA} campionario. Tale approssimazione deriva dalle considerazioni contenute in *Arnell e Beran* [1988] riguardo la stima dei parametri della distribuzione TCEV con il metodo degli L -momenti. *Arnell e Beran* [1988] mostrano che il dominio di validità della distribuzione TCEV è limitato nel piano L_{CA} - L_{kur} ad un fuso il cui centro cade approssimativamente lungo la retta di equazione $L_{kur}=2/3 L_{CA}$. Con questo criterio, L -kurtosis può essere determinata, seppure in maniera approssimata, in modo da ricadere nel dominio di validità della TCEV.

A ciascun metodo di stima degli L -coefficienti viene affiancato un criterio utile alla valutazione dell'incertezza con cui si effettua la stima stessa. La statistica utilizzata a tale scopo è la deviazione standard $\sigma_{L_{coef}}$, che viene opportunamente definita per ciascun metodo sviluppato.

4.1 Stima empirica basata sulle osservazioni storiche

4.1.1 Metodo di stima in presenza di valori storici occasionali

Considerato un sito strumentato, per il quale si dispone di una serie storica di portate al colmo più o meno consistente, gli L-coefficienti possono essere calcolati in funzione dei momenti pesati in probabilità b_0 , b_1 , b_2 e b_3 , come spiegato in Appendice B. In particolare risulta:

$$L_{cv} = \frac{2 \cdot b_1}{b_0} - 1, \quad (4.1)$$

$$L_{ca} = \frac{2 \cdot (3b_2 - b_0)}{2b_1 - b_0} - 3, \quad (4.2)$$

$$L_{kur} = \frac{5 \cdot [2 \cdot (2b_3 - 3b_2) + b_0]}{2b_1 - b_0} + 6, \quad (4.3)$$

dove L_{cv} , L_{ca} ed L_{kur} rappresentano, rispettivamente, il coefficiente di L-variazione, di L-asimmetria e di L-kurtosis.

Nel caso in cui il campione di n_j osservazioni a disposizione per la j -esima sezione sia relativo a un periodo sistematico di misurazioni, il valore dei momenti pesati in probabilità (Probability Weighed Moments, PWM) viene calcolato come:

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Q_{(i)} \quad \text{con } r=0 \quad (4.4)$$

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} \cdot Q_{(i)} \quad \text{con } r=1, \dots, 3$$

dove $Q_{(i)}$ rappresenta l' i -esimo valore di portata al colmo del campione ordinato in senso crescente.

Qualora le serie storiche siano state integrate con informazioni storiche occasionali (come descritto nel paragrafo 2.1), relative ad eventi alluvionali di particolare rilevanza occorsi in anni recenti o durante interruzioni del periodo sistematico di misurazione, il valore dei momenti pesati in probabilità non viene più calcolato tramite la relazione (4.4), in quanto il campione statistico non è più costituito da osservazioni effettuate con sistematicità.

Per tener conto con diverso peso della differente natura degli eventi sporadici di intensità eccezionale, si individua per essi un valore soglia Q_{soglia} , scelto pari al più piccolo dei valori relativi agli eventi storici occasionali considerati. E' importante sottolineare come tale valore soglia corrisponda a quello definito per la stima empirica della piena indice nel paragrafo 2.1. Lo stesso valore soglia corrisponde a quello considerato per l'attribuzione delle plotting positions ai dati osservati seguendo il metodo di Hirsch (descritto nel seguito). Una volta fissato il valore della soglia è possibile individuare quali sono gli n_{sotto_soglia} dati al di sotto di Q_{soglia} e gli n_{sopra_soglia} valori al di sopra di essa. Il calcolo dei momenti pesati in probabilità viene effettuato attribuendo un peso maggiore ai dati sistematici ed un peso inferiore agli eventi occasionali significativi.

La stima dei PWM viene dunque effettuata a partire dalla somma di due contributi, come definito da Wang [1990]:

$$b_r = b'_r + b''_r, \quad (4.5)$$

in cui b'_r è il contributo corrispondente ai valori sotto soglia del campione sistematico di misurazioni, mentre b''_r riguarda l'apporto dovuto a tutti i valori di portata che superano la Q_{soglia} prefissata (sistematici od occasionali che siano).

In particolare, b'_r si calcola tramite una relazione analoga alla (4.4):

$$b'_r = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} \cdot Q_{(i)}^* \quad \text{con } r=0, \dots, 3 \quad (4.6)$$

dove

$$Q_{(i)}^* = \begin{cases} Q_{(i)}^{sist} & Q_{(i)}^{sist} < Q_{soglia} \\ 0 & Q_{(i)}^{sist} \geq Q_{soglia} \end{cases},$$

con Q^{sist} che indica il solo campione sistematico.

Il contributo derivante dagli n_{sopra_soglia} eventi viene invece pesato sulla numerosità equivalente n_{eq} , ovvero sulla lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica completa:

$$b_r'' = \frac{1}{n_{eq}} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n_{eq}-1) \cdot (n_{eq}-2) \cdot \dots \cdot (n_{eq}-r)} \cdot Q_{(i)}^{**} \quad (4.7)$$

in cui $r=0, \dots, 3$ e con

$$Q_{(i)}^{**} = \begin{cases} 0 & Q_{(i)} < Q_{soglia} \\ Q_{(i)} & Q_{(i)} \geq Q_{soglia} \end{cases}.$$

4.1.2 Valutazione dell'incertezza di stima

Una volta stimati i coefficienti di L-variazione e di L-asimmetria risulta importante valutare l'incertezza associata alla stima. Una statistica adeguata a descrivere l'incertezza di stima è la varianza associata alla stima stessa. La valutazione della varianza associata agli L-coefficienti è stata effettuata facendo riferimento ai risultati ottenuti da *Viglione* [2007]; in particolare per L_{cv} vale che

$$\sigma_{L_{cv}}^2 = \frac{(0.9 \cdot L_{cv})^2}{n}, \quad (4.8)$$

mentre per L_{ca} :

$$\sigma_{L_{ca}}^2 = \frac{(0.45 + 0.6 \cdot |L_{ca}|)^2}{n}, \quad (4.9)$$

dove n rappresenta la dimensione campionaria associata alla j -esima sezione esaminata.

Le stime campionarie di L-CV ed L-CA sono inoltre tra loro correlate. Facendo ancora riferimento a *Viglione* [2007] si ha che il coefficiente di correlazione tra i due stimatori può essere approssimato tramite la relazione

$$\rho_{L_{cv}L_{ca}} = \frac{1 - e^{-5L_{ca}}}{1 + e^{-5L_{ca}}}. \quad (4.10)$$

E' importante sottolineare che per le sezioni le cui serie siano state integrate con eventi occasionali significativi, la valutazione dell'incertezza di stima associata a L_{cv} o a L_{ca} viene effettuata applicando le relazioni (4.8) e (4.9) esclusivamente al campione sistematico di misurazioni. Questo

comporta che il valore di L_{CV} , L_{CA} ed n da inserire nelle relazioni venga calcolato sul campione depurato degli eventi occasionali significativi, che, altrimenti, potrebbero distorcere il risultato.

4.2 Stima empirica

Le stime degli L-coefficienti sono state effettuate su tutte le stazioni considerate in precedenza per la piena indice, sulla base delle serie storiche di portata al colmo di piena disponibili, integrando quando possibile la serie con dati occasionali. I valori ottenuti sono stati corredati delle rispettive varianze di stima. I valori di incertezza campionaria sono particolarmente importanti in questa analisi perché intervengono nella procedura iWLS come pesi, andando a pesare maggiormente i bacini con serie storiche più lunghe.

4.3 Stima regionale (modelli di regressione multipla)

Il modello di regressione multipla di riferimento per il calcolo di L_{CV} e L_{CA} è del tutto identico alla struttura presentata per la piena indice al capitolo 2. La variabile Y dell'equazione (2.8) viene però fissata pari a:

- L_{CV} per la stima nel campo lineare del coefficiente di L-variazione;
- L_{CA} per la stima nel campo lineare del coefficiente di L-asimmetria.

Sebbene la struttura del modello regressivo utilizzato per L_{CV} e L_{CA} sia analoga a quella per la piena indice, nel caso degli L-momenti di ordine superiore è necessario fare alcune precisazioni. Il metodo proposto in questa sede per la soluzione dei modelli regressivi, cioè per il calcolo dei coefficienti di regressione, è basato sulla struttura dell'errore introdotta da *Stedinger e Tasker* [1985] che, come già spiegato in precedenza, considera la varianza totale della stima come la somma di una componente dovuta al modello e una dovuta all'incertezza campionaria. In particolare, la prima è incognita, mentre la seconda può essere stimata a priori, per cui è necessario utilizzare un algoritmo iterativo che permetta la stima congiunta di varianza modello e coefficienti di regressione (equazione (2.11)). Questa soluzione iterativa richiede tuttavia che la varianza modello sia dominante rispetto alla varianza campionaria, pena il rischio di ottenere stime della varianza modello non affidabili [*Stedinger e Tasker*, 1985; *Reis et al.*, 2005]. Nel caso della piena

indice, tali requisiti risultavano rispettati, mentre nel caso degli L-momenti si osserva talvolta una evidente incoerenza nella stima della varianza modello che risulta talvolta prossima a zero. Tale effetto è atteso ed è il risultato delle elevate varianze campionarie che si ottengono per L-CV e L-CA a causa della dimensione ridotta dei campioni disponibili.

In questo caso, la procedura risulta ancora applicabile, in quanto i modelli regressivi che si ottengono sono ancora validi; tuttavia occorre ricalcolare a posteriori la varianza modello per scegliere più opportunamente i modelli più efficienti. Questo può essere fatto, seppure approssimativamente, mediante l'analisi dei residui della regressione utilizzando la formula:

$$\sigma_{\delta}^2 = \frac{\sum (Y - \hat{Y})^2}{s - p}$$

dove il numeratore indica gli scarti quadratici e il denominatore i gradi di libertà del modello. Tale valore di varianza modello può essere introdotto nell'equazione (2.15) per calcolare la varianza della stima finale.

4.3.1 Stima del coefficiente di L-variazione

Analogamente a quanto riportato per la piena indice, tutti i modelli definiti da una combinazione di 1-4 descrittori (più intercetta) sono stati analizzati e sottoposti a test per la significatività dei coefficienti e la multicollinearità delle variabili indipendenti (vedere paragrafo 3.2.1 per la sequenza delle operazioni). I modelli che superano i test sono infine ordinati dal migliore al peggiore. Il risultato è un set di 3 modelli applicabili alla regione di interesse. La Tabella 4 riporta i descrittori coinvolti ed i relativi coefficienti della regressione lineare che vengono utilizzati nei vari modelli. Per il significato dei simboli fare riferimento all'Appendice A. Le statistiche d'errore di tali modelli sono riassunte nella tabella Tabella 5 dalla quale si nota che il modello denominato LCV1 risulta avere indici di qualità solo leggermente migliori che il modello LCV2. Inoltre, il modello LCV1 supera il test di Student con un livello di significatività del 5% e il VIF test con soglia 5, mentre i modelli LCV2 e LCV3 superano test più restrittivi (Student al 1% e VIF con soglia pari a 3). In questo senso sarebbe preferibile adottare il modello LCV2; tuttavia si noti che LCV2 dipende da due statistiche basate sulla funzione di ampiezza topologica del bacino che potrebbe risultare di non facile determinazione, mentre LCV1 presenta caratteristiche di più facile determinazione.

Tabella 4 Modelli selezionati per la stima di L-CV

modello	par1	par2	par3	par4	par5
LCV1	intercetta	LC_4	LC_1	IPSOinterq	SLDP
	3.35E-01	-4.82E-02	3.08E-02	-1.26E-04	1.46E-02
LCV2	intercetta	LC_4	FA_std	FA_skw	Hm_radqA
	5.48E-01	-4.94E-02	-1.30E-05	-1.10E-01	-6.19E-01
LCV3	intercetta	F_f	R_al	IMPERMEABILITA	
	2.19E-01	-3.37E-01	6.00E-01	-5.40E-06	

Tabella 5 Statistiche d'errore dei modelli selezionati per la stima di L-CV

modello	RMSE	NS	MAE	σ^2	AVP
LCV1	0.095	0.342	0.073	0.0103	0.0127
LCV2	0.095	0.339	0.069	0.0104	0.0128
LCV3	0.105	0.189	0.079	0.0124	0.0147

4.3.2 Stima del coefficiente di L-asimmetria

La stima del coefficiente di L -asimmetria è stata effettuata nel campo lineare, fissando $Y = L_{ca}$. Anche in questo caso sono stati analizzate molte combinazioni per definire un set di modelli regionali appropriati. A differenza di Qind e L_{CV} , per L_{CA} vengono riportati soltanto due modelli in quanto, in questo caso, solamente pochi modelli sono in grado di spiegare la variabilità di L_{CA} . La Tabella 6 definisce una relazione con 4 descrittori ed un'alternativa con 3 le cui statistiche d'errore sono riassunte nella Tabella 7. Il modello LCA1 supera il test di Student con un livello di significatività del 5% e il VIF test con soglia 5 e presenta prestazioni migliori del modello LCA2 il quale, tuttavia, supera test più restrittivi (Student al 1% e VIF con soglia pari a 3).

Tabella 6 Modelli selezionati per la stima di L-CA

modello	par1	par2	par3	par4	par5
LCA1	Intercetta	n	LC_4	perm_BA_MOBA	SLDP
	1.18E+00	-2.68E+00	-8.47E-02	3.12E-03	3.58E-02
LCA2	Intercetta	IPSOinterq	LC_4	PERMEABILITA	
	4.75E-01	-3.96E-04	-8.17E-02	1.09E-05	

Tabella 7 Statistiche d'errore dei modelli selezionati per la stima di L-CA

modello	RMSE	NS	MAE	σ_{δ}^2	AVP
LCA1	0.175	0.364	0.136	0.031	0.039
LCA2	0.193	0.225	0.152	0.042	0.046

4.4 Varianza di stima di L_{CV} ed L_{CA}

Le tabelle 4 e 6 riportano diverse alternative nella scelta di modelli regionali per la stima di L_{CV} ed L_{CA} . Per ognuno di essi è possibile calcolare anche la varianza dello stimatore applicando l'equazione (2.15). Tale equazione richiede, oltre al valore dei descrittori relativi al sito d'interesse, anche la conoscenza del valore di varianza modello σ_{δ}^2 , della matrice dei descrittori X usata in taratura e della matrice Λ . Per praticità, i valori di varianza modello, e la matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$ sono stati riportati nell'Appendice D per tutti i modelli selezionati per la stima di L_{CV} ed L_{CA} .

4.5 Sensitività dei modelli per la stima di L-CV e L-CA

Dopo aver scelto le relazioni multiregressive per la stima degli L-coefficienti, è utile valutare l'influenza dei diversi descrittori sulle stime, seguendo il metodo già descritto per la piena indice al paragrafo 3.2.2.

La Figura 6 mostra l'effetto che i descrittori hanno su L-CV: in questo caso il contributo maggiore alla variabilità di L-CV è dato da LC_4, cioè dalla percentuale di bacino occupata da zone non vegetate, anche se questo descrittore non è decisamente predominante sugli altri, come accadeva nel caso dell'area per la stima della piena indice. È interessante, invece, notare come, a parità di tutti gli altri parametri, l'LC_4 influisca maggiormente sui valori più bassi di L-CV, mentre nella fascia superiore di valori di L-CV un ruolo importante è giocato dall'LC_1, ovvero dalla percentuale di zone urbanizzate, e dalla pendenza dell'LLDP.

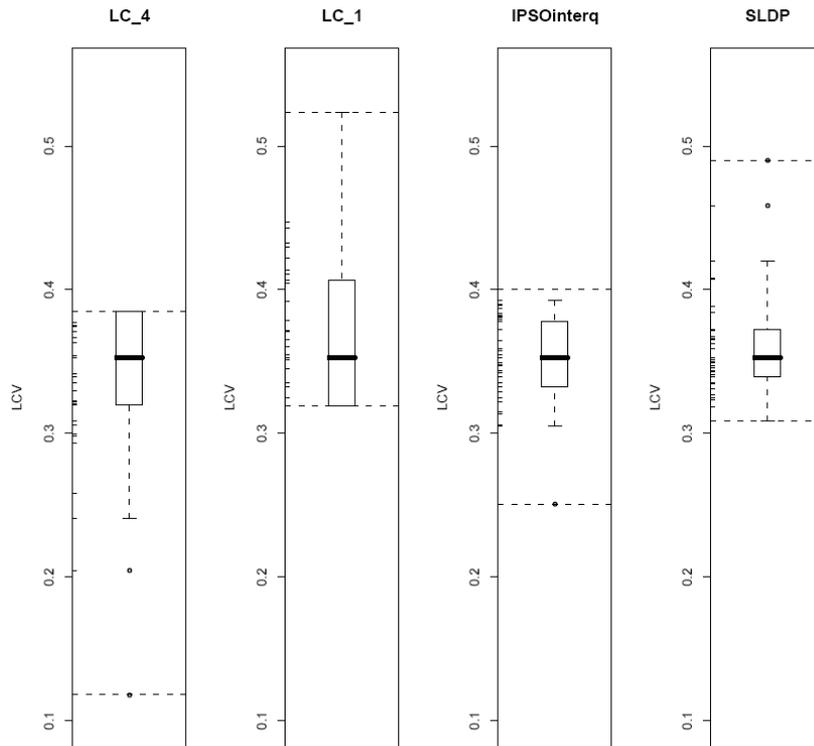


Figura 6 Analisi di sensitività per il modello LCV₁.

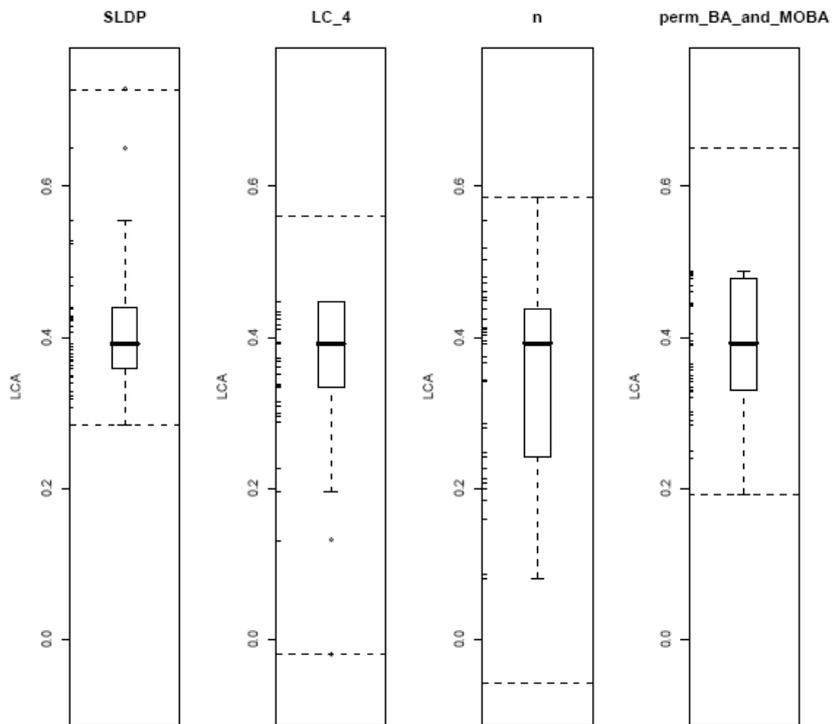


Figura 7 Analisi di sensitività per il modello LCA₁.

Sia LC_4 sia la SLDP ricorrono anche nella prima relazione scelta per la stima di LCA; dalla Figura 7 si nota che l'effetto di tali descrittori sulla stima di L-CA è simile a quello esercitato nei confronti della stima di L-CV, ma la variabile esplicativa più influente risulta essere l'esponente n della curva di possibilità pluviometrica.

I box plot relativi agli altri modelli per la stima di L-CV (Tabella 4) ed L-CA (Tabella 6) sono riportati nell'Allegato VII.

4.6 Scelta del modello per la stima degli L -coefficienti

In questo paragrafo vengono approfonditi i risultati ottenuti per i modelli che risultano avere migliori prestazioni nella ricostruzione di L-CV e L-CA.

4.6.1 Coefficiente di L -variazione

Alla luce dei valori di varianza di stima ottenuti per i modelli multiregressivi tarati con il metodo iWLS, la relazione più appropriata per la stima del coefficiente di L -variazione risulta:

$$L_{CV} = 3.34 \cdot 10^{-1} - 4.823 \cdot 10^{-2} \cdot LC_4 + 3.079 \cdot 10^{-2} \cdot LC_1 + (4.11) \\ - 1.259 \cdot 10^{-4} \cdot IPSO_INTERQ + 1.46 \cdot 10^{-2} \cdot SLDP$$

La Figura 8 riassume graficamente le analisi diagnostiche sul modello. Da tale figura risulta subito evidente un ottimo comportamento dei residui (pannelli (b) e (c)), che non mostrano evidenze di eteroschedasticità, mentre risultano in un buon adattamento alla distribuzione normale. Il confronto tra stime regionali e stime campionarie (pannello (a)) mostra una certa dispersione dei risultati che non era stata riscontrata per la piena indice. Sebbene tale effetto sia anche dovuto alla semplicità del modello, è importante ricordare che molte delle stime campionarie di L-CV sono basate su campioni molto ridotti. Ne consegue che le stime sono affette da un'elevata incertezza e di conseguenza la stima regionale risulta più affidabile della stima campionaria stessa.

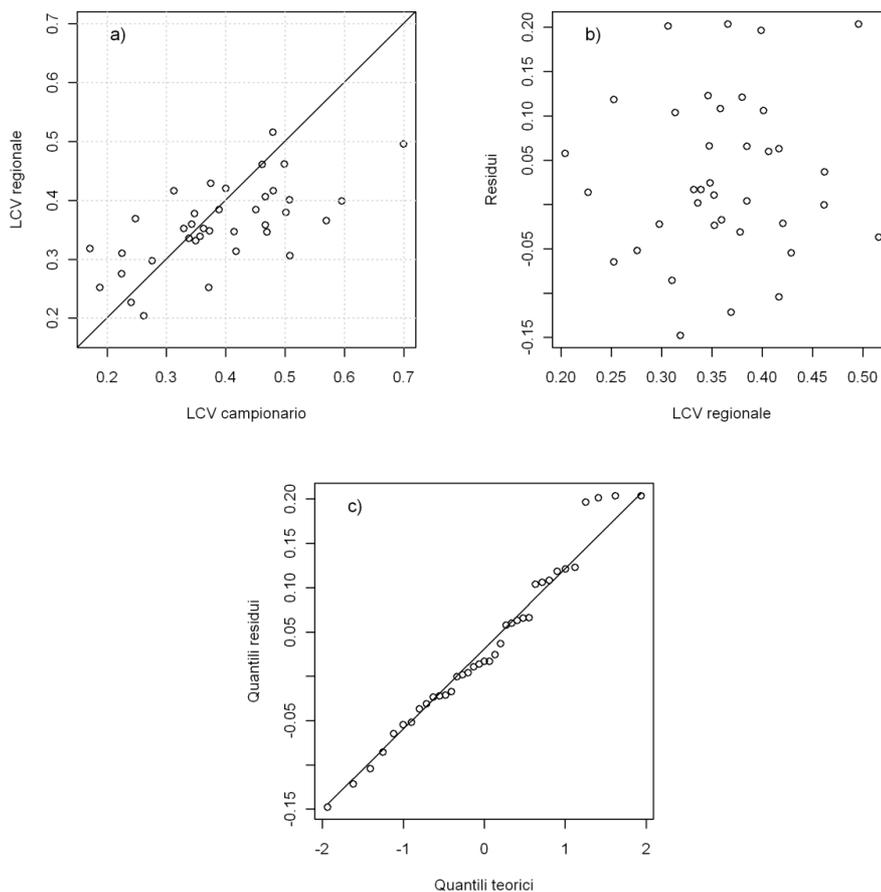


Figura 8 Diagrammi diagnostici per il modello LCV1: confronto tra stime regionali e valori campionari (a), omoschedasticità dei residui (b) e normalità dei residui (c).

4.6.2 Coefficiente di L-asimmetria

Il modello regressivo più adatto per la stima di L-CA può essere scritto come

$$L_{CA} = 1.179 - 2.679 \cdot n - 8.473 \cdot 10^{-2} \cdot LC_4 + 3.125 \cdot 10^{-3} \cdot PERM_BA \& MOBA + 0.0358 \cdot SLDP \quad (4.12)$$

Analogamente a quanto riportato per L-CV, la Figura 9 riporta i diagrammi diagnostici per il modello LCA1 per i quali valgono gli stessi commenti riportati per L-CV.

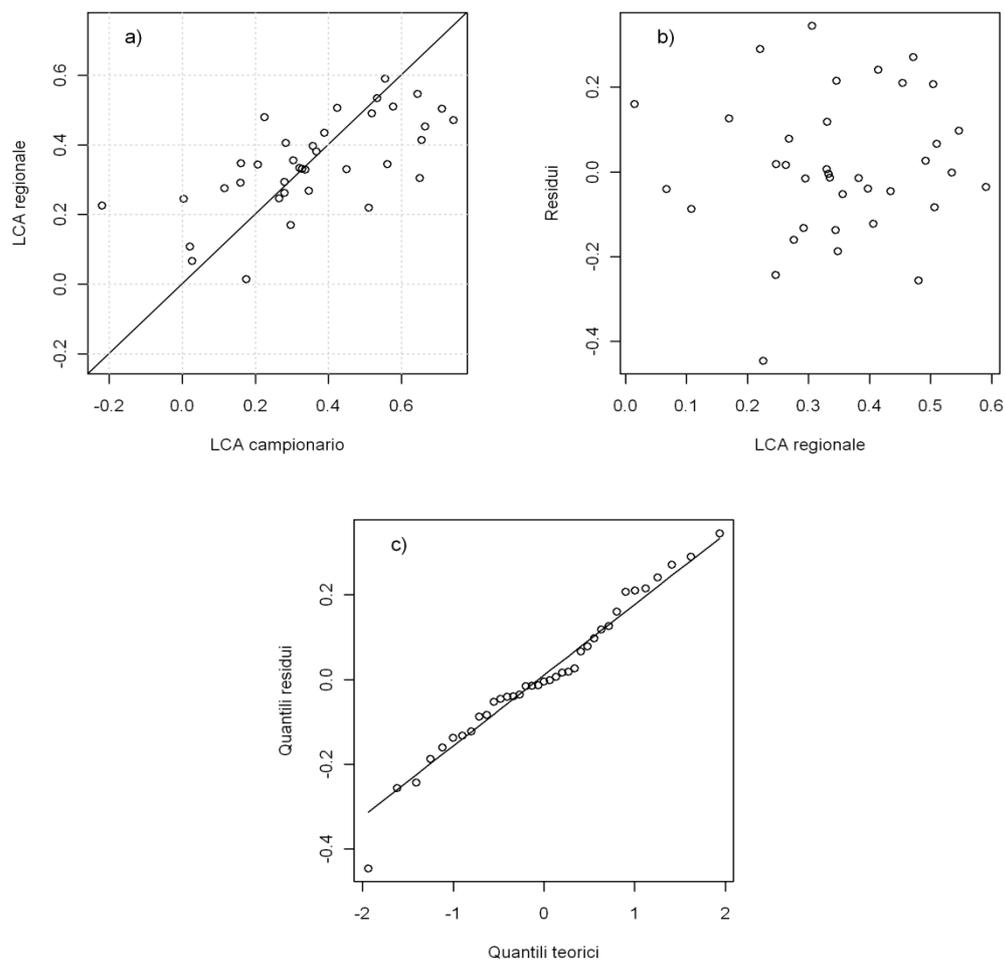


Figura 9 Diagrammi diagnostici per il modello LCA1: confronto tra stime regionali e valori campionari (a), omoschedasticità dei residui (b) e normalità dei residui (c).

4.7 Applicazione dei metodi per la stima di L-CV e L-CA

Nei precedenti paragrafi è stata definita una procedura regionale per la valutazione di L_{CV} ed L_{CA} attraverso un approccio multiregressivo basato sull'uso di descrittori di bacino. Sono stati proposti tre diversi modelli per L_{CV} e due per L_{CA} , con un diverso numero di descrittori. Nelle tabelle che seguono vengono riportate le stime di L_{CV} (campionarie e regionali per i diversi modelli indicati con $L_{CV,emp}$ e $L_{CV,1}$, $L_{CV,2}$ e $L_{CV,3}$ in riferimento alla tabella 4) e di L_{CA} (campionarie e regionali per i diversi modelli indicati con $L_{CA,emp}$ e $L_{CA,1}$ e $L_{CA,2}$ in riferimento alla tabella 6), accompagnate dalla corrispondente incertezza di stima, valutata in termini di deviazione standard. Si è ritenuto utile indicare anche la numerosità delle misurazioni di portata al colmo disponibili e la numerosità equivalente nel caso si sia fatto uso di informazioni non sistematiche.

Denominazione	codice	n	L_{CV,emp}	$\sigma(L_{CV,emp})$	L_{CV1}	$\sigma(L_{CV1})$	L_{CV2}	$\sigma(L_{CV2})$	L_{CV3}	$\sigma(L_{CV3})$
Alaco a Mammone	2001	19	0.389	0.080	0.385	0.107	0.366	0.108	0.432	0.117
Alaco a Pirella	2002	13 (47)	0.596	0.149	0.399	0.106	0.423	0.106	0.353	0.114
Allaro a P.Mongiano	2088	8	0.347	0.110	0.378	0.106	0.371	0.109	0.402	0.114
Alli ad Orso	1832	47	0.338	0.044	0.336	0.105	0.387	0.108	0.325	0.116
Amato a Licciardi	2902	8	0.225	0.072	0.31	0.105	0.247	0.111	0.285	0.117
Amato a Marino	2901	25	0.499	0.090	0.462	0.108	0.43	0.110	0.322	0.116
Ancinale a Razzona	1960	59 (78)	0.400	0.047	0.421	0.106	0.375	0.105	0.369	0.114
Ancinale a Spadola	1995	14	0.461	0.111	0.461	0.108	0.432	0.107	0.397	0.116
Annunziata a Staorino	2511	5	0.313	0.126	0.417	0.107	0.282	0.118	0.339	0.116
Busento a Cosenza	1015	7	0.375	0.127	0.429	0.107	0.412	0.106	0.362	0.119
Careri a Bosco	2231	10	0.467	0.133	0.407	0.118	0.402	0.107	0.296	0.123
Colognati a Pizzuto	1302	6	0.373	0.137	0.348	0.106	0.401	0.104	0.399	0.114
Corace a Grascio	1872	36	0.356	0.053	0.339	0.104	0.376	0.105	0.339	0.115
Coscile a Camerata	1185	44	0.349	0.047	0.332	0.106	0.379	0.105	0.44	0.116
Crati a Castiglione Cosentino	1025	8	0.699	0.223	0.496	0.117	0.402	0.105	0.454	0.120
Crati a Conca	986	31	0.276	0.045	0.298	0.109	0.265	0.117	0.35	0.113
Crati a S.Sofia	1155	6	0.508	0.187	0.306	0.108	0.261	0.112	0.365	0.113
Duverso a S. Giorgia	2541	13	0.479	0.120	0.516	0.116	0.401	0.106	0.343	0.120
Esaro a Cameli	983	9	0.414	0.124	0.347	0.107	0.388	0.106	0.353	0.113
Esaro a La Musica	985	19	0.417	0.086	0.313	0.104	0.407	0.107	0.406	0.115
Esaro a S.Francesco	1685	10	0.262	0.074	0.204	0.127	0.245	0.122	0.17	0.133
Garga a Torre Garga	1474	9	0.467	0.140	0.358	0.107	0.354	0.106	0.35	0.114

Denominazione	codice	n	$L_{CV,emp}$	$\sigma(L_{CV,emp})$	L_{CV1}	$\sigma(L_{CV1})$	L_{CV2}	$\sigma(L_{CV2})$	L_{CV3}	$\sigma(L_{CV3})$
Lao a Piè di Borgo	3150	37	0.371	0.055	0.253	0.107	0.255	0.111	0.344	0.115
Lese Schiena d'Asino	1476	12	0.343	0.089	0.36	0.105	0.315	0.110	0.337	0.115
Melito a Olivella	1871	16	0.329	0.074	0.353	0.105	0.356	0.106	0.343	0.115
Mesima a Sbarretta	2635	7	0.507	0.172	0.401	0.106	0.405	0.106	0.317	0.116
Metramo a Carmine	2632	12	0.480	0.125	0.417	0.107	0.446	0.106	0.391	0.114
Metramo a Castagnara	2631	12	0.188	0.049	0.252	0.110	0.242	0.113	0.204	0.145
Mucone a Cecita	988	8	0.501	0.159	0.38	0.105	0.424	0.106	0.428	0.119
Noce a La Calda	3153	30	0.241	0.040	0.227	0.113	0.212	0.113	0.306	0.114
Noce a Le Fornaci	3154	10	0.171	0.049	0.319	0.104	0.255	0.115	0.267	0.118
Rizziconi	2544	6	0.469	0.172	0.346	0.105	0.429	0.106	0.373	0.114
Savuto a Ponte Savuto	2982	8	0.363	0.115	0.352	0.104	0.324	0.106	0.353	0.114
Tacina a Riviotto	1731	25	0.570	0.103	0.366	0.105	0.404	0.105	0.331	0.115
Tacina a Serrarossa	1733	9	0.224	0.067	0.276	0.120	0.352	0.106	0.273	0.116
Trionto a Difesa	1341	16	0.451	0.101	0.385	0.107	0.411	0.106	0.407	0.114
Turbolo a Mongrassano	1145	7	0.248	0.084	0.369	0.106	0.398	0.107	0.264	0.116

Denominazione	codice	n	$L_{CA,emp}$	$\sigma(L_{CA,emp})$	L_{CA1}	$\sigma(L_{CA1})$	L_{CA2}	$\sigma(L_{CA2})$
Alaco a Mammone	2001	19	0.367	0.154	0.386	0.194	0.442	0.213
Alaco a Pirella	2002	13 (47)	0.742	0.248	0.480	0.195	0.420	0.212
Allaro a P.Mongiano	2088	8	0.224	0.207	0.478	0.196	0.434	0.213
Alli ad Orso	1832	47	0.346	0.096	0.276	0.196	0.341	0.210

Denominazione	codice	n	$L_{CA,emp}$	$\sigma(L_{CA,emp})$	L_{CA1}	$\sigma(L_{CA1})$	L_{CA2}	$\sigma(L_{CA2})$
Amato a Licciardi	2902	8	0.027	0.165	0.317	0.193	0.195	0.210
Amato a Marino	2901	25	0.518	0.152	0.481	0.196	0.435	0.211
Ancinale a Razzona	1960	59 (78)	0.279	0.080	0.294	0.195	0.361	0.209
Ancinale a Spadola	1995	14	0.424	0.188	0.304	0.197	0.330	0.210
Annunziata a Staorino	2511	5	0.533	0.344	0.542	0.201	0.416	0.210
Busento a Cosenza	1015	7	0.161	0.206	0.271	0.194	0.274	0.208
Careri a Bosco	2231	10	0.555	0.248	0.631	0.232	0.178	0.211
Cognati a Pizzuto	1302	6	0.003	0.185	0.269	0.199	0.212	0.211
Corace a Grascio	1872	36	0.304	0.105	0.349	0.192	0.291	0.209
Coscile a Camerata	1185	44	0.279	0.093	0.258	0.205	0.348	0.221
Crati a Castiglione Cosentino	1025	8	0.711	0.310	0.390	0.193	0.261	0.208
Crati a Conca	986	31	0.336	0.117	0.308	0.196	0.203	0.213
Crati a S.Sofia	1155	6	0.321	0.262	0.315	0.195	0.207	0.213
Duverso a S. Giorgia	2541	13	0.650	0.233	0.345	0.215	0.288	0.211
Esaro a Cameli	983	9	0.655	0.281	0.428	0.198	0.185	0.212
Esaro a La Musica	985	19	0.449	0.165	0.318	0.196	0.359	0.212
Esaro a S.Francesco	1685	10	0.175	0.176	-0.010	0.233	0.189	0.249
Garga a Torre Garga	1474	9	0.206	0.191	0.341	0.195	0.420	0.212
Lao a Piè di Borgo	3150	37	0.297	0.103	0.165	0.200	0.329	0.223
Lese Schiena d'Asino	1476	12	0.160	0.158	0.300	0.197	0.365	0.210
Melito a Olivella	1871	16	0.358	0.166	0.401	0.192	0.296	0.210
Mesima a Sbarretta	2635	7	0.644	0.316	0.521	0.205	0.416	0.211
Metramo a Carmine	2632	12	0.664	0.245	0.435	0.200	0.527	0.232

Denominazione	codice	n	$L_{CA,emp}$	$\sigma(L_{CA,emp})$	L_{CA1}	$\sigma(L_{CA1})$	L_{CA2}	$\sigma(L_{CA2})$
Metramo a Castagnara	2631	12	0.328	0.187	0.337	0.211	0.181	0.220
Muccone a Cecita	988	8	0.577	0.281	0.501	0.197	0.491	0.214
Noce a La Calda	3153	30	0.021	0.084	0.116	0.209	0.036	0.228
Noce a Le Fornaci	3154	10	0.116	0.164	0.269	0.195	0.224	0.209
Rizziconi	2544	6	0.265	0.249	0.248	0.196	0.350	0.215
Savuto a Ponte Savuto	2982	8	0.389	0.242	0.430	0.193	0.308	0.208
Tacina a Riviotto	1731	25	0.511	0.151	0.234	0.202	0.312	0.210
Tacina a Serrarossa	1733	9	-0.220	0.194	0.225	0.198	0.078	0.241
Trionto a Difesa	1341	16	0.561	0.197	0.350	0.195	0.451	0.214
Turbolo a Mongrassano	1145	7	0.283	0.234	0.402	0.197	0.325	0.211

5 Scelta della distribuzione di probabilità

5.1 Distribuzioni considerate

Nell'analisi di frequenza regionale l'obiettivo è determinare una curva di crescita $K_j(T)$, che sia rappresentativa dell'andamento degli eventi estremi in una qualsiasi sezione. Per individuare la distribuzione che permetta la migliore stima dei quantili in una qualsiasi sezione ricadente nella regione di interesse per il presente lavoro (regione Calabria), è necessario testare diverse possibili distribuzioni e verificarne la bontà di adattamento nelle sezioni strumentate appartenenti a tale territorio.

Le distribuzioni candidate alla rappresentazione della curva di crescita vengono scelte tenendo conto che la variabile idrologica di interesse è rappresentata dalle portate di piena, e, di conseguenza, si dovrà considerare con particolare attenzione l'andamento della coda superiore di ciascuna distribuzione. Le distribuzioni considerate nel presente lavoro sono (tra parentesi si riporta il simbolo utilizzato per identificare la distribuzione nei grafici seguenti):

- la distribuzione di Gumbel (G);
- la distribuzione Pareto generalizzata (GP);
- la distribuzione Generalizzata del Valore Estremo (GEV);
- la distribuzione Logistica generalizzata (GL);
- la distribuzione Lognormale (LN);
- la distribuzione Gamma (GAM);
- la distribuzione dei valori estremi a due componenti (TCEV).

Si tratta di distribuzioni a 3 parametri, ad eccezione della distribuzione di Gumbel (2 parametri) e della TCEV, che viene espressa in funzione di 4 parametri.

La stima dei parametri di ogni distribuzione, in una j -esima sezione, viene effettuata considerando la media pari ad 1 (infatti si sta considerando la curva di crescita) ed utilizzando gli L -coefficienti ivi stimati. Le relazioni utilizzate per determinare i parametri delle distribuzioni noti i valori degli L -coefficienti sono riportate in Appendice C.

5.2 Il metodo di Hirsch

L'adattamento delle curve di crescita analitiche ai dati può essere giudicato graficamente sovrapponendo le curve ai punti campionari, ai quali viene associata un adeguato valore di frequenza di non superamento (plotting position) o, analogamente, un tempo di ritorno. In generale il criterio adottato per associare una probabilità di non superamento ad ogni dato è quello di attribuire un adeguato indice di posizione nella serie ordinata, e successivamente di calcolare il valore della plotting position. Una delle definizioni più utilizzate per la plotting position è quella di Hazen, che tuttavia non risulta applicabile in presenza di valori occasionali. Si ricorre quindi all'applicazione del metodo di Hirsch che permette il calcolo della plotting position anche in presenza di valori non sistematici, adattando la definizione di plotting position data da Hazen [Hirsch, 1987]. Per tale scopo è necessario determinare il valore della soglia di portata come nel caso del calcolo della piena indice e degli L-momenti. La probabilità di non superamento $P_i = 1 - 1/T_i$ (dove T è il corrispondente tempo di ritorno) associata al valore di portata viene determinata tramite le seguenti relazioni:

$$P_i = \frac{k}{n_{eq}} + \frac{(n_{eq} - k)}{n_{eq}} \cdot \frac{(i - k - 0.5)}{(n - k)}, \quad \text{per } i = 1, \dots, g - k \quad (5.1)$$

$$P_i = \frac{i - 0.5}{k} \cdot \frac{k}{n_{eq}}, \quad \text{per } i = g - k + 1, \dots, g \quad (5.2)$$

dove:

- i rappresenta la posizione del valore di portata Q_i nella serie ordinata in senso crescente;
- k indica il numero totale di picchi al di sopra della soglia di percezione Q_{soglia} ;
- n_{eq} è il periodo equivalente di osservazione, ossia la lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica;
- n è il numero complessivo di portate al colmo di piena che costituiscono la serie storica in esame.

5.3 Scelta della distribuzione

Una prima verifica grafica dell'efficienza delle differenti distribuzioni candidate deriva dalla rappresentazione della curva di crescita e dei dati disponibili in funzione del tempo di ritorno. Due esempi, relativi all'Alaco a Mammone e all'Amato a Licciardi sono riportati nella Figura 10 e nella Figura 11 dove si possono osservare le diverse curve teoriche definite in precedenza e la curva ottenuta come media delle curve teoriche.

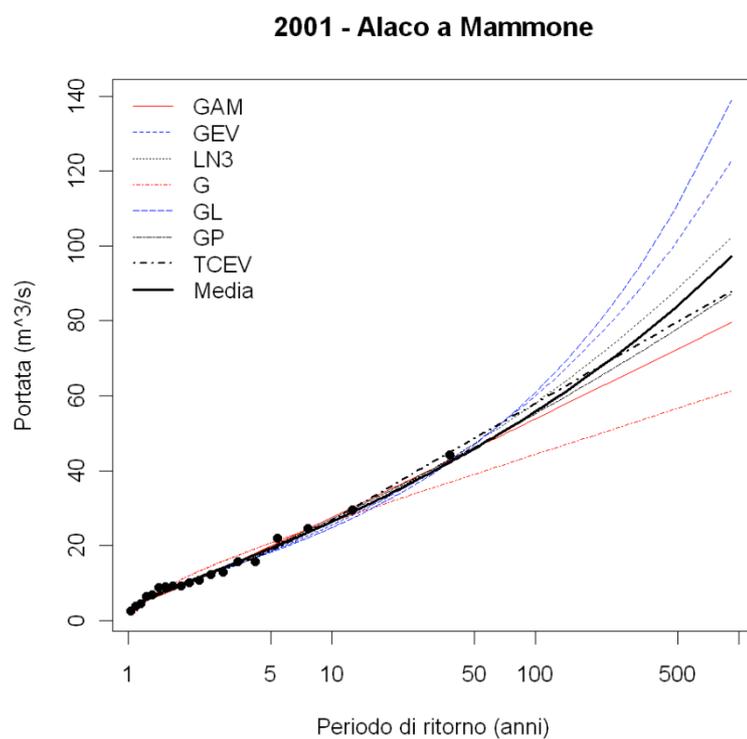


Figura 10 Adattamento di diverse curve di probabilità analitiche ai dati campionari per l'Alaco a Mammone

2902 - Amato a Licciardi

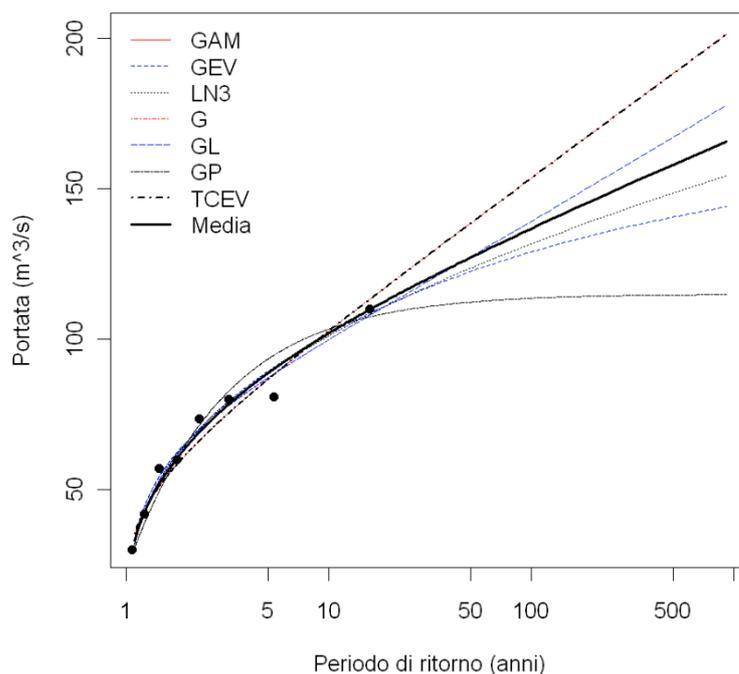


Figura 11 Adattamento di diverse curve di probabilità analitiche ai dati campionari per l'Amato a Licciardi

I diagrammi del tipo di quelli rappresentati in Figura 10 e Figura 11 forniscono una prima indicazione della qualità dell'approssimazione fornita dai modelli probabilistici qui considerati. Si noti che nel caso dell'Alaco a Mammone sono effettivamente presenti 7 curve diverse, mentre per l'Amato a Licciardi la curva corrispondente alla distribuzione TCEV, degenera in una Gumbel. È altresì importante notare che curve a quattro parametri come la TCEV risultano essere poco robuste quando stimate sulla base di campioni poco numerosi. In Allegato IV si riportano le curve di crescita ottenute per tutti i 37 bacini nei quali sono disponibili almeno 5 dati di portata al colmo di piena.

Dalla Figura 10 e Figura 11, come anche dalle curve riportate in Allegato IV, risulta evidente come le diverse distribuzioni tendono ad avere andamenti molto simili tra loro per tempi di ritorno medio-bassi, per poi divergere nella parte destra del diagramma. Una valutazione più sistematica ed oggettiva della qualità dell'adattamento delle diverse distribuzioni ai dati si ha applicando opportuni test di bontà di adattamento. Tuttavia si è riscontrato [Claps e Laio, 2008] che i test non risultano particolarmente efficaci a tal fine:

infatti, spesso le distribuzioni producono risultati molto simili tra loro, cosa che impedisce di scegliere oggettivamente quale distribuzione possa ritenersi la migliore. Il problema, come già ribadito in precedenza, sta nel fatto che le distribuzioni hanno andamento molto simile nel tratto in cui sono presenti le misure di portata al colmo di piena.

D'altra parte, la scelta della distribuzione influenza in maniera rilevante i risultati che si ottengono nell'analisi regionale, perché le distribuzioni hanno andamenti molto diversi per tempi di ritorno elevati, cioè per quelli di interesse ingegneristico (in molti dei grafici in Allegato IV il fascio di curve corrispondenti alle 7 distribuzioni si apre al di sopra di $T = 100$ anni). Da una parte ci si trova quindi con test di adattamento non in grado di selezionare oggettivamente una distribuzione, e dall'altra si è invece nella necessità di scegliere uno specifico modello probabilistico per le successive analisi. La situazione è analoga a quella che si ha nella modellistica idrologica, quando si trovano diversi modelli, o diversi valori dei parametri, ugualmente adatti a rappresentare i dati reali (principio dell'equifinalità). La soluzione che si può adottare in questi casi può essere il non-scegliere, ossia utilizzare tutti i modelli probabilistici per stimare $Q(T)$, e poi utilizzare come stimatore la media (o la mediana) dei valori così trovati. Questa procedura (chiamata *model averaging* nella letteratura anglosassone, [Burnham e Anderson, 2002]) è sicuramente adeguata dal punto di vista statistico, ma è tuttavia piuttosto complicata nelle applicazioni pratiche, dal momento che richiede di stimare tutti i modelli probabilistici in ogni sezione di interesse. Si è dunque deciso di adottare una strategia simile ma meno complicata: scegliere un singolo modello probabilistico che produca delle stime di $Q(T)$ simili a quelle che si troverebbero, per tempi di ritorno elevati, adottando la procedura di *model averaging*.

Dall'analisi delle figure riportate in Allegato IV si riscontra chiaramente che alcune distribuzioni hanno un comportamento molto ben definito nella coda alta della distribuzione, ed in particolare la Lognormale a 3 parametri risulta sempre molto prossima alla curva media. In base a queste considerazioni si è dunque deciso di scegliere la distribuzione Lognormale a 3 parametri, definita come in Appendice C, come riferimento per le successive elaborazioni.

5.4 Valutazione dell'incertezza di stima

Una volta scelto il modello probabilistico da impiegare per la stima della curva di frequenza delle piene, $Q(T)$, si passa a considerare i metodi per la valutazione dell'incertezza di stima dei rispettivi quantili. Un possibile indicatore dell'incertezza di stima è dato dalla varianza di $Q(T)$, che risulta essere essa stessa funzione del tempo di ritorno considerato, oltre che della varianza di stima di Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} , ottenute al paragrafo 3.5 e 4.4. Tuttavia la stima della varianza di $Q(T)$ richiede l'impiego di metodi asintotici (validi per dimensioni campionarie molto elevate) e, inoltre, non risolve completamente il problema della valutazione dell'incertezza di stima di $Q(T)$; infatti, l'asimmetria delle distribuzioni considerate e la non linearità delle relazioni tra $Q(T)$ ed L_{CA} rendono marcatamente non-normale la distribuzione di $Q(T)$, impedendo quindi la costruzione di intervalli di confidenza.

Si è preferito dunque procedere direttamente alla definizione degli intervalli di confidenza, secondo la procedura Monte Carlo descritta nei seguenti sotto-paragrafi.

5.4.1 Stima empirica

Si considera innanzitutto il caso in cui sono disponibili dati campionari di portata al colmo di piena e si vuole stimare $Q(T)$ partendo dalle stime empiriche di Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} . In tal caso la procedura Monte-Carlo per definire gli intervalli di confidenza prevede i seguenti passaggi:

- 1) fissata una stazione j , si stima la piena indice tramite l'equazione (2.1) (oppure l'equazione (2.2) se si dispone di valori occasionali) ed L_{CV} e L_{CA} tramite le equazioni (4.1) e (4.2);
- 2) si determina la varianza di Q_{ind} (equazione (2.3) o (2.5)); si determinano inoltre le varianze ed il coefficiente di correlazione degli stimatori di L_{CV} ed L_{CA} tramite le relazioni (4.8)-(4.10);
- 3) si estraggono 1000 terne di valori di Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} , tenendo conto che:
 - a. Q_{ind} deve essere estratta da una distribuzione normale a cui media e varianza sono stimate come ai punti 1) e 2);
 - b. L_{CV} ed L_{CA} devono essere estratti da una distribuzione normale bivariata, i cui 5 parametri sono le due medie

determinate al punto 1), mentre le varianze e il coefficiente di correlazione sono stati determinati al punto 2);

- 4) per ognuna delle terne i di Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} estratti dalle rispettive distribuzioni si calcola $Q_i(T)$, $i=1,\dots,1000$, per ogni tempo di ritorno T di interesse;
- 5) si fissa un coefficiente di confidenza α (ossia, una probabilità di ricadere all'interno dell'intervallo di confidenza) e si calcolano i limiti inferiore e superiore, $\{l_{inf}(\alpha), l_{sup}(\alpha)\}$, dell'intervallo di confidenza di $K(T)$ selezionando il p -esimo elemento del campione ordinato in senso crescente dei $K_i(T)$, con $p = \left(0.5 - \frac{\alpha}{2}\right) \cdot 1000$ per il limite inferiore e $p = \left(0.5 + \frac{\alpha}{2}\right) \cdot 1000$ per il limite superiore;
- 6) si ripetono i punti da 1) a 5) per tutte le stazioni.

Si noti che la procedura qui utilizzata non presuppone che la distribuzione di $Q(T)$ sia normale, ma, più ragionevolmente, che sia normale la distribuzione di Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} .

5.4.2 Modello di regressione multipla

Nel caso in cui tutte e tre le grandezze di riferimento, Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} , siano stimate tramite regressioni multiple la procedura per determinare gli intervalli di confidenza di $Q(T)$ è molto simile a quella descritta per la stima empirica. Tuttavia occorre rilevare che:

- per quanto riguarda il termine Q_{ind} , siccome la stima proviene da un modello basato su una trasformazione logaritmica, i valori utilizzati nella simulazione devono essere estratti da una distribuzione log-normale con media ottenuta con l'equazione (2.16) (o, in maniera approssimata con la (2.18)) e varianza ottenuta con l'equazione (2.17);
- per quanto riguarda L_{CV} e L_{CA} , le due variabili non risultano più essere correlate tra di loro (essendo state stimate indipendentemente), quindi possono essere campionate rispettivamente da due distribuzioni normali univariate, ognuna caratterizzata dalla propria media e varianza secondo le equazioni (2.14) e (2.15).

5.5 Verifica della procedura sui bacini di taratura

L'applicabilità e l'efficacia delle procedure di analisi delle curve di frequenza delle piene può quindi essere valutata confrontando le curve stimate con i campioni di dati. Si faccia ad esempio riferimento alla Figura 12, che riporta i risultati ottenuti per l'Amato a Marino. Nel pannello di sinistra della stessa figura si possono osservare i dati campionari (posizionati utilizzando il metodo di Hirsch) ai quali viene sovrapposta la curva lognormale a 3 parametri costruita sulla base di piena indice, L-CV e L-CA campionari. La curva lognormale, come spiegato in precedenza, è stata ritenuta rappresentativa del comportamento medio delle distribuzioni analizzate ed è quindi considerata la curva di riferimento. La stessa figura riporta anche le fasce di confidenza ($\alpha = 80\%$) ottenute mediante le simulazioni Monte Carlo descritte al paragrafo 5.4.1; si noti come le fasce di confidenza si aprono nettamente quando vanno oltre gli ultimi dati campionari.

Il pannello di destra della Figura 12 mostra invece lo stesso risultato ottenuto considerando piena indice, L-CV e L-CA regionali. Anche in questo caso le fasce di confidenza sono state costruite mediante simulazioni Monte Carlo, seguendo però le indicazioni riportate nel paragrafo 5.4.2. Si noti come, per l'Amato a Marino, la configurazione ottenuta con il metodo regionale sia molto prossima a quella empirica.

Ancora nel pannello di destra della Figura 12 sono anche riportate, per confronto, la curva di frequenza ottenuta dal precedente modello per la valutazione delle piene in Calabria, modello VAPI [Versace et al., 1989] (linea tratteggiata con triangolini) e le curve IF (linea verde) e TCIF (linea rossa) fornite dall'unità operativa di Bari, ove disponibili.

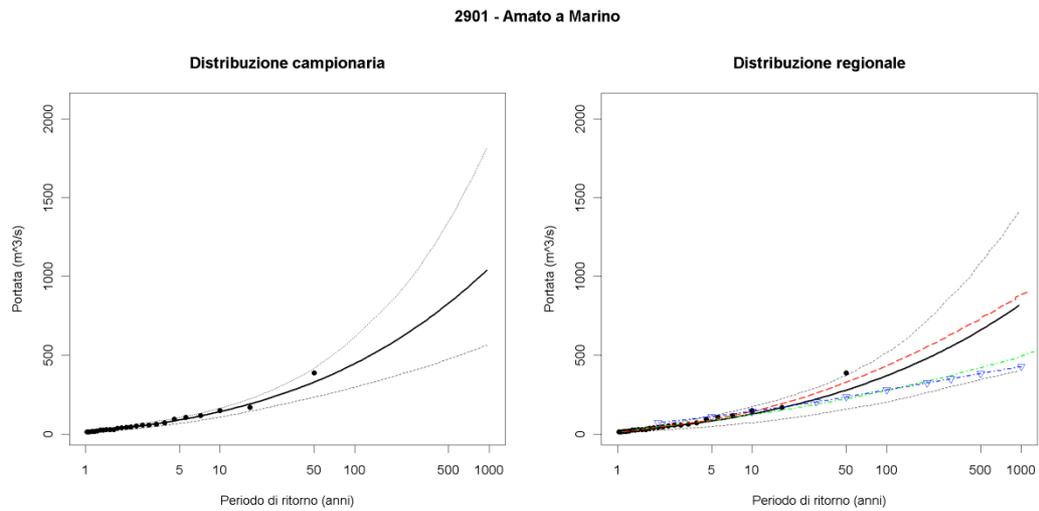


Figura 12 Curva di frequenza con fasce di confidenza con $\alpha = 80\%$ per l'Amato a Marino: curva empirica a sinistra e curva regionale a destra. La curva regionale è confrontata anche con la precedente stima VAPI (tratteggio con triangolini), curva IF (linea verde) e TCIF (linea rossa).

Un ulteriore esempio è riportato nella Figura 13 con riferimento al bacino del Crati a Conca: in questo caso si può osservare una fascia molto stretta per quanto riguarda la stima empirica, mentre la stima regionale, oltre ad essere molto più incerta, presenta anche una leggera sovrastima che è, tuttavia, congruente con i risultati ottenuti dal precedente studio VAPI. L'elenco completo delle curve di frequenza per le stazioni usate in taratura è riportato nell'Allegato VI.

Oltre alla curve di frequenza, nell'Allegato V vengono riportate anche le sole curve di crescita (e relative fasce di confidenza), ovvero le curve ottenute normalizzando la curva di frequenza per il valore medio (pena indice). Esse sono state determinate utilizzando ancora la procedura descritta nei paragrafi precedenti sulla base dei soli L_{CV} ed L_{CA} , in quanto il valore di Q_{ind} è stato fissato pari a 1.

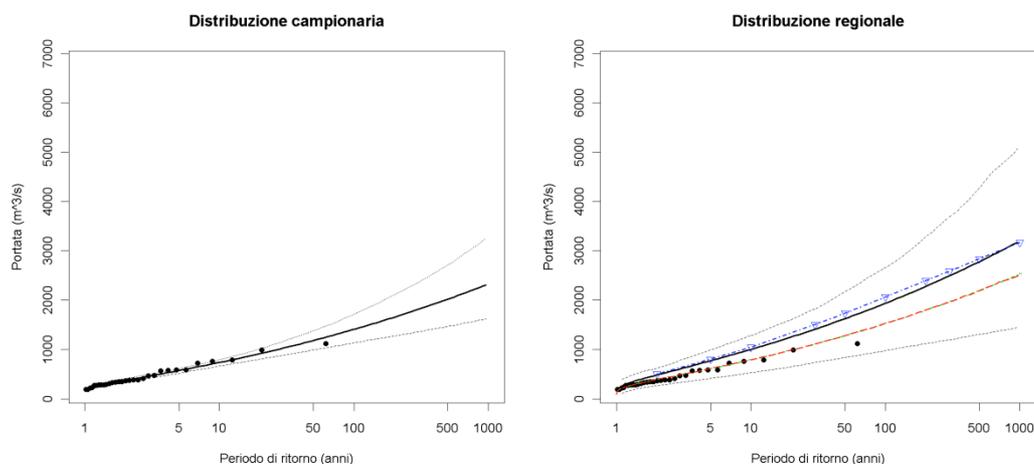


Figura 13 Curva di frequenza con fasce di confidenza $\alpha = 80\%$ per il Crati a Conca: curva empirica a sinistra e curva regionale a destra. La curva regionale è confrontata anche con la precedente stima VAPI (tratteggio con triangolini) e la curva IF (linea verde) (la TCIF risulta congruente con la IF).

5.6 Ulteriori considerazioni sull'applicabilità del metodo regionale

La procedura descritta fin'ora si basa sulla regionalizzazione di tre grandezze: piena indice, L_{CV} e L_{CA} . Tali grandezze vengono utilizzate successivamente per stimare la portata di piena per un associato tempo di ritorno e la relativa incertezza. Negli esempi riportati nei paragrafi precedenti si è fatto riferimento a due possibili scenari: Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} stimati esclusivamente su base campionaria, oppure Q_{ind} , L_{CV} ed L_{CA} stimati esclusivamente su base regionale.

Nonostante queste si possano ritenerle due applicazioni standard, la struttura del modello è pensata anche per essere applicata ad un terzo scenario intermedio, in cui siano disponibili serie storiche brevi, basato sull'utilizzo di:

- Q_{ind} campionaria e L_{CV} e L_{CA} regionali;
- Q_{ind} e L_{CV} campionari, e L_{CA} regionale.

In questa situazione è necessario calcolare i valori di Q_{ind} , L_{CV} e L_{CA} e le loro varianze sia sulla base del campione, che con i rispettivi modelli regionali. Si confrontano quindi le varianze campionarie e regionali dei singoli L-momenti e

si sceglie il metodo di stima più appropriato, ossia quello caratterizzato da una varianza di stima più bassa.

6 Procedura operativa per la stima della portata di progetto

6.1 Selezione del metodo di stima

La stima della portata di progetto si effettua valutando indipendentemente la portata indice Q_{ind} e la curva di crescita $K(T)$, che viene rappresentata in funzione dei coefficienti di L-CV ed L-CA. Determinate le due quantità, la stima della piena di progetto si ottiene tramite

$$Q_T = Q_{ind} \cdot K(T).$$

La più appropriata metodologia di stima di Q_{ind} , L-CV ed L-CA nella sezione d'interesse dipende dal numero di misure disponibili e dalla loro qualità. Tra le diverse metodologie rientrano:

1. la stima empirica diretta sul campione di massimi annui al colmo di piena;
2. la stima regionale mediante modello multi regressivo.

Quando non sono disponibili misure nella sezione di interesse si ricade naturalmente sulla stima regionale. Negli altri casi la scelta dello stimatore più adeguato può essere fatta caso per caso, calcolando l'incertezza di stima per entrambi i metodi e scegliendo di conseguenza il metodo più efficiente. I dettagli relativi a questo caso particolare, ossia alla definizione delle varianze di stima, sono reperibili ai paragrafi 2.1.2 (piena indice campionaria), 2.2.4 (piena indice regionale), 4.1.2 (L-momenti campionari) e 4.4 (L-momenti regionali).

Di seguito vengono esposti i dettagli operativi relativi ai diversi metodi di stima delle variabili di interesse.

6.2 Stima della portata indice

6.2.1 Stima empirica

La piena indice è rappresentata dalla media campionaria dei dati di portata al colmo

$$Q_{ind} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Q_i.$$

Nei casi in cui le serie storiche siano state integrate con dati relativi ad eventi alluvionali di particolare rilevanza occorsi in anni distanti dal periodo sistematico di misurazione, ovvero si decida di utilizzare valori occasionali significativi di portata, lo stimatore della piena indice viene calcolato come:

$$Q_{ind} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{sotto_soglia}} Q_i}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n_{sopra_soglia}} Q_i}{n_{eq}}$$

dove n rappresenta la numerosità della serie storica riferita al periodo sistematico di misurazione, mentre n_{eq} indica il periodo equivalente di osservazione, ossia la lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica completa. In particolare, si fissa un valore Q_{soglia} , pari al più piccolo dei valori relativi agli eventi occasionali considerati, che permette di separare la serie storica (composta da n_{sotto_soglia} dati) dai dati occasionali (n_{sopra_soglia} valori).

6.2.2 Modello multiregressivo

La stima regionale della portata indice viene effettuata calcolando inizialmente il suo valore log-trasformato ($\hat{Y}_j = \ln Q_{ind}$), con la relazione:

$$\hat{Y}_j = -4.91 \cdot 10^2 + 3.27 \cdot 10^1 \ln Y_{bar} + 3.43 \ln LCV6 + 8.87 \cdot 10^{-1} \ln A - 5.26 \cdot 10^{-1} \ln Hm$$

dove le variabili indipendenti sono:

- $\ln Y_{bar}$, il logaritmo della latitudine del baricentro del bacino;
- $\ln LCV6$, il logaritmo del valore di L_{CV} delle piogge intense orarie di durata 6 ore;
- $\ln A$, il logaritmo dell'area del bacino;
- $\ln Hm$, il logaritmo della quota media del bacino.

La varianza di tale stima regionale è definita come

$$\sigma_{\hat{Y}_j}^2 = \hat{\sigma}_\delta^2 + x(X^T \hat{\Lambda}^{-1} X)^{-1} x^T$$

dove, per questo modello, si considera:

$$\hat{\sigma}_\delta^2 = 0.223$$

$$(X^T \hat{\Lambda}^{-1} X)^{-1} = \begin{pmatrix} 1.98E+04 & -1.30E+03 & -9.02E+01 & 1.71E+00 & -2.38E+00 \\ -1.30E+03 & 8.57E+01 & 5.97E+00 & -1.15E-01 & 1.41E-01 \\ -9.02E+01 & 5.97E+00 & 8.67E-01 & 1.07E-02 & 4.32E-02 \\ 1.71E+00 & -1.15E-01 & 1.07E-02 & 6.06E-03 & 5.03E-03 \\ -2.38E+00 & 1.41E-01 & 4.32E-02 & 5.03E-03 & 3.97E-02 \end{pmatrix}$$

mentre x rappresenta il vettore riga delle caratteristiche geomorfologiche del bacino non strumentato (il primo elemento, relativo all'intercetta della regressione, deve essere posto pari ad 1).

I valori appena calcolati fanno riferimento al logaritmo della piena indice, pertanto, lo stimatore finale della piena indice si ricava come

$$Q_{ind} = \exp\left(\hat{Y}_j + \frac{1}{2}\sigma_{\hat{Y}_j}^2\right)$$

o, in via approssimata, come

$$Q'_{ind} = \exp(\hat{Y}_j).$$

6.3 Stima di L-CV e L-CA

6.3.1 Stima empirica

Data una serie storica di valori di portata al colmo di piena è possibile calcolare gli L-momenti empirici in funzione dei momenti pesati in probabilità b_0, b_1, b_2 e b_3 . In particolare risulta:

$$L_{cv} = \frac{2 \cdot b_1}{b_0} - 1,$$

$$L_{ca} = \frac{2 \cdot (3b_2 - b_0)}{2b_1 - b_0} - 3,$$

dove L_{cv} ed L_{ca} rappresentano, rispettivamente, il coefficiente di L-variazione e di L-asimmetria.

Nel caso in cui il campione di n osservazioni a disposizione sia relativo a un periodo sistematico di misurazioni, il valore dei momenti pesati in probabilità (Probability Weighed Moments, PWM) viene calcolato come:

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Q_{(i)} \quad \text{con } r=0$$

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} \cdot Q_{(i)} \quad \text{con } r=1, \dots, 3$$

dove $Q_{(i)}$ rappresenta l' i -esimo valore di portata del campione ordinato in senso crescente.

Qualora le serie storiche siano state integrate con informazioni storiche occasionali, si individua per essi un valore soglia Q_{soglia} , pari al più piccolo dei valori occasionali considerati e si selezionano gli n_{sotto_soglia} dati al di sotto di Q_{soglia} e gli n_{sopra_soglia} valori al di sopra di essa.

La stima dei PWM viene dunque effettuata a partire dalla somma di due contributi, come definito da Wang (1990):

$$b_r = b'_r + b''_r,$$

in cui b'_r è il contributo corrispondente ai valori sotto soglia mentre b''_r è relativo ai valori di portata che superano la Q_{soglia} prefissata.

In particolare, b'_r si calcola tramite la relazione:

$$b'_r = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot (n-r)} \cdot Q_{(i)}^*$$

con $r = 0, \dots, 3$, dove

$$Q_{(i)}^* = \begin{cases} Q_{(i)}^{sist} & Q_{(i)}^{sist} < Q_{soglia} \\ 0 & Q_{(i)}^{sist} \geq Q_{soglia} \end{cases},$$

con Q^{sist} che indica il solo campione sistematico.

Il contributo b_r'' derivante dagli n_{sopra_soglia} eventi viene pesato sulla numerosità equivalente n_{eq} , ovvero sulla lunghezza complessiva del lasso temporale coperto dalla serie storica completa:

$$b_r'' = \frac{1}{n_{eq}} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(i-1) \cdot (i-2) \cdot \dots \cdot (i-r)}{(n_{eq}-1) \cdot (n_{eq}-2) \cdot \dots \cdot (n_{eq}-r)} \cdot Q_{(i)}^{**}$$

in cui $r = 0, \dots, 3$ e con

$$Q_{(i)}^{**} = \begin{cases} 0 & Q_{(i)} < Q_{soglia} \\ Q_{(i)} & Q_{(i)} \geq Q_{soglia} \end{cases}.$$

6.3.2 Stima regionale di L-CV

Il coefficiente L-CV può essere stimato sulla base delle caratteristiche morfoclimatiche del bacino mediante l'espressione:

$$L_{CV} = 3.34 \cdot 10^{-1} - 4.823 \cdot 10^{-2} \cdot LC_4 + 3.079 \cdot 10^{-2} \cdot LC_1 + \\ - 1.259 \cdot 10^{-4} \cdot IPSO_INTERQ + 1.46 \cdot 10^{-2} \cdot SLDP$$

dove:

- LC_4 indica la percentuale, sull'area del bacino, di zone non vegetate, zone estrattive, discariche e cantieri, zone industriali, commerciali e reti di comunicazione;
- LC_1 indica la percentuale, sull'area del bacino, di zone urbanizzate con tessuto continuo e di aree urbanizzate discontinue;
- $IPSO_INTERQ$ è la differenza tra i valori di quota corrispondenti ai quantili 0.75 e 0.25 della curva ipsografica.
- $SLDP$ è la pendenza del longest drainage path.

6.3.3 Stima regionale di L-CA

Il coefficiente L-CA può essere stimato sulla base delle caratteristiche morfoclimatiche del bacino mediante l'espressione:

$$L_{CA} = 1.179 - 2.679 \cdot n - 8.473 \cdot 10^{-2} \cdot LC_4 + \\ + 3.125 \cdot 10^{-3} \cdot PERM_BA \& MOBA + 0.0358 \cdot SLDP$$

dove:

- n è l'esponente di scala della curva di possibilità pluviometrica;
- LC_4 indica la percentuale, sull'area del bacino, di zone non vegetate, zone estrattive, discariche e cantieri, zone industriali, commerciali e reti di comunicazione;
- $PERM_BA \& MOBA$ è il valore composto di permeabilità pari alla somma delle classi bassa e molto bassa;
- $SLDP$ è la pendenza del longest drainage path.

6.4 Costruzione della distribuzione di probabilità delle piene e stima della piena di progetto

I parametri L_{CV} e L_{CA} stimati con le relazioni riportate in precedenza vengono utilizzati per determinare i parametri della distribuzione di probabilità adimensionale, il cosiddetto fattore di crescita, che verrà infine moltiplicato per il valore di portata indice. La distribuzione di probabilità suggerita in questo lavoro è quella lognormale, con parametri ξ (posizione), α (scala) e k (forma).

Una volta fissati i parametri della distribuzione ξ , α , k è possibile calcolare il quantile con tempo di ritorno T della distribuzione adimensionale

$$K(T) = \begin{cases} \xi + \alpha \left(1 - e^{-k\Phi^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}\right)} \right) / k & k \neq 0 \\ \xi + \alpha \Phi^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}\right) & k = 0 \end{cases}$$

dove $\Phi^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}\right)$ rappresenta il quantile con tempo di ritorno T anni di una distribuzione normale standard. Il valore di progetto finale sarà poi pari a

$$Q_T = Q_{ind} \cdot K(T).$$

Noti i valori di L_{CV} e L_{CA} , i parametri della distribuzione lognormale possono essere calcolati mediante le seguenti espressioni:

$$k \approx -L_{ca} \frac{E_0 + E_1 L_{ca}^2 + E_2 L_{ca}^4 + E_3 L_{ca}^6}{1 + F_1 L_{ca}^2 + F_2 L_{ca}^4 + F_3 L_{ca}^6},$$

$$\alpha = \frac{L_{cv} e^{-k^2/2} k}{1 - 2\Phi\left(-k/\sqrt{2}\right)},$$

$$\xi = 1 - \frac{\alpha}{k} \left(1 - e^{k^2/2}\right),$$

utilizzando i coefficienti riportati nella tabella sotto riportata e dove Φ rappresenta la funzione cumulata della distribuzione Normale standard.

Coefficienti di approssimazione per le equazioni dei parametri della distribuzione lognormale
[Hosking e Wallis, 1997].

Coeffici ente	Valore	Coeffici ente	Valore
E_0	2.0466534	F_1	-2.0182173
E_1	-3.6544371	F_2	1.2420401
E_2	1.8396733	F_3	-0.21741801
E_3	-0.20360244		

Bibliografia

- Arnell N., Beran M., 1988. "Probability weighed moments estimators for TCEV parameters, August 1988, *Institute of Hydrology*
- Bocchiola D., De Michele C., Rosso R., 2003. Review of recent advances in index flood estimation. *Hydrology and Earth System Sciences*, 7(3), 283-296.
- Burnham K.P. & Anderson D.R., 2002. *Model Selection and Multi-Model Inference*. Springer, second edition.
- Civita M., 2005. *Idrogeologia applicata ed ambientale*. CEA, Milano.
- Claps P., Laio F., Zanetta M., 2007. Aggiornamento delle procedure delle procedure di valutazione delle piene in Piemonte, con particolare riferimento ai bacini sottesi da invasi artificiali. Working-Paper 2007-01, Dipartimento di Idraulica, Trasporti ed Infrastrutture Civili, Politecnico di Torino.
- Claps P. e Laio F., 2008. *ARPIEM - Analisi Regionale delle PIENE nei bacini Montani (con applicazione alla Valutazione delle piene in Piemonte)*. Volume I. <http://www.idrologia.polito.it/piene/>
- Claps P., Laio F., Zanetta M., 2008. *ARPIEM - Analisi Regionale delle PIENE nei bacini Montani (con applicazione alla Valutazione delle piene in Piemonte)*. Volume II. <http://www.idrologia.polito.it/piene/>
- Dalrymple T., 1960. Flood Frequency Analysis. U.S. Geological Survey. *Water Supply Paper*, 1543-A.
- De Michele C., Rosso R., (a cura di), 2001. Sintesi del Rapporto sulla Valutazione delle Piene Italia Nord Occidentale. Estratto dal *Rapporto Nazionale VAPI 2000 con aggiornamenti*, 4.3-4.32.
- Furcolo P., Rossi F., Villani P., 1998. Regional geostatistical analysis of very extreme rainfall and floods, Abstract, *Proceedings XXIII EGS General Assembly, Annales Geophysicae*, suppl.II to v.16, Part II, p.C464.
- Gioia A., Iacobellis V., Margotta M.R., 2004. Una Rassegna sulla piena indice su base geomorfoclimatica, *Atti del Workshop "Modelli Matematici per la simulazione di Catastrofi Idrogeologiche"*, Rende (CS).

-
- Griffis V.W. & Stedinger J.R., 2007. The use of GLS regression in regional hydrologic analyses. *Journal of Hydrology*, 344(1-2):82-95.
- Hirsch R.M., 1987. Probability plotting position formulas for flood records with historical information. *Journal of Hydrology*, 96, 185-199.
- Hosking J., Wallis J., 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments. *Cambridge University Press*.
- Hydrology Subcommittee of the Advisory Committee on Water Data, 1982. Bulletin 17B, Guidelines For Determining Flood Flow Frequency.
- Montgomery D.C., Peck E.A e Vining G.G., 2001. *Introduction to linear regression analysis*. Wiley Series in Probability and Statistics, third edition.
- Montgomery D.C. e Runger C., 2003. Applied statistics and probability for engineers, *Wiley and Sons*.
- Reis D.S., Stedinger J.R., Martins E.S., 2005. Bayesian generalized least squares regression with application to log Pearson type 3 regional skew estimation. *Water Resources Research*, 41(10).
- Rossi F., Villani P. (a cura di), 1994. *Valutazione delle piene in Campania*, Rapporto Regionale Campania, CNR-GNDCI.
- Seber G.A.F. e Wild C.J., 1989. *Nonlinear Regression*. Series in Probability and mathematical Statistics. Wiley, New York.
- Stedinger J.R. e Tasker G.D., 1985. Regional Hydrologic Analysis. 1 Ordinary, Weighted and Generalized Least-Squares Compared. *Water Resources Research*, 21(9):1421-1432.
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S., Rossi F. (a cura di), 1989. Valutazione delle piene in Calabria. CNR-GNDCI, LINEA 1, CNR-IRPI, Geodata, Cosenza.
- Viglione A., 2007. A simple method to estimate variance and covariance of sample L-CV and L-CA, *Internal report*, Politecnico di Torino (disponibile alla pagina web <http://www.idrologia.polito.it/~alviglio/>).

-
- Viglione A., Laio F. and Claps P., 2007. A comparison of homogeneity tests for regional frequency analysis, *Water Resources Research*, 43, W03428, doi:10.1029/2006WR005095.
- Villani P. (a cura di), 2003. Rapporto sulla Valutazione delle piene in Piemonte, in *Relazione delle attività del CUGRI fino al 2001*, 89-118, Ed. Del Paguro, Fisciano (ISBN 88-87248-35-4).
- Wang Q.J., 1990. Unbiased estimation of probability weighted moments and partial probability weighted moments from systematic and historical flood information and their application to estimating the GEV distribution, *Journal of Hydrology*, 120 (1990) 115-124.

Appendici

Appendice A. Parametri dei bacini

A.1. Significato dei parametri

La determinazione degli indici morfologici di bacino si può effettuare tramite una procedura di calcolo automatico (Viglione, 2003) che consente di elaborare le caratteristiche fisiche e geografiche distribuite nello spazio a partire da un modello digitale del terreno. La citata procedura utilizza il software GRASS, integrato con le librerie "Fluidturtle" (Rigon et. al., 2002) e alcune routines disponibili in ambiente "R". Lo script con la procedura è disponibile all'indirizzo www.idrologia.polito.it/~alviglio/software/GRASSindex.htm.

Come modello digitale del terreno si può utilizzare il DEM SRTM (Shuttle Radar Topography Mission) elaborato dalla NASA nel 2000 e scaricabile all'indirizzo <http://edc.usgs.gov>. Tale DEM ha risoluzione pari a 3 archi di secondo, che corrispondono a circa 90 metri sul territorio dell'Italia Nord-Occidentale. La versione utilizzata per il territorio italiano è disponibile all'indirizzo <http://www.idrologia.polito.it/piene/materiali.html>.

Nel seguito vengono elencati i parametri di bacino calcolati direttamente o indirettamente a partire dalle mappe elaborate con la citata procedura. Vengono indicate le denominazioni assunte per i descrittori insieme ad una sintetica spiegazione del significato delle grandezze.

Parametri geomorfologici

- A [km²], area del bacino. Viene calcolata moltiplicando l'area di ogni cella per il numero di celle del DEM che costituiscono il bacino.
- Perim [km], perimetro del bacino.
- aspect [°]. Rappresenta l'angolo di esposizione del bacino rispetto al Nord, calcolato come media dell'angolo di esposizione di tutte le celle comprese nello spartiacque. Per convenzione si assume incremento in senso orario e si attribuisce aspect 0° ai bacini esposti completamente a Nord. Questo comporta che: i bacini esposti a Est hanno aspect pari a 90°; quelli esposti a Sud di 180°, mentre a Ovest hanno aspect di 270°.

- C_{comp} [-], coefficiente di compattezza. E' il rapporto tra il perimetro del bacino ed il diametro del cerchio avente la stessa area del bacino:

$$C_{comp} = \frac{P}{d_{cerchio_equiv}} = \frac{P}{2\sqrt{A/\pi}}$$

- densità_dren [km-1], densità di drenaggio. E' il rapporto tra la lunghezza complessiva del reticolo e l'area del bacino.
- Hmedia [m s.l.m.], quota media del bacino. Viene calcolata come media aritmetica delle quote di tutti i pixel appartenenti al bacino.
- $\Delta H1$ [m], rappresenta la differenza tra la quota più elevata e quella minima tra dei pixel appartenenti al bacino.
- $\Delta H2$ [m], indica la differenza tra la quota media e la quota minima del bacino.
- Epsilon [m]: è il rapporto tra $\Delta H2$ e $\Delta H1$.
- Ipso_interq [m]: è la differenza tra la quota al 75% della curva ipsografica e la quota al 25%.
- diam_topol [-], diametro topologico. E' il numero di segmenti (link) che formano l'asta principale.
- F_f [-], fattore di forma. Corrisponde al rapporto tra l'area del bacino e il quadrato della lunghezza dell'asta principale.
- Hmed_radqA [-], indica il rapporto tra la quota media e la radice dell'area del bacino.
- $\Delta H2_radqA$ [-], indica il rapporto tra $\Delta H2$ e la radice dell'area del bacino.
- LLDP [km], longest drainage path length. È la lunghezza del percorso tra la sezione di chiusura ed il punto più lontano da essa, seguendo le direzioni di drenaggio. Esso coincide per la maggior parte del suo percorso con l'asta principale, salvo proseguire a monte della sorgente fino a raggiungere lo spartiacque.
- lun_asta_princ [km], lunghezza dell'asta principale, intesa come la lunghezza della successione più lunga di segmenti che congiungono una sorgente alla sezione di chiusura del bacino.
- lungh_media_vers [km], lunghezza media dei versanti. E' la media delle distanze, misurate seguendo le direzioni di drenaggio, di tutti i pixel non appartenenti al reticolo, dal primo pixel del reticolo in cui drenano.

- *lungh_vett_orient* [km], lunghezza del vettore orientamento. Rappresenta la lunghezza del segmento che unisce il baricentro del bacino alla sezione di chiusura.
- *orientamento* [° rispetto al Nord], angolo assunto dal vettore orientamento rispetto al Nord.
- *magnitudine* [-]. Indica il numero complessivo delle sorgenti, ovvero delle aste del reticolo aventi ordine di Horton pari a 1.
- *media_fa* [m], media della funzione di ampiezza. Quest'ultima è definita dal numero di pixel avente egual distanza metrica dalla sezione di chiusura misurata seguendo le direzioni di drenaggio. La *media_fa* rappresenta, dunque, il baricentro di tale funzione.
- *skewness_fa* [-], coefficiente di asimmetria della funzione di ampiezza.
- *kurtosis_fa* [-], coefficiente di curtosi della funzione di ampiezza.
- *pend_med_LDP* [%], pendenza media approssimata del longest drainage path, calcolata ipotizzando che l'LDP termini nel punto più alto del bacino:

$$pend_med_LDP = \frac{\Delta H_1}{LLDP} * 100$$

- *R_a* [-]. Avendo definito le aste secondo la numerazione di Horton, indica il rapporto tra le aree medie drenate dai segmenti di ordine *u+1* e i segmenti di ordine *u*.
- *R_al* [-], rapporto di allungamento [-]. Indica il rapporto tra il diametro del cerchio di eguale area del bacino e LLDP.
- *R_b* [-], rapporto di biforcazione. Rappresenta il rapporto tra il numero di aste di ordine *u* e il numero di quelle di ordine *u+1*, avendo numerato le aste secondo il criterio di Horton.
- *R_c* [-], rapporto di circolarità. Rappresenta il rapporto tra l'area del bacino e l'area del cerchio avente lo stesso perimetro del bacino.
- *R_L* [-], rapporto tra le lunghezze medie di due ordini adiacenti *u+1* ed *u*, avendo numerato le aste secondo il criterio di Horton.
- *R_s* [-], rapporto tra le pendenze medie delle aste appartenenti a due ordini adiacenti *u+1* ed *u*, con le aste numerate secondo il criterio di Horton.
- *sl_med_1* [%], media dei valori di pendenza associati ad ogni pixel.
- *sl_med_2* [%], pendenza dell'ipotenusa del triangolo rettangolo che ha per base la radice quadrata dell'area del bacino e per altezza il

doppio dell'altitudine mediana (relativa alla sezione di chiusura) del bacino. In sostanza tale pendenza è calcolata rispetto ad un bacino di forma quadrata equivalente a quello reale, e non tiene conto della sua effettiva forma, che può essere più o meno allungata.

- Xsc [m], longitudine della sezione di chiusura definita nel sistema di riferimento UTM ED50.
- Xbar [m], longitudine del baricentro del bacino definita nel sistema di riferimento UTM ED50.
- Ysc [m], latitudine della sezione di chiusura definita nel sistema di riferimento UTM ED50.
- Ybar [m], latitudine del baricentro del bacino definita nel sistema di riferimento UTM ED50.

Nel seguito vengono descritti altri parametri di bacino utilizzati in questo lavoro.

Indici litologici, di permeabilità e di uso del suolo

- 5 indici di uso del suolo, definiti raggruppando classi simili di copertura del suolo definite nel progetto CORINE Land Cover (COOrdination of INformation on Environment, Commissione Europea, 1985):
 - LC_1 [%]: percentuale, sull'area del bacino, di zone urbanizzate con tessuto continuo e di aree urbanizzate discontinue (classi CORINE 111,112);
 - LC_2 [%]:percentuale, sull'area del bacino, di boschi (311, 312, 313), vegetazione arborea, vegetazione arbustiva, cespugliati (324, 323, 321, 322);
 - LC_3 [%]:percentuale, sull'area del bacino, di zone con vegetazione erbacea, prato-pascolo, colture speciali, oliveti, vigneti, seminativi (231, 222, 223, 221, 211, 241,243, 242,142);
 - LC_4 [%]:percentuale, sull'area del bacino, di zone non vegetate (331, 333, 332, 334), zone estrattive, discariche e cantieri (131, 133), zone industriali, commerciali e reti di comunicazione (121,122,123,124);
 - LC_5 [%]:percentuale, sull'area del bacino, di zone umide (411, 512,521).

- 4 tipologie di uso del suolo, definite sulla base della descrizione delle diverse classi CORINE ed attraverso una procedura di expert judgement (tab.A.1) e calcolate secondo la percentuale di occorrenza di ogni classe CORINE sul bacino, filtrata per tipologia di uso del suolo, vale a dire come percentuale di area del bacino occupata da ogni tipologia di uso del suolo:
 - Alberi [%];
 - Prati [%];
 - Suolo nudo [%];
 - Superfici impermeabili [%].

Tabella A.1. Legenda CORINE Land Cover e definizione delle percentuali stimate di tipologia di copertura alla scala di sotto- griglia.

Cod CORINE	Descrizione CORINE	albe ri [%]	pra ti [%]	suolo nudo [%]	impermeab ile [%]
111	continuous urban fabric	0	5	5	90
112	discontinuous urban fabric	5	10	5	80
121	industrial or commercial units	0	10	5	85
122	road and rail networks and associated land	5	20	5	70
123	port areas	0	0	10	90
124	Airports	0	20	5	75
131	mineral extraction sites	0	5	10	85
132	dump sites	0	0	30	70
133	construction sites	0	5	30	65
141	green urban areas	20	40	10	30
142	sport and leisure facilities	10	30	5	55
211	non-irrigated arable land	0	80	20	0
212	permanently irrigated land	0	80	20	0
213	rice fields	0	5	20	75
221	Vineyards	20	5	75	0
222	fruit trees and berry plantations	50	20	30	0
223	olive groves	60	20	20	0
231	Pastures	5	90	5	0
241	annual crops associated with permanent crops	5	80	15	0
242	complex cultivation patterns	15	65	20	0
243	mix agriculture and natural vegetation	20	60	20	0
244	agro-forestry areas	70	25	5	0
311	broad leaved forest	85	10	5	0
312	coniferous forest	85	10	5	0
313	mixed forest	85	10	5	0
321	natural grassland	15	80	5	0

Cod CORINE	Descrizione CORINE	albe ri	pra ti	suolo nudo	impermeab ile
322	moors and heathland	0	90	5	5
323	sclerophyllous vegetation	0	85	10	5
324	transitional woodland-scrub	40	50	5	5
331	beaches, dunes, sands	5	20	75	0
332	bare rocks	5	5	10	80
333	sparsely vegetated areas	10	10	70	10
334	burnt areas	5	5	60	30
335	glaciers and perpetual snow	0	0	20	80
411	inland marshes	5	50	5	40
412	peat bogs	5	50	5	40
421	salt marshes	0	0	10	90
422	Salines	0	0	10	90
423	intertidal flats	0	0	30	70
511	water courses	5	15	20	50
512	water bodies	0	0	20	80
521	coastal lagoons	5	10	10	75
522	Estuaries	5	5	10	80
523	sea and ocean	0	0	0	100

- 6 classi di permeabilità ricavate in base alle unità geo-litologiche riportate sulla Carta Geologica d'Italia (scala 1:500000; Servizio Geologico Nazionale).
 - 1: molto elevata [%];
 - 2: elevata [%];
 - 3: medio-elevata [%];
 - 4: media [%];
 - 5: bassa [%];
 - 6: molto bassa [%].

Le corrispondenze con le classi litologiche sono riportate in Tab.A.2. Gran parte di esse sono state desunte dalla mappa della permeabilità pubblicata dalla Regione Calabria (<http://pr5sit.regione.calabria.it/web/pr5sit/documenti>, verificato Gennaio 2010), non disponibile in versione digitale in questo studio. Per le classi litologiche non presenti sul territorio amministrativo regionale si è fatto ricorso ad analisi di fonti bibliografiche (Civita, 2005).

È stato dunque possibile procedere alla mappatura delle caratteristiche di permeabilità sull'area di studio ed all'estrazione

delle medesime a scala di bacino. In particolare, una volta sovrapposta la superficie di ciascun bacino alla mappa delle permeabilità, sono state calcolate le percentuali di area per ciascuna classe ($%A_i$). Questa scelta è stata dettata dalla natura dei dati in analisi, i quali rappresentano delle categorie che non possono essere sottoposte alle operazioni applicabili a variabili di tipo continuo.

Cod litol	Classe litologica	Classe di perm	Permeabilità
1	Laghi e ghiacciai	2	elevata
2	Lave, piroclastiti ed ignimbriti	3	medio elevata
3	Ofioliti e pietre verdi	6	molto bassa
4	Metamorfiti di vario grado	5	bassa
5	Metamorfiti di alto grado	5	bassa
6	Metamorfiti di medio grado	5	bassa
7	Metamorfiti di basso grado	5	bassa
8	Rocce intrusive	5	bassa
9	Complessi sedimentari caotici	5	bassa
10	Formazioni prevalentemente arenacee	4	media
11	Calcari e dolomie	3	medio elevata
12	Argilloscisti	6	molto bassa
13	Unità prevalentemente flyschoidi, torbidi	6	molto bassa
14	Conglomerati, brecce e depositi clastici	4	media
15	Marne e marne calcaree	5	bassa
16	Gessoso-solfifera, evaporiti	4	media
17	Calcari detritici ed organogeni	2	elevata
18	Argille	6	molto bassa
19	Sabbie e conglomerati	2	elevata
20	Alluvioni e terreni misti	1	molto elevata
21	Depositi glaciali	5	bassa
22	Travertini	2	elevata
23	Depositi eolici	1	molto elevata

Tabella A.2. Corrispondenza tra classi litologiche e classi di permeabilità.

- 2 indicatori di permeabilità:
 - permeabilità;
 - impermeabilità,

che consentono di ottenere un unico valore rappresentativo della permeabilità per ciascun bacino, calcolati ricorrendo alla definizione

di indici basati su un sistema di fattori moltiplicativi α_i applicati a ciascuna delle classi di permeabilità descritte in precedenza. Il valore dell'indice a scala di bacino (B) può essere ricostruito come:

$$B = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot \% A_i$$

Si è scelto di applicare per ciascuna classe i una serie di pesi 10^{i-1} , con i desumibile dalla Tab. A.3, per ottenere una rappresentazione che esaltasse le caratteristiche di impermeabilità dei bacini, ed una serie 10^{6-i} per esaltarne le caratteristiche di permeabilità.

Classe di permeabilità	Permeabilità
1	molto elevata
2	elevata
3	medio-elevata
4	media
5	bassa
6	molto bassa

Tabella A.3. Classi di permeabilità.

Parametri ed indici climatici

- a [mm/hn], coefficiente pluviometrico orario della curva di possibilità pluviometrica (C.P.P.) espressa nella forma monomia ($h = a \cdot d^n$);
- n [-], esponente di scala della curva di possibilità pluviometrica (C.P.P.) espressa nella forma monomia ($h = a \cdot d^n$);
- aff [mm], afflusso totale medio annuo. Rappresenta una misura della precipitazione media annua.
- 4 parametri (A_1, A_2, F_1, F_2) rappresentativi del regime pluviometrico caratteristico del bacino, espresso mediante l'utilizzo di serie di Fourier:

$$P(t) = aff \cdot \sum_i A_i \cdot \cos\left(\frac{2 \cdot \pi \cdot t}{T_i} + \frac{12}{T_i} F_i\right)$$

- T_i [-]. Rappresentano il periodo delle sinusoidi
- A_i [-]. Rappresentano le ampiezze delle sinusoidi
- F_i [-]. Rappresentano le fasi delle sinusoidi.
- LCV1, LCV3, LCV6, LCV12, LCV24 [-], L-coefficienti di variazione delle piogge di durata 1, 3, 6, 12, 24 h;

- LCA1, LCA3, LCA6, LCA12, LCA24 [-], L-coefficienti di asimmetria delle piogge di durata 1, 3, 6, 12, 24 h;
- ETP [mm], evapotraspirazione potenziale media annua, derivante dalla somma dei 12 valori dell'ETP media mensile.
- THORNTHWAITE [-], indice globale di umidità di Thornthwaite, calcolato come:

$$I_T = \frac{(P - ETP)}{ETP}$$

in cui P è la precipitazione annua, espressa in mm, ed ETP è l'evapotraspirazione potenziale media annua, espressa anch'essa in mm;

- UNEP [-], indice di aridità, calcolato come:

$$I = \frac{P}{ETP}$$

in cui P è la precipitazione annua, espressa in mm, ed ETP è l'evapotraspirazione potenziale media annua, espressa anch'essa in mm.

- BUDYKO [-], indice radiativo di Budyko, calcolato come inverso di UNEP:

$$I = \frac{ETP}{P}$$

In cui ETP è l'evapotraspirazione potenziale media annua, espressa in mm, e P è la precipitazione annua, espressa anch'essa in mm.

A.2. Significato dei simboli utilizzati nell'Allegato I

nome sintetico	Eventuale unità di misura	Breve descrizione
Cod	-	codice della stazione
A	km ²	Area del bacino
perim	km	Perimetro del bacino
Hm	m s.l.m.	Quota media del bacino
DH1	m	Differenza tra quota massima e minima del bacino
DH2	m	Differenza tra quota media e minima del bacino
eps	-	(quota media - quota minima)/(quota massima - quota minima)
aspect	°	Angolo di esposizione del bacino rispetto al Nord
Cc	-	Coefficiente di compattezza
IPSOinterq	m	differenza tra la quota al 75% della curva ipsografica e la quota al 25%
d_topo	-	Diametro topologico
F_f	-	Fattore di forma
Hm_radqA	-	Rapporto tra la quota media e la radice dell'area del bacino
DH2_radqA	-	rapporto tra DH2 e radice quadrata dell'area del bacino
LAP	km	Lunghezza dell'asta principale
LLDP	km	Longest drainage path length
LMV	km	Lunghezza media dei versanti
D_d	Km ⁻¹	Densità di drenaggio
magn	-	Magnitudine della rete
media_FA	m	Media della funzione di ampiezza
FA_skw	-	Skewness della funzione di ampiezza
FA_kur	-	Curtosi della funzione di ampiezza
SLDP	%	Pendenza media del longest drainage path
L_orient	m	Lunghezza del vettore orientamento
orient	°	Orientamento rispetto al Nord
R_a	-	Rapporto tra le aree

R_al	-	Rapporto di allungamento
R_b	-	Rapporto di biforcazione
R_c	-	Rapporto di circolarità
R_l	-	Rapporto delle lunghezze
R_s	-	Rapporto delle pendenze
sl_med1	%	Media delle pendenze dei pixel del bacino
sl_med2	%	Pendenza media invariante del bacino
Xsc	m	Coordinata X della sezione di chiusura (UTM_ED50)
Xbar	m	Coordinata X del baricentro (UTM_ED50)
Ysc	m	Coordinata Y della sezione di chiusura (UTM_ED50)
Ybar	m	Coordinata Y del baricentro (UTM_ED50)
LC_1	%	Zone urbanizzate con tessuto continuo e discontinuo
LC_2	%	Boschi, vegetazione arborea, vegetazione arbustiva, cespugliati
LC_3	%	Vegetazione erbacea, prato-pascolo, colture speciali, oliveti, vigneti, seminativi
LC_4	%	Zone non vegetate
LC_5	%	Zone umide
a	Mm/h ⁿ	Coefficiente pluviometrico orario della curva di possibilità pluviometrica
n	-	Esponente di scala della curva di possibilità pluviometrica
aff	mm	Afflusso totale medio annuo
A1	-	Ampiezza della prima senoide della serie di Fourier del regime pluviometrico
A2	-	Ampiezza della seconda senoide della serie di Fourier del regime pluviometrico
F1	-	Fase della prima senoide della serie di Fourier del regime pluviometrico
F2	-	Fase della seconda senoide della serie di Fourier del regime pluviometrico
LAI_med	-	Leaf Area Index medio

LCV1	-	LCA ed LCV delle piogge di 1,3,6,12,24 h
LCV3	-	
LCV6	-	
LCV12	-	
LCV24	-	
LCA1	-	
LCA3	-	
LCA6	-	
LCA12	-	
LCA24	-	
ETP	mm	Evapotraspirazione potenziale
THORNTHWAITE	-	(P-ETP)/ETP
UNEP	-	P/ETP
BUDYKO	-	ETP/P
uso_alb	%	alberi
uso_prati	%	prati
uso_soil	%	suolo_nudo
uso_imperm	%	impermeabile
perm_MO_EL	%	Permeabilità molto_elevata
perm_EL	%	Permeabilità elevata
perm_ME_EL	%	Permeabilità medio-elevata
perm_ME	%	Permeabilità media
perm_BA	%	Permeabilità bassa
perm_MO_BA	%	Permeabilità molto_bassa
perm_BA_and_MOBA	%	valore composto di permeabilità pari alla somma delle classi bassa e molto bassa
PERMEABILITA	-	zona permeabile equivalente
IMPERMEABILITA	-	zona impermeabile equivalente

Appendice B. L-momenti

Nelle procedure di analisi di frequenza regionale si adattano ai dati delle distribuzioni la cui forma si ritiene conosciuta a meno di un numero finito di parametri incogniti. I momenti campionari ordinari, in particolare media, scarto, asimmetria e kurtosis, sono spesso utilizzati per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità. 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 da Hosking e Wallis (1997), si definiscono gli L-momenti in maniera formale. Dopo una breve introduzione sui concetti di distribuzione di probabilità e di stimatori dei parametri, vengono definiti gli L-momenti e si discutono alcune loro proprietà.

B.1. Distribuzioni di probabilità

Si consideri una variabile casuale X , che può assumere valori appartenenti all'insieme dei numeri reali. La frequenza relativa con cui questi valori si verificano definisce la distribuzione di frequenza o distribuzione di probabilità di X , che è specificata dalla distribuzione di frequenza cumulata:

$$F(x) = \Pr[X \leq x], \quad (\text{B.1})$$

dove $\Pr(A)$ indica la probabilità dell'evento A .

$F(x)$ è una funzione crescente di x , definita nell'intervallo $[0, 1]$. Normalmente in idrologia si ha a che fare con variabili casuali continue, per le quali $\Pr[X=t]=0$ per ogni t , ovvero a nessun valore è associata una probabilità non nulla. In questo caso $F(\cdot)$ è una funzione continua ed ha una funzione inversa corrispondente $x(\cdot)$, detta *funzione dei quantili* di X . Data una qualsiasi u , dove $0 < u < 1$, $x(u)$ è l'unico valore che soddisfa

$$F(x(u)) = u. \quad (\text{B.2})$$

Per ogni probabilità p , $x(p)$ è il *quantile di non superamento* della probabilità p , ovvero il valore per cui la probabilità che X non superi $x(p)$ è pari a p . L'obiettivo dell'analisi di frequenza è la stima accurata dei quantili della distribuzione di una data variabile casuale. In ingegneria, e nelle applicazioni ambientali in generale, i quantili sono spesso espressi in termini di tempo di ritorno T ; in particolare per un evento estremamente alto, nella coda superiore della distribuzione di frequenza, vale che:

$$F(x_T) = 1 - \frac{1}{T}. \quad (\text{B.3})$$

Se $F(x)$ è differenziabile, la sua derivata $f(x) = \frac{d}{dx} F(x)$ è la densità di probabilità di X .

Il *valore atteso* della variabile casuale X è definito come:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx, \quad (\text{B.4})$$

ammesso che l'integrale esista. Se si considera la trasformazione $u = F(x)$, si può scrivere:

$$E(X) = \int_0^1 x(u) du. \quad (\text{B.5})$$

Una funzione di una variabile casuale $g(X)$ è anch'essa una variabile casuale di valore atteso

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx = \int_0^1 g(x(u)) du \quad (\text{B.6})$$

La dispersione dei valori estratti dalla variabile casuale X può essere misurata con la *varianza* di X :

$$\text{var}(X) = E\left[\{X - E(X)\}^2\right]. \quad (\text{B.7})$$

In alcuni caso può essere utile misurare la tendenza di due variabili casuali X e Y ad assumere valori elevati simultaneamente. Questo può essere misurato dalla *covarianza* di X e Y :

$$\text{cov}(X, Y) = E[\{X - E(X)\}\{Y - E(Y)\}]. \quad (\text{B.8})$$

La *correlazione* tra X e Y

$$\text{corr}(X, Y) = \text{cov}(X, Y) / \{\text{var}(X)\text{var}(Y)\}^{1/2}, \quad (\text{B.9})$$

è il corrispettivo dimensionale della covarianza, che può assumere valori compresi tra -1 e +1.

B.2. Stimatori

Nella pratica spesso si assume che la forma di una qualche distribuzione di probabilità sia conosciuta a meno di un set di parametri incogniti $\theta_1, \dots, \theta_p$.

Sia $x(u; \theta_1, \dots, \theta_p)$ la funzione dei quantili di una distribuzione con p parametri incogniti. In molte applicazioni tra i parametri incogniti si possono identificare un parametro di posizione ed un parametro di scala. Un parametro ξ di una distribuzione è un parametro di posizione se per la funzione dei quantili vale l'eguaglianza

$$x(u; \xi, \theta_2, \dots, \theta_p) = \xi + x(u; 0, \theta_2, \dots, \theta_p). \quad (\text{B.10})$$

Si dice, invece, che α è un parametro di scala della funzione dei quantili della distribuzione se

$$x(u; \alpha, \theta_2, \dots, \theta_p) = \alpha \times x(u; 1, \theta_2, \dots, \theta_p). \quad (\text{B.11})$$

Se per la distribuzione esistono entrambi questi parametri, allora vale l'eguaglianza

$$x(u; \xi, \alpha, \theta_3, \dots, \theta_p) = \xi + \alpha \times x(u; 0, 1, \theta_3, \dots, \theta_p). \quad (\text{B.12})$$

I parametri incogniti sono stimati a partire dai dati osservati. Dato un set di osservazioni, una funzione $\hat{\theta}$ di queste deve essere scelta come *stimatore* di θ . Lo stimatore $\hat{\theta}$ è a sua volta una variabile casuale ed ha una distribuzione di probabilità. La bontà di $\hat{\theta}$ come stimatore di θ tipicamente dipende da quanto $\hat{\theta}$ si avvicina a θ . La deviazione di $\hat{\theta}$ da θ può essere scomposta in *distorsione* (tendenza di dare stime sistematicamente più alte, o più basse, del valore vero) e *variabilità* (deviazione casuale dal valore vero, che si verifica anche per gli stimatori che non presentano distorsione).

La performance di uno stimatore $\hat{\theta}$ può essere valutata con due misure, il *bias* ("distorsione") e la *radice dell'errore quadratico medio* (RMSE), definite come

$$\text{bias}(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta), \quad \text{RMSE}(\hat{\theta}) = \left\{ E(\hat{\theta} - \theta)^2 \right\}^{1/2}, \quad (\text{B.13})$$

e caratterizzate dall'aver la stessa unità di misura del parametro θ . Si dice che lo stimatore $\hat{\theta}$ è *indistorto* se $\text{bias}(\hat{\theta}) = 0$ ovvero se $E(\hat{\theta}) = \theta$. Diversi stimatori indistorti dello stesso parametro possono essere paragonati in termini della loro varianza: il rapporto $\text{var}(\hat{\theta}^{(1)}) / \text{var}(\hat{\theta}^{(2)})$ si dice *efficienza* dello stimatore $\hat{\theta}^{(2)}$ rispetto allo stimatore $\hat{\theta}^{(1)}$. La radice dell'errore quadratico medio può essere anche scritta come

$$\text{RMSE}(\hat{\theta}) = \left[\left\{ \text{bias}(\hat{\theta}) \right\}^2 + \text{var}(\hat{\theta}) \right]^{1/2}, \quad (\text{B.14})$$

da cui si vede come RMSE combina distorsione e variabilità di $\hat{\theta}$ e dà una misura globale dell'accuratezza della stima. Nei classici problemi di statistica in cui la stima dei parametri è basata su un campione di lunghezza n , sia il bias che la varianza di $\hat{\theta}$ sono asintoticamente proporzionali a n^{-1} per n grandi (v.es. *Cox e Hinkley, 1974*), per cui l'RMSE di $\hat{\theta}$ è proporzionale a $n^{-1/2}$.

B.3. L-momenti delle distribuzioni di probabilità

Gli L -momenti sono un sistema alternativo di descrivere la forma delle distribuzioni di probabilità. Storicamente essi nascono come modifica dei momenti pesati in probabilità di *Greenwood et al.* (1979). I momenti pesati in probabilità di una variabile casuale X con distribuzione di frequenza cumulata $F(\cdot)$ sono le quantità:

$$M_{p,r,s} = E\left[X^p \{F(X)\}^r \{1 - F(X)\}^s\right]. \quad (\text{B.15})$$

Particolarmente utili sono i momenti pesati in probabilità $\alpha_r = M_{1,r,0}$. Per una distribuzione caratterizzata da una funzione dei quantili $x(u)$, dalle relazioni (B.6) e (B.15) si ottiene:

$$\alpha_r = \int_0^1 x(u)(1-u)^r du, \quad \beta_r = \int_0^1 x(u)u^r du. \quad (\text{B.16})$$

Mentre i momenti ordinari considerano successive elevazioni di potenza della funzione dei quantili $x(u)$, i momenti pesati in probabilità considerano successive elevazioni di potenza di u oppure $1 - u$ e possono essere visti come integrali di $x(u)$ pesati con i polinomi u^r oppure $(1 - u)^r$.

I momenti pesati in probabilità α_r e β_r sono stati usati in letteratura come base di metodi per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità ma sono difficilmente interpretabili come misure di scala e forma di queste. Queste informazioni sono contenute in certe combinazioni lineari dei momenti pesati in probabilità. Ad esempio, multipli di $\alpha_0 - 2\alpha_1$ o $2\beta_1 - \beta_0$ sono stime dei parametri di scala delle distribuzioni, mentre l'asimmetria può essere misurata da $6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0$. Queste combinazioni lineari derivano naturalmente dall'integrazione di $x(u)$ pesata non con i polinomi u^r o $(1 - u)^r$, ma con un set di polinomi ortogonali.

Si definiscano polinomi di Legendre sfasati (perchè definiti nell'intervallo $[0,1]$ invece che nell'intervallo $[-1,+1]$) i polinomi $P_r^*(u)$ con $r = 0, 1, 2, \dots$, che godono delle seguenti proprietà:

1. $P_r^*(u)$ è un polinomio di grado r in u ;
2. $P_r^*(1) = 1$;
3. $\int_0^1 P_r^*(u) P_s^*(u) du = 0$ se $r \neq s$ (condizione di ortogonalità).

I polinomi di Legendre sfasati hanno la forma esplicita

$$P_r^*(u) = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* u^k, \quad (\text{B.17})$$

dove:

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!} \quad (\text{B.18})$$

Gli L -momenti di una variabile casuale X con funzione dei quantili $x(u)$ sono definiti come

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u) P_{r-1}^*(u) du. \quad (\text{B.19})$$

In termini di momenti pesati in probabilità gli L -momenti sono dati da:

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k. \quad (\text{B.20})$$

E' conveniente definire le versioni adimensionali degli L -momenti, le quali si possono ottenere dividendo gli L -momenti di ordine superiore per la misura di scala λ_2 . Si ottengono così i *rapporti degli L-momenti*, ovvero gli *L-coefficienti*

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, \quad r = 3, 4 \quad (\text{B.21})$$

che misurano la forma di una distribuzione indipendentemente dalla scala. In particolare se $r = 3$ si ottiene il coefficiente di L-asimmetria

$$L_{ca} = \frac{\lambda_3}{\lambda_2}, \quad (\text{B.22})$$

mentre se $r = 4$ si ottiene il coefficiente di L-kurtosis

$$L_{kur} = \frac{\lambda_4}{\lambda_2}. \quad (\text{B.23})$$

Il coefficiente di L-variazione L_{cv} è invece definito come:

$$L_{cv} = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}. \quad (\text{B.24})$$

B.4. Proprietà degli L-momenti

Gli L -momenti λ_1 e λ_2 , L_{cv} , L_{ca} e L_{kur} sono le quantità che Hosking e Wallis (1997) consigliano di utilizzare per descrivere le distribuzioni di probabilità. Le loro proprietà più importanti sono:

- **Esistenza.** Se esiste la media della distribuzione, allora esistono tutti i suoi L -momenti e i suoi L -coefficienti.
- **Unicità.** Se esiste la media della distribuzione, allora gli L -momenti definiscono tale distribuzione in maniera univoca, ovvero non esistono due distribuzioni diverse con gli stessi L -momenti.
- **Terminologia.** Gli L -momenti e gli L -coefficienti che si utilizzano hanno un determinato significato, paragonabile a quello dei momenti campionari.
- **Limiti algebrici.** λ_1 può assumere qualsiasi valore; $\lambda_2 \geq 0$; per una distribuzione che assume solo valori positivi $0 \leq L_{cv} < 1$; gli L -coefficienti soddisfano l'uguaglianza $|\tau_r| < 1$ per ogni $r \geq 3$. Limiti più precisi possono essere trovati per ogni τ_r : ad esempio, dato L_{ca} , allora $(5L_{ca}^2 - 1)/4 \leq L_{kur} < 1$ e, per distribuzioni che assumono solo valori positivi, dato L_{cv} si ha che $2L_{cv} - 1 \leq L_{ca} < 1$.

- **Trasformazioni lineari.** Siano X e Y due variabili casuali con L -momenti λ_r e λ_r^* rispettivamente, e si supponga che $Y = aX + b$. Allora $\lambda_1^* = a\lambda_1 + b$; $\lambda_2^* = |a|\lambda_2$; $\tau_r^* = (\text{sign}(a))^r \tau_r$, per $r \geq 3$.
- **Simmetria.** Sia X una variabile casuale simmetrica con media μ , ossia $Pr[X \geq \mu + x] = Pr[X \leq \mu - x]$ per ogni x . Allora tutti i rapporti degli L -momenti di ordine dispari valgono 0, ovvero $\tau_r = 0$ se $r = 3, 5, 7, \dots$.

Gli L -momenti sono stati calcolati per molte distribuzioni (si veda l'Appendice C). La distribuzione che gioca un ruolo centrale nella teoria degli L -momenti, analoga alla distribuzione Normale nella teoria dei momenti ordinari, è la distribuzione uniforme. Si può dimostrare che tutti gli L -momenti λ_r e rapporti degli L -momenti τ_r di ordine superiore (con $r \geq 3$) valgono zero per la distribuzione uniforme. La distribuzione Normale, per il fatto che è simmetrica, presenta gli L -momenti di ordine dispari nulli. La distribuzione esponenziale, invece, ha dei rapporti degli L -momenti particolarmente semplici: $\tau_3 = 1/3$, $\tau_4 = 1/6$.

Un modo conveniente per rappresentare gli L -momenti di diverse distribuzioni

è il diagramma dei rapporti degli L -momenti, esemplificato in Figura B.1. Questo diagramma mostra gli L -momenti in un grafico i cui assi sono il coefficiente di L -asimmetria e il coefficiente di L -kurtosis. Una distribuzione a due parametri, caratterizzata da un parametro di posizione ed uno di scala, viene rappresentata sul diagramma da un punto. Infatti se due distribuzioni differiscono solo nei parametri di posizione e di scala, allora sono distribuzioni di due variabili casuali X e $Y = aX + b$ con $a > 0$, per cui, dato la probabilità delle trasformazioni lineari degli L -momenti ($\tau_r^* = (\text{sign}(a))^r \tau_r$), hanno lo stesso L_{ca} ed L_{kur} . Una distribuzione a tre parametri, invece, dal momento che è caratterizzata dai parametri di posizione, scala e forma, viene rappresentata sul diagramma da una linea, i cui punti corrispondono a differenti valori del parametro di forma. Distribuzioni con più di un parametro di forma generalmente ricoprono aree bidimensionali sul diagramma.

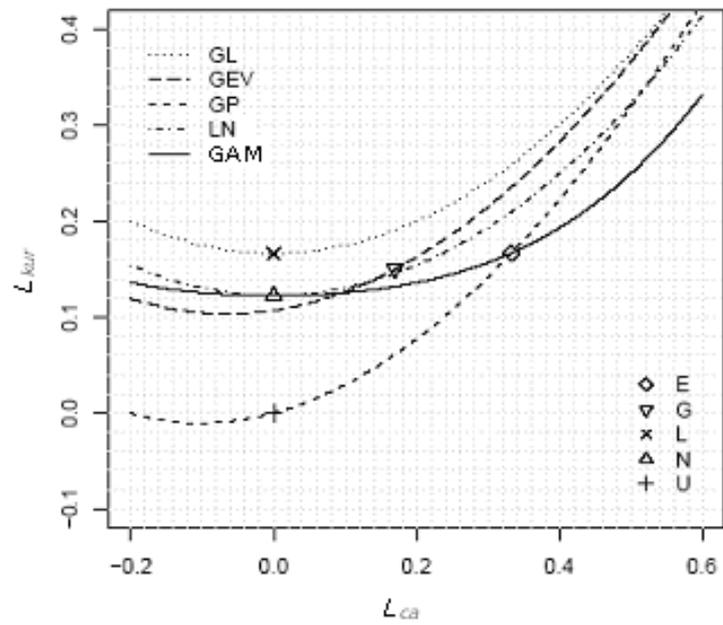


Figura B.1. Diagramma dei rapporti tra gli L-momenti. Le distribuzioni a due e a tre parametri sono riportate come punti e come linee rispettivamente. Le distribuzioni a due parametri sono: esponenziale (E), Gumbel (G), lognormale (L), normale (N), uniforme (U); quelle a tre parametri sono: logistica generalizzata (GL), generalizzata del valore estremo (GEV), Pareto generalizzata (GP), lognormale a tre parametri (LN), Pearson tipo III (GAM).

Appendice C. Distribuzioni di probabilità

C.1. Distribuzione di Gumbel

La distribuzione di Gumbel (*Gumbel, 1958*), appartenente alla famiglia esponenziale, è una delle più popolari nella modellazione di distribuzioni di frequenza di eventi naturali estremi. Da numerosi studi effettuati si è riscontrato che la Gumbel fornisce risultati molto consistenti ed è da preferire quando ci si riferisce a tempi di ritorno elevati. Tale distribuzione è caratterizzata da due parametri.

Definizioni

Parametri (2): ξ (posizione), α (scala).

Campo di esistenza di x : $-\infty < x < \infty$.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-\xi}{\alpha}\right] \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right], \quad (\text{C.1})$$

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right], \quad (\text{C.2})$$

$$x(F) = \xi - \alpha \log(-\log F). \quad (\text{C.3})$$

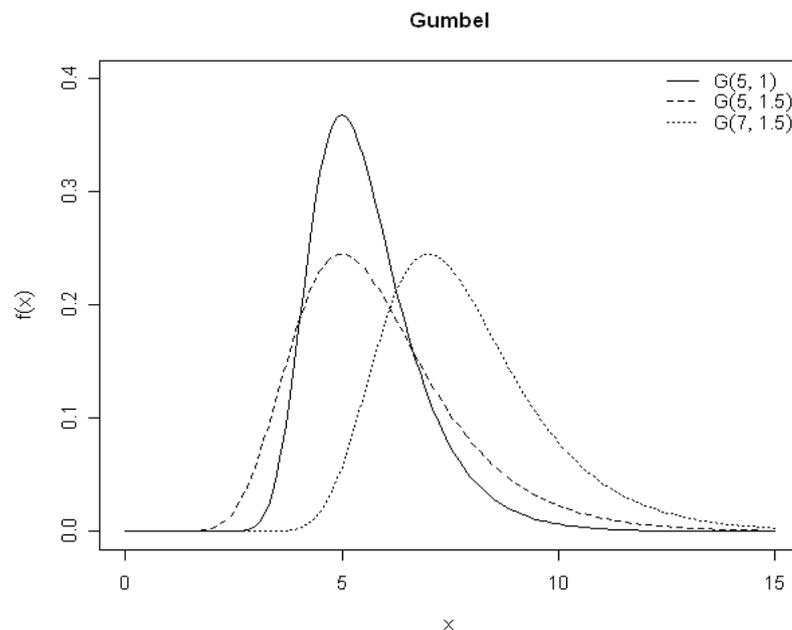


Figura C.1. Esempi di densità di probabilità di Gumbel con parametri:

(1) $\xi = 5, \alpha = 1$; (2) $\xi = 5, \alpha = 1.5$; $\xi = 7, \alpha = 1.5$.

L-coefficienti

$$L_{cv} = \frac{\alpha \log 2}{\xi + \alpha \gamma}, \quad (C.4)$$

dove γ è la costante di Eulero, 0.5772.

$$L_{ca} = \frac{\log(9/8)}{\log(2)}, \quad (C.5)$$

$$L_{kur} = \frac{[16 \log(2) - 10 \log(3)]}{\log(2)}. \quad (C.6)$$

Parametri

$$\alpha = \frac{L_{cv}}{\log 2}, \quad (C.7)$$

$$\xi = 1 - \gamma \alpha. \quad (C.8)$$

C.2. Distribuzione Pareto Generalizzata

La distribuzione Pareto Generalizzata è molto usata nell'analisi degli eventi estremi (*Pickands, (1975)* è stato probabilmente il primo ad utilizzarla in questo contesto), specialmente in idrologia e negli studi di affidabilità, quando occorre utilizzare alternative alla distribuzione esponenziale assumendo più spesso o più sottile la coda superiore della distribuzione.

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), α (scala), k (forma).

Campo di esistenza di $\xi < x \leq \xi + \alpha/k$ se $k > 0$; $\xi \leq x < \infty$ se $k \leq 0$.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} e^{-(1-k)y}, \quad (C.9)$$

dove

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\}, & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases}. \quad (C.10)$$

$$F(x) = 1 - e^{-x}, \quad (\text{C.11})$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha [1 - (1 - F)^k] / k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(1 - F), & k = 0 \end{cases}. \quad (\text{C.12})$$

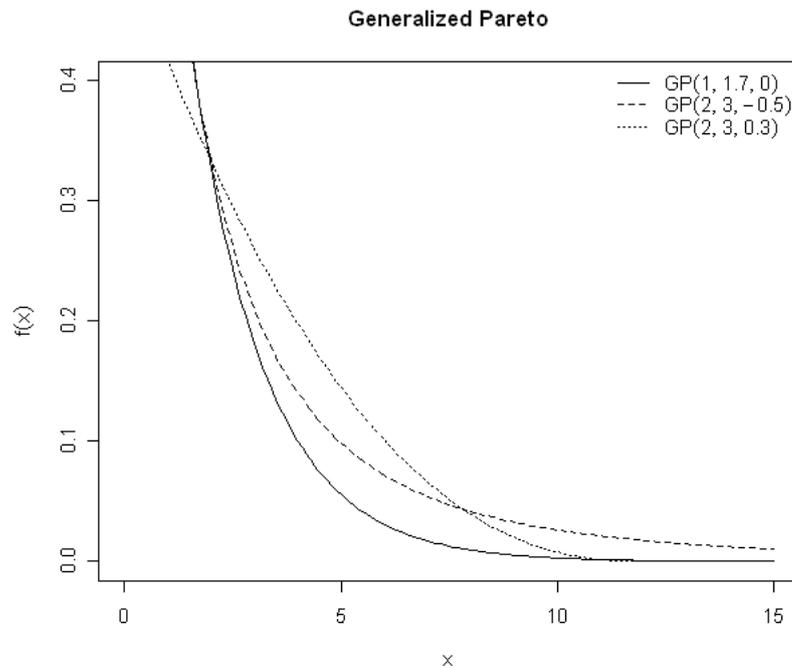


Figura C.2. Esempi di densità di probabilità della distribuzione Generalized Pareto con parametri: (1) $\xi = 5, \alpha = 1, k = 0$; (2) $\xi = 2, \alpha = 3, k = -0.5$; (3) $\xi = 2, \alpha = 3, k = -0.3$.

L-coefficienti

Gli L-coefficienti sono definiti per $k > -1$.

$$L_{CV} = \frac{\alpha}{(2+k) \cdot [\alpha + \xi(1+k)]}, \quad (\text{C.13})$$

$$L_{ca} = \frac{1-k}{3+k}, \quad (\text{C.14})$$

$$L_{kur} = \frac{(1-k)(2-k)}{(3+k)(4+k)}. \quad (\text{C.15})$$

Parametri

$$k = \frac{1 - 3L_{ca}}{1 + L_{ca}}, \quad (C.16)$$

$$\alpha = \frac{(1+k)(2+k)L_{cv}}{L_{cv}}, \quad (C.17)$$

$$\xi = 1 - (2+k)L_{cv}. \quad (C.18)$$

C.3. Distribuzione Generalizzata del Valore Estremo (GEV)

La GEV è una distribuzione a tre parametri, derivante dalla teoria dei valori estremi. Fu introdotta da *Jenkinson* (1955) per identificare la distribuzione di frequenza dei valori estremi per dati meteorologici. La GEV è largamente utilizzata in ambito idrologico soprattutto per lo studio di piene e piogge intense.

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), α (scala), k (forma).

Campo di esistenza di $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ se

$k = 0$;

$\xi + \alpha/k \leq x < \infty$ se $k < 0$.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} e^{-(1-k)y - e^{-y}}, \quad (C.19)$$

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\}, & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (C.20)$$

$$F(x) = e^{-e^{-y}}, \quad (C.21)$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha \left[1 - (-\log F)^k \right] / k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(-\log(F)), & k = 0 \end{cases} \quad (C.22)$$

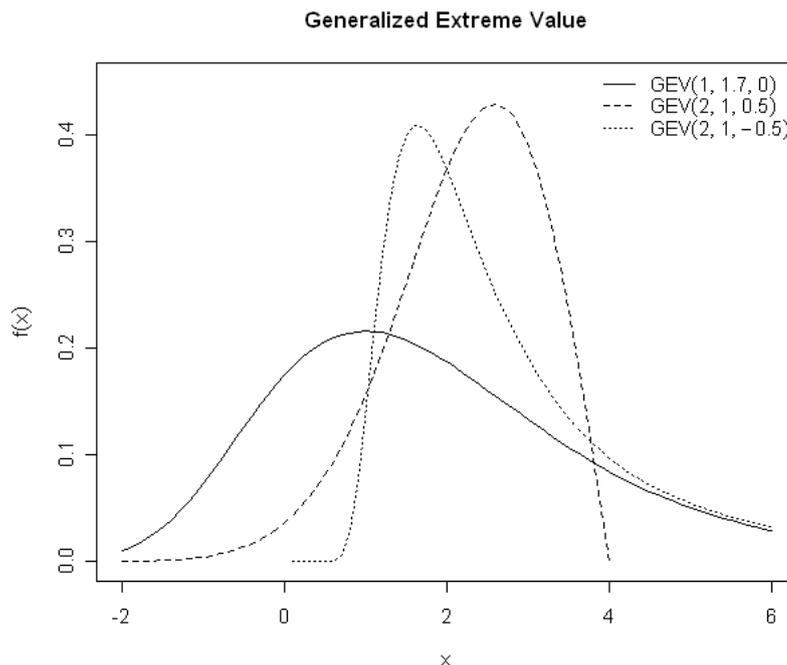


Figura C.3. Esempi di densità di probabilità della distribuzione GEV con parametri: (1) $\xi = 1, \alpha = 1.7, k = 0$; (2) $\xi = 2, \alpha = 1, k = 0.5$; (3) $\xi = 2, \alpha = 1, k = -0.5$.

L-coefficienti

Gli L-coefficienti sono definiti per $k > 1$.

$$L_{cv} = \frac{\alpha(1 - 2^{-k})\Gamma(1 + k)}{\xi + \alpha[1 - \Gamma(1 + k)]}, \quad (C.23)$$

$$L_{ca} = \frac{2(1 - 3^{-k})}{1 - 2^{-k}} - 3, \quad (C.24)$$

$$L_{kur} = \frac{[5(1 - 4^{-k}) - 10(1 - 3^{-k}) + 6(1 - 2^{-k})]}{1 - 2^{-k}}. \quad (C.25)$$

Parametri

Per la stima del parametro k non esistono formule esplicite, di conseguenza si deve ricorrere ad un'approssimazione numerica proposta da *Hosking e Wallis* (1997), che ha una precisione di 9×10^{-4} per $-0.5 \leq L_{ca} \leq 0.5$:

$$k \approx 7.8590c + 2.9554c^2, \quad (C.26)$$

dove:

$$c = \frac{2}{3 + L_{ca}} - \frac{\log 2}{\log 3}. \quad (\text{C.27})$$

Gli altri due parametri sono ricavabili da:

$$\alpha = \frac{L_{cv}k}{(1 - 2^{-k})\Gamma(1+k)} \quad (\text{C.28})$$

$$\xi = 1 - \frac{\alpha}{k} [1 - \Gamma(1+k)] \quad (\text{C.29})$$

C.4. Distribuzione Logistica Generalizzata

La distribuzione logistica generalizzata nasce come distribuzione limite ($n \rightarrow \infty$) delle medie standardizzate dei valori estremi (grandi e piccoli) di campioni casuali di lunghezza n (*Gumbel*, 1944). Esistono differenti forme di generalizzazione della distribuzione logistica. Quella qui riportata è una versione riparametrizzata della distribuzione log-logistica di *Ahmad et al.* (1988), che permette di mostrare la somiglianza della distribuzione con la Pareto generalizzata (Paragrafo C.2) e la GEV (Paragrafo C.3).

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), α (scala), k (forma).

Campo di esistenza di $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ se $k = 0$; $\xi + \alpha/k \leq x < \infty$ se $k < 0$.

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1 + e^{-y})^2}, \quad (\text{C.30})$$

dove

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\}, & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (\text{C.31})$$

$$F(x) = \frac{1}{1 + e^{-y}}, \quad (\text{C.32})$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha \left[1 - \left(\frac{1-F}{F} \right)^k \right] / k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log \left(\frac{1-F}{F} \right), & k = 0 \end{cases} \quad (\text{C.33})$$

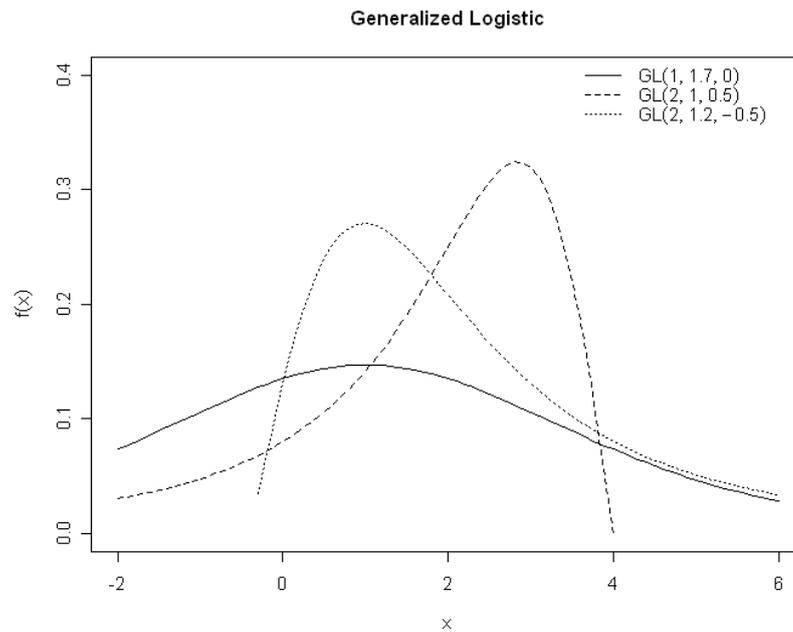


Figura C.4. Esempi di densità di probabilità della distribuzione logistica generalizzata con parametri: (1) $\xi = 1$, $\alpha = 1.7$, $k = 0$; (2) $\xi = 2$, $\alpha = 1$, $k = 0.5$; (3) $\xi = 2$, $\alpha = 1.2$, $k = -0.5$.

L-coefficienti

Gli L-momenti sono definiti per $-1 < k < 1$.

$$L_{cv} = \frac{\alpha k \pi}{\sin(k\pi) \cdot \left\{ \xi + \alpha \left[1/k - \pi / \sin(k\pi) \right] \right\}}, \quad (\text{C.34})$$

$$L_{ca} = -k, \quad (\text{C.35})$$

$$L_{kur} = \frac{1 + 5k^2}{6}. \quad (\text{C.36})$$

Parametri

$$k = -L_{ca}, \quad (C.37)$$

$$\alpha = \frac{L_{cv} \sin(k\pi)}{k\pi}, \quad (C.38)$$

$$\xi = 1 - \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\sin(k\pi)} \right). \quad (C.39)$$

C.5. Distribuzione Lognormale

La distribuzione Lognormale è applicabile ad una gran varietà di fenomeni idrologici, specialmente quando le variabili hanno limite inferiore. Infatti la curva di densità di probabilità si presenta con andamento non simmetrico e limite inferiore. Storicamente si sono susseguiti vari studi che rivelano come la distribuzione lognormale sia adattabile all'applicazione in svariati campi, dalla modellazione di picchi di portata (*Chow, 1954*), alla descrizione delle concentrazioni di inquinanti in atmosfera (*Georgopoulos & Seinfeld, 1982*).

E' interessante notare che esiste anche una giustificazione teorica all'uso di tale distribuzione: si consideri il prodotto di una serie di variabili $X=W_1W_2\dots W_N$; facendo il logaritmo di ambo i membri si ricava $\ln(X)=\ln(W_1)+\ln(W_2)+\dots+\ln(W^N)$, da cui, per il teorema del limite centrale, si ottiene che X deve avere una distribuzione log-Normale, quando il numero di fattori nella moltiplicazione tende ad essere sufficientemente elevato.

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), α (scala), k (forma).

Campo di esistenza di $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ se $k = 0$; $\xi + \alpha/k \leq x < \infty$ se $k < 0$.

$$f(x) = \frac{e^{ky-y^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}}, \quad (C.40)$$

dove

$$y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1 - k(x - \xi)/\alpha\}, & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (\text{C.41})$$

$$F(x) = \Phi(y), \quad (\text{C.42})$$

in cui $\Phi(\cdot)$ è la distribuzione di frequenza cumulata della distribuzione Normale standardizzata.

Per $x(F)$ non esiste una forma analitica, ma si può ricorrere all'utilizzo di metodi numerici. Ad esempio nella parametrizzazione della distribuzione lognormale proposta in *Hosking e Wallis (1997)*, la variabile casuale X è legata alla variabile casuale Y , che è distribuita secondo una Normale standard, in cui:

$$X = \begin{cases} \xi + \alpha(1 - e^{-kZ})/k & k \neq 0 \\ \xi + \alpha Z & k = 0 \end{cases} \quad (\text{C.43})$$

La parametrizzazione standard è invece esprimibile come:

$$F(x) = \Phi\left(\frac{\log(x - \zeta) - \mu}{\sigma}\right), \quad \zeta \leq x < \infty \quad (\text{C.44})$$

La quale può essere ottenuta dalla parametrizzazione di Hosking e Wallis considerando che:

$$k = -\sigma, \quad \alpha = \sigma e^{\mu}, \quad \xi = \zeta + e^{\mu}. \quad (\text{C.45})$$

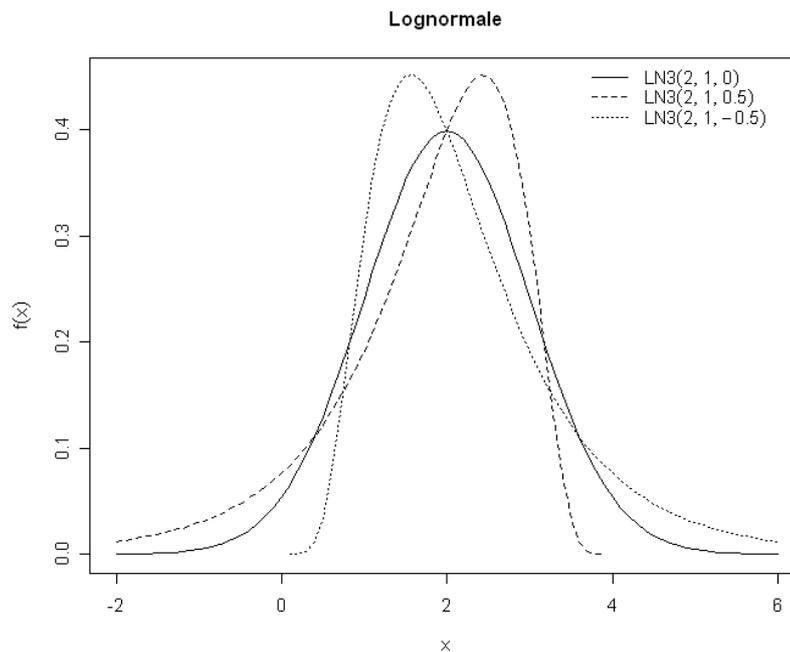


Figura C.5. Esempi di densità di probabilità della distribuzione lognormale con parametri: (1) $\xi = 2$, $\alpha = 1$, $k = 0$; (2) $\xi = 2$, $\alpha = 1$, $k = 0.5$; (3) $\xi = 2$, $\alpha = 1$, $k = -0.5$.

L-coefficienti

Gli L-coefficienti sono definiti per tutti i valori di k :

$$L_{cv} = \frac{\alpha e^{k^2/2} [1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})]}{\xi k + \alpha(1 - e^{k^2/2})}. \quad (\text{C.46})$$

Non esistono espressioni semplici per L_{ca} ed L_{kur} . Essi sono funzione del solo parametro k e possono essere calcolati tramite integrazione numerica. *Hosking e Wallis* (1997) propongono una approssimazione per L_{ca} ed L_{kur} che ha un'accuratezza rispettivamente di 2×10^{-7} e 5×10^{-7} per $|L_{ca}| \leq 0.99$ e $|L_{kur}| \leq 0.98$:

$$L_{ca} \approx -k \frac{A_0 + A_1 k^2 + A_2 k^4 + A_3 k^6}{1 + B_1 k^2 + B_2 k^4 + B_3 k^6}, \quad (\text{C.47})$$

$$L_{kur} \approx L_{kur,0} + k^2 \frac{C_0 + C_1 k^2 + C_2 k^4 + C_3 k^6}{1 + D_1 k^2 + D_2 k^4 + D_3 k^6}, \quad (C.48)$$

dove i coefficienti sono riportati in tabella C.1.

Coefficiente	Valore	Coefficiente	Valore
$L_{kur,0}$	$1.2260172 \cdot 10^{-1}$	C_3	$-1.8446680 \cdot 10^{-6}$
A_0	$4.8860251 \cdot 10^{-1}$	D_1	$8.2325617 \cdot 10^{-2}$
A_1	$4.4493076 \cdot 10^{-3}$	D_2	$4.2681448 \cdot 10^{-3}$
A_2	$8.8027039 \cdot 10^{-4}$	D_3	$1.1653690 \cdot 10^{-4}$
A_3	$1.1507084 \cdot 10^{-6}$	E_0	2.0466534
B_1	$6.4662924 \cdot 10^{-2}$	E_1	-3.6544371
B_2	$3.3090406 \cdot 10^{-3}$	E_2	1.8396733
B_3	$7.4290680 \cdot 10^{-5}$	E_3	-0.20360244
C_0	$1.8756590 \cdot 10^{-1}$	F_1	-2.0182173
C_1	$-2.5352147 \cdot 10^{-3}$	F_2	1.2420401
C_2	$2.6995102 \cdot 10^{-4}$	F_3	-0.21741801

Tabella C.1. Coefficienti di approssimazione per le equazioni (C.47), (C.48), (C.49).

Parametri

$$k \approx -L_{ca} \frac{E_0 + E_1 L_{ca}^2 + E_2 L_{ca}^4 + E_3 L_{ca}^6}{1 + F_1 L_{ca}^2 + F_2 L_{ca}^4 + F_3 L_{ca}^6}, \quad (C.49)$$

$$\alpha = \frac{L_{cv} e^{-k^2/2} k}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})}, \quad (C.50)$$

$$\xi = 1 - \frac{\alpha}{k} \left(1 - e^{k^2/2}\right). \quad (C.51)$$

C.6. Distribuzione Gamma

La distribuzione Gamma, o Pearson tipo III, è stata largamente utilizzata nel campo idrologico, ad esempio per la descrizione di grandezze quali portate massime e minime annue, volumi idrici stagionali e annuali ed anche gli eventi estremi di precipitazione. Nel caso in esame si fa riferimento alla distribuzione Gamma con tre parametri, che genera una distribuzione asimmetrica che può essere limitata superiormente o inferiormente a seconda che il valore del parametro di scala sia rispettivamente negativo o positivo.

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), β (scala), α (forma).

Il legame con i momenti ordinari μ , σ e γ è dato da $\alpha = 4/\gamma^2$, $\beta = 1/2\sigma|\gamma|$ e $\xi = \mu - 2\sigma/\gamma$. Se $\beta > 0$, allora il campo di esistenza di x è $\xi \leq x < \infty$, mentre se $\beta < 0$ è $-\infty < x \leq \xi$.

$$f(x) = \frac{1}{|\beta|\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x - \xi}{\beta} \right)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta}, \quad (C.52)$$

$$F(x) \begin{cases} G\left(\alpha, \frac{x - \xi}{\beta}\right) / \Gamma(\alpha), & \beta > 0 \\ 1 - G\left(\alpha, \frac{x - \xi}{\beta}\right) / \Gamma(\alpha), & \beta < 0 \end{cases} \quad (C.53)$$

dove $\Gamma(\cdot)$ è la funzione gamma:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{\alpha-1} e^{-t} dt, \quad (C.54)$$

mentre $G(\alpha, x)$ è la funzione gamma incompleta, definita come:

$$G(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt. \quad (C.55)$$

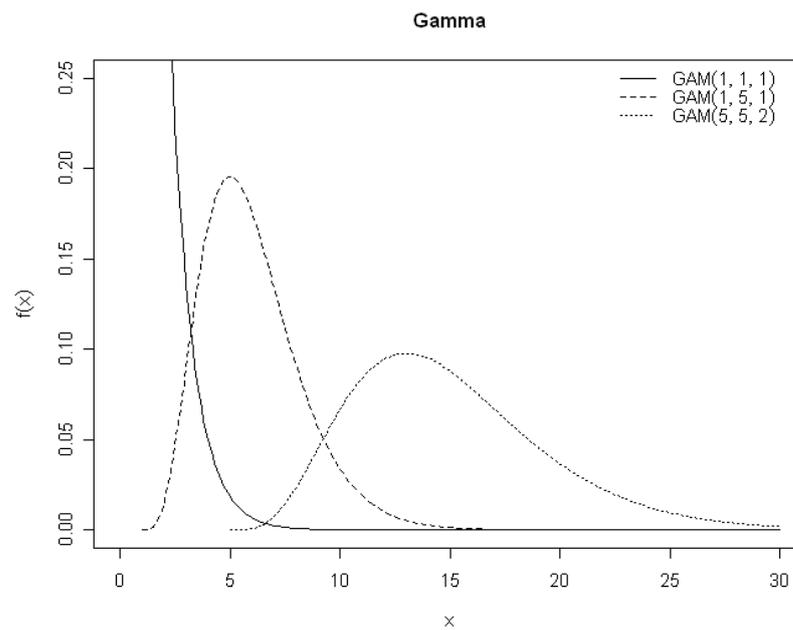


Figura C.6. Esempi di densità di probabilità della distribuzione gamma con parametri: (1) $\xi = 1, \alpha = 1, \beta = 1$; (2) $\xi = 1, \alpha = 2, \beta = 1$; (3) $\xi = 5, \alpha = 5, \beta = 2$.

L-coefficienti

Gli L-coefficienti sono definiti per $0 < \alpha < \infty$.

$$L_{cv} = \frac{\beta \Gamma(\alpha + 1/2)}{\sqrt{\pi}(\xi + \alpha\beta)\Gamma(\alpha)}, \quad (C.56)$$

$$L_{ca} = 6I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3, \quad (C.57)$$

dove $I_x(p, q)$ è la funzione beta incompleta:

$$I_x(p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \int_0^x t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt. \quad (C.58)$$

Per il calcolo del coefficiente di L-kurtosis non esiste un'espressione semplice. Tuttavia è possibile utilizzare delle approssimazioni con accuratezza di 10^{-6} , esprimendo sia L_{ca} che L_{kur} in funzione di α :

$$L_{ca} \approx \alpha^{-0.5} \frac{A_0 + A_1\alpha^{-1} + A_2\alpha^{-2} + A_3\alpha^{-3}}{1 + B_1\alpha^{-1} + B_2\alpha^{-2}}, \quad \text{se } \alpha \geq 1 \quad (\text{C.59})$$

$$L_{kur} \approx \frac{C_0 + C_1\alpha^{-1} + C_2\alpha^{-2} + C_3\alpha^{-3}}{1 + D_1\alpha^{-1} + D_2\alpha^{-2}}, \quad \text{se } \alpha \geq 1 \quad (\text{C.60})$$

$$L_{ca} \approx \frac{1 + E_1\alpha + E_2\alpha^2 + E_3\alpha^3}{1 + F_1\alpha + F_2\alpha^2 + F_3\alpha^3}, \quad \text{se } \alpha < 1 \quad (\text{C.61})$$

$$L_{kur} \approx \frac{1 + G_1\alpha + G_2\alpha^2 + G_3\alpha^3}{1 + H_1\alpha + H_2\alpha^2 + H_3\alpha^3}, \quad \text{se } \alpha < 1 \quad (\text{C.62})$$

dove i coefficienti di approssimazione assumono i valori riportati in Tabella C.2.

Coefficiente	Valore	Coefficiente	Valore
A ₀	3.2573501 10 ⁻¹	C ₀	1.2260172 10 ⁻¹
A ₁	1.6869150 10 ⁻¹	C ₁	5.3730130 10 ⁻²
A ₂	7.8327243 10 ⁻²	C ₂	4.3384378 10 ⁻²
A ₃	-2.9120539 10 ⁻³	C ₃	1.1101277 10 ⁻²
B ₁	4.6697102 10 ⁻¹	D ₁	1.8324466 10 ⁻¹
B ₂	2.4255406 10 ⁻¹	D ₂	2.0166036 10 ⁻¹
E ₁	2.3807576	G ₁	2.1235833
E ₂	1.5931792	G ₂	4.1670213
E ₃	1.1618371 10 ⁻¹	G ₃	3.1925299
F ₁	5.1533299	H ₁	9.0551443
F ₂	7.1425260	H ₂	2.6649995 10 ⁻¹
F ₃	1.9745056	H ₃	2.6193668 10 ⁻¹

Tabella C.2. Coefficienti di approssimazione per le equazioni (C.59) – (C.62).

Parametri

La stima del parametro α viene effettuata mediante una relazione con precisione di 5×10^{-5} , assumendo che $z = 3\pi L_{ca}^2$, se

$$0 < |L_{ca}| < 1/3:$$

$$\alpha \approx \frac{1 + 0.2906z}{z + 0.1882z^2 + 0.0442z^3}, \quad (\text{C.63})$$

invece se $1/3 \leq L_{ca} < 1$ si assume che $z = 1 - |L_{ca}|$ e si utilizza:

$$\alpha \approx \frac{0.36067z - 0.59567z^2 + 0.25361z^3}{1 - 2.78861z + 2.56096z^2 - 0.77045z^3}. \quad (\text{C.64})$$

Nota il parametro α è possibile ricavare gli altri parametri come:

$$\gamma = 2\alpha^{-1/2} \text{sign}(L_{ca}), \quad (\text{C.65})$$

$$\sigma = L_{cv} (\xi + \alpha\beta) \pi^{1/2} \alpha^{1/2} \Gamma(\alpha) / \Gamma(\alpha + 1/2), \quad (\text{C.66})$$

$$\mu = \frac{\pi^{-1/2} \beta \Gamma(\alpha + 1/2) / \Gamma(\alpha)}{L_{cv}}. \quad (\text{C.67})$$

C.7. Distribuzione del valore estremo a doppia componente TCEV

Il modello TCEV (Two Component Extreme Value distribution), sviluppato da *Fiorentino et al.* (1987a), ipotizza che i massimi annuali della variabile idrologica considerata provengano da una miscela di due diverse popolazioni di eventi: una "ordinaria" e l'altra "straordinaria", rappresentata dagli outliers presenti nella serie storica. Il modello infatti assume che le portate estreme non siano originate dallo stesso gruppo di funzioni di distribuzione relativo alle portate ordinarie; sotto tale ipotesi il modello assume che la densità di probabilità e la funzione di ripartizione siano costituite da una miscela di esponenziali.

Definizioni

Parametri (4): θ_1, θ_2 (posizione), Λ_1, Λ_2 (scala).

$$f(x) = \left(\frac{\Lambda_1}{\theta_1} e^{-x/\theta_1} + \frac{\Lambda_2}{\theta_2} e^{-x/\theta_2} \right) \exp(-\Lambda_1 e^{-x/\theta_1} - \Lambda_2 e^{-x/\theta_2}), \quad (\text{C.68})$$

$$F(x) = \exp(-\Lambda_1 e^{-x/\theta_1} - \Lambda_2 e^{-x/\theta_2}). \quad (\text{C.69})$$

Il quantile $x(F)$ non è esprimibile tramite espressioni analitiche dirette, poiché la relazione $F(x)$ non è direttamente invertibile. Tuttavia, per $F > 0.9$ è possibile ricorrere a un'espressione asintotica:

$$x(F) = \theta_2 \ln\left(\frac{\Lambda_2}{\Lambda_1^{\theta_1/\theta_2}}\right) + \theta_2 \ln\left(\frac{1}{1-F}\right) + \theta_1 \ln(\Lambda_1). \quad (\text{C.70})$$

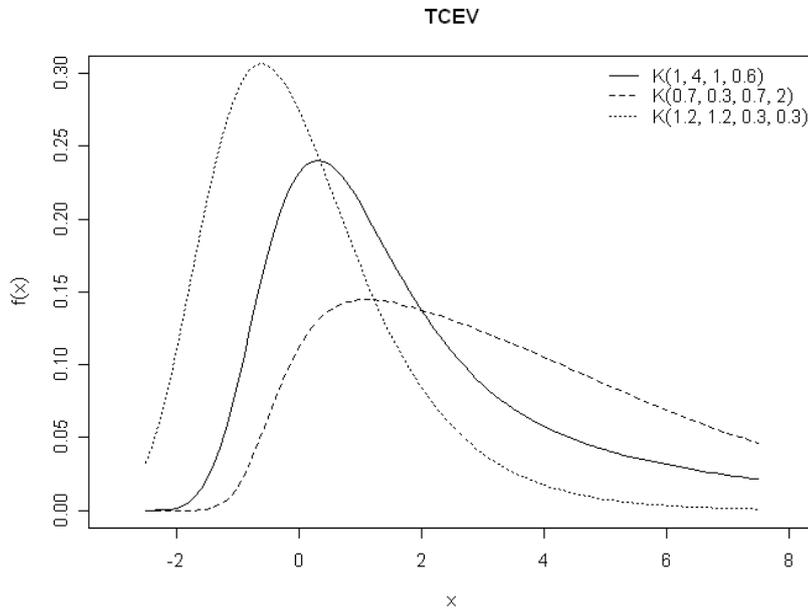


Figura C.7. Esempi di densità di probabilità della distribuzione TCEV con parametri: (1) $\theta_1 = 1, \theta_2 = 4, \Lambda_1 = 1, \Lambda_2 = 0.6$; (2) $\theta_1 = 0.7, \theta_2 = 0.3, \Lambda_1 = 0.7, \Lambda_2 = 2$; (3) $\theta_1 = 1.2, \theta_2 = 1.2, \Lambda_1 = 0.3, \Lambda_2 = 0.3$.

L-coefficienti

Non esistono relazioni semplici per il calcolo degli L-coefficienti. Questi vengono derivati dai momenti pesati in probabilità b_r (Beran et al., 1986):

$$L_{cv} = \frac{2 \cdot b_1}{b_0} - 1, \quad (C.71)$$

$$L_{ca} = \frac{2 \cdot (3b_2 - b_0)}{2b_1 - b_0} - 3, \quad (C.72)$$

$$L_{kur} = \frac{5 \cdot [2 \cdot (2b_3 - 3b_2) + b_0]}{2b_1 - b_0} + 6. \quad (C.73)$$

Il valore dei momenti pesati in probabilità b_r di ordine $r = 0, \dots, 3$ viene determinato come:

$$\frac{\theta_1}{r+1} [\gamma + \log \Lambda_1 + \log(r+1)], \quad (C.74)$$

dove $\gamma = -\int_0^{\infty} e^z \log z \cdot dz$, assumendo $z = \Lambda_1 e^{-x/\theta_1}$.

Parametri

La valutazione dei parametri della TCEV deve essere effettuata ricorrendo alla procedura di stima gerarchica proposta da *Fiorentino et al.* (1987a), la quale prevede che la stima dei parametri venga fatta per fasi successive, secondo un criterio gerarchico al quale corrispondono altrettante scale spaziali. In particolare ciascun livello di regionalizzazione è basato su ipotesi differenti e sviluppa procedimenti piuttosto articolati. Per questo motivo si rimanda a *Fiorentino et al.* (1987a) per ulteriori approfondimenti.

Alcune importanti considerazioni sul dominio di validità degli L-momenti in funzione dei parametri della distribuzione sono trattate da *Arnell & Beran* [1988].

Appendice D. Calcolo dell'incertezza delle stime regionali

Vengono riportati in questa appendice gli elementi necessari per calcolare l'incertezza delle stime di Qind, LCV e LCA ottenute mediante i modelli regressivi riportati nel testo. In particolare, per ogni modello, viene fornito il valore della varianza modello e la matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$ che rientrano nell'equazione (2.15).

Piena indice:Prima relazione (lnQind1):

- Varianza modello: 0.223
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	ln_Ybar	ln_LCV6	ln_A	ln_Hm
intercetta	1.98E+04	-1.30E+03	-9.02E+01	1.71E+00	-2.38E+00
ln_Ybar	-1.30E+03	8.57E+01	5.97E+00	-1.15E-01	1.41E-01
ln_LCV6	-9.02E+01	5.97E+00	8.67E-01	1.07E-02	4.32E-02
ln_A	1.71E+00	-1.15E-01	1.07E-02	6.06E-03	5.03E-03
ln_Hm	-2.38E+00	1.41E-01	4.32E-02	5.03E-03	3.97E-02

Seconda relazione (lnQind2):

- Varianza modello: 0.258
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	ln_R_al	ln_LAI_med	ln_LCV6	ln_LAP
intercetta	1.38E+00	1.44E-02	-1.86E-01	7.31E-01	-1.89E-02
ln_R_al	1.44E-02	1.40E-01	4.28E-02	6.13E-03	2.02E-02
ln_LAI_med	-1.86E-01	4.28E-02	1.25E-01	-4.25E-02	1.07E-02
ln_LCV6	7.31E-01	6.13E-03	-4.25E-02	5.04E-01	3.04E-02
ln_LAP	-1.89E-02	2.02E-02	1.07E-02	3.04E-02	2.32E-02

Terza relazione (lnQind3):

- Varianza modello: 0.282
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	ln_Ybar	ln_LCV6	ln_A
intercetta	2.38E+04	-1.57E+03	-1.07E+02	2.38E+00
ln_Ybar	-1.57E+03	1.04E+02	7.07E+00	-1.57E-01
ln_LCV6	-1.07E+02	7.07E+00	1.00E+00	6.77E-03
ln_A	2.38E+00	-1.57E-01	6.77E-03	6.60E-03

Quarta relazione (lnQind4):

- Varianza modello: 0.285
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	ln_Hm_radqA	ln_ETP
intercetta	8.86E+01	-1.16E+00	-1.40E+01
ln_Hm_radqA	-1.16E+00	2.78E-02	1.87E-01
ln_ETP	-1.40E+01	1.87E-01	2.20E+00

L-CV:Prima relazione (LCV1):

- Varianza modello: 0.0103
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	LC_4	LC_1	IPSOinterq	SLDP
intercetta	2.27E-03	-1.24E-04	-1.75E-04	-1.26E-06	-2.19E-04
LC_4	-1.24E-04	2.11E-04	-3.78E-05	1.21E-07	-1.44E-05
LC_1	-1.75E-04	-3.78E-05	1.32E-04	-2.71E-07	2.21E-05
IPSOinterq	-1.26E-06	1.21E-07	-2.71E-07	5.42E-09	-1.06E-07
SLDP	-2.19E-04	-1.44E-05	2.21E-05	-1.06E-07	4.74E-05

Seconda relazione (LCV2):

- Varianza modello: 0.0104
- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	LC_4	FA_std	FA_skw	Hm_radqA
intercetta	4.72E-03	-5.81E-04	-3.29E-07	3.14E-04	-1.58E-02
LC_4	-5.81E-04	2.39E-04	2.52E-08	4.18E-05	1.67E-03
FA_std	-3.29E-07	2.52E-08	3.07E-11	-1.13E-08	9.72E-07
FA_skw	3.14E-04	4.18E-05	-1.13E-08	3.27E-03	3.69E-05
Hm_radqA	-1.58E-02	1.67E-03	9.72E-07	3.69E-05	7.10E-02

Terza relazione (LCV3):

- Varianza modello: 0.0124

- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	F_f	R_al	IMPERMEABILITA
intercetta	7.08E-03	7.64E-03	-1.82E-02	9.31E-09
F_f	7.64E-03	3.20E-02	-3.56E-02	9.54E-08
R_al	-1.82E-02	-3.56E-02	6.15E-02	-1.68E-07
IMPERMEABILITA	9.31E-09	9.54E-08	-1.68E-07	3.31E-12

L-CA:Prima relazione (LCA1):

- Varianza modello: 0.0314

- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	n	LC_4	perm_BA_and_MOBA	SLDP
intercetta	8.88E-02	-2.03E-01	-4.21E-03	2.34E-05	2.19E-04
n	-2.03E-01	5.82E-01	6.31E-03	-5.01E-04	-3.52E-03
LC_4	-4.21E-03	6.31E-03	8.43E-04	1.13E-05	-2.02E-05
perm_BA_and_MOBA	2.34E-05	-5.01E-04	1.13E-05	2.08E-06	7.05E-06
SLDP	2.19E-04	-3.52E-03	-2.02E-05	7.05E-06	1.62E-04

Seconda relazione (LCA2):

- Varianza modello: 0.0417

- Matrice $(X^T \Lambda^{-1} X)^{-1}$:

	intercetta	IPSOinterq	LC_4	PERMEABILITA
intercetta	5.01E-03	-8.46E-06	-9.53E-04	5.26E-08
IPSOinterq	-8.46E-06	2.65E-08	1.05E-06	-4.43E-10
LC_4	-9.53E-04	1.05E-06	9.16E-04	-5.64E-08
PERMEABILITA	5.26E-08	-4.43E-10	-5.64E-08	2.72E-11

Appendice E. Confronto con altri metodi di analisi regionale in bacini non strumentati

E.1. Introduzione

Nella presente Appendice si applicano le relazioni stimate ad un set di bacini non strumentati, per cui sono disponibili, da studi precedenti (VAPI Calabria, 1989; P.A.I. - Piano stralcio di bacino per l'Assetto Idrogeologico, 2001 e succ. modif.), le stime della piena indice e/o dei quantili.

Dal momento che, come emerge già dalla Figura E.1, il gruppo di bacini non strumentati differisce notevolmente, per posizione ed area, dall'insieme dei bacini di taratura, sono necessarie alcune precisazioni circa le condizioni di applicabilità del metodo proposto. A tal fine sono stati definiti dei criteri riportati nel paragrafo E.2.

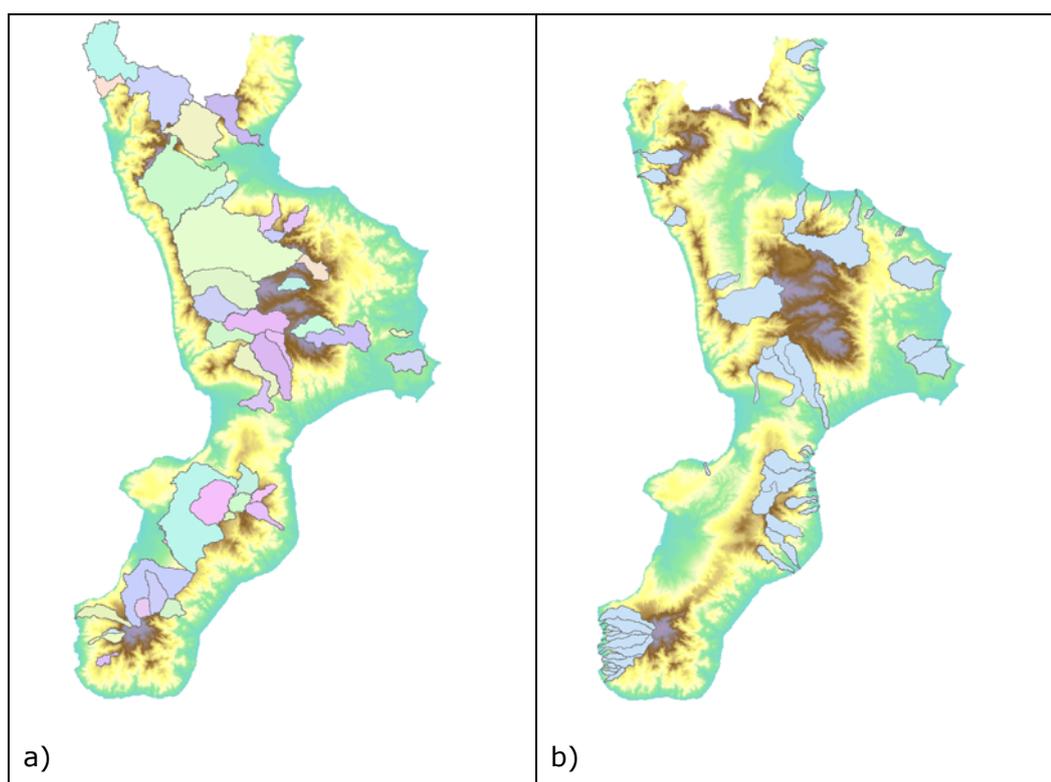


Figura E.1. Rappresentazione dei bacini strumentati (caso a)) e non strumentati (caso b)) considerati.

Nel paragrafo E.3, si è quindi proceduto alla stima della piena indice e dei quantili per i diversi bacini considerati, confrontandoli successivamente con le corrispondenti stime ottenute con i metodi VAPI e PAI.

E.2. Condizioni di applicabilità del metodo

In questo paragrafo si riportano alcuni criteri per l'applicazione dei modelli proposti per la stima della piena indice, con particolare riferimento all'applicabilità di tali relazioni in bacini non strumentati. Gli esempi riportati fanno riferimento ad un insieme di bacini non strumentati di riferimento (vedi paragrafo E.1).

I modelli multiregressivi analizzati in questo studio sono stati ovviamente calibrati su un limitato set di bacini strumentati, utilizzando i valori dei descrittori per essi disponibili. Per questo motivo, quando il modello viene applicato a bacini non strumentati, risulta necessario verificare che i descrittori utilizzati non siano troppo dissimili da quelli utilizzati in taratura, cosa che determinerebbe forti estrapolazioni da parte del modello. Nel caso in cui il modello prescelto non risulti adeguato, è possibile utilizzare una delle formulazioni alternative proposte al paragrafo 3.2.1.

Per quanto appena detto, prima di effettuare la stima della piena indice in bacini non strumentati, si sono definiti un limite superiore ed un limite inferiore per ognuno dei descrittori usati in taratura, secondo il seguente criterio:

- Limite inferiore pari al valore minimo tra
 - Valore minimo del descrittore in esame
 - Mediana del descrittore meno 3 volte il valore del range interquartile (50% - 25%)
- Limite superiore pari al valore massimo tra
 - Valore massimo del descrittore in esame
 - Mediana del descrittore più 3 volte il valore del range interquartile (75% - 50%)

Tali limiti sono utilizzati per costruire un ambito "ragionevole" di estrapolazione. Se il descrittore del bacino non strumentato ricade nei limiti appena definiti, esso viene utilizzato; diversamente, il descrittore viene corretto e posto pari al limite inferiore (se minore del limite inferiore) o superiore (se maggiore del limite superiore).

Tale semplificazione consente una stima "controllata" in estrapolazione, anche se si richiede una attenta analisi dei singoli casi corretti per poter individuare eventuali incongruenze delle stime finali.

E.3. Applicazione e confronto

Si riportano nel seguito alcuni grafici relativi ai confronti tra i valori ottenuti nell'ambito della presente analisi e quelli disponibili da analisi precedenti (VAPI Calabria, 1989; PAI, 2001); tutti i valori di portata sono stati normalizzati rispetto all'area del bacino per omogeneità di rappresentazione (*portate specifiche*).

In particolare si sono considerati i seguenti casi:

1. Confronto tra la piena indice (normalizzata rispetto all'area) stimata nel presente studio e la piena indice ottenuta tramite la procedura VAPI (Figura E.2);
2. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 50$ anni ed il corrispondente quantile riportato sul PAI (Figura E.3);
3. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 50$ anni ed il corrispondente quantile ottenuto tramite la procedura VAPI (Figura E.4);
4. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 200$ anni ed il corrispondente quantile riportato sul PAI (Figura E.5);
5. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 200$ anni ed il corrispondente quantile ottenuto tramite la procedura VAPI (Figura E.6);
6. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 500$ anni ed il corrispondente quantile riportato sul PAI (Figura E.7);
7. Confronto tra le stime di piene con periodo di ritorno $T = 500$ anni ed il corrispondente quantile ottenuto tramite la procedura VAPI (Figura E.8).

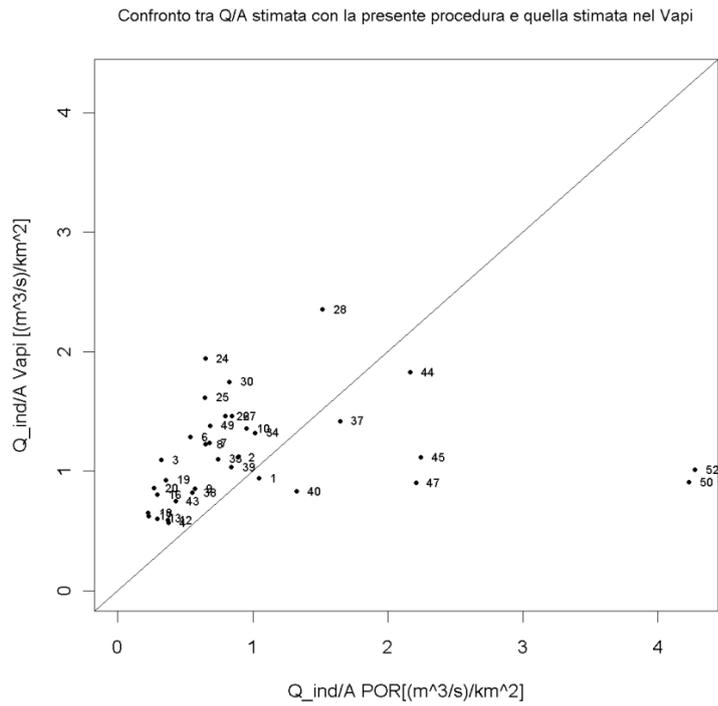


Figura E.2. Confronto tra la piena indice specifica stimata nel presente studio e la piena indice specifica ottenuta tramite la procedura VAPI.

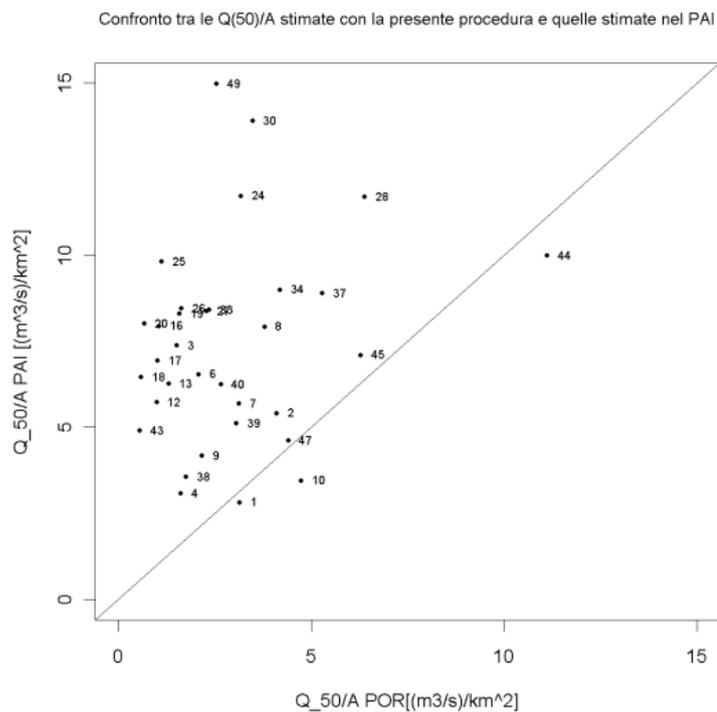


Figura E.3. Confronto tra la Q(50), normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la Q(50) specifica riportata sul PAI.

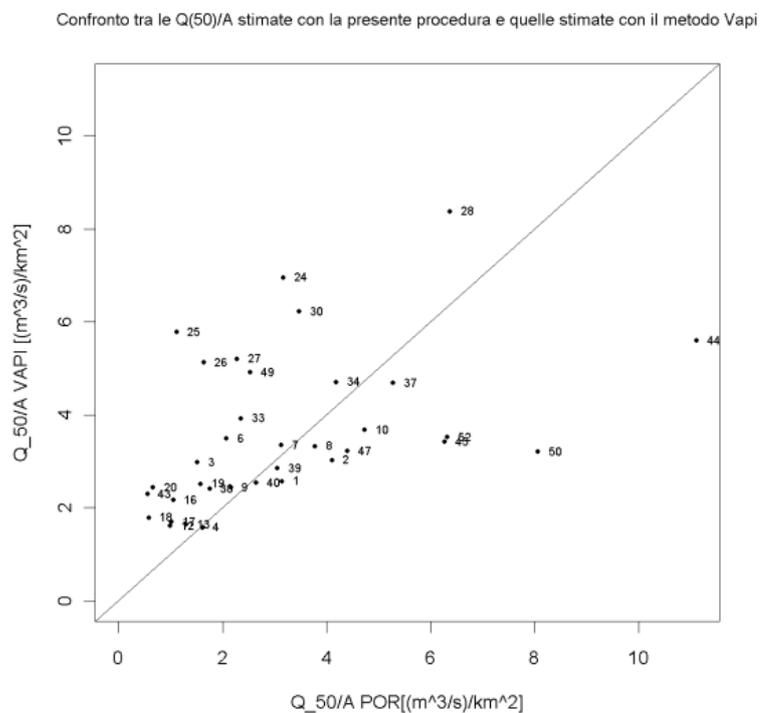


Figura E.4. Confronto tra la Q(50), normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la Q(50) specifica ottenuta tramite la procedura VAPI.

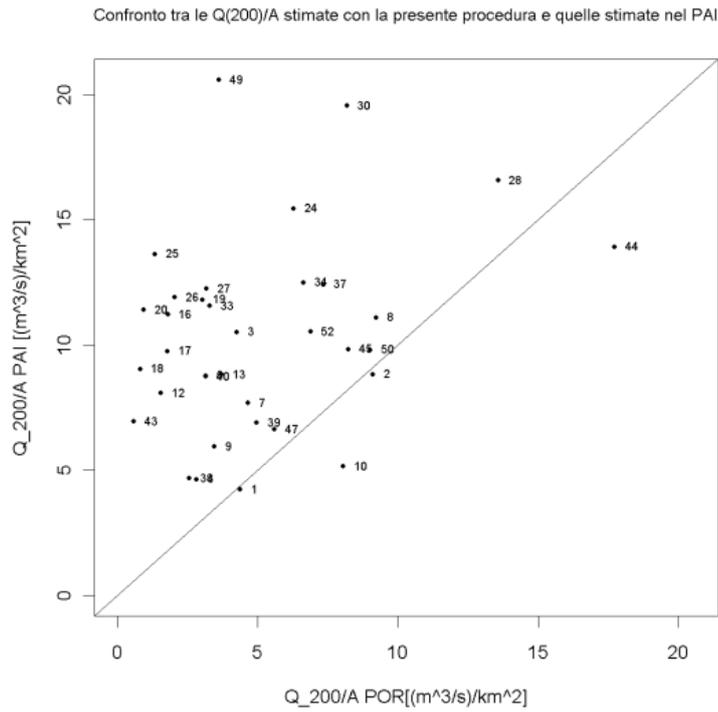


Figura E.5. Confronto tra la $Q(200)$, normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la $Q(200)$ specifica riportata sul PAI.

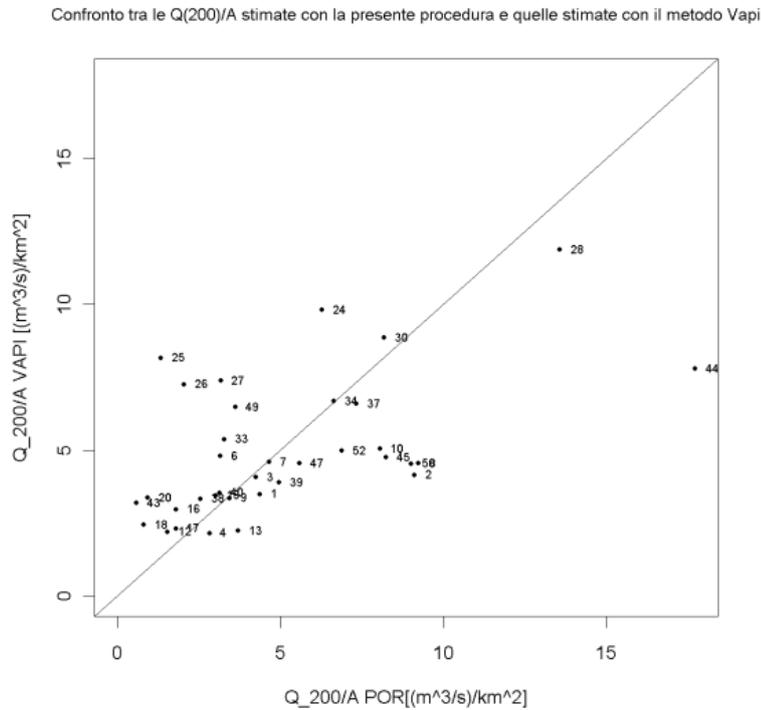


Figura E.6. Confronto tra la $Q(200)$, normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la $Q(200)$ specifica ottenuta tramite la procedura VAPI.

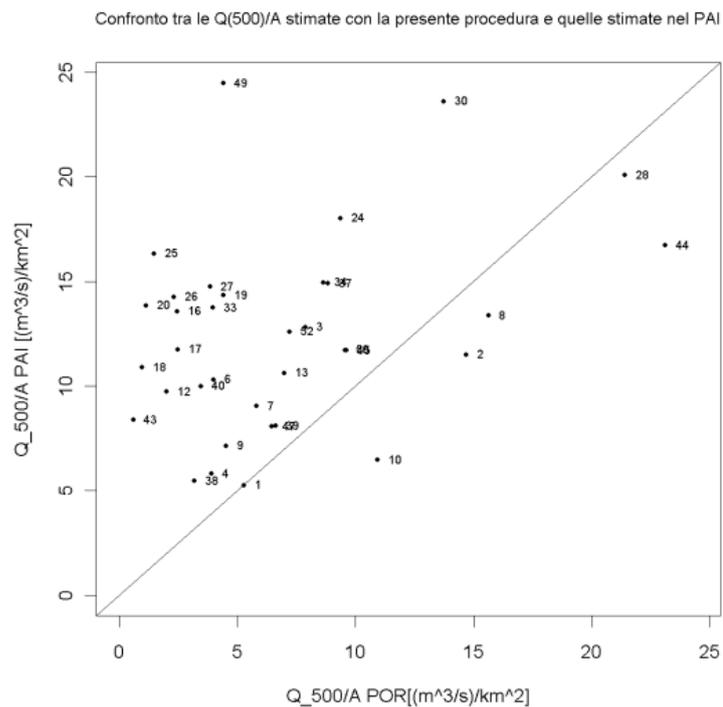


Figura E.7. Confronto tra la $Q(500)$, normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la $Q(500)$ specifica riportata sul PAI.

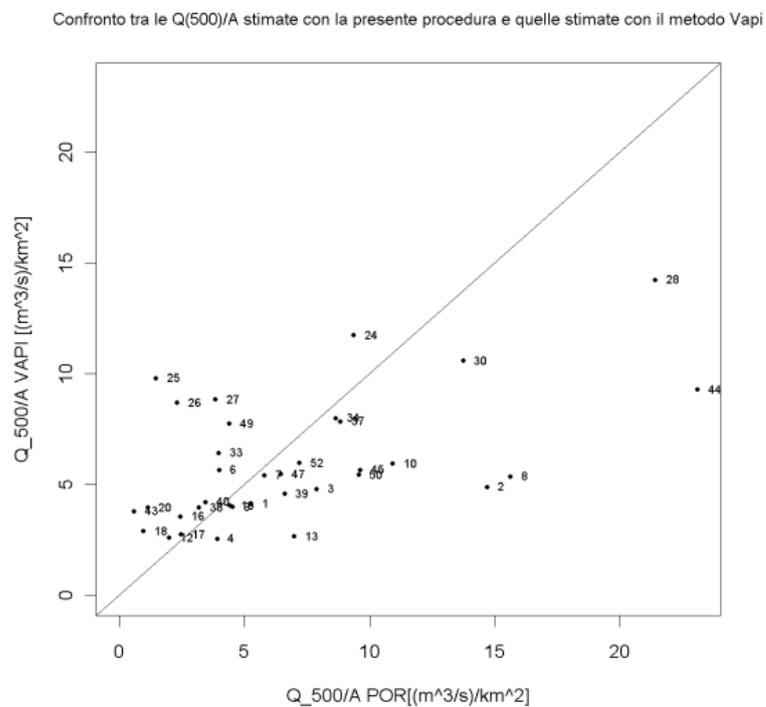


Figura E.8. Confronto tra la $Q(500)$, normalizzata rispetto all'area, stimata nel presente studio e la $Q(500)$ specifica ottenuta tramite la procedura VAPI.

Allegati

Allegato I.
Descrittori dei bacini idrografici

Cod	Bacino - stazione	A [km ²]	perim [m]	Hm [m]	DH1 [m]
-----	-------------------	-------------------------	--------------	-----------	------------

2001	Alaco a Mammone	16.16	24.40	1046.9	299
2002	Alaco a Pirella	31.68	39.70	971.2	944
2088	Allaro a P.Mongiano	11.49	19.20	1004.5	257
1832	Alli ad Orso	46.47	60.00	1150.7	1077
2902	Amato a Licciardi	180.96	124.30	572.3	1335
2901	Amato a Marino	111.67	86.60	761.8	1235
1960	Ancinale a Razzona	112.06	73.10	818.4	884
1995	Ancinale a Spadola	44.55	37.10	941.3	652
2511	Annunziata a Staorino	7.80	22.40	1075.4	965
2003	Assi a Botteria	52.69	54.50	804.5	1294
1015	Busento a Cosenza	143.88	80.60	711.3	1135
2542	Calabrò a Puzgara	81.00	58.80	579.8	1490
2231	Careri a Bosco	45.85	39.30	599.6	1440
2495	Catona a Reggio Calabria	65.92	68.70	660.9	1827
1302	Colognati a Pizzuto	44.97	45.00	837.4	1319
1872	Corace a Grascio	177.34	93.90	823.2	1333
1301	Coriglianeto a Corigliano	51.42	56.60	698.3	1094
1185	Coscile a Camerata	274.50	110.10	765.5	2184
1025	Crati a Castiglione Cosentino	403.61	117.60	717.6	1651
986	Crati a Conca	1323.71	264.13	665.4	1786
1010	Crati a Cosenza	127.35	66.20	969.3	1570
1155	Crati a S.Sofia	1270.37	238.70	690.2	1798
2541	Duverso a S. Giorgia	35.44	31.20	952.8	1320
983	Esaro a Cameli	54.91	46.00	755.5	1521
985	Esaro a La Musica	537.37	165.00	526.8	1923
1685	Esaro a S.Francesco	87.90	57.30	112.8	220
1665	Esaro a Ponte Forcosa	43.99	37.90	133.4	195
987	Follone a S.Marco	33.72	40.00	688.5	979
1474	Garga a Torre Garga	43.66	43.60	1444.6	544
991	Iassa a Vizza	37.48	35.10	736.4	801
3150	Lao a Piè di Borgo	281.86	117.92	836.9	1870
1476	Lese Schiena d'Asino	56.50	55.80	1225.8	1012
1871	Melito a Olivella	40.02	52.10	869.8	1053
2635	Mesima a Sbarretta	695.44	172.50	426.6	1235
2632	Metramo a Carmine	238.02	101.60	616.9	1222
2631	Metramo a Castagnara	16.13	21.80	1005.2	439
988	Mucone a Cecita	153.64	90.30	1286.8	681
3155	Noce a Castrocuoco	265.79	119.68	793.9	1896
3153	Noce a La Calda	41.59	51.04	1079.1	1410
3154	Noce a Le Fornaci	250.92	122.56	813.1	1846
2544	Rizziconi	374.00	123.00	587.4	1862
2985	Savuto a Persico	257.21	118.50	901.7	1518
2982	Savuto a Ponte Savuto	158.52	88.90	1047.6	1401
2981	Savuto a Poverella	54.08	43.60	1319.1	531
1731	Tacina a Riviotto	77.07	71.00	1304.7	1476
1733	Tacina a Serrarossa	225.75	112.30	882.3	1713
1341	Trionto a Difesa	28.13	34.30	1108.3	426
1145	Turbolo a Mongrassano	27.93	37.90	311.4	909
2463	Valanidi a Rosario	17.78	32.70	863.4	828
2543	Vasi a Scifà	17.18	25.30	1471.4	965

Cod	Bacino - stazione	DH2 [m]	eps [-]	aspect [°]	Cc [-]
-----	-------------------	------------	------------	---------------	-----------

2001	Alaco a Mammone	97.9	0.327	27.01	5.378
2002	Alaco a Pirella	667.2	0.707	32.4	6.249
2088	Allaro a P.Mongiano	107.5	0.418	16.45	5.020
1832	Alli ad Orso	700.7	0.651	70.44	7.798
2902	Amato a Licciardi	527.3	0.395	77.69	8.187
2901	Amato a Marino	616.8	0.499	61.69	7.261
1960	Ancinale a Razzona	301.4	0.341	44.71	6.118
1995	Ancinale a Spadola	192.3	0.295	50.63	4.925
2511	Annunziata a Staorino	554.4	0.574	88.19	7.108
2003	Assi a Botteria	691.5	0.534	174.94	6.652
1015	Busento a Cosenza	483.3	0.426	48.03	5.954
2542	Calabrò a Puzgara	510.8	0.343	61.57	5.789
2231	Careri a Bosco	483.6	0.336	132.15	5.142
2495	Catona a Reggio Calabria	660.9	0.362	256.37	7.497
1302	Colognati a Pizzuto	690.4	0.523	43.28	5.946
1872	Corace a Grascio	727.2	0.546	88.79	6.247
1301	Coriglianeto a Corigliano	616.3	0.563	61.19	6.993
1185	Coscile a Camerata	696.5	0.319	331.66	5.888
1025	Crati a Castiglione Cosentino	556.6	0.337	54.03	5.186
986	Crati a Conca	639.4	0.358	56.49	6.432
1010	Crati a Cosenza	727.3	0.463	260.87	5.198
1155	Crati a S.Sofia	641.2	0.357	57.08	5.934
2541	Duverso a S. Giorgia	594.8	0.451	54.82	4.643
983	Esaro a Cameli	481.5	0.317	49.92	5.500
985	Esaro a La Musica	483.8	0.252	15.45	6.306
1685	Esaro a S.Francesco	94.8	0.431	53.95	5.415
1665	Esaro a Ponte Forcosa	90.4	0.464	39.73	5.063
987	Follone a S.Marco	415.5	0.424	43.54	6.104
1474	Garga a Torre Garga	220.6	0.405	55.37	5.846
991	Iassa a Vizza	312.4	0.390	42.04	5.080
3150	Lao a Piè di Borgo	567.9	0.304	82.09	6.223
1476	Lese Schiena d'Asino	547.8	0.541	50.44	6.577
1871	Melito a Olivella	542.8	0.515	265.08	7.297
2635	Mesima a Sbarretta	404.6	0.328	78.59	5.796
2632	Metramo a Carmine	587.9	0.481	83.4	5.835
2631	Metramo a Castagnara	208.2	0.474	258.45	4.809
988	Mucone a Cecita	163.8	0.241	38.46	6.455
3155	Noce a Castrocuoco	694.9	0.367	82.66	6.504
3153	Noce a La Calda	494.1	0.350	77.88	7.012
3154	Noce a Le Fornaci	664.1	0.360	86.88	6.855
2544	Rizziconi	563.4	0.303	62.03	5.635
2985	Savuto a Persico	742.7	0.489	88.99	6.547
2982	Savuto a Ponte Savuto	771.6	0.551	263.32	6.256
2981	Savuto a Poverella	173.1	0.326	80.66	5.253
1731	Tacina a Rivioto	1023.7	0.694	48.74	7.166
1733	Tacina a Serrarossa	838.3	0.489	30.66	6.622
1341	Trionto a Difesa	111.3	0.261	24.95	5.730
1145	Turbolo a Mongrassano	219.4	0.241	18.34	6.354
2463	Valanidi a Rosario	509.4	0.615	257.92	6.871
2543	Vasi a Scifà	550.4	0.570	56	5.408

Cod	Bacino - stazione	IPSOinterq [m]	d_topo [-]	F_f [-]	Hm_radqA [-]
-----	-------------------	-------------------	---------------	------------	-----------------

2001	Alaco a Mammone	83	24	0.308	0.260
2002	Alaco a Pirella	140	58	0.112	0.173
2088	Allaro a P. Mongiano	103	17	0.285	0.296
1832	Alli ad Orso	154	108	0.076	0.169
2902	Amato a Licciardi	562	114	0.078	0.043
2901	Amato a Marino	175	150	0.083	0.072
1960	Ancinale a Razzona	219	96	0.146	0.077
1995	Ancinale a Spadola	173	30	0.462	0.141
2511	Annunziata a Staorino	283	21	0.086	0.385
2003	Assi a Botteria	604	94	0.143	0.111
1015	Busento a Cosenza	325	48	0.579	0.059
2542	Calabrò a Puzgara	728	47	0.224	0.064
2231	Careri a Bosco	619	42	0.432	0.089
2495	Catona a Reggio Calabria	642	64	0.100	0.081
1302	Colognati a Pizzuto	479	69	0.180	0.125
1872	Corace a Grascio	334	187	0.099	0.062
1301	Coriglianeto a Corigliano	344	87	0.163	0.097
1185	Coscile a Camerata	677	45	0.331	0.046
1025	Crati a Castiglione Cosentino	516	62	0.464	0.036
986	Crati a Conca	752	213	0.238	0.018
1010	Crati a Cosenza	700	45	0.300	0.086
1155	Crati a S. Sofia	750	174	0.328	0.019
2541	Duverso a S. Giorgia	600	24	0.569	0.160
983	Esaro a Cameli	375	73	0.231	0.102
985	Esaro a La Musica	535	97	0.268	0.023
1685	Esaro a S. Francesco	88	37	0.345	0.012
1665	Esaro a Ponte Forcosa	68	29	0.423	0.020
987	Follone a S. Marco	240	31	0.265	0.119
1474	Garga a Torre Garga	145	72	0.141	0.219
991	Iassa a Vizza	229	27	0.225	0.120
3150	Lao a Piè di Borgo	514	74	0.264	0.050
1476	Lese Schiena d'Asino	279	87	0.093	0.163
1871	Melito a Olivella	420	88	0.090	0.137
2635	Mesima a Sbarretta	459	106	0.297	0.016
2632	Metramo a Carmine	563	65	0.227	0.040
2631	Metramo a Castagnara	129	29	0.829	0.250
988	Mucone a Cecita	177	36	0.515	0.104
3155	Noce a Castrocucco	413	96	0.185	0.049
3153	Noce a La Calda	359	34	0.145	0.167
3154	Noce a Le Fornaci	402	78	0.218	0.051
2544	Rizziconi	685	66	0.361	0.030
2985	Savuto a Persico	581	121	0.124	0.056
2982	Savuto a Ponte Savuto	450	95	0.128	0.083
2981	Savuto a Poverella	126	39	0.219	0.179
1731	Tacina a Riviotto	413	106	0.079	0.149
1733	Tacina a Serrarossa	1187	105	0.126	0.059
1341	Trionto a Difesa	61	39	0.252	0.209
1145	Turbolo a Mongrassano	165	25	0.169	0.059
2463	Valanidi a Rosario	273	35	0.119	0.205
2543	Vasi a Scifà	371	17	0.198	0.355

Cod	Bacino - stazione	DH2_radqA [-]	LLDP [km]	LAP [km]	LMV [km]
2001	Alaco a Mammone	24.351	7.35	7.24	0.280

2002	Alaco a Pirella	118.532	16.91	16.79	0.310
2088	Allaro a P.Mongiano	31.722	6.89	6.34	0.331
1832	Alli ad Orso	102.796	24.93	24.72	0.330
2902	Amato a Licciardi	39.202	52.01	48.20	0.469
2901	Amato a Marino	58.371	39.15	36.73	0.320
1960	Ancinale a Razzona	28.472	28.48	27.67	0.360
1995	Ancinale a Spadola	28.814	11.67	9.82	0.536
2511	Annunziata a Staorino	198.565	10.71	9.50	0.410
2003	Assi a Botteria	95.259	22.44	19.22	0.329
1015	Busento a Cosenza	40.295	22.23	15.76	0.409
2542	Calabrò a Puzgara	56.757	20.73	19.03	0.488
2231	Careri a Bosco	71.419	10.52	10.30	0.380
2495	Catona a Reggio Calabria	81.405	27.51	25.67	0.476
1302	Colognati a Pizzuto	102.964	16.33	15.79	0.298
1872	Corace a Grascio	54.609	43.84	42.43	0.290
1301	Coriglianeto a Corigliano	85.938	26.06	17.76	0.301
1185	Coscile a Camerata	42.041	32.34	28.80	0.730
1025	Crati a Castiglione Cosentino	27.706	31.88	29.49	0.412
986	Crati a Conca	17.575	91.25	74.56	0.450
1010	Crati a Cosenza	64.453	22.71	20.59	0.373
1155	Crati a S.Sofia	17.990	77.02	62.21	0.444
2541	Duverso a S. Giorgia	99.910	11.69	7.89	0.600
983	Esaro a Cameli	64.979	17.23	15.43	0.313
985	Esaro a La Musica	20.872	45.73	44.79	0.460
1685	Esaro a S.Francesco	10.113	17.26	15.97	0.469
1665	Esaro a Ponte Forcosa	13.632	11.18	10.20	0.485
987	Follone a S.Marco	71.562	13.33	11.27	0.419
1474	Garga a Torre Garga	33.381	19.12	17.62	0.288
991	Iassa a Vizza	51.028	14.49	12.91	0.431
3150	Lao a Piè di Borgo	33.824	33.09	32.69	0.580
1476	Lese Schiena d'Asino	72.879	25.03	24.61	0.300
1871	Melito a Olivella	85.804	21.29	21.12	0.290
2635	Mesima a Sbarretta	15.341	50.71	48.40	0.476
2632	Metramo a Carmine	38.106	35.92	32.40	0.490
2631	Metramo a Castagnara	51.828	8.53	4.41	0.300
988	Mucone a Cecita	13.217	19.60	17.27	0.457
3155	Noce a Castrocuoco	42.624	39.16	37.93	0.534
3153	Noce a La Calda	76.618	17.47	16.92	0.460
3154	Noce a Le Fornaci	41.923	34.46	33.91	0.530
2544	Rizziconi	29.135	35.31	32.20	0.488
2985	Savuto a Persico	46.310	48.48	45.63	0.408
2982	Savuto a Ponte Savuto	61.288	37.73	35.23	0.407
2981	Savuto a Poverella	23.539	17.16	15.70	0.444
1731	Tacina a Riviotto	116.609	31.36	31.15	0.300
1733	Tacina a Serrarossa	55.797	46.96	42.41	0.478
1341	Trionto a Difesa	20.989	11.00	10.57	0.300
1145	Turbolo a Mongrassano	41.516	13.83	12.87	0.481
2463	Valanidi a Rosario	120.812	12.49	12.23	0.327
2543	Vasi a Scifà	132.796	10.20	9.32	0.553

Cod	Bacino - stazione	L_orient [km]	Orient [°]	D_d [km ⁻¹]	magn [-]
2001	Alaco a Mammone	1.860	62.70	5.50	262

2002	Alaco a Pirella	5.753	58.95	5.75	529
2088	Allaro a P.Mongiano	2.228	116.08	4.24	113
1832	Alli ad Orso	9.775	149.15	5.35	593
2902	Amato a Licciardi	11.549	215.46	3.66	1540
2901	Amato a Marino	11.596	155.61	3.58	780
1960	Ancinale a Razzona	8.058	34.24	3.98	928
1995	Ancinale a Spadola	3.629	4.09	3.97	351
2511	Annunziata a Staorino	3.628	251.62	4.15	69
2003	Assi a Botteria	9.924	128.17	5.74	956
1015	Busento a Cosenza	6.884	8.17	3.12	917
2542	Calabrò a Puzgara	9.058	339.86	2.70	361
2231	Careri a Bosco	4.144	137.70	5.30	620
2495	Catona a Reggio Calabria	10.136	80.15	3.66	579
1302	Cognati a Pizzuto	6.664	41.18	4.87	721
1872	Corace a Grascio	15.029	158.04	4.49	2006
1301	Coriglianeto a Corigliano	8.578	15.62	6.32	1006
1185	Coscile a Camerata	12.577	138.78	2.71	1211
1025	Crati a Castiglione Cosentino	9.365	350.80	3.30	2807
986	Crati a Conca	27.888	8.63	3.78	10876
1010	Crati a Cosenza	8.395	279.00	3.67	1087
1155	Crati a S.Sofia	23.155	172.28	3.76	10344
2541	Duverso a S. Giorgia	3.862	20.71	3.19	213
983	Esaro a Cameli	6.069	102.99	4.36	484
985	Esaro a La Musica	18.086	66.85	3.37	3235
1685	Esaro a S.Francesco	5.494	35.08	2.28	371
1665	Esaro a Ponte Forcosa	3.865	70.81	2.53	242
987	Follone a S.Marco	4.804	44.02	3.90	293
1474	Garga a Torre Garga	5.935	110.26	3.36	283
991	Iassa a Vizza	896.014	180.00	3.04	249
3150	Lao a Piè di Borgo	5.345	282.89	2.81	1156
1476	Lese Schiena d'Asino	6.642	129.12	4.48	657
1871	Melito a Olivella	6.977	171.23	5.09	559
2635	Mesima a Sbarretta	14.893	253.94	3.43	5172
2632	Metramo a Carmine	12.310	300.10	3.36	1792
2631	Metramo a Castagnara	2.315	244.60	4.10	127
988	Mucone a Cecita	4.651	50.66	3.81	1162
3155	Noce a Castrocuoco	9.738	176.67	2.08	1150
3153	Noce a La Calda	4.901	233.50	1.88	86
3154	Noce a Le Fornaci	6.726	171.01	2.08	537
2544	Rizziconi	11.529	338.94	2.71	1818
2985	Savuto a Persico	14.317	238.07	3.06	1397
2982	Savuto a Ponte Savuto	11.914	257.47	3.16	910
2981	Savuto a Poverella	2.796	263.00	3.60	352
1731	Tacina a Riviotto	10.633	99.75	4.50	851
1733	Tacina a Serrarossa	14.172	117.70	4.50	2413
1341	Trionto a Difesa	3.511	113.83	5.28	407
1145	Turbolo a Mongrassano	5.914	73.07	3.62	226
2463	Valanidi a Rosario	3.292	77.82	6.98	468
2543	Vasi a Scifà	3.279	169.90	3.73	142

Cod	Bacino - stazione	media_FA [m]	SLDP [%]	R_a [-]	R_al [-]
2001	Alaco a Mammone	3440	4.15	3.434	0.617

2002	Alaco a Pirella	8564	5.62	3.896	0.376
2088	Allaro a P.Mongiano	3318	3.87	3.053	0.555
1832	Alli ad Orso	13573	4.35	4.564	0.309
2902	Amato a Licciardi	26094	2.56	4.645	0.292
2901	Amato a Marino	22755	3.15	3.823	0.305
1960	Ancinale a Razzona	13194	3.15	4.082	0.420
1995	Ancinale a Spadola	6356	5.70	5.279	0.646
2511	Annunziata a Staorino	4865	8.07	4.175	0.294
2003	Assi a Botteria	13223	5.79	4.908	0.365
1015	Busento a Cosenza	11362	5.21	4.860	0.609
2542	Calabrò a Puzgara	11249	7.24	6.395	0.490
2231	Careri a Bosco	6060	13.76	4.433	0.726
2495	Catona a Reggio Calabria	12555	6.66	6.234	0.333
1302	Colognati a Pizzuto	9019	8.16	4.366	0.463
1872	Corace a Grascio	22728	3.08	6.318	0.343
1301	Coriglianeto a Corigliano	13414	4.22	4.363	0.311
1185	Coscile a Camerata	17714	6.80	3.329	0.578
1025	Crati a Castiglione Cosentino	16522	5.24	4.277	0.711
986	Crati a Conca	50635	1.99	5.119	0.450
1010	Crati a Cosenza	12039	7.05	4.861	0.561
1155	Crati a S.Sofia	39469	2.32	5.096	0.522
2541	Duverso a S. Giorgia	5508	11.60	3.135	0.575
983	Esaro a Cameli	9186	8.93	4.650	0.485
985	Esaro a La Musica	27128	4.25	4.460	0.572
1685	Esaro a S.Francesco	9302	1.32	6.160	0.613
1665	Esaro a Ponte Forcosa	6064	1.79	4.838	0.669
987	Follone a S.Marco	7146	7.37	4.901	0.492
1474	Garga a Torre Garga	8867	2.88	4.261	0.390
991	Iassa a Vizza	6233	5.60	4.729	0.477
3150	Lao a Piè di Borgo	14106	5.69	4.100	0.573
1476	Lese Schiena d'Asino	9747	4.13	4.800	0.339
1871	Melito a Olivella	9245	5.01	7.118	0.335
2635	Mesima a Sbarretta	23553	2.43	3.723	0.587
2632	Metramo a Carmine	17238	3.42	3.894	0.485
2631	Metramo a Castagnara	4155	5.33	3.476	0.531
988	Mucone a Cecita	9058	3.53	4.621	0.714
3155	Noce a Castrocuoco	17567	4.82	4.140	0.470
3153	Noce a La Calda	9078	8.07	5.127	0.417
3154	Noce a Le Fornaci	13674	5.35	4.086	0.519
2544	Rizziconi	16678	5.27	4.361	0.618
2985	Savuto a Persico	20840	3.16	5.062	0.373
2982	Savuto a Ponte Savuto	17158	3.73	4.680	0.377
2981	Savuto a Poverella	8838	3.15	3.681	0.484
1731	Tacina a Riviotto	16230	4.77	5.484	0.316
1733	Tacina a Serrarossa	21327	3.68	5.343	0.361
1341	Trionto a Difesa	5830	3.97	3.736	0.544
1145	Turbolo a Mongrassano	7597	6.52	4.353	0.431
2463	Valanidi a Rosario	4843	6.65	5.276	0.381
2543	Vasi a Scifà	4626	9.45	7.289	0.459

Cod	Bacino - stazione	R_b [-]	R_c [-]	R_l [-]	R_s [-]
2001	Alaco a Mammone	3.097	0.341	1.45235	2.1

2002	Alaco a Pirella	3.805	0.252	2.029	3.24
2088	Allaro a P.Mongiano	2.706	0.391	1.4163	1.39125
1832	Alli ad Orso	4.073	0.162	2.57	1.486
2902	Amato a Licciardi	4.278	0.147	2.69013	1.69107
2901	Amato a Marino	3.683	0.187	2.185	1.76
1960	Ancinale a Razzona	3.680	0.263	1.483	2.069
1995	Ancinale a Spadola	4.586	0.407	2.2223	1.92268
2511	Annunziata a Staorino	3.243	0.195	2.02359	0.908421
2003	Assi a Botteria	4.358	0.223	2.55763	1.66181
1015	Busento a Cosenza	4.079	0.278	2.071	1.484
2542	Calabrò a Puzgara	4.938	0.294	3.23992	1.49539
2231	Careri a Bosco	3.933	0.373	2.082	1.63
2495	Catona a Reggio Calabria	5.080	0.175	2.45412	1.69777
1302	Cognati a Pizzuto	4.009	0.279	2.36403	1.37907
1872	Corace a Grascio	5.585	0.253	3.165	1.584
1301	Coriglianeto a Corigliano	3.997	0.202	2.46372	1.51908
1185	Coscile a Camerata	3.102	0.284	1.638	1548
1025	Crati a Castiglione Cosentino	3.740	0.367	1.704	1.792
986	Crati a Conca	4.681	0.238	2.471	1.845
1010	Crati a Cosenza	3.981	0.365	1.72012	1.54167
1155	Crati a S.Sofia	4.636	0.280	2.37845	1.85266
2541	Duverso a S. Giorgia	2.697	0.457	1.094	1.57
983	Esaro a Cameli	4.110	0.326	2.14	1.94
985	Esaro a La Musica	3.950	0.248	2.12	1.86
1685	Esaro a S.Francesco	5.181	0.336	2.91496	1.35088
1665	Esaro a Ponte Forcosa	4.212	0.385	2.13783	1.08421
987	Follone a S.Marco	4.118	0.265	2.34146	1.78345
1474	Garga a Torre Garga	4.012	0.288	2.09909	1.5017
991	Iassa a Vizza	3.974	0.382	2.186	1.377
3150	Lao a Piè di Borgo	3.599	0.255	1.466	1.817
1476	Lese Schiena d'Asino	4.204	0.228	2.159	1.589
1871	Melito a Olivella	6.029	0.185	3.086	1.529
2635	Mesima a Sbarretta	3.327	0.294	1.33819	2.42
2632	Metramo a Carmine	3.398	0.290	1.581	1.8
2631	Metramo a Castagnara	3.124	0.426	1.641	1.42
988	Mucone a Cecita	4.019	0.237	1.953	2.14
3155	Noce a Castrocucco	3.711	0.233	1.688	1.723
3153	Noce a La Calda	4.313	0.201	2.793	1.62
3154	Noce a Le Fornaci	3.641	0.210	1.201	1.49
2544	Rizziconi	3.743	0.310	1.52851	1.58
2985	Savuto a Persico	4.663	0.230	2.69959	1.54208
2982	Savuto a Ponte Savuto	4.106	0.252	2.5606	1.44418
2981	Savuto a Poverella	3.212	0.357	1.83864	1.7
1731	Tacina a Riviotto	4.729	0.192	2.53	1.29
1733	Tacina a Serrarossa	4.693	0.225	2.80673	1.2552
1341	Trionto a Difesa	3.298	0.300	1.809	1.82
1145	Turbolo a Mongrassano	3.903	0.244	2.61425	1.68536
2463	Valanidi a Rosario	4.510	0.209	2.41359	1.42816
2543	Vasi a Scifà	5.568	0.337	3.03401	1.41412

Cod	Bacino - stazione	sl_med_1 [%]	sl_med_2 [%]	Xsc [m]	Xbar [m]
2001	Alaco a Mammone	15.06	51.29	2644435	2642783

2002	Alaco a Pirella	26.71	35.64	2649863	2644934
2088	Allaro a P.Mongiano	14.32	58.66	2634617	2632616
1832	Alli ad Orso	31.27	35.00	2656244	2651231
2902	Amato a Licciardi	25.89	9.99	2636114	2642814
2901	Amato a Marino	27.24	14.67	2646944	2642155
1960	Ancinale a Razzona	18.82	15.40	2642546	2638012
1995	Ancinale a Spadola	18.27	27.18	2636581	2636322
2511	Annunziata a Staorino	28.81	78.87	2585707	2589150
2003	Assi a Botteria	40.7	24.44	2652314	2644512
1015	Busento a Cosenza	31.63	11.37	2628433	2627455
2542	Calabrò a Puzgara	29.24	9.29	2602230	2605348
2231	Careri a Bosco	37.04	15.00	2614177	2611388
2495	Catona a Reggio Calabria	35.67	14.21	2575642	2585628
1302	Cognati a Pizzuto	46.3	26.49	2661440	2657052
1872	Corace a Grascio	33.17	12.69	2654491	2648871
1301	Coriglianeto a Corigliano	37.62	20.14	2650155	2647845
1185	Coscile a Camerata	29.75	7.64	2628999	2620711
1025	Crati a Castiglione Cosentino	31.86	6.55	2628484	2629981
986	Crati a Conca	26.59	3.37	2635672	2631488
1010	Crati a Cosenza	37.96	16.84	2629133	2637424
1155	Crati a S.Sofia	26.44	3.60	2628457	2631567
2541	Duverso a S. Giorgia	37.95	30.37	2601965	2600599
983	Esaro a Cameli	46.05	18.89	2610111	2604197
985	Esaro a La Musica	26.79	3.22	2630875	2614245
1685	Esaro a S.Francesco	10.59	2.50	2701907	2698750
1665	Esaro a Ponte Forcosa	11.07	4.28	2699322	2695672
987	Follone a S.Marco	36.59	22.60	2615535	2612197
1474	Garga a Torre Garga	19.47	43.37	2661972	2656404
991	Iassa a Vizza	26.46	22.71	2629620	2629558
3150	Lao a Piè di Borgo	30.14	9.92	2603412	2608622
1476	Lese Schiena d'Asino	36.13	32.91	2669392	2664239
1871	Melito a Olivella	32.98	26.08	2653549	2652486
2635	Mesima a Sbarretta	22.82	2.31	2606211	2620523
2632	Metramo a Carmine	24.68	6.48	2607775	2618425
2631	Metramo a Castagnara	20.86	49.45	2626420	2628511
988	Mucone a Cecita	16.26	20.20	2651932	2648334
3155	Noce a Castrocuoco	33.99	9.58	2588446	2587881
3153	Noce a La Calda	30.7	32.87	2582862	2586801
3154	Noce a Le Fornaci	29.14	10.05	2588939	2587888
2544	Rizziconi	27.48	4.91	2599567	2603710
2985	Savuto a Persico	33.27	11.37	2626512	2638662
2982	Savuto a Ponte Savuto	31.48	17.66	2631552	2643183
2981	Savuto a Poverella	17.92	35.30	2647573	2650348
1731	Tacina a Riviotto	32.22	31.62	2674637	2664158
1733	Tacina a Serrarossa	27.74	12.47	2683422	2670874
1341	Trionto a Difesa	15.06	41.48	2652328	2649116
1145	Turbolo a Mongrassano	25.88	9.16	2624479	2618821
2463	Valanidi a Rosario	38.35	41.50	2583539	2586758
2543	Vasi a Scifà	40.1	71.18	2597240	2597815

Cod	Bacino - stazione	Ysc [m]	Ybar [m]	LC_1 [%]	LC_2 [%]
2001	Alaco a Mammone	4272884	4272030.74	0.00	100.00
2002	Alaco a Pirella	4276264	4273295.939	0.00	100.00

2088	Allaro a P.Mongiano	4263769	4264748.777	0.00	87.76
1832	Alli ad Orso	4320286	4328677.845	0.00	79.17
2902	Amato a Licciardi	4306071	4315478.491	2.37	59.61
2901	Amato a Marino	4309382	4319942.481	3.36	65.98
1960	Ancinale a Razzona	4281283	4274622.108	2.78	74.42
1995	Ancinale a Spadola	4273473	4269853.901	3.60	83.79
2511	Annunziata a Staorino	4220685	4221828.291	0.00	78.01
2003	Assi a Botterea	4259757	4265889.442	0.00	82.50
1015	Busento a Cosenza	4349913	4343098.549	4.03	61.62
2542	Calabrò a Puzgara	4244715	4236211.188	1.98	45.73
2231	Careri a Bosco	4227159	4230223.85	1.10	45.11
2495	Catona a Reggio Calabria	4226586	4228320.48	0.77	54.11
1302	Cognati a Pizzuto	4380107	4375090.983	0.00	88.73
1872	Corace a Grascio	4307903	4321842.056	1.06	76.35
1301	Coriglianeto a Corigliano	4384674	4376413.186	1.06	69.44
1185	Coscile a Camerata	4398910	4408370.214	1.94	52.10
1025	Crati a Castiglione Cosentino	4357089	4347844.306	6.64	58.49
986	Crati a Conca	4388952	4361379.676	2.98	46.67
1010	Crati a Cosenza	4349377	4348064.307	2.33	76.48
1155	Crati a S.Sofia	4383333	4360387.687	3.08	47.88
2541	Duverso a S. Giorgia	4234345	4230733.186	2.84	79.73
983	Esaro a Cameli	4384767	4386131.161	0.52	90.63
985	Esaro a La Musica	4396033	4388924.189	1.10	47.41
1685	Esaro a S.Francesco	4326781	4322285.183	4.16	14.91
1665	Esaro a Ponte Forcosa	4323336	4322066.334	3.54	14.00
987	Follone a S.Marco	4379398	4375943.907	0.49	95.29
1474	Garga a Torre Garga	4348962	4351017.619	0.00	80.58
991	Iassa a Vizza	3444806	4340819.53	1.98	60.81
3150	Lao a Piè di Borgo	4423027	4421835.149	0.85	65.11
1476	Lese Schiena d'Asino	4352965	4357156.143	0.00	98.64
1871	Melito a Olivella	4314481	4321375.842	0.18	82.44
2635	Mesima a Sbarretta	4261855	4265974.268	3.34	36.26
2632	Metramo a Carmine	4261128	4254953.308	3.69	52.64
2631	Metramo a Castagnara	4256981	4257973.425	0.00	97.02
988	Mucone a Cecita	4362273	4359325.243	0.53	51.25
3155	Noce a Castrocuoco	4427203	4436924.368	1.64	73.10
3153	Noce a La Calda	4443233	4446147.675	0.00	75.43
3154	Noce a Le Fornaci	4430740	4437383.565	1.16	73.82
2544	Rizziconi	4248356	4237596.9	1.72	44.12
2985	Savuto a Persico	4327719	4335291.391	1.15	73.58
2982	Savuto a Ponte Savuto	4334539	4337122.716	1.35	70.75
2981	Savuto a Poverella	4337037	4337377.468	0.00	55.47
1731	Tacina a Riviotto	4333393	4335193.521	0.45	94.62
1733	Tacina a Serrarossa	4326171	4332757.898	1.52	62.50
1341	Trionto a Difesa	4367937	4369355.819	0.00	28.82
1145	Turbolo a Mongrassano	4376715	4374992.926	1.68	28.16
2463	Valanidi a Rosario	4210678	4211372.489	0.00	55.03
2543	Vasi a Scifà	4229833	4226605.116	0.00	96.29

Cod	Bacino - stazione	LC_3 [%]	LC_4 [%]	LC_5 [%]	a [mm/h ⁿ]
2001	Alaco a Mammone	0.00	0.00	0.00	39.86

2002	Alaco a Pirella	0.00	0.00	0.00	42.08
2088	Allaro a P.Mongiano	12.24	0.00	0.00	32.93
1832	Alli ad Orso	17.86	0.89	2.08	21.70
2902	Amato a Licciardi	36.69	1.33	0.00	28.21
2901	Amato a Marino	30.66	0.00	0.00	26.86
1960	Ancinale a Razzona	22.43	0.37	0.00	35.47
1995	Ancinale a Spadola	11.67	0.94	0.00	34.19
2511	Annunziata a Staorino	21.99	0.00	0.00	26.78
2003	Assi a Botteria	14.17	3.33	0.00	38.45
1015	Busento a Cosenza	33.00	1.35	0.00	23.71
2542	Calabrò a Puzgara	52.20	0.09	0.00	35.36
2231	Careri a Bosco	52.03	1.76	0.00	37.33
2495	Catona a Reggio Calabria	41.97	3.15	0.00	27.85
1302	Cognati a Pizzuto	10.34	0.93	0.00	26.03
1872	Corace a Grascio	21.95	0.64	0.00	25.19
1301	Coriglianeto a Corigliano	28.68	0.82	0.00	24.06
1185	Coscile a Camerata	44.47	1.58	0.00	23.90
1025	Crati a Castiglione Cosentino	33.72	1.14	0.00	22.53
986	Crati a Conca	48.27	1.30	0.78	22.65
1010	Crati a Cosenza	20.99	0.20	0.00	22.99
1155	Crati a S.Sofia	47.11	1.29	0.64	22.48
2541	Duverso a S. Giorgia	17.43	0.00	0.00	32.92
983	Esaro a Cameli	7.06	1.79	0.00	26.56
985	Esaro a La Musica	50.08	1.03	0.38	26.34
1685	Esaro a S.Francesco	74.34	5.53	1.06	29.23
1665	Esaro a Ponte Forcosa	78.44	1.90	2.12	28.87
987	Follone a S.Marco	4.22	0.00	0.00	25.14
1474	Garga a Torre Garga	19.42	0.00	0.00	22.08
991	Iassa a Vizza	36.78	0.43	0.00	23.86
3150	Lao a Piè di Borgo	31.33	2.62	0.09	27.10
1476	Lese Schiena d'Asino	1.36	0.00	0.00	23.73
1871	Melito a Olivella	17.22	0.16	0.00	24.91
2635	Mesima a Sbarretta	60.10	0.29	0.00	31.97
2632	Metramo a Carmine	43.45	0.22	0.00	34.94
2631	Metramo a Castagnara	0.00	2.98	0.00	35.79
988	Mucone a Cecita	42.89	0.00	5.33	22.51
3155	Noce a Castrocuoco	23.63	1.63	0.00	28.82
3153	Noce a La Calda	20.83	3.74	0.00	31.09
3154	Noce a Le Fornaci	23.38	1.64	0.00	28.96
2544	Rizziconi	53.50	0.66	0.00	32.47
2985	Savuto a Persico	24.77	0.50	0.00	22.59
2982	Savuto a Ponte Savuto	27.45	0.45	0.00	21.80
2981	Savuto a Poverella	44.53	0.00	0.00	20.55
1731	Tacina a Rivieto	4.93	0.00	0.00	27.31
1733	Tacina a Serrarossa	35.78	0.20	0.00	29.04
1341	Trionto a Difesa	71.18	0.00	0.00	22.87
1145	Turbolo a Mongrassano	68.26	1.90	0.00	23.99
2463	Valanidi a Rosario	44.76	0.21	0.00	28.18
2543	Vasi a Scifà	3.71	0.00	0.00	30.98

Cod	Bacino - stazione	n [-]	aff [mm]	A1 [-]	A2 [-]
2001	Alaco a Mammone	0.468	1673	125.699	19.695
2002	Alaco a Pirella	0.452	1574	123.419	20.601

2088	Allaro a P.Mongiano	0.430	1543	119.939	26.715
1832	Alli ad Orso	0.484	1257	90.432	15.401
2902	Amato a Licciardi	0.400	1207	92.830	18.760
2901	Amato a Marino	0.404	1260	95.497	17.459
1960	Ancinale a Razzona	0.474	1522	115.311	18.747
1995	Ancinale a Spadola	0.490	1614	122.910	20.640
2511	Annunziata a Staorino	0.405	1414	108.284	19.262
2003	Assi a Botteria	0.430	1433	116.159	22.439
1015	Busento a Cosenza	0.410	1241	90.230	16.190
2542	Calabrò a Puzgara	0.484	1352	101.181	16.739
2231	Careri a Bosco	0.419	1501	123.644	13.973
2495	Catona a Reggio Calabria	0.297	1093	81.992	13.147
1302	Cognati a Pizzuto	0.499	1014	71.759	14.526
1872	Corace a Grascio	0.431	1173	84.708	13.247
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.492	991	72.009	15.729
1185	Coscile a Camerata	0.391	1037	65.608	10.365
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.390	1148	80.900	15.840
986	Crati a Conca	0.379	1093	77.320	14.619
1010	Crati a Cosenza	0.350	1067	1066.99	66.970
1155	Crati a S.Sofia	0.382	1107	78.370	14.743
2541	Duverso a S. Giorgia	0.528	1518	115.738	17.534
983	Esaro a Cameli	0.406	1451	109.341	14.702
985	Esaro a La Musica	0.389	1160	87.000	14.707
1685	Esaro a S.Francesco	0.351	665	50.580	13.131
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.351	702	52.102	12.819
987	Follone a S.Marco	0.397	1422	106.098	18.297
1474	Garga a Torre Garga	0.466	1186	83.362	16.390
991	Iassa a Vizza	0.405	1196	84.710	15.113
3150	Lao a Piè di Borgo	0.400	1400	84.088	18.615
1476	Lese Schiena d'Asino	0.499	1169	82.469	15.154
1871	Melito a Olivella	0.452	1149	82.516	11.144
2635	Mesima a Sbarretta	0.340	1123	72.053	16.450
2632	Metramo a Carmine	0.371	1318	88.197	21.190
2631	Metramo a Castagnara	0.408	1519	113.227	19.937
988	Mucone a Cecita	0.400	1199	82.195	15.506
3155	Noce a Castrocuoco	0.399	1532	97.292	26.233
3153	Noce a La Calda	0.411	1534	94.822	25.110
3154	Noce a Le Fornaci	0.400	1535	97.150	26.113
2544	Rizziconi	0.454	1316	93.153	17.152
2985	Savuto a Persico	0.410	1267	89.150	18.159
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.422	1263	87.894	17.431
2981	Savuto a Poverella	0.469	1283	88.213	18.399
1731	Tacina a Riviotto	0.526	1242	97.140	21.053
1733	Tacina a Serrarossa	0.481	1103	88.153	19.800
1341	Trionto a Difesa	0.479	1060	72.582	13.227
1145	Turbolo a Mongrassano	0.365	1168	80.780	13.066
2463	Valanidi a Rosario	0.375	964	79.913	15.746
2543	Vasi a Scifà	0.527	1584	124.893	19.675

Cod	Bacino - stazione	F1 [-]	F2 [-]	LAI_med [-]
2001	Alaco a Mammone	-0.263	0.467	3.39
2002	Alaco a Pirella	-0.246	0.494	3.41
2088	Allaro a P.Mongiano	-0.295	0.205	3.37

1832	Alli ad Orso	-0.387	0.217	3.15
2902	Amato a Licciardi	-0.340	0.280	2.87
2901	Amato a Marino	-0.358	0.265	2.72
1960	Ancinale a Razzona	-0.312	0.385	3.38
1995	Ancinale a Spadola	-0.330	0.280	3.31
2511	Annunziata a Staorino	-0.366	0.413	3.15
2003	Assi a Botteria	-0.213	0.508	2.99
1015	Busento a Cosenza	-0.350	0.400	2.85
2542	Calabrò a Puzgara	-0.283	0.491	3.62
2231	Careri a Bosco	-0.275	0.438	2.58
2495	Catona a Reggio Calabria	-0.297	0.424	3.10
1302	Cognati a Pizzuto	-0.234	0.690	3.05
1872	Corace a Grascio	-0.362	0.221	2.92
1301	Coriglianeto a Corigliano	-0.271	0.595	2.54
1185	Coscile a Camerata	-0.306	0.486	1.69
1025	Crati a Castiglione Cosentino	-0.340	0.410	2.67
986	Crati a Conca	-0.318	0.421	2.24
1010	Crati a Cosenza	-0.360	0.470	3.01
1155	Crati a S.Sofia	-0.324	0.416	2.28
2541	Duverso a S. Giorgia	-0.309	0.423	3.36
983	Esaro a Cameli	-0.377	0.634	3.09
985	Esaro a La Musica	-0.293	0.491	2.15
1685	Esaro a S.Francesco	-0.089	0.676	0.87
1665	Esaro a Ponte Forcosa	-0.087	0.668	0.87
987	Follone a S.Marco	-0.321	0.443	3.15
1474	Garga a Torre Garga	-0.322	0.290	2.15
991	Iassa a Vizza	-0.349	0.432	2.74
3150	Lao a Piè di Borgo	-0.303	0.490	1.96
1476	Lese Schiena d'Asino	-0.322	0.387	3.27
1871	Melito a Olivella	-0.379	0.164	3.25
2635	Mesima a Sbarretta	-0.291	0.512	3.25
2632	Metramo a Carmine	-0.304	0.462	3.57
2631	Metramo a Castagnara	-0.320	0.361	3.08
988	Mucone a Cecita	-0.353	0.358	2.08
3155	Noce a Castrocuoco	-0.312	0.596	1.98
3153	Noce a La Calda	-0.308	0.595	2.26
3154	Noce a Le Fornaci	-0.312	0.596	1.97
2544	Rizziconi	-0.273	0.523	3.46
2985	Savuto a Persico	-0.373	0.348	2.84
2982	Savuto a Ponte Savuto	-0.374	0.326	2.75
2981	Savuto a Poverella	-0.375	0.253	2.34
1731	Tacina a Riviotto	-0.273	0.285	2.79
1733	Tacina a Serrarossa	-0.228	0.366	2.42
1341	Trionto a Difesa	-0.274	0.612	1.96
1145	Turbolo a Mongrassano	-0.287	0.467	2.16
2463	Valanidi a Rosario	-0.203	0.580	2.50
2543	Vasi a Scifà	-0.327	0.325	3.03

Cod	Bacino - stazione	FA_std [m]	FA_skw [-]	FA_kur [-]	LCV1 [-]
2001	Alaco a Mammone	1448.86	0.022	2.72	0.245
2002	Alaco a Pirella	4172.95	-0.32	1.78	0.255
2088	Allaro a P.Mongiano	1325.83	-0.21	2.38	0.279

1832	Alli ad Orso	6130.66	-0.61	2.17	0.162
2902	Amato a Licciardi	15075.57	0.12	1.46	0.260
2901	Amato a Marino	10868.52	-0.61	1.9	0.265
1960	Ancinale a Razzona	6843.69	0.17	1.61	0.225
1995	Ancinale a Spadola	2434	-0.45	2.27	0.239
2511	Annunziata a Staorino	2506.84	-0.043	2.06	0.227
2003	Assi a Botteria	5242.07	-0.68	2.64	0.273
1015	Busento a Cosenza	4312.04	-0.21	2.6	0.191
2542	Calabrò a Puzgara	5025.6	-0.26	2.04	0.215
2231	Careri a Bosco	2204.2	-0.22	2.41	0.228
2495	Catona a Reggio Calabria	6142.4	0.23	2.29	0.245
1302	Cognati a Pizzuto	3906.78	-0.24	2.11	0.259
1872	Corace a Grascio	9918.28	-0.24	2.29	0.233
1301	Coriglianeto a Corigliano	5730.87	-0.49	2.21	0.250
1185	Coscile a Camerata	6776.86	-0.23	2.29	0.238
1025	Crati a Castiglione Cosentino	6932.08	-0.2	2.15	0.200
986	Crati a Conca	18061.15	-0.24	2.58	0.224
1010	Crati a Cosenza	4942.52	-0.16	2.14	0.193
1155	Crati a S.Sofia	16329	-0.007	2.25	0.220
2541	Duverso a S. Giorgia	2594.45	0.13	2.19	0.204
983	Esaro a Cameli	3567.75	-0.34	2.56	0.202
985	Esaro a La Musica	9801.86	-0.46	2.41	0.221
1685	Esaro a S.Francesco	3892.22	-0.25	2.11	0.310
1665	Esaro a Ponte Forcosa	2536.48	-0.2	2.21	0.323
987	Follone a S.Marco	3010.07	-0.59	2.41	0.165
1474	Garga a Torre Garga	4198.27	0.04	2.22	0.243
991	Iassa a Vizza	3073.39	0.39	2.33	0.190
3150	Lao a Piè di Borgo	6057.42	0.49	2.73	0.215
1476	Lese Schiena d'Asino	5612.69	0.54	2.39	0.232
1871	Melito a Olivella	5078.39	0.3	1.97	0.192
2635	Mesima a Sbarretta	9480.04	-0.04	2.34	0.244
2632	Metramo a Carmine	6637.57	-0.18	2.49	0.253
2631	Metramo a Castagnara	1619.69	-0.15	2.44	0.237
988	Mucone a Cecita	4029.8	0.066	2.24	0.201
3155	Noce a Castrocuoco	7916.57	0.51	3.06	0.226
3153	Noce a La Calda	4712.94	-0.12	1.69	0.216
3154	Noce a Le Fornaci	7348.02	0.77	3.1	0.223
2544	Rizziconi	6469.85	-0.15	2.45	0.201
2985	Savuto a Persico	11586	0.42	2.198	0.200
2982	Savuto a Ponte Savuto	9318.8	0.27	1.99	0.193
2981	Savuto a Poverella	4001	-0.16	2.01	0.201
1731	Tacina a Riviotto	6568.53	-0.3	2.41	0.230
1733	Tacina a Serrarossa	10866	0.08	1.86	0.208
1341	Trionto a Difesa	2425.51	-0.21	2.13	0.234
1145	Turbolo a Mongrassano	3500.13	-0.23	1.83	0.225
2463	Valanidi a Rosario	2667	0.63	2.89	0.274
2543	Vasi a Scifà	2297.7	-0.16	1.83	0.202

Cod	Bacino - stazione	LCV3 [-]	LCV6 [-]	LCV12 [-]	LCV24 [-]
2001	Alaco a Mammone	0.252	0.255	0.262	0.266
2002	Alaco a Pirella	0.260	0.253	0.261	0.267
2088	Allaro a P.Mongiano	0.264	0.268	0.220	0.262

1832	Alli ad Orso	0.210	0.205	0.224	0.271
2902	Amato a Licciardi	0.226	0.221	0.212	0.216
2901	Amato a Marino	0.225	0.217	0.204	0.199
1960	Ancinale a Razzona	0.245	0.258	0.266	0.273
1995	Ancinale a Spadola	0.242	0.256	0.264	0.267
2511	Annunziata a Staorino	0.192	0.211	0.217	0.231
2003	Assi a Botteria	0.282	0.281	0.272	0.289
1015	Busento a Cosenza	0.180	0.192	0.196	0.175
2542	Calabrò a Puzgara	0.254	0.240	0.257	0.267
2231	Careri a Bosco	0.228	0.221	0.224	0.248
2495	Catona a Reggio Calabria	0.222	0.224	0.223	0.236
1302	Cognati a Pizzuto	0.229	0.196	0.199	0.223
1872	Corace a Grascio	0.221	0.218	0.224	0.247
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.250	0.258	0.249	0.258
1185	Coscile a Camerata	0.206	0.185	0.182	0.199
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.188	0.188	0.189	0.166
986	Crati a Conca	0.201	0.194	0.193	0.184
1010	Crati a Cosenza	0.187	0.187	0.200	0.165
1155	Crati a S.Sofia	0.197	0.190	0.189	0.180
2541	Duverso a S. Giorgia	0.227	0.242	0.258	0.270
983	Esaro a Cameli	0.217	0.199	0.201	0.185
985	Esaro a La Musica	0.213	0.219	0.223	0.220
1685	Esaro a S.Francesco	0.291	0.276	0.281	0.246
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.306	0.289	0.293	0.251
987	Follone a S.Marco	0.187	0.186	0.200	0.193
1474	Garga a Torre Garga	0.259	0.247	0.208	0.210
991	Iassa a Vizza	0.176	0.185	0.198	0.175
3150	Lao a Piè di Borgo	0.169	0.163	0.144	0.162
1476	Lese Schiena d'Asino	0.220	0.209	0.214	0.245
1871	Melito a Olivella	0.188	0.191	0.214	0.240
2635	Mesima a Sbarretta	0.231	0.227	0.231	0.233
2632	Metramo a Carmine	0.257	0.244	0.233	0.239
2631	Metramo a Castagnara	0.246	0.244	0.232	0.268
988	Mucone a Cecita	0.193	0.187	0.203	0.213
3155	Noce a Castrocuoco	0.183	0.173	0.173	0.174
3153	Noce a La Calda	0.187	0.177	0.183	0.178
3154	Noce a Le Fornaci	0.183	0.173	0.174	0.174
2544	Rizziconi	0.231	0.229	0.248	0.261
2985	Savuto a Persico	0.195	0.184	0.196	0.191
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.198	0.189	0.200	0.199
2981	Savuto a Poverella	0.239	0.225	0.209	0.235
1731	Tacina a Riviotto	0.238	0.243	0.235	0.263
1733	Tacina a Serrarossa	0.219	0.229	0.227	0.245
1341	Trionto a Difesa	0.199	0.186	0.187	0.222
1145	Turbolo a Mongrassano	0.191	0.183	0.178	0.174
2463	Valanidi a Rosario	0.250	0.208	0.187	0.254
2543	Vasi a Scifà	0.175	0.217	0.236	0.244

Cod	Bacino - stazione	LCA1 [-]	LCA3 [-]	LCA6 [-]	LCA12 [-]
2001	Alaco a Mammone	0.246	0.242	0.232	0.245
2002	Alaco a Pirella	0.230	0.227	0.209	0.258

2088	Allaro a P.Mongiano	0.340	0.290	0.236	0.062
1832	Alli ad Orso	0.179	0.115	0.300	0.271
2902	Amato a Licciardi	0.209	0.202	0.212	0.201
2901	Amato a Marino	0.244	0.210	0.213	0.195
1960	Ancinale a Razzona	0.235	0.252	0.257	0.247
1995	Ancinale a Spadola	0.276	0.260	0.250	0.207
2511	Annunziata a Staorino	0.212	0.157	0.254	0.183
2003	Assi a Botteria	0.271	0.289	0.315	0.300
1015	Busento a Cosenza	0.199	0.262	0.252	0.272
2542	Calabrò a Puzgara	0.085	0.174	0.087	0.135
2231	Careri a Bosco	0.252	0.284	0.214	0.220
2495	Catona a Reggio Calabria	0.258	0.186	0.202	0.203
1302	Cognati a Pizzuto	0.208	0.209	0.130	0.106
1872	Corace a Grascio	0.172	0.203	0.249	0.250
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.265	0.248	0.240	0.242
1185	Coscile a Camerata	0.186	0.209	0.153	0.134
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.139	0.239	0.200	0.224
986	Crati a Conca	0.191	0.255	0.223	0.230
1010	Crati a Cosenza	0.054	0.257	0.274	0.304
1155	Crati a S.Sofia	0.182	0.246	0.215	0.219
2541	Duverso a S. Giorgia	0.192	0.185	0.214	0.220
983	Esaro a Cameli	0.226	0.290	0.248	0.213
985	Esaro a La Musica	0.213	0.234	0.232	0.265
1685	Esaro a S.Francesco	0.218	0.244	0.215	0.190
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.208	0.254	0.226	0.173
987	Follone a S.Marco	-0.002	0.117	0.165	0.122
1474	Garga a Torre Garga	0.191	0.309	0.319	0.269
991	Iassa a Vizza	0.208	0.295	0.262	0.280
3150	Lao a Piè di Borgo	0.213	0.126	0.127	0.180
1476	Lese Schiena d'Asino	0.201	0.226	0.127	0.111
1871	Melito a Olivella	0.132	0.162	0.227	0.241
2635	Mesima a Sbarretta	0.223	0.295	0.287	0.260
2632	Metramo a Carmine	0.282	0.358	0.351	0.257
2631	Metramo a Castagnara	0.249	0.316	0.232	0.138
988	Mucone a Cecita	0.092	0.292	0.235	0.233
3155	Noce a Castrocuoco	0.267	0.250	0.223	0.299
3153	Noce a La Calda	0.312	0.293	0.264	0.341
3154	Noce a Le Fornaci	0.275	0.255	0.228	0.304
2544	Rizziconi	0.097	0.184	0.156	0.187
2985	Savuto a Persico	0.193	0.282	0.278	0.280
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.201	0.284	0.306	0.291
2981	Savuto a Poverella	0.192	0.219	0.327	0.280
1731	Tacina a Rivioto	0.222	0.228	0.249	0.243
1733	Tacina a Serrarossa	0.143	0.187	0.214	0.234
1341	Trionto a Difesa	0.220	0.285	0.193	0.157
1145	Turbolo a Mongrassano	0.181	0.191	0.216	0.178
2463	Valanidi a Rosario	0.259	0.234	0.164	0.052
2543	Vasi a Scifà	0.182	0.108	0.222	0.219

Cod	Bacino - stazione	LCA24 [-]	ETP [mm]	THORNTHWAITE [-]	UNEP [-]
2001	Alaco a Mammone	0.198	658	1.544	2.544
2002	Alaco a Pirella	0.237	682	1.309	2.309
2088	Allaro a P.Mongiano	0.114	652	1.365	2.365
1832	Alli ad Orso	0.312	637	0.973	1.973

2902	Amato a Licciardi	0.190	777	1.077	2.077
2901	Amato a Marino	0.178	732	0.723	1.723
1960	Ancinale a Razzona	0.194	705	1.159	2.159
1995	Ancinale a Spadola	0.140	652	0.904	1.904
2511	Annunziata a Staorino	0.256	672	1.105	2.105
2003	Assi a Botteria	0.278	717	0.999	1.999
1015	Busento a Cosenza	0.203	744	0.544	1.544
2542	Calabrò a Puzзара	0.158	786	0.720	1.720
2231	Careri a Bosco	0.233	787	0.908	1.908
2495	Catona a Reggio Calabria	0.294	769	0.421	1.421
1302	Colognati a Pizzuto	0.193	722	0.403	1.403
1872	Corace a Grascio	0.278	717	0.636	1.636
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.227	744	0.333	1.333
1185	Coscile a Camerata	0.138	723	0.434	1.434
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.169	741	0.439	1.439
986	Crati a Conca	0.186	747	0.462	1.462
1010	Crati a Cosenza	0.222	681	0.774	1.774
1155	Crati a S.Sofia	0.177	742	0.493	1.493
2541	Duverso a S. Giorgia	0.259	699	1.171	2.171
983	Esaro a Cameli	0.041	727	0.996	1.996
985	Esaro a La Musica	0.222	783	0.481	1.481
1685	Esaro a S.Francesco	0.203	895	-0.257	0.743
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.185	896	-0.216	0.784
987	Follone a S.Marco	0.054	752	0.891	1.891
1474	Garga a Torre Garga	0.131	560	1.118	2.118
991	Iassa a Vizza	0.208	737	0.621	1.621
3150	Lao a Piè di Borgo	0.151	701	0.997	1.997
1476	Lese Schiena d'Asino	0.190	612	0.909	1.909
1871	Melito a Olivella	0.267	706	0.627	1.627
2635	Mesima a Sbarretta	0.249	813	0.382	1.382
2632	Metramo a Carmine	0.262	768	0.717	1.717
2631	Metramo a Castagnara	0.184	674	1.253	2.253
988	Muccone a Cecita	0.186	592	1.026	2.026
3155	Noce a Castrocuoco	0.254	708	1.166	2.166
3153	Noce a La Calda	0.319	637	1.408	2.408
3154	Noce a Le Fornaci	0.265	703	1.183	2.183
2544	Rizziconi	0.204	784	0.678	1.678
2985	Savuto a Persico	0.232	696	0.821	1.821
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.230	661	0.912	1.912
2981	Savuto a Poverella	0.216	595	1.158	2.158
1731	Tacina a Riviotto	0.235	597	1.081	2.081
1733	Tacina a Serrarossa	0.208	700	0.577	1.577
1341	Trionto a Difesa	0.156	638	0.660	1.660
1145	Turbolo a Mongrassano	0.161	831	0.406	1.406
2463	Valanidi a Rosario	0.245	719	0.341	1.341
2543	Vasi a Scifa	0.254	577	1.744	2.744

Cod	Bacino - stazione	BUDYKO [-]	uso_alb [-]	uso_prati [-]	uso_soil [-]
2001	Alaco a Mammone	0.393	0.746	0.194	0.050
2002	Alaco a Pirella	0.433	0.791	0.154	0.050
2088	Allaro a P.Mongiano	0.423	0.783	0.152	0.064
1832	Alli ad Orso	0.507	0.658	0.237	0.082
2902	Amato a Licciardi	0.481	0.541	0.327	0.101

2901	Amato a Marino	0.581	0.575	0.306	0.091
1960	Ancinale a Razzona	0.463	0.657	0.235	0.083
1995	Ancinale a Spadola	0.525	0.726	0.170	0.068
2511	Annunziata a Staorino	0.475	0.619	0.297	0.084
2003	Assi a Botteria	0.500	0.673	0.223	0.098
1015	Busento a Cosenza	0.648	0.533	0.332	0.090
2542	Calabrò a Puzзара	0.581	0.627	0.232	0.124
2231	Careri a Bosco	0.524	0.356	0.500	0.125
2495	Catona a Reggio Calabria	0.704	0.541	0.318	0.128
1302	Cognati a Pizzuto	0.713	0.730	0.193	0.071
1872	Corace a Grascio	0.611	0.664	0.237	0.082
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.750	0.636	0.255	0.100
1185	Coscile a Camerata	0.697	0.456	0.398	0.117
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.695	0.545	0.297	0.094
986	Crati a Conca	0.684	0.476	0.365	0.121
1010	Crati a Cosenza	0.564	0.666	0.234	0.078
1155	Crati a S.Sofia	0.670	0.483	0.360	0.119
2541	Duverso a S. Giorgia	0.461	0.735	0.167	0.074
983	Esaro a Cameli	0.501	0.754	0.165	0.068
985	Esaro a La Musica	0.675	0.454	0.406	0.125
1685	Esaro a S.Francesco	1.346	0.116	0.636	0.193
1665	Esaro a Ponte Forcosa	1.276	0.124	0.638	0.188
987	Follone a S.Marco	0.529	0.814	0.127	0.054
1474	Garga a Torre Garga	0.472	0.556	0.363	0.080
991	Iassa a Vizza	0.617	0.492	0.374	0.095
3150	Lao a Piè di Borgo	0.501	0.498	0.379	0.098
1476	Lese Schiena d'Asino	0.524	0.801	0.145	0.053
1871	Melito a Olivella	0.614	0.655	0.265	0.074
2635	Mesima a Sbarretta	0.724	0.495	0.334	0.142
2632	Metramo a Carmine	0.582	0.633	0.209	0.126
2631	Metramo a Castagnara	0.444	0.813	0.111	0.050
988	Mucone a Cecita	0.493	0.432	0.402	0.121
3155	Noce a Castrocuoco	0.462	0.535	0.354	0.091
3153	Noce a La Calda	0.415	0.558	0.327	0.092
3154	Noce a Le Fornaci	0.458	0.539	0.351	0.090
2544	Rizziconi	0.596	0.584	0.267	0.130
2985	Savuto a Persico	0.549	0.621	0.279	0.085
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.523	0.601	0.293	0.089
2981	Savuto a Poverella	0.463	0.486	0.400	0.114
1731	Tacina a Riviotto	0.481	0.785	0.154	0.058
1733	Tacina a Serrarossa	0.634	0.625	0.256	0.104
1341	Trionto a Difesa	0.602	0.266	0.578	0.155
1145	Turbolo a Mongrassano	0.711	0.411	0.411	0.152
2463	Valanidi a Rosario	0.745	0.330	0.538	0.122
2543	Vasi a Scifa	0.364	0.832	0.115	0.053

Cod	Bacino - stazione	uso_imperm [-]	perm_MO_EL [%]	perm_EL [%]	perm_ME_EL [%]
2001	Alaco a Mammone	0.010	0.00	0.00	0.00
2002	Alaco a Pirella	0.005	0.00	0.50	0.00
2088	Allaro a P.Mongiano	0.000	0.00	0.00	0.00
1832	Alli ad Orso	0.023	0.00	0.00	0.00
2902	Amato a Licciardi	0.031	2.69	20.34	0.07

2901	Amato a Marino	0.028	2.65	0.43	0.11
1960	Ancinale a Razzona	0.025	0.00	2.68	0.00
1995	Ancinale a Spadola	0.035	0.00	0.00	0.00
2511	Annunziata a Staorino	0.000	0.00	49.00	0.00
2003	Assi a Botteria	0.006	0.00	2.95	0.00
1015	Busento a Cosenza	0.045	1.05	21.77	17.54
2542	Calabrò a Puzзара	0.017	9.20	49.15	0.00
2231	Careri a Bosco	0.018	8.30	1.43	0.00
2495	Catona a Reggio Calabria	0.012	3.28	28.33	0.00
1302	Colognati a Pizzuto	0.005	0.00	0.00	22.54
1872	Corace a Grascio	0.017	0.00	0.18	0.88
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.010	0.00	1.12	0.00
1185	Coscile a Camerata	0.028	22.92	13.99	56.46
1025	Crati a Castiglione Cosentino	0.064	4.84	27.50	7.01
986	Crati a Conca	0.038	9.74	24.11	2.54
1010	Crati a Cosenza	0.023	0.00	17.32	0.00
1155	Crati a S.Sofia	0.038	10.00	23.35	2.44
2541	Duverso a S. Giorgia	0.024	0.00	46.69	0.00
983	Esaro a Cameli	0.013	0.00	0.00	45.50
985	Esaro a La Musica	0.015	13.40	29.73	17.85
1685	Esaro a S.Francesco	0.055	15.55	28.71	0.00
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.050	1.37	33.04	0.00
987	Follone a S.Marco	0.004	0.00	3.35	1.91
1474	Garga a Torre Garga	0.000	0.00	1.73	0.00
991	Iassa a Vizza	0.039	0.00	42.39	12.86
3150	Lao a Piè di Borgo	0.025	24.44	0.02	51.28
1476	Lese Schiena d'Asino	0.000	0.00	0.00	0.00
1871	Melito a Olivella	0.007	0.00	0.00	0.00
2635	Mesima a Sbarretta	0.030	10.79	26.54	0.00
2632	Metramo a Carmine	0.033	24.05	29.13	0.00
2631	Metramo a Castagnara	0.026	0.00	0.00	0.00
988	Mucone a Cecita	0.045	7.22	6.97	0.00
3155	Noce a Castrocuoco	0.020	3.12	0.00	58.92
3153	Noce a La Calda	0.023	0.00	0.00	76.77
3154	Noce a Le Fornaci	0.020	3.30	0.00	58.02
2544	Rizziconi	0.019	14.91	35.08	0.00
2985	Savuto a Persico	0.015	2.50	2.65	3.62
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.017	4.04	3.88	0.00
2981	Savuto a Poverella	0.000	11.78	0.95	0.00
1731	Tacina a Riviotto	0.004	0.00	0.00	2.64
1733	Tacina a Serrarossa	0.016	7.57	6.63	2.45
1341	Trionto a Difesa	0.001	0.00	0.00	0.00
1145	Turbolo a Mongrassano	0.025	1.44	49.73	5.95
2463	Valanidi a Rosario	0.010	0.00	44.57	0.00
2543	Vasi a Scifà	0.000	0.00	11.76	0.00

Cod	Bacino - stazione	perm_ME [%]	perm_BA [%]	perm_MO_BA [%]	perm_BA_and_MOBA [%]
2001	Alaco a Mammone	0.00	100.00	0.00	100.00
2002	Alaco a Pirella	0.00	99.50	0.00	99.50
2088	Allaro a P.Mongiano	0.00	100.00	0.00	100.00
1832	Alli ad Orso	0.00	100.00	0.00	100.00
2902	Amato a Licciardi	7.31	60.37	9.22	69.59
2901	Amato a Marino	9.95	85.93	0.93	86.86

1960	Ancinale a Razzona	0.00	97.32	0.00	97.32
1995	Ancinale a Spadola	0.00	100.00	0.00	100.00
2511	Annunziata a Staorino	0.00	51.00	0.00	51.00
2003	Assi a Botteria	7.79	87.69	1.58	89.27
1015	Busento a Cosenza	20.08	38.60	0.97	39.57
2542	Calabrò a Puzgara	0.00	32.33	9.32	41.65
2231	Careri a Bosco	16.29	38.54	35.45	73.99
2495	Catona a Reggio Calabria	0.00	68.40	0.00	68.40
1302	Colognati a Pizzuto	8.77	68.70	0.00	68.70
1872	Corace a Grascio	12.94	84.83	1.17	86.00
1301	Coriglianeto a Corigliano	0.00	98.88	0.00	98.88
1185	Coscile a Camerata	0.95	3.33	2.35	5.68
1025	Crati a Castiglione Cosentino	10.92	48.18	1.56	49.74
986	Crati a Conca	4.96	53.04	5.61	58.65
1010	Crati a Cosenza	0.00	82.68	0.00	82.68
1155	Crati a S.Sofia	4.63	54.60	4.97	59.57
2541	Duverso a S. Giorgia	0.00	53.31	0.00	53.31
983	Esaro a Cameli	0.00	44.33	10.18	54.51
985	Esaro a La Musica	1.90	27.67	9.45	37.12
1685	Esaro a S.Francesco	0.00	0.00	55.74	55.74
1665	Esaro a Ponte Forcosa	0.00	0.00	65.59	65.59
987	Follone a S.Marco	0.00	94.73	0.00	94.73
1474	Garga a Torre Garga	0.00	97.79	0.47	98.26
991	Iassa a Vizza	26.41	18.34	0.00	18.34
3150	Lao a Piè di Borgo	0.00	0.29	23.97	24.26
1476	Lese Schiena d'Asino	0.84	99.16	0.00	99.16
1871	Melito a Olivella	14.33	85.67	0.00	85.67
2635	Mesima a Sbarretta	1.57	36.16	24.94	61.10
2632	Metramo a Carmine	0.00	43.33	3.49	46.82
2631	Metramo a Castagnara	0.00	100.00	0.00	100.00
988	Mucone a Cecita	0.00	85.80	0.00	85.80
3155	Noce a Castrocuoco	3.39	0.00	34.56	34.56
3153	Noce a La Calda	2.16	0.00	21.08	21.08
3154	Noce a Le Fornaci	3.59	0.00	35.09	35.09
2544	Rizziconi	0.92	34.96	14.12	49.08
2985	Savuto a Persico	6.32	84.92	0.00	84.92
2982	Savuto a Ponte Savuto	0.70	91.38	0.00	91.38
2981	Savuto a Poverella	0.00	87.27	0.00	87.27
1731	Tacina a Rivioto	3.38	93.98	0.00	93.98
1733	Tacina a Serrarossa	12.81	53.81	16.72	70.53
1341	Trionto a Difesa	0.00	100.00	0.00	100.00
1145	Turbolo a Mongrassano	1.99	13.14	27.76	40.90
2463	Valanidi a Rosario	0.19	55.25	0.00	55.25
2543	Vasi a Scifà	0.00	88.24	0.00	88.24

Cod	Bacino - stazione	PERMEABILITA [-]	IMPERMEABILITA [-]
2001	Alaco a Mammone	10.00	10000.00
2002	Alaco a Pirella	59.95	9950.05
2088	Allaro a P.Mongiano	10.00	10000.00
1832	Alli ad Orso	10.00	10000.00
2902	Amato a Licciardi	4738.14	15332.23
2901	Amato a Marino	2712.65	9622.68
1960	Ancinale a Razzona	277.73	9732.27

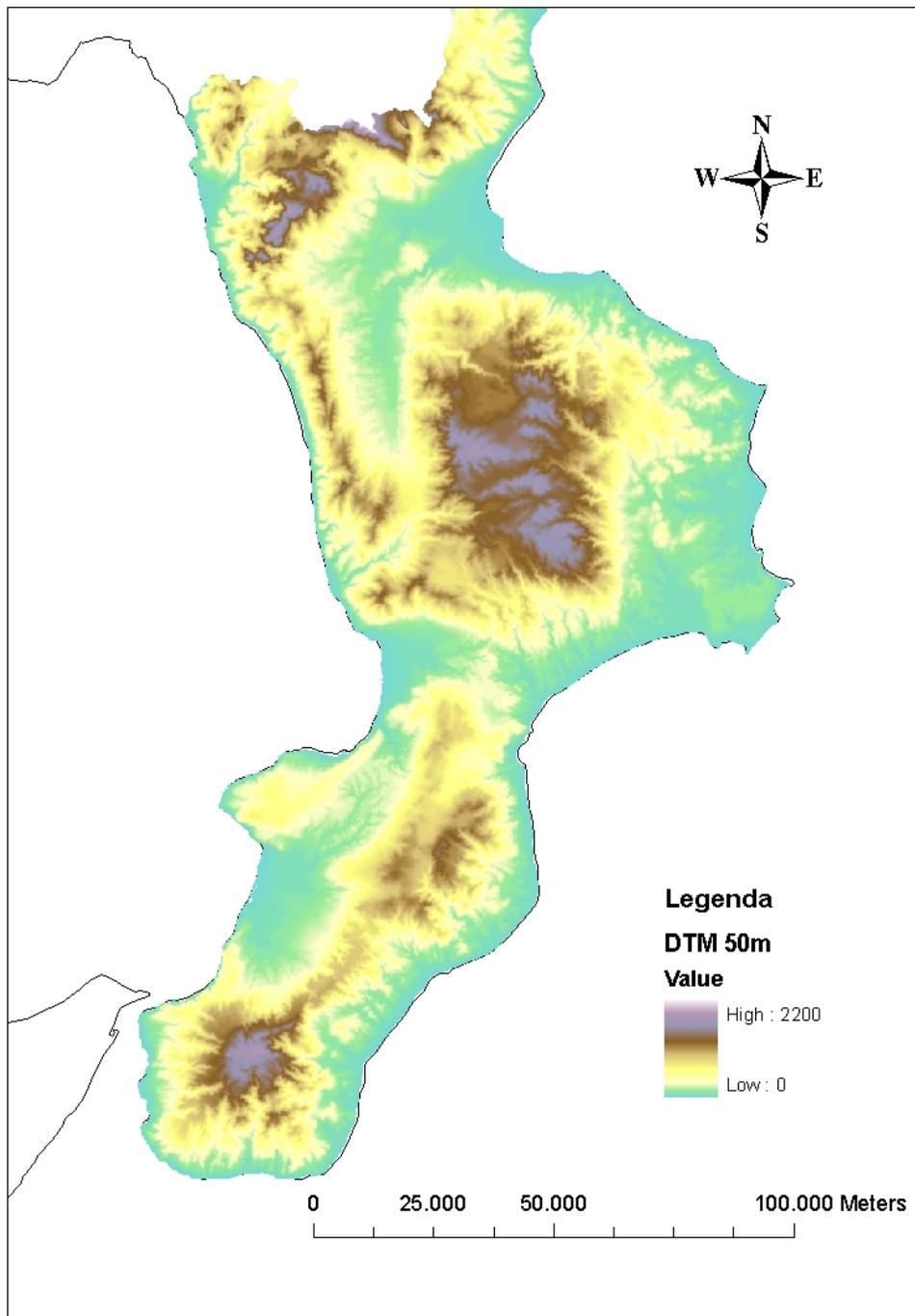
1995	Ancinale a Spadola	10.00	10000.00
2511	Annunziata a Staorino	4905.10	5104.90
2003	Assi a Botteria	311.57	10427.20
1015	Busento a Cosenza	3426.35	5050.53
2542	Calabrò a Puzgara	14118.33	12558.01
2231	Careri a Bosco	8463.50	39467.13
2495	Catona a Reggio Calabria	6119.84	6842.87
1302	Colognati a Pizzuto	241.04	6980.24
1872	Corace a Grascio	48.23	9783.30
1301	Coriglianeto a Corigliano	121.89	9888.11
1185	Coscile a Camerata	24884.91	2750.59
1025	Crati a Castiglione Cosentino	7675.85	6497.01
986	Crati a Conca	12186.72	10968.65
1010	Crati a Cosenza	1740.27	8269.73
1155	Crati a S.Sofia	12369.54	10481.18
2541	Duverso a S. Giorgia	4674.33	5335.67
983	Esaro a Cameli	459.53	14658.50
985	Esaro a La Musica	16556.26	12256.96
1685	Esaro a S.Francesco	18421.56	55743.03
1665	Esaro a Ponte Forcosa	4674.66	65593.32
987	Follone a S.Marco	363.57	9475.25
1474	Garga a Torre Garga	182.78	10249.17
991	Iassa a Vizza	4395.84	2115.20
3150	Lao a Piè di Borgo	24955.07	24050.53
1476	Lese Schiena d'Asino	10.76	9924.40
1871	Melito a Olivella	22.90	8710.30
2635	Mesima a Sbarretta	13449.44	28574.46
2632	Metramo a Carmine	26967.37	7826.15
2631	Metramo a Castagnara	10.00	10000.00
988	Mucone a Cecita	7925.58	8580.77
3155	Noce a Castrocuoco	3712.94	34652.85
3153	Noce a La Calda	770.07	21178.37
3154	Noce a Le Fornaci	3884.14	35183.95
2544	Rizziconi	18422.56	17628.86
2985	Savuto a Persico	2816.01	8559.11
2982	Savuto a Ponte Savuto	4437.84	9145.43
2981	Savuto a Poverella	11883.73	8727.21
1731	Tacina a Riviotto	39.18	9434.44
1733	Tacina a Serrarossa	8275.86	22232.29
1341	Trionto a Difesa	10.00	10000.00
1145	Turbolo a Mongrassano	6476.08	29104.84
2463	Valanidi a Rosario	4462.72	5531.36
2543	Vasi a Scifà	1184.82	8825.18

Allegato II.

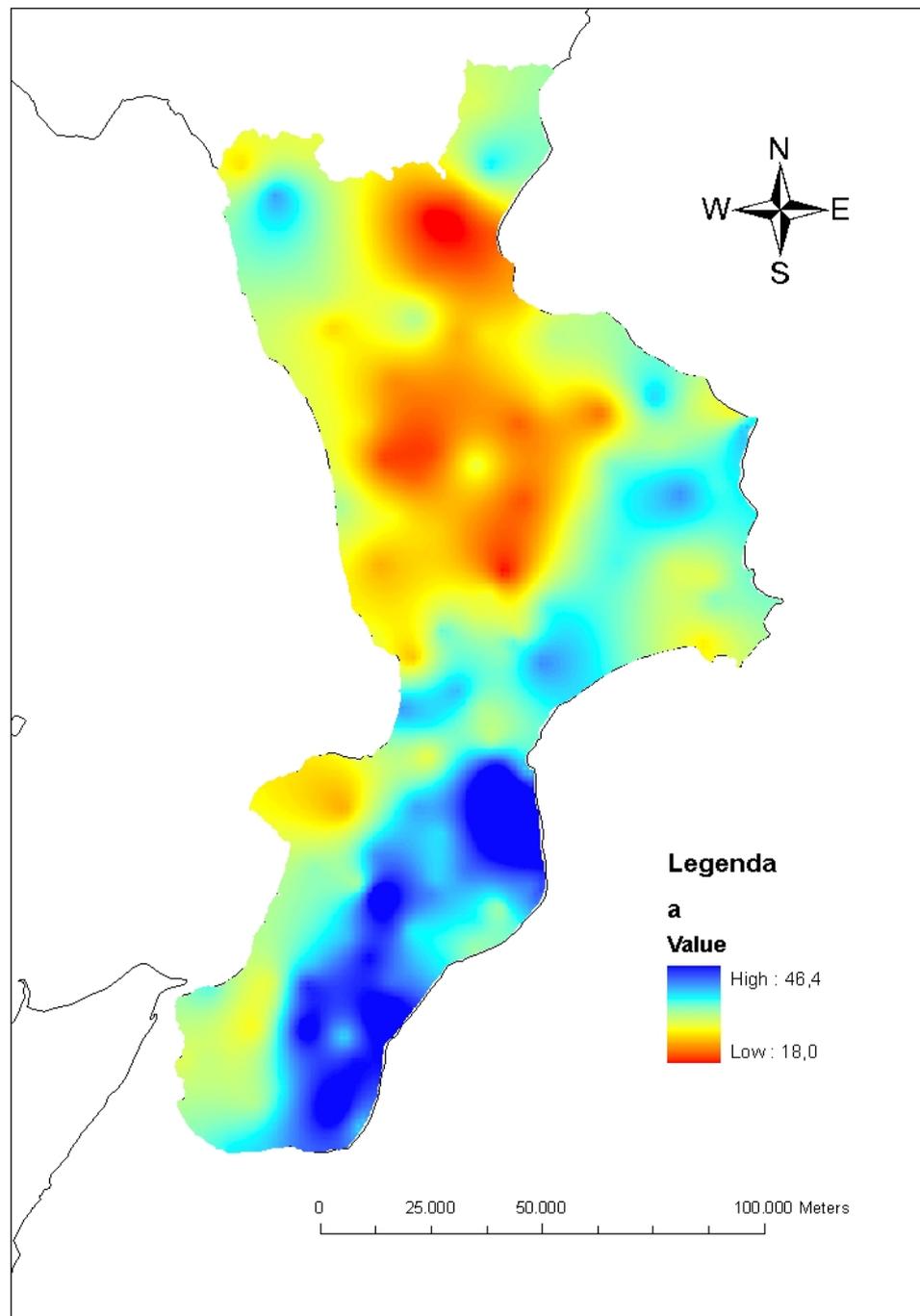
Mappe dei principali parametri spazialmente distribuiti

Le mappe sono rappresentate con dettaglio basato su una griglia di maglia 250 m, tranne il DEM, in cui il lato della cella è di 50 m.

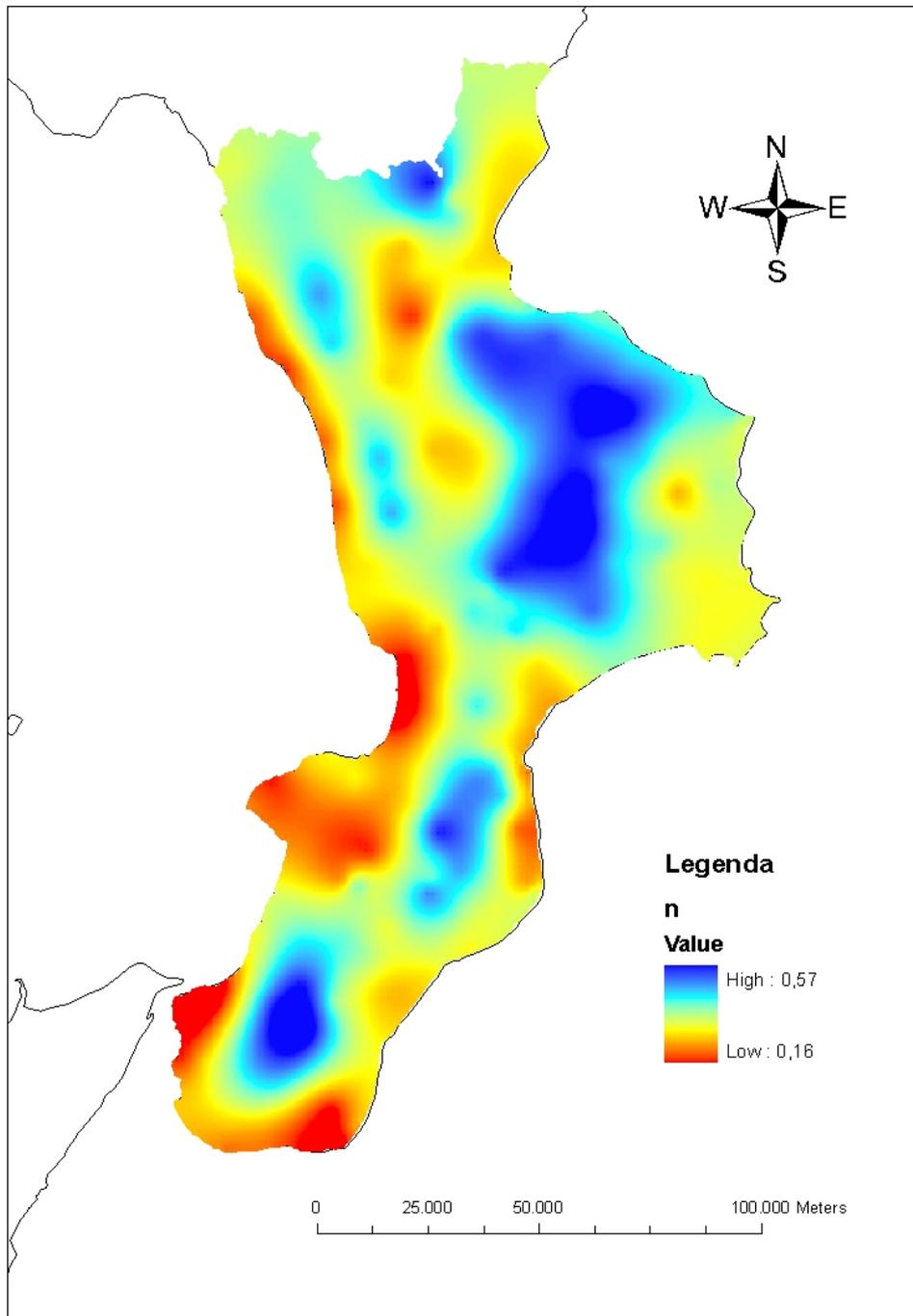
DEM



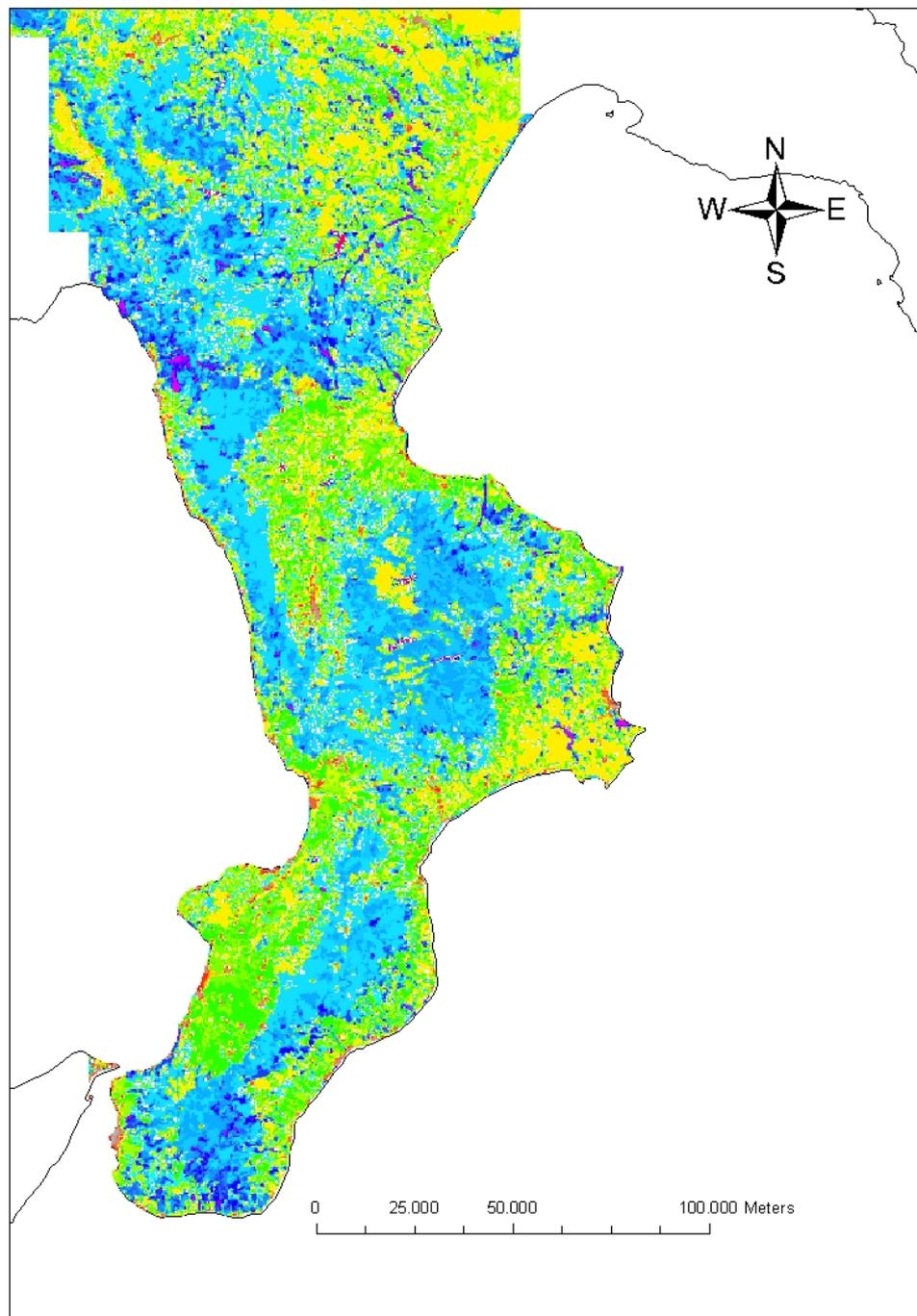
Coefficiente *a* della curva di possibilità pluviometrica.



Esponente n della curva di possibilità pluviometrica.



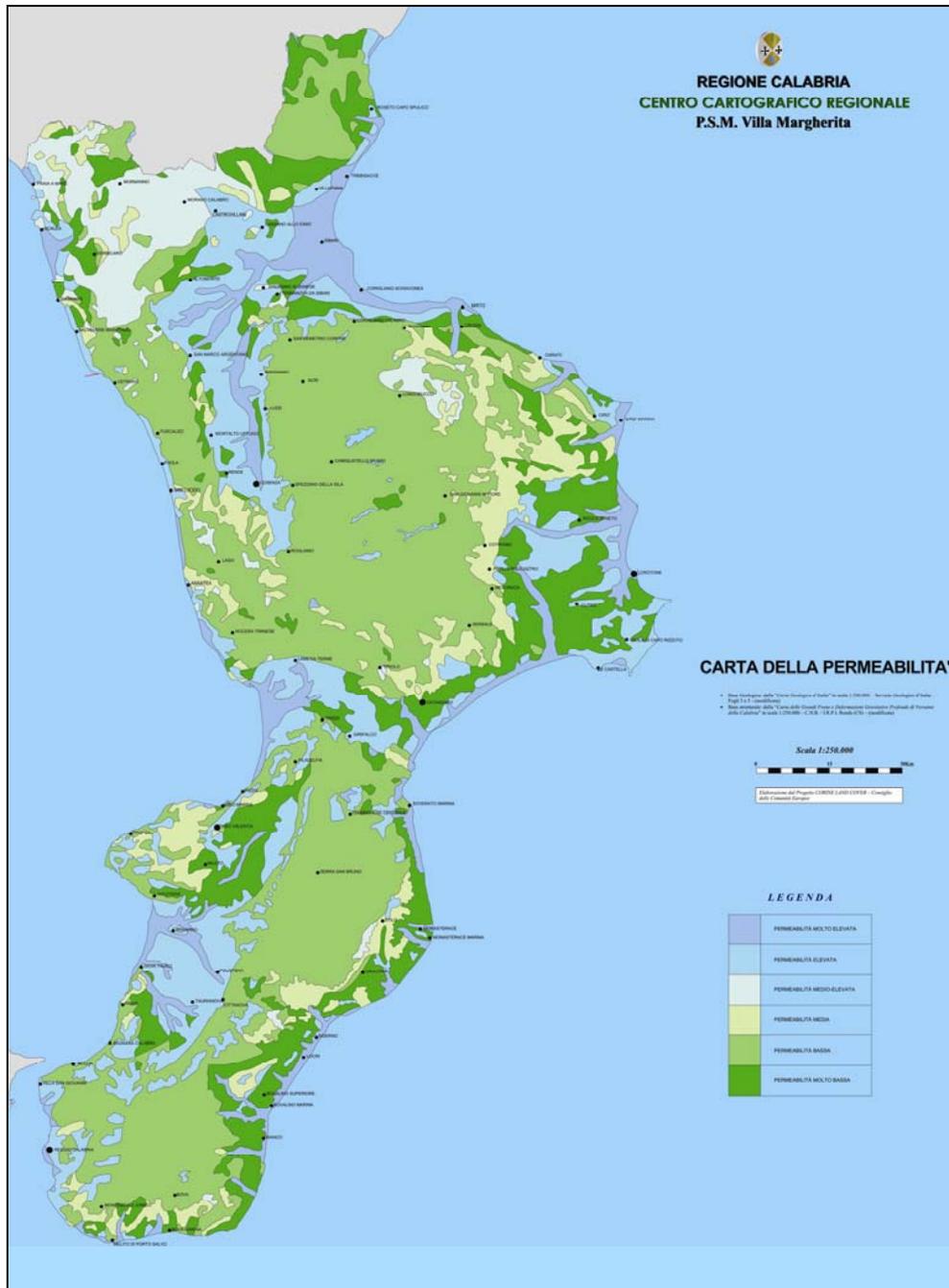
Mappa del Corine Land Cover (CLC).



Legenda CLC:

	1 Continuous urban fabric
	2 Discontinuous urban fabric
	3 Industrial or commercial units
	4 Roads and rail networks and associated lands
	5 Port areas
	6 Airports
	7 Mineral extraction sites
	8 Dump sites
	9 Construction sites
	11 Sport and leisure facilities
	12 Non-irrigated arable land
	13 Permanently irrigated land
	15 Vineyards
	16 Fruit trees and berry plantation
	17 Olive groves
	18 Pastures
	19 Annual crops associated with permanent crops
	20 Complex cultivation patterns
	21 Land principally occupied by agriculture
	23 Broad-leaved forests
	24 Coniferous forests
	25 Mixed forests
	26 Natural grasslands
	27 Moors and heathland
	28 Sclerophyllus vegetation
	29 Transitional woodland-shrub
	30 Beaches, dunes, sands
	31 Bare rocks
	32 Sparsely vegetated areas
	33 Burnt areas
	35 Inland marshes
	41 Water bodies
	42 Coastal lagoons

Mappa della permeabilità.



Allegato III.

Serie storiche idrometriche

Vengono riportati i soli gruppi d'anni con dati registrati.

Le portate massime annue al colmo Q sono espresse in m³/s e sono contrassegnate da un codice, secondo la seguente tabella di decodifica:

cod_Q	Significato
1	Valore di portata al colmo
10	Secondo colmo
12	Dato inaffidabile
3	Valore occasionale
30	Valore occasionale non considerato nelle analisi VAPI
2	Valore da VAPI
20	Valore VAPI non considerato
4	Valore scartato

anno	2001 - Alaco_a_Mammone_(CZ)		2002 - Alaco_a_Pirrella_(CZ)		2088 - Allaro_a_Ponte_Mongiana_(VV)		1832 - Alli_a_Orso_(CZ)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1958							16.20	1
1959							27.00	1
1960							10.60	1
1961	10.80	1					19.20	1
1962	4.50	1	5.60	1			13.10	1
1963	15.80	1					8.50	1
1964	12.80	1	8.80	1			19.20	1
1965	22.00	1	34.00	1			18.00	1
1966	6.80	1	8.00	1			23.20	1
1967	6.40	1	23.70	1			15.60	1
1968	9.10	1	22.70	1			16.20	1
1969	8.90	1	13.80	1			10.60	1
1970	10.10	1	13.80	1			10.30	1
1971								
1972	24.50	1			13.60	1	33.40	1
1973	44.20	1			21.80	1	73.50	1
1974	9.30	1	16.30	1	8.50	1	44.70	1
1975	15.80	1	24.50	1	6.30	1	13.10	1
1976	29.60	1			17.00	1	24.60	1
1977	2.60	1					11.30	1
1978	12.30	1			10.60	1	21.00	1
1979	3.90	1	7.30	1	4.70	1	11.80	1
1980	9.20	1	17.60	1	4.00	1	12.10	1
1981			6.70	1				

anno	2902 - Amato_a_Licciardi_(CZ)		2901 - Amato_a_Marino_(CZ)		1960 - Ancinale_a_Razzona_(CZ)		1995 - Ancinale_a_Spadola_(VV)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1927					48.20	1		
1928			72.00	2	63.70	1		
1929			21.20	2	20.20	1		
1930			45.40	2				
1931			340.00	4	150.00	1		
1932					54.20	1		
1933			107.00	2	113.00	1		
1934			36.20	2	69.00	1		
1935			58.70	2				
1936			150.00	2				
1937			52.40	2	89.30	1		
1938			64.60	2	62.50	1		
1939			13.10	2	140.00	1		
1940			171.00	2	149.00	1		
1941			118.00	2	18.60	1		
1942					91.50	4		
1943								
1944					118.00	1		
1945					132.00	1		
1946					192.00	1		
1947					29.10	1		
1948					140.00	1		
1949					34.50	1		
1950					40.50	1		
1951					96.50	1		
1952					34.00	1		
1953					120.00	1		
1954					56.00	1		
1955					83.60	1		
1957			56.20	1	140.00	1		

anno	2902 - Amato_a_Licciardi_(CZ)		2901 - Amato_a_Marino_(CZ)		1960 - Ancinale_a_Razzona_(CZ)		1995 - Ancinale_a_Spadola_(VV)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1958			40.20	1				
1959			387.00	20	125.00	1		
1960					20.70	1		
1961			93.50	1	161.00	1		
1962	41.70	1	18.10	1	22.00	1		
1963			28.70	1	15.80	1		
1964	110.00	1	26.80	1	31.00	1		
1965	60.00	1	25.10	1	36.00	1		
1966	79.90	1	43.00	1	52.50	1		
1967	73.50	1	29.70	1	15.30	1		
1968	57.00	1	17.70	1	25.80	1		
1969	80.60	1	29.70	1	36.00	1		
1970	29.80	1	13.60	1	57.70	1		
1971								
1972			270.00	4	177.00	1	123.00	1
1973					310.00	1	160.00	1
1974					58.40	1	34.70	1
1975					128.00	1	58.00	1
1976					179.00	1	77.50	1
1977					13.10	1	13.60	1
1978					79.10	1	18.00	1
1979					25.10	1	14.80	1
1980					57.70	1	49.50	1
1981					43.50	1		
1982					85.00	1		
1983								
1984					77.60	1		
1985								
1986								
1987								

anno	2902 - Amato_a_Licciardi_(CZ)		2901 - Amato_a_Marino_(CZ)		1960 - Ancinale_a_Razzona_(CZ)		1995 - Ancinale_a_Spadola_(VV)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1988								
1989								
1990					30.15	1		
1991					64.71	1		
1992					34.00	1		
1993					130.73	1		
1994					81.37	1		
1995								
1996					84.82	1		
1997					21.17	1		
1998								
1999								
2000					292.40	3	45.83	1
2001					66.75	1	26.30	1
2002							12.64	1
2003					84.82	1	41.56	1
2004					119.32	1	20.65	1

	2511 - Annunziata_a_Straorino_(RC)		2003 - Assi_a_Botteria_(RC)		1015 - Busento_a_Cosenza		2542 - Calabro_a_Puzzara_(RC)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1962			35.90	1			73.40	1
1963								
1964								
1965								
1966	1.90	1						
1967	0.90	1						
1968	0.50	1	3.60	1				
1969	0.80	1	5.30	1				
1970	0.70	1						
1971								
1972								
1973								
1974								
1975								
1976								
1977								
1978								
1979								
1980								
1981								
1982								
1983								
1984								
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								
1991								

anno	2511 - Annunziata_a_Straorino_(RC)		2003 - Assi_a_Botteria_(RC)		1015 - Busento_a_Cosenza		2542 - Calabro_a_Puzzara_(RC)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997								
1998								
1999					10.67	1		
2000					15.91	1		
2001					8.72	1		
2002					17.02	1		
2003					48.90	1		
2004					39.31	1		
2005								
2006								
2007					20.02	10		
2008					126.96	10		
2009					40.30	1		

	2231 - Careri_a_Bosco_(RC)		2495 - Catona_a_Reggio_Calabria		1302 - Colognati_a_Pizzuto_(CS)		1872 - Corace_a_Grascio_(CZ)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1925							125.00	1
1926								
1927								
1928								
1929							110.00	4
1930							257.00	20
1931							520.00	1
1932								
1933							223.00	1
1934							137.00	1
1935							218.00	1
1936							227.00	1
1937							124.00	1
1938							80.50	1
1939							89.00	1
1940							450.00	1
1941							54.50	1
1942							81.50	4
1943							138.00	1
1944							143.00	1
1945							159.00	1
1946							285.00	1
1947							81.00	1
1948							69.30	1
1949							123.00	1
1950							88.00	1
1951								
1952								
1953							167.00	1
1954							149.00	1

	2231 - Careri_a_Bosco_(RC)		2495 - Catona_a_Reggio_Calabria		1302 - Colognati_a_Pizzuto_(CS)		1872 - Corace_a_Grascio_(CZ)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								
1991								
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997								
1998								
1999								
2000								
2001								
2002								
2003								
2004								
2005								
2006								
2007								
2008			16.85	1				
2009								

	1301 - Coriglianeto_a_Corigliano_(CS)		1185 - Coscile_a_Camerata_(CS)		1025 - Crati_a_Castiglione_Cosentino		986 - Crati_a_Conca_(CS)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1957								
1958								
1959							580.00	1
1960			96.50	1				
1961			119.00	1			277.00	1
1962			66.00	1			219.00	1
1963			108.00	1			289.00	1
1964							224.00	1
1965	4.80	1	114.00	1			567.00	1
1966			137.00	1			760.00	1
1967			41.50	1				
1968			161.00	1				
1969			181.00	1				
1970								
1971			286.00	1				
1972			57.90	1				
1973			125.00	1				
1974			85.30	1				
1975			28.10	1				
1976			53.70	1				
1977			43.40	1				
1978			111.00	1				
1979								
1980								
1981								
1982								
1983								
1984								
1985								
1986								

anno	1301 - Coriglianeto_a_Corigliano_(CS)		1185 - Coscile_a_Camerata_(CS)		1025 - Crati_a_Castiglione_Cosentino		986 - Crati_a_Conca_(CS)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1987								
1988								
1989								
1990			68.82	1				
1991			54.95	1				
1992			92.77	1				
1993								
1994								
1995			90.48	1				
1996			113.98	1				
1997			41.43	1				
1998			65.02	1				
1999			32.52	1	201.46	1		
2000			57.23	1	187.44	1		
2001			47.39	1	80.70	1		
2002					119.77	1		
2003			154.84	1	1621.47	1		
2004			37.27	1	440.81	1		
2005								
2006								
2007			99.82	1	14.23	1		
2008			53.27	1	38.40	10		
2009			57.23	1	85.05	1		

anno	1010 - Crati_a_Cosenza		1155 - Crati_a_Santa_Sofia_d_Epiro		1295 - Crati_a_Sibari		2541 - Duverso_a_Santa_Giorgia_(RC)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1953							18.70	1
1954								
1955							8.60	1
1956							7.80	1
1957							7.60	1
1958								
1959								
1960								
1961								
1962							5.00	1
1963							4.30	1
1964							58.70	1
1965							8.50	1
1966							8.40	1
1967							3.70	1
1968							21.20	1
1969							6.10	1
1970							8.10	1
1971								
1972								
1973								
1974								
1975								
1976								
1977								
1978								
1979								
1980								
1981								
1982								

anno	1010 - Crati_a_Cosenza		1155 - Crati_a_Santa_Sofia_d_Epiro		1295 - Crati_a_Sibari		2541 - Duverso_a_Santa_Giorgia_(RC)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1983								
1984								
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								
1991								
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997								
1998								
1999	14.46	12						
2000			540.13	1				
2001			581.06	1				
2002			145.04	1	56.65	12		
2003			2009.31	1	18.58	12		
2004			1667.51	1				
2005								
2006								
2007								
2008								
2009	29.54	12	327.54	1				

anno	983 - Esaro_a_Cameli_(CS)		983 - Esaro_a_Cameli_(CS)		1665 - Esaro_a_Ponte_Forcosa		1685 - Esaro_di_Crotone_a_Ponte_San_Francesco_(KR)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1929			157.00	1				
1930								
1931								
1932								
1933								
1934								
1935			680.00	1				
1936			126.00	1				
1937			254.00	1				
1938			178.00	1				
1939			114.00	1				
1940			130.00	1				
1941			183.00	1				
1942								
1943								
1944								
1945								
1946								
1947								
1948								
1949								
1950			333.00	2				
1951			1100.00	2				
1952			152.00	2				
1953								
1954								
1955								
1956								
1957								
1958								

anno	983 - Esaro_a_Cameli_(CS)		983 - Esaro_a_Cameli_(CS)		1665 - Esaro_a_Ponte_Forcosa		1685 - Esaro_di_Crotone_a_Ponte_San_Francesco_(KR)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1989								
1990								
1991								
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997					326.07	1	630.01	1
1998							323.58	1
1999							291.66	1
2000							418.24	1
2001								
2002					260.77	1		
2003					140.62	1		
2004							695.14	1
2005								
2006								
2007								
2008								
2009								

	987 - Follone_a_San_Marco_Argentano_(CS)		1474 - Garga_a_Torre_Garga_(CS)		991 - Iassa_a_Vizza		3150 - Lao_a_Pie_di_Borgo_(CS)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1956							57.70	1
1957							94.50	1
1958							155.00	1
1959							130.00	1
1960			21.70	1			225.00	1
1961			29.00	1			213.00	1
1962							300.00	1
1963							362.00	1
1964			26.70	1			113.00	1
1965			3.30	1				
1966			22.70	1			138.00	1
1967			6.10	1				
1968			3.40	1				
1969			3.90	1				
1970			4.90	1				
1971							132.00	1
1972							91.00	1
1973							130.00	1
1974							135.00	1
1975								
1976								
1977								
1978								
1979	11.10	1			83.10	1		
1980	14.30	1			66.80	1		
1981								
1982								
1983	24.00	1			32.70	1		
1984	9.70	1			57.20	1		
1985								

	1476 - Lese_a_Schiena_DAsino_(CS)		1871 - Melito_a_Olivella_(CZ)		2635 - Mesima_a_Sbarretta_(RC)		2632 - Metramo_a_Carmine_(RC)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1953	5.80	1						
1954	35.00	1						
1955								
1956	23.60	1					21.60	1
1957	24.30	1					42.70	1
1958	16.70	1					30.50	1
1959							319.00	1
1960								
1961					195.00	1	128.00	1
1962			6.50	1			39.90	1
1963			13.80	1	39.20	1	51.50	1
1964	22.80	1	18.30	1	37.00	1	79.00	1
1965	11.10	1	9.70	1	34.00	1	25.50	1
1966	16.20	1	18.20	1	83.80	1	53.40	1
1967	12.80	1	18.20	1	22.50	1	42.70	1
1968	41.70	1	13.00	1	19.20	1	43.00	1
1969	14.30	1	9.10	1				
1970	3.30	1	8.70	1				
1971								
1972			34.40	1				
1973								
1974								
1975			14.60	1				
1976			43.70	1				
1977			8.80	1				
1978			18.20	1				
1979			8.20	1				
1980			31.50	1				

	2631 - Metramo_a_Castagnara_(RC)		988 - Mucone_a_Cecita_(CS)		3155 - Noce_a_C__le_Castrocucco_(PZ)		3153 - Noce_a_La_Calda_(PZ)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1936			27.50	1			12.10	1
1937			30.70	1			38.00	1
1938			19.50	1			18.30	1
1939			31.70	1			36.00	1
1940			176.00	1			29.00	1
1941			62.00	1			40.20	1
1942			54.00	1			11.80	20
1943			11.10	1			17.70	20
1944								
1945								
1946							24.70	1
1947							37.20	1
1948							16.30	1
1949							39.20	1
1950								
1951							29.60	1
1952							22.30	1
1953							11.30	1
1954							17.30	1
1955							38.20	1
1956								
1957							16.60	1
1958							43.20	1
1959	5.80	1					29.30	1
1960	5.60	1					37.00	1
1961	11.10	1					27.00	1
1962	5.80	1					23.20	1
1963	6.10	1					50.20	1
1964	8.20	1					48.90	1
1965	4.40	1					53.70	1

	2631 - Metramo_a_Castagnara_(RC)		988 - Mucone_a_Cecita_(CS)		3155 - Noce_a_C__le_Castrocucco_(PZ)		3153 - Noce_a_La_Calda_(PZ)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1966	6.40	1					49.70	1
1967	9.30	1					19.80	1
1968	4.50	1					41.70	1
1969	4.10	1					41.00	1
1970	4.70	1						
1971								
1972					248.00	1		
1973								
1974					80.00	1		
1975								
1976								
1977								
1978								
1979								
1980								
1981								
1982								
1983								
1984								
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								
1991								
1992								
1993								
1994								
1995								

	3154 - Noce_a_Le_Fornaci_(PZ)		2544 - Petrace_a_Gonia_Rizziconi		1667 - Ponticelli_a_Ponte_SS_106_(CZ)		931 - Raganello_a_Terzeria_(CS)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1941	92.00	1						
1942								
1943								
1944								
1945								
1946								
1947								
1948								
1949								
1950								
1951								
1952	235.00	1						
1953								
1954	197.00	1						
1955	156.00	1						
1956								
1957								
1958	116.00	1						
1959	155.00	1						
1960	127.00	1						
1961	101.00	1	36.90	1				
1962	156.00	1	61.90	1	23.70	1		
1963			154.00	1	94.90	1		
1964	170.00	1	445.00	1	101.00	1		
1965					80.90	1	73.10	1
1966			279.00	1	85.60	1		
1967							88.00	1
1968							36.20	1
1969							61.40	1
1970							8.00	1

	3154 - Noce_a_Le_Fornaci_(PZ)		2544 - Petrace_a_Gonia_Rizziconi		1667 - Ponticelli_a_Ponte_SS_106_(CZ)		931 - Raganello_a_Terzeria_(CS)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
2001								
2002								
2003								
2004								
2005								
2006								
2007			182.70	1				
2008								
2009								

anno	2985 - Savuto_a_Persico		2982 - Savuto_a_Ponte_Savuto_(CS)		2981 - Savuto_a_Poverella_(CS)		1731 - Tacina_a_Riviotto_(CZ)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1932							35.40	1
1933							73.50	1
1934							75.40	1
1935							480.00	1
1936					31.50	1	141.00	1
1937					27.80	1	16.60	1
1938					9.60	1	21.70	1
1939							140.00	1
1940							174.00	1
1941							15.60	1
1942							84.80	1
1943								
1944								
1945								
1946								
1947								
1948								
1949								
1950								
1951								
1952								
1953								
1954								
1955								
1956								
1957							92.00	1
1958							31.70	1
1959							93.00	1
1960			86.50	1			21.50	1
1961			57.20	1			262.00	1

anno	2985 - Savuto_a_Persico		2982 - Savuto_a_Ponte_Savuto_(CS)		2981 - Savuto_a_Poverella_(CS)		1731 - Tacina_a_Riviotto_(CZ)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1962			25.10	1			36.00	1
1963			32.50	1			19.20	1
1964			24.00	1			73.10	1
1965							10.30	1
1966			127.00	1			57.20	1
1967			33.90	1			22.70	1
1968			58.70	1			32.90	1
1969							9.70	1
1970							9.60	1
1971								
1972							127.00	4
1973								
1974								
1975								
1976								
1977								
1978								
1979								
1980								
1981								
1982								
1983								
1984								
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								
1991								

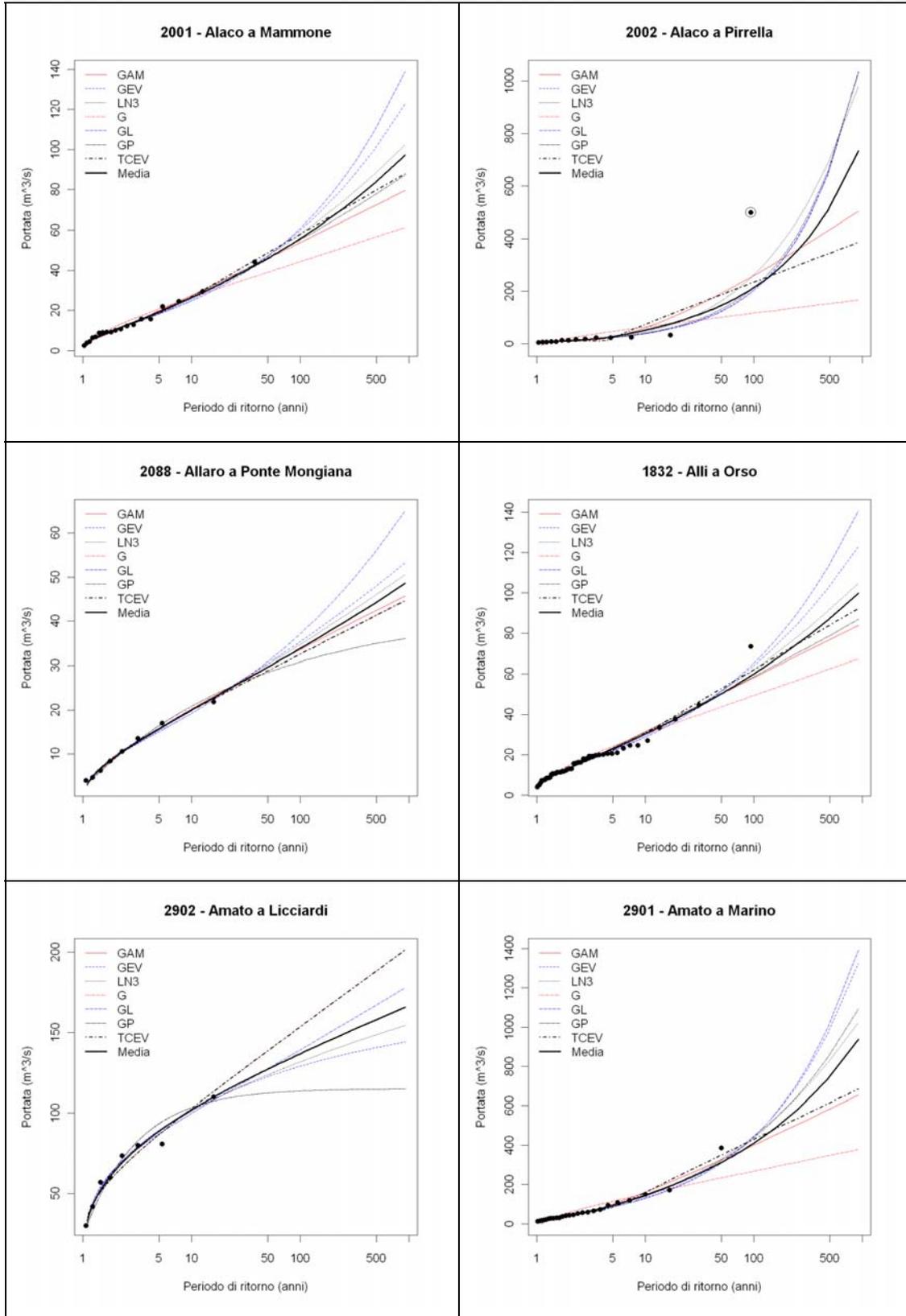
anno	2985 - Savuto_a_Persico		2982 - Savuto_a_Ponte_Savuto_(CS)		2981 - Savuto_a_Poverella_(CS)		1731 - Tacina_a_Rivioto_(CZ)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997								
1998								
1999								
2000								
2001								
2002								
2003								
2004								
2005								
2006								
2007	6.83	1						
2008	117.45	1						
2009	127.16	1						

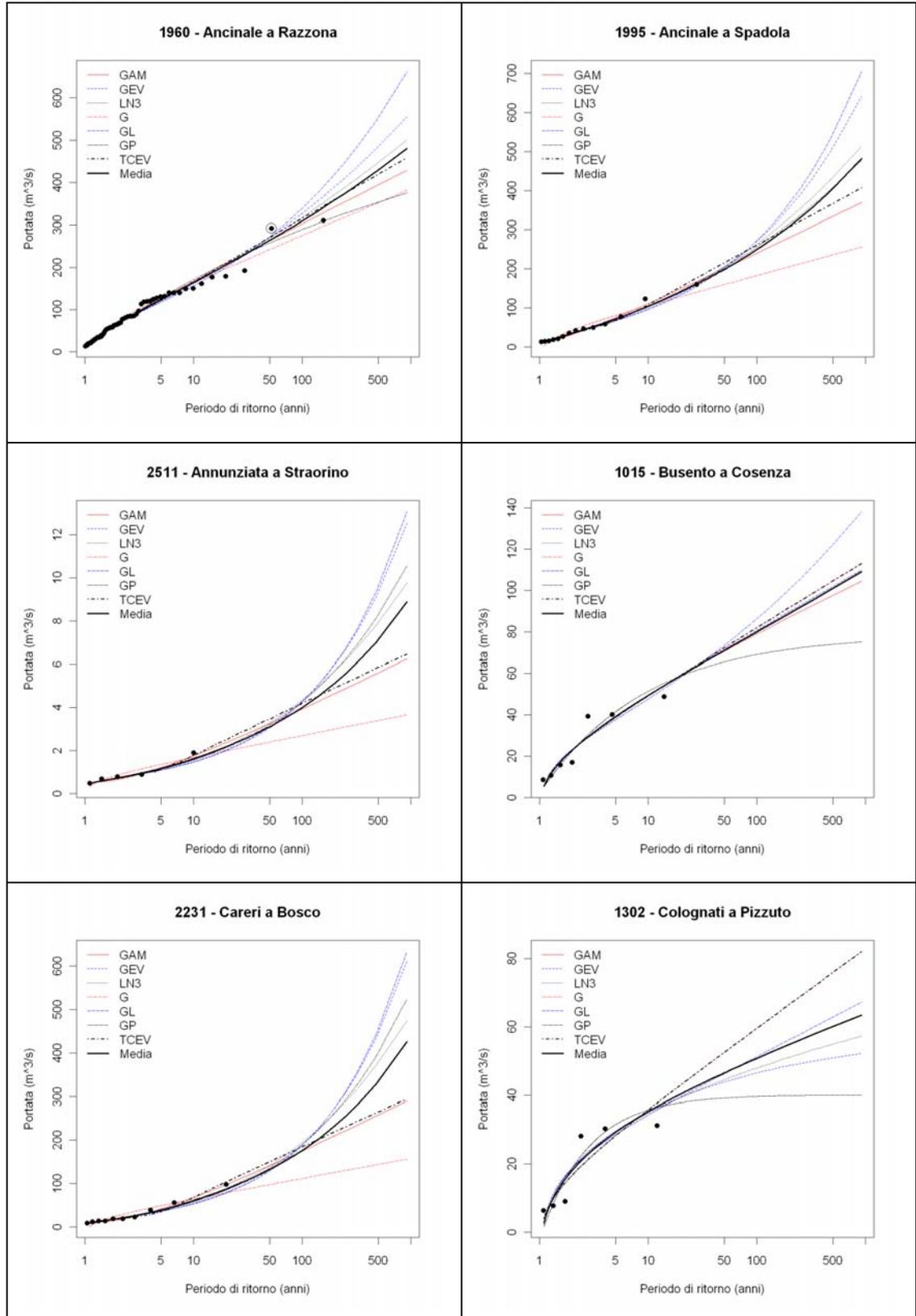
	1733 - Tacina a Serrarossa (KR)		1341 - Trionto a Difesa (CS)		1145 - Turbolo a Mongrassano		2543 - Vasi a Scifa (RC)	
anno	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1962	176.00	1					6.60	1
1963	112.00	1					7.90	1
1964	244.00	1	7.20	1				
1965	175.00	1	5.80	1				
1966	165.00	1	42.00	1				
1967	134.00	1	7.10	1				
1968			5.10	1				
1969			5.70	1				
1970			16.20	1				
1971			5.50	1				
1972			11.30	1				
1973			8.30	1				
1974			2.30	1				
1975			7.00	1				
1976			2.90	1				
1977			2.20	1				
1978			7.50	1				
1979			3.50	1				
1980								
1981								
1982								
1983								
1984								
1985								
1986								
1987								
1988								
1989								
1990								

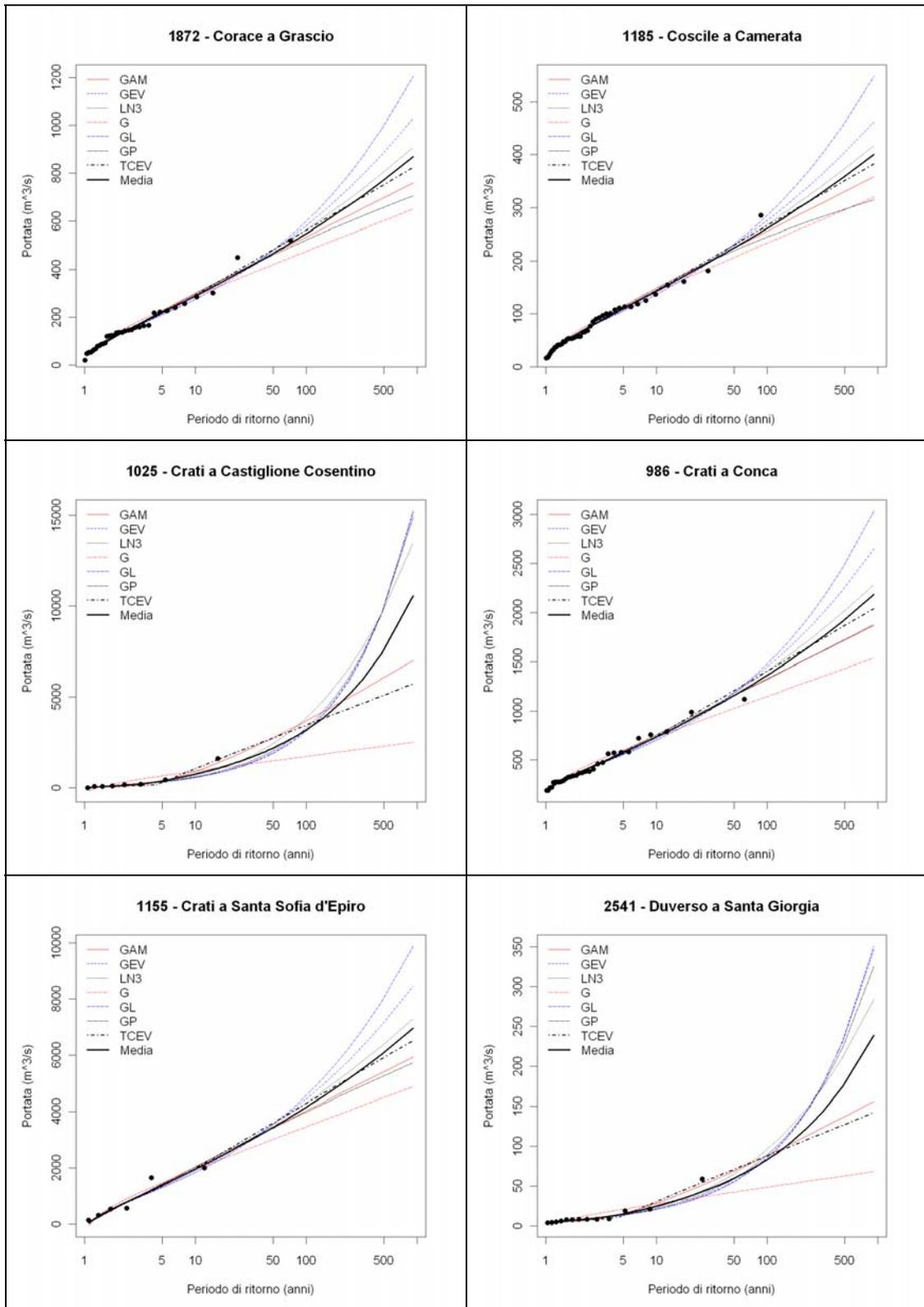
anno	1733 - Tacina_a_Serrarossa_(KR)		1341 - Trionto_a_Difesa_(CS)		1145 - Turbolo_a_Mongrassano		2543 - Vasi_a_Scifa_(RC)	
	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q	Q	cod_Q
1991								
1992								
1993								
1994								
1995								
1996								
1997								
1998								
1999								
2000					17.75	1		
2001					14.33	1		
2002					30.75	1		
2003					25.94	1		
2004					29.02	1		
2005					21.25	1		
2006								
2007	26.31	1						
2008	213.16	1						
2009	180.04	1			49.84	1		

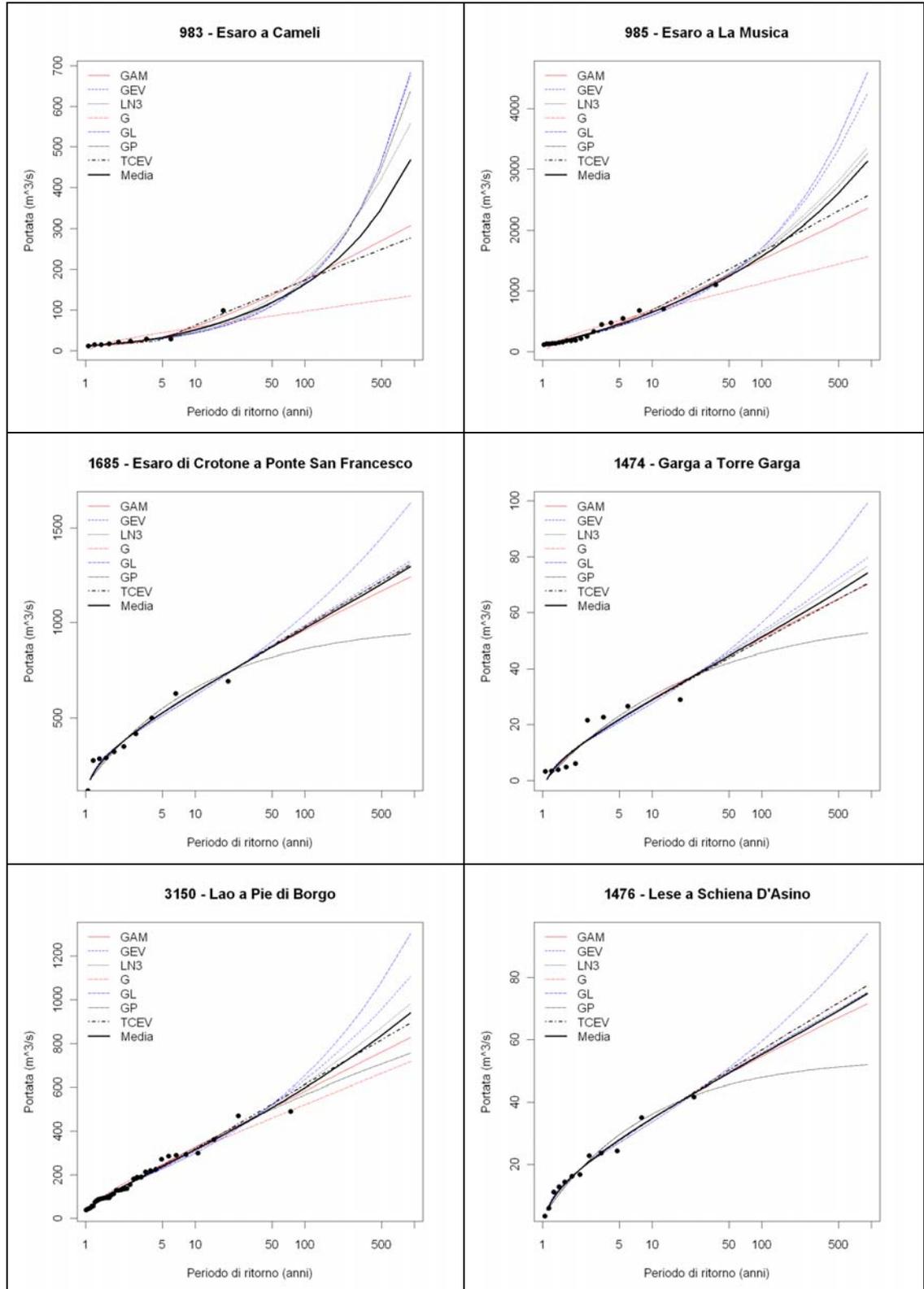
Allegato IV.
Confronto tra curve di crescita regionali
(7 distribuzioni)

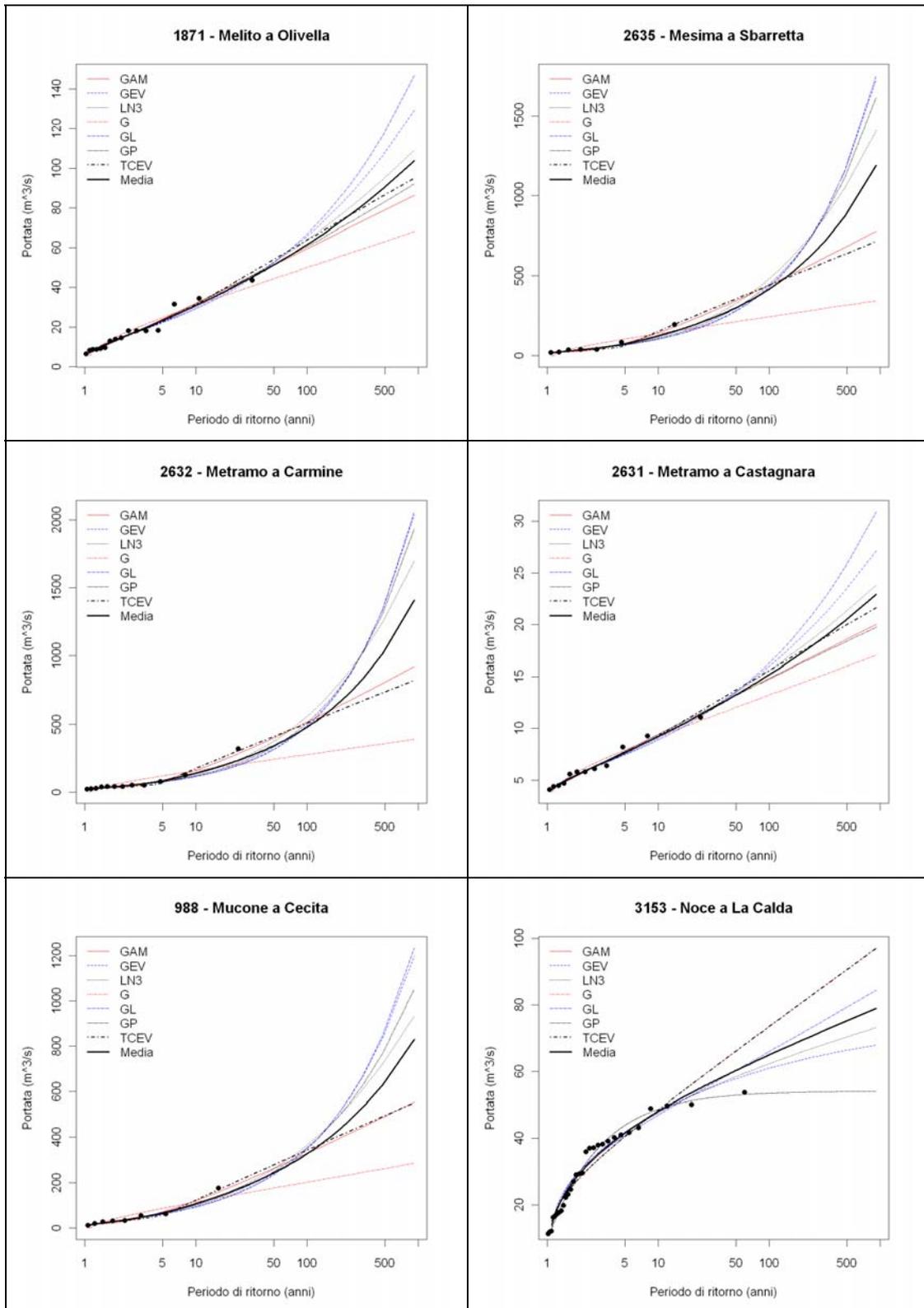
Vengono confrontate, per ciascuna sezione considerata, le curve di crescita definite secondo le diverse distribuzioni testate. I dati osservati vengono inseriti nel grafico seguendo il criterio di Hirsch, adottando la plotting position di Hazen. I parametri di ciascuna distribuzione adimensionale sono ottenuti tramite i modelli di regressione multipla (4.11) e (4.12).

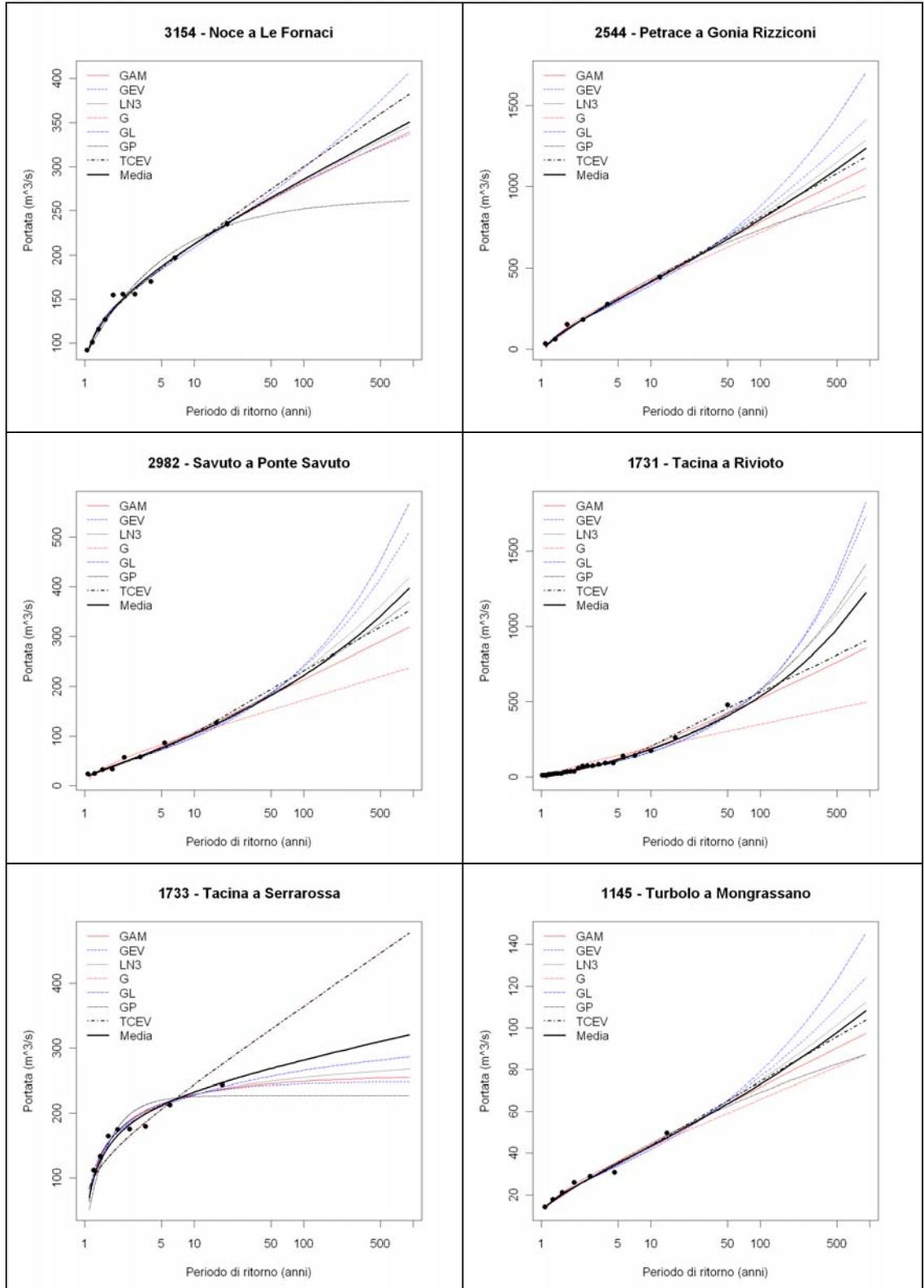


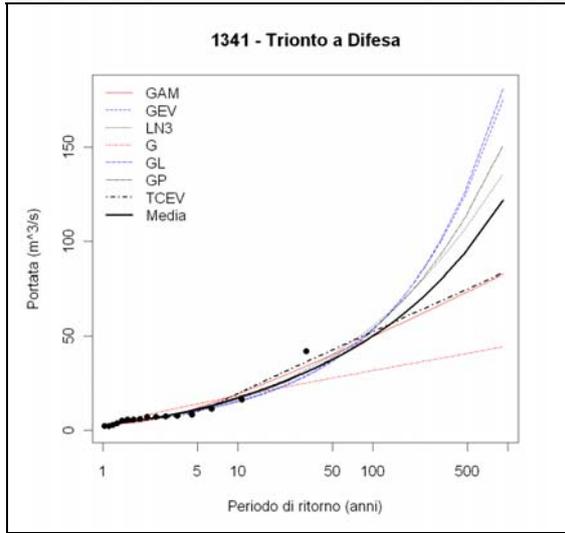








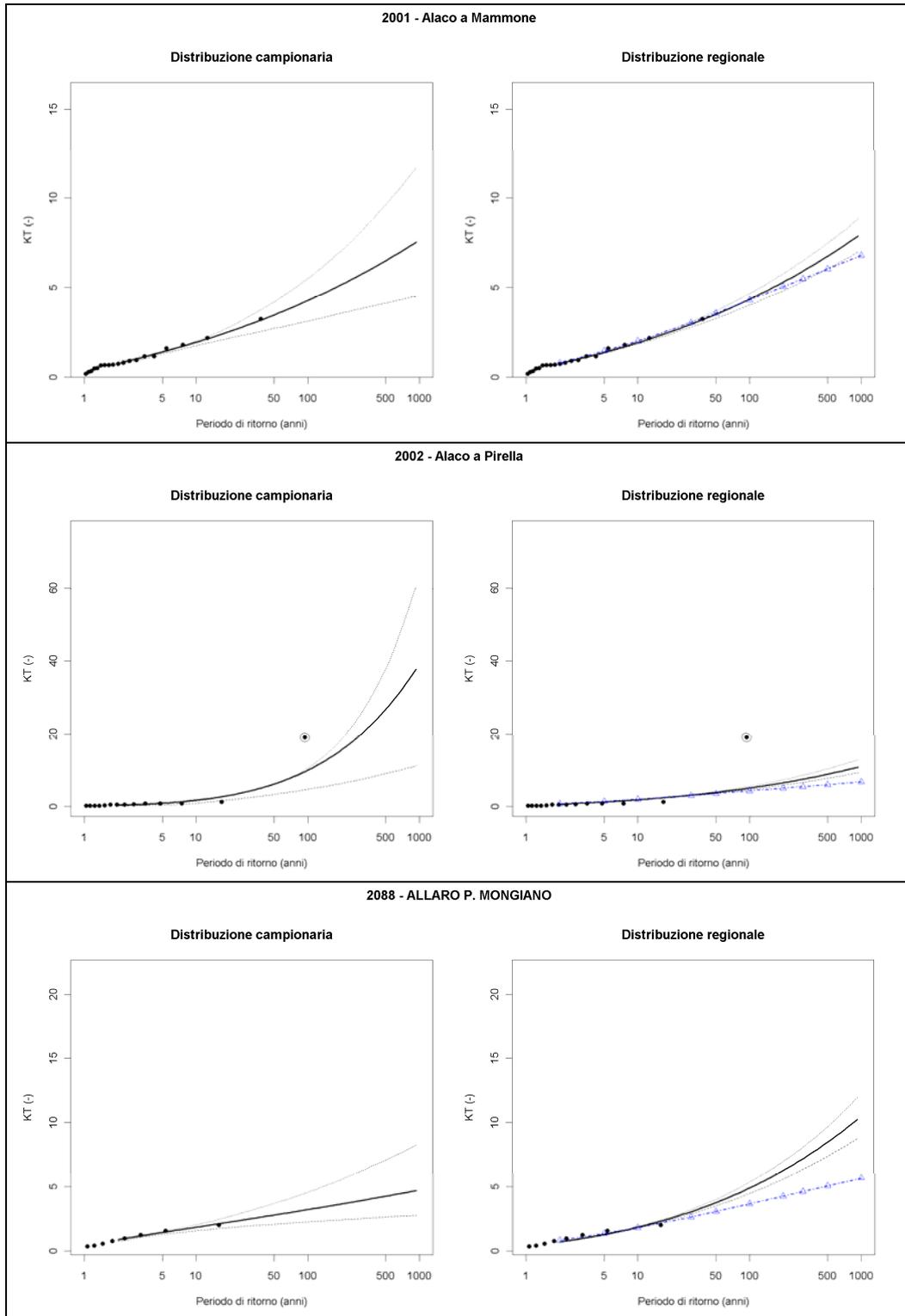


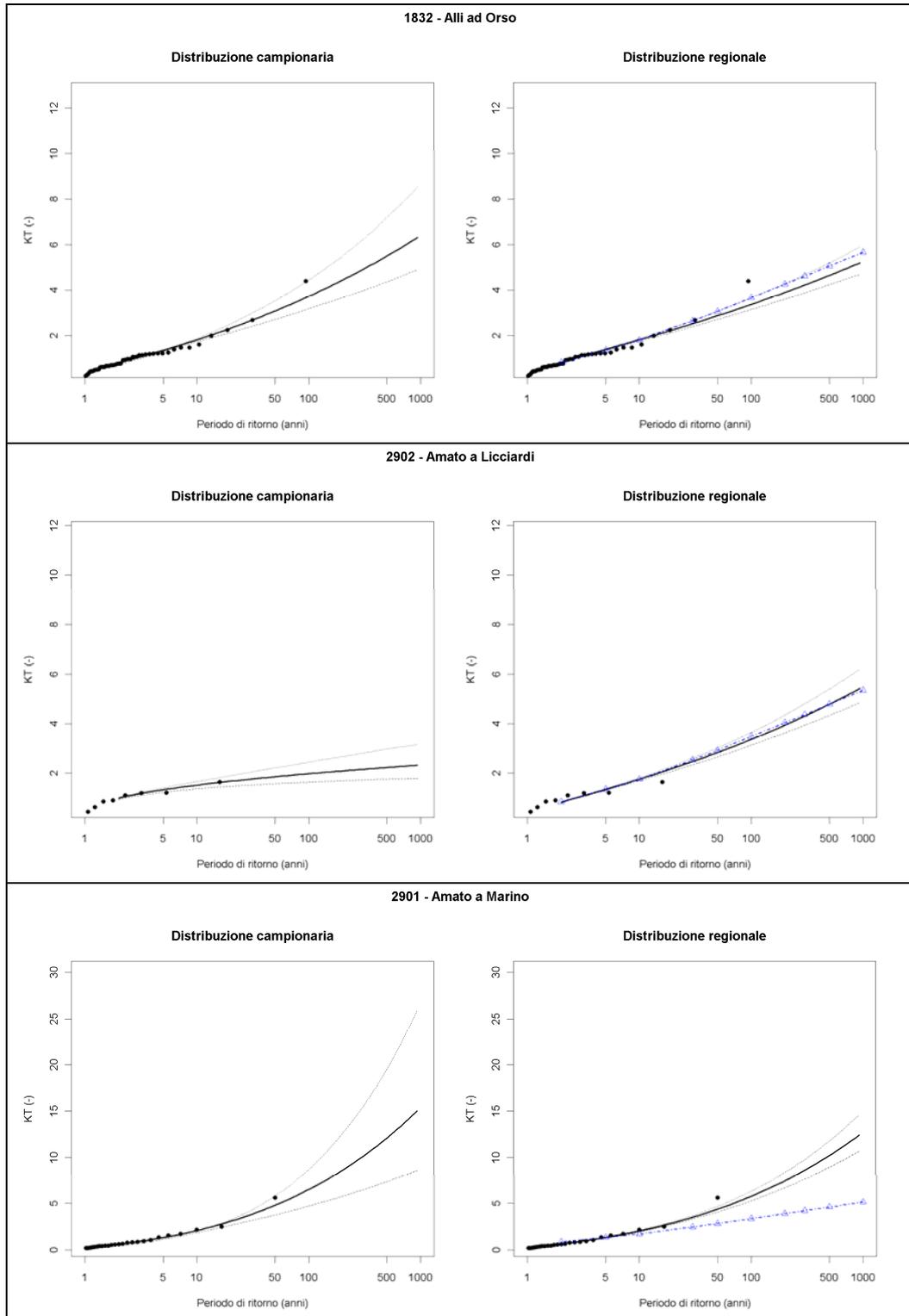


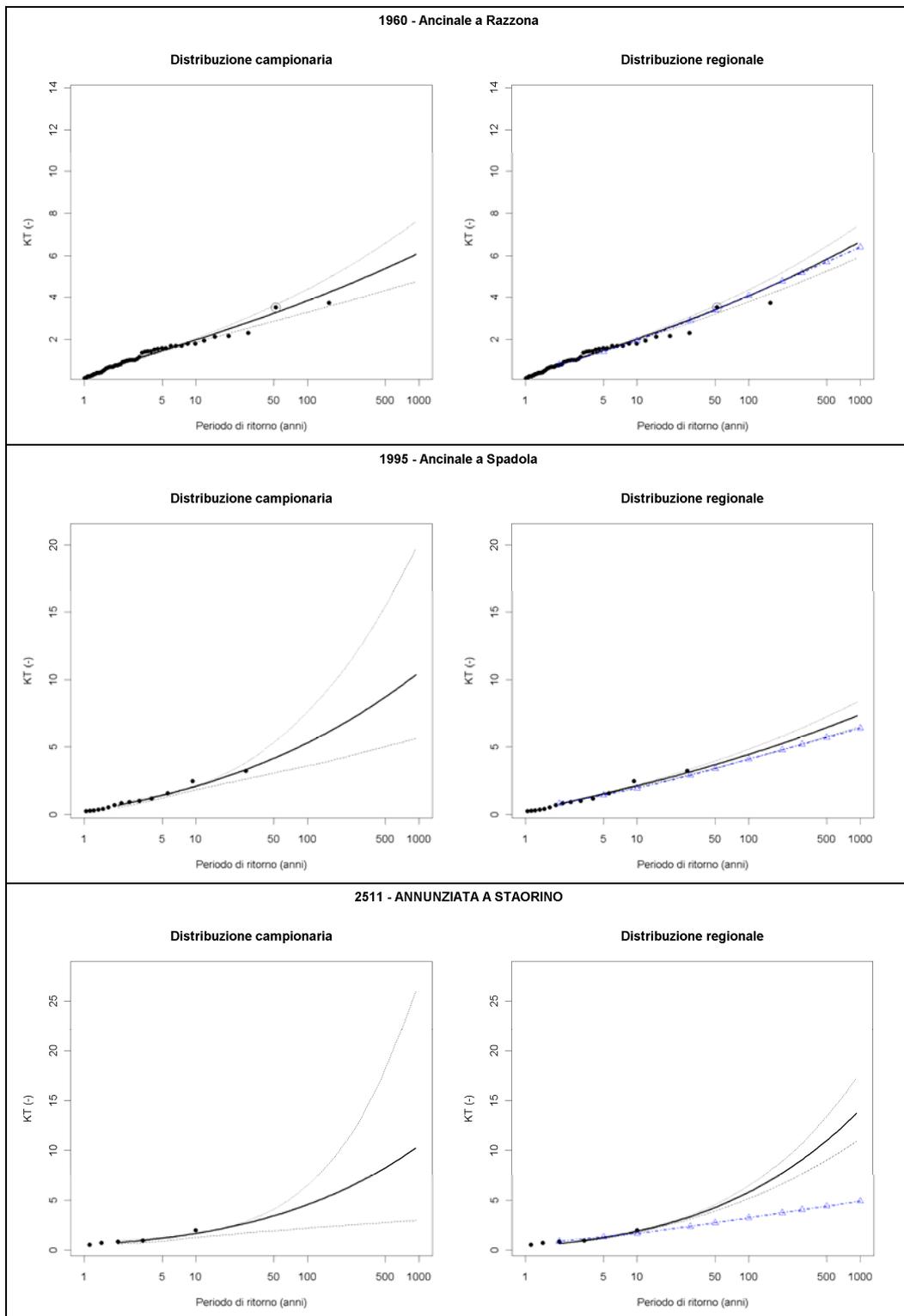
Allegato V.

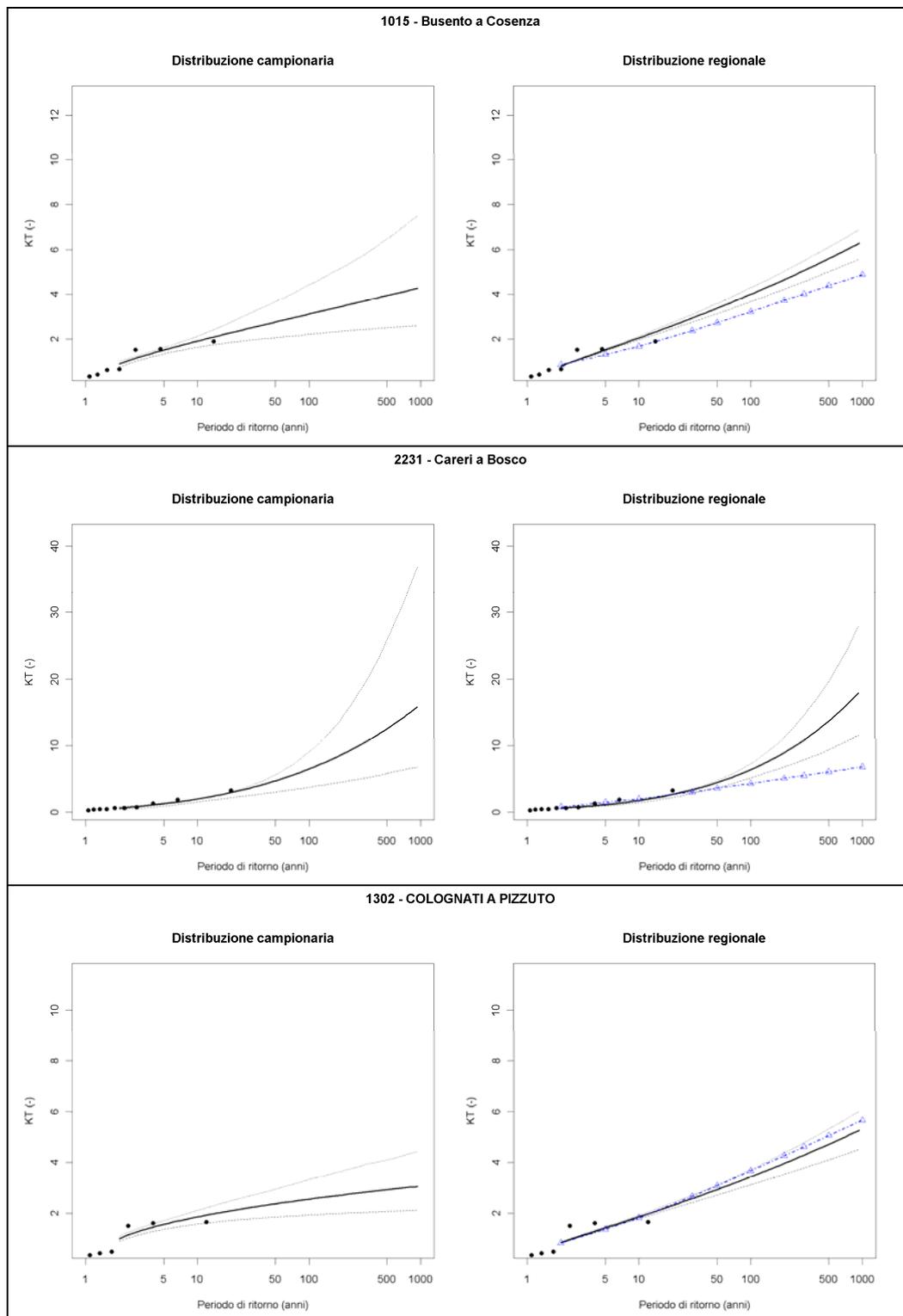
Curve di crescita locali e regionali

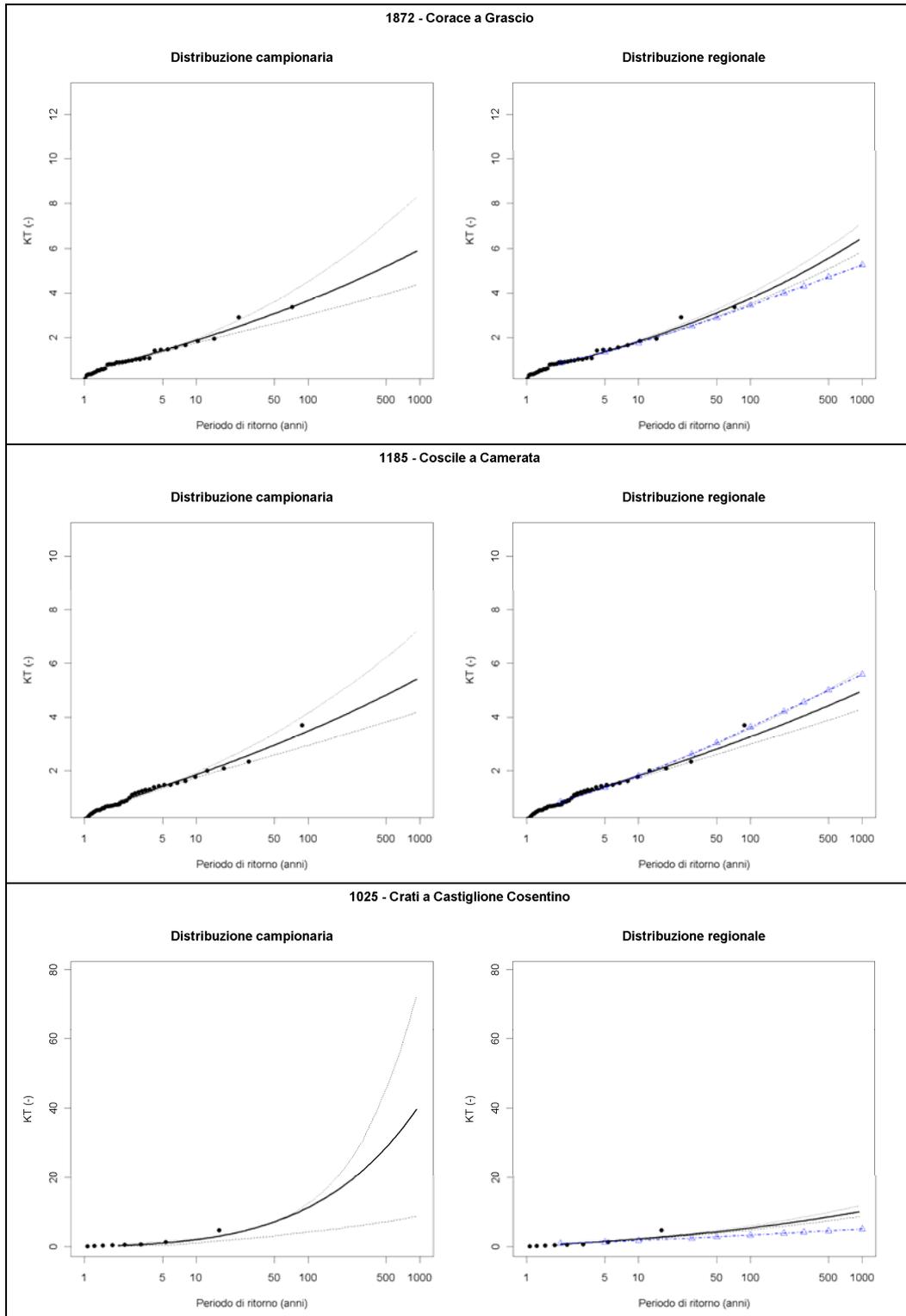
Vengono riportate, per ciascuna sezione strumentata considerata nello studio, le curve di crescita locale (a sinistra) e regionale (a destra), costruite utilizzando la distribuzione lognormale a 3 parametri. La curva "locale" si basa su L-CV ed L-CA campionari (figura di sinistra). La curva regionale (a destra) è costruita sulla base delle stime ottenute dalle relazioni (4.11 e 4.12) . Sullo stesso grafico sono riportati i dati campionari (pallini neri), posizionati secondo il metodo di Hirsch, e le fasce di confidenza per $\alpha = 60\%$, ottenute mediante simulazioni MonteCarlo. Le curve di crescita regionali sono confrontate, ove possibile, anche con la curva TCEV ottenuta con il metodo VAPI (tratteggio con triangolini).

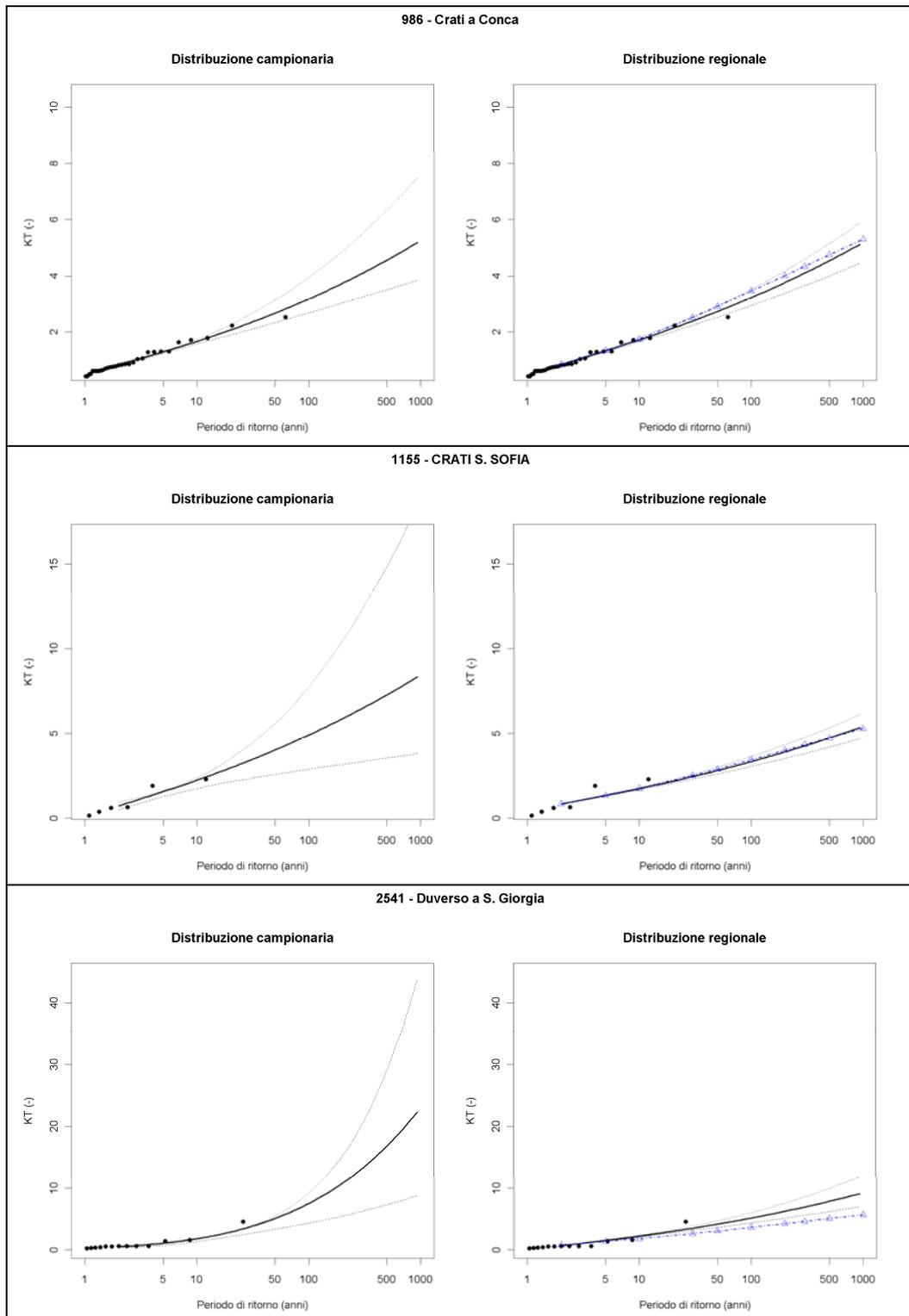


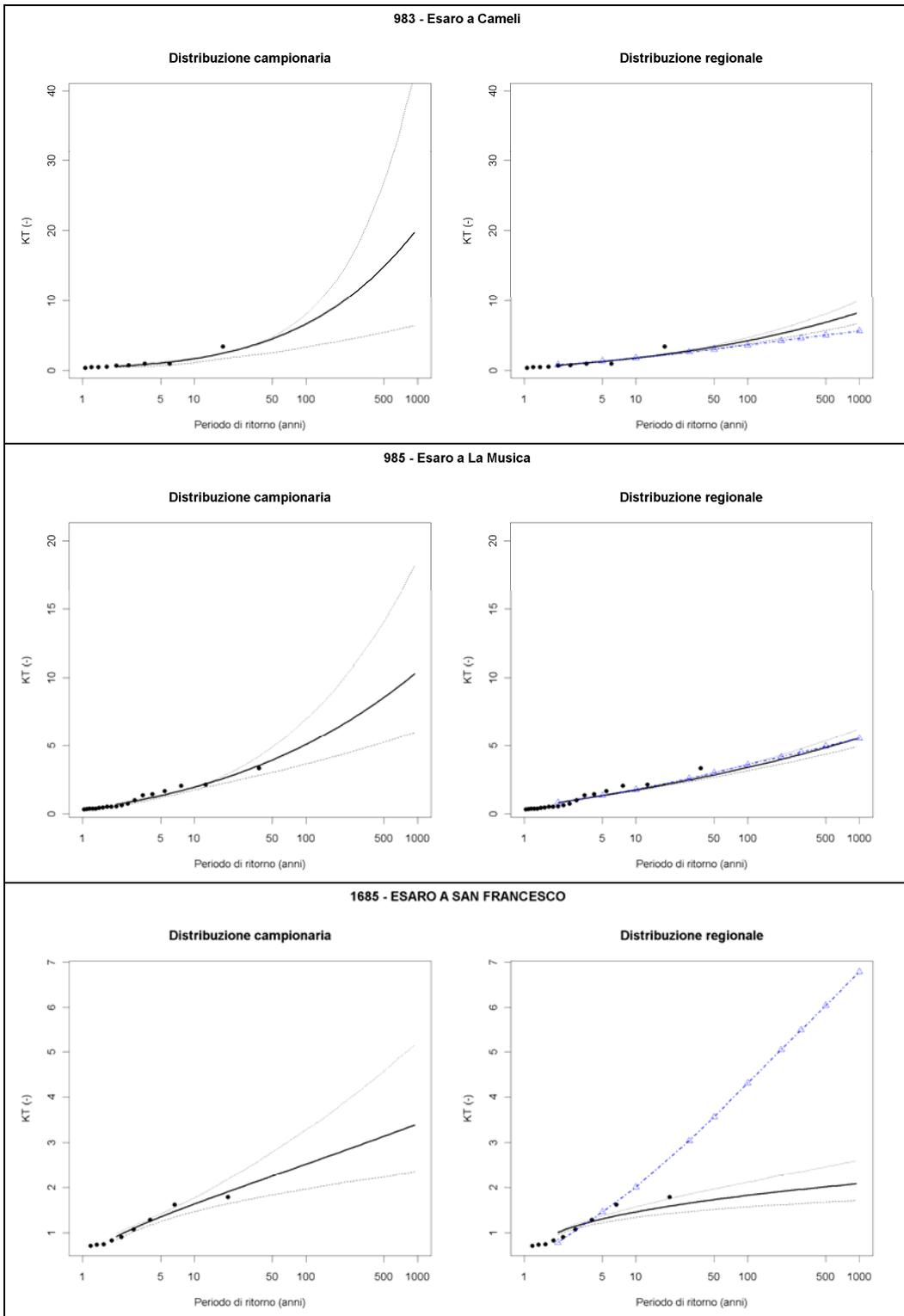


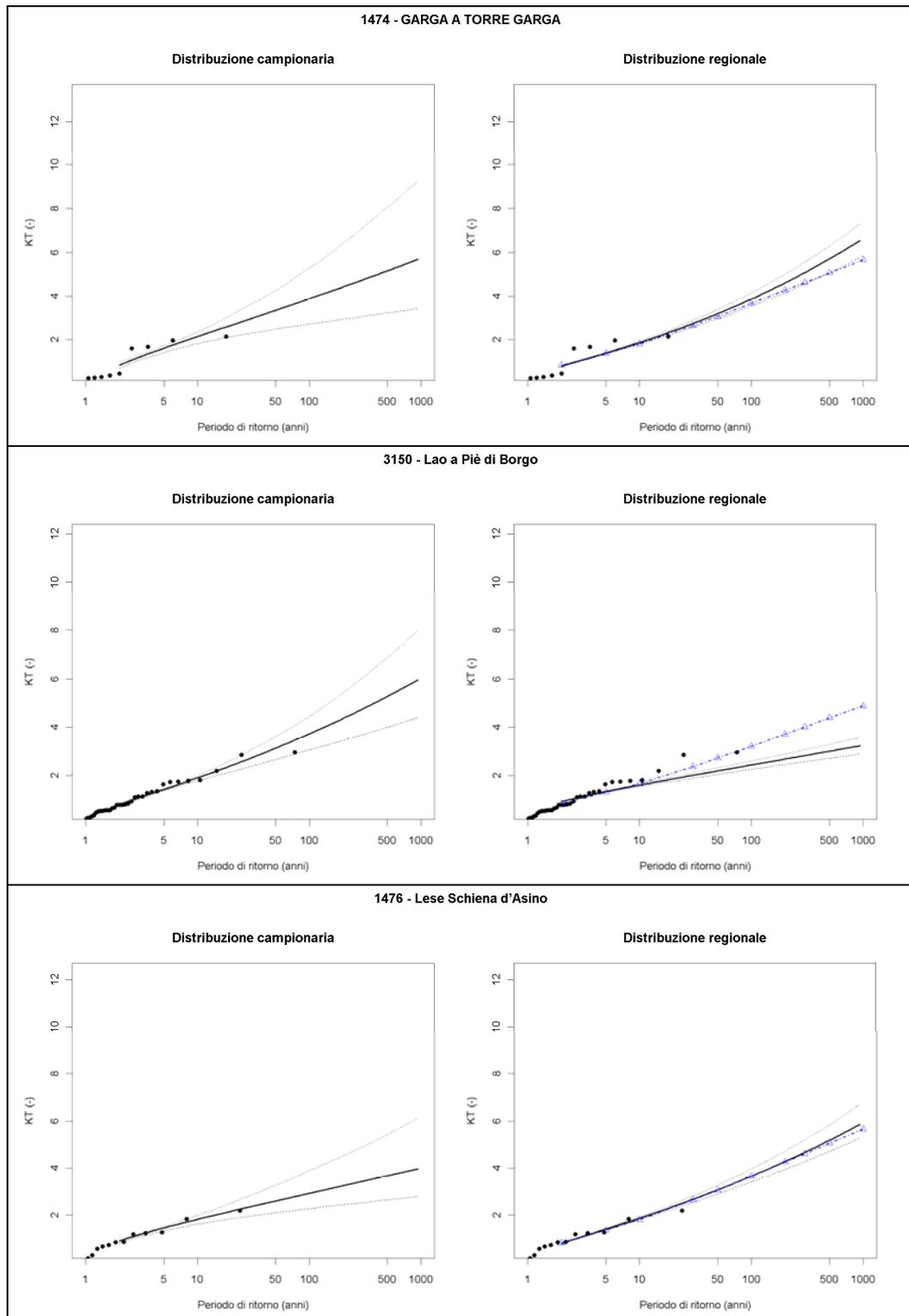


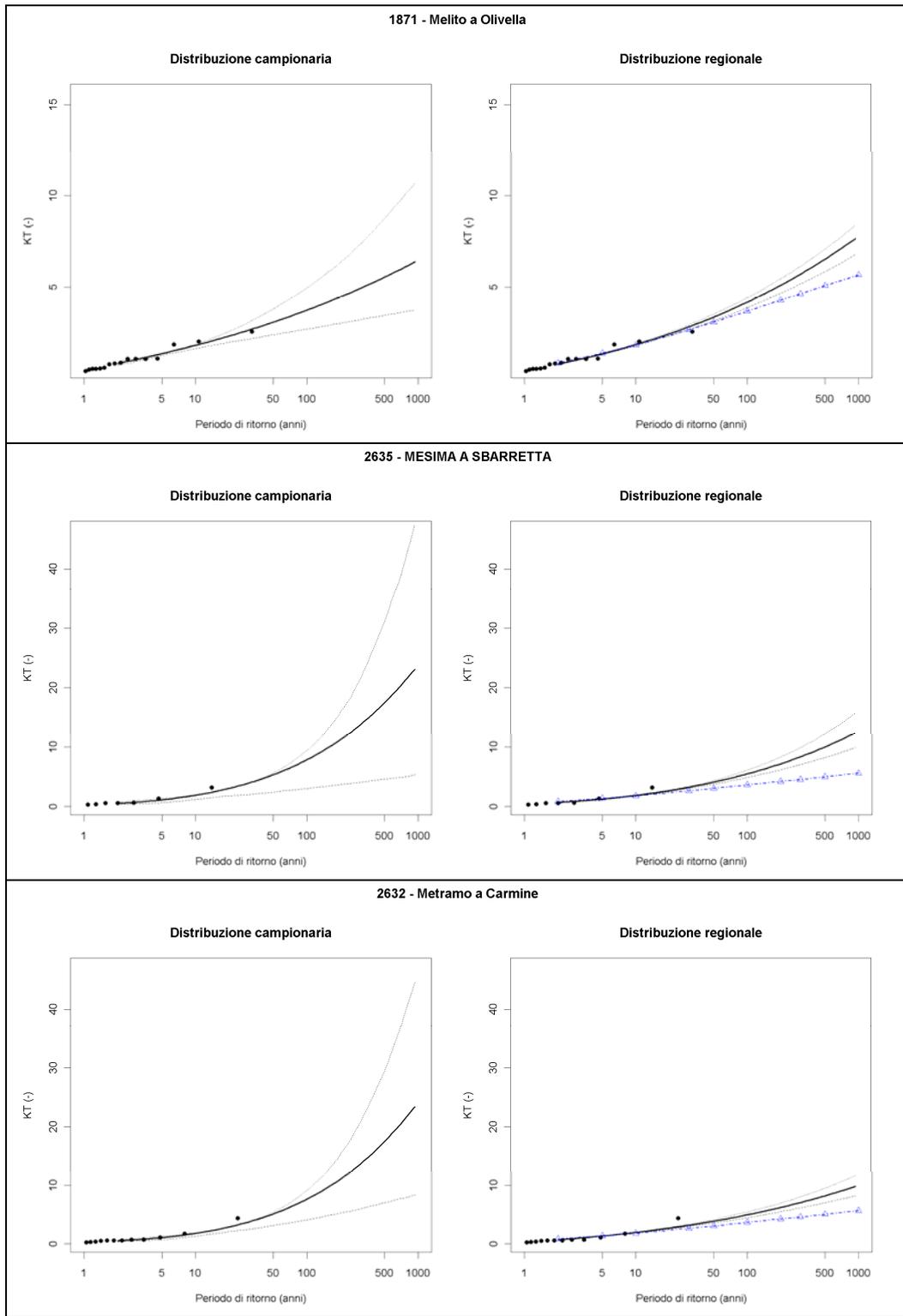


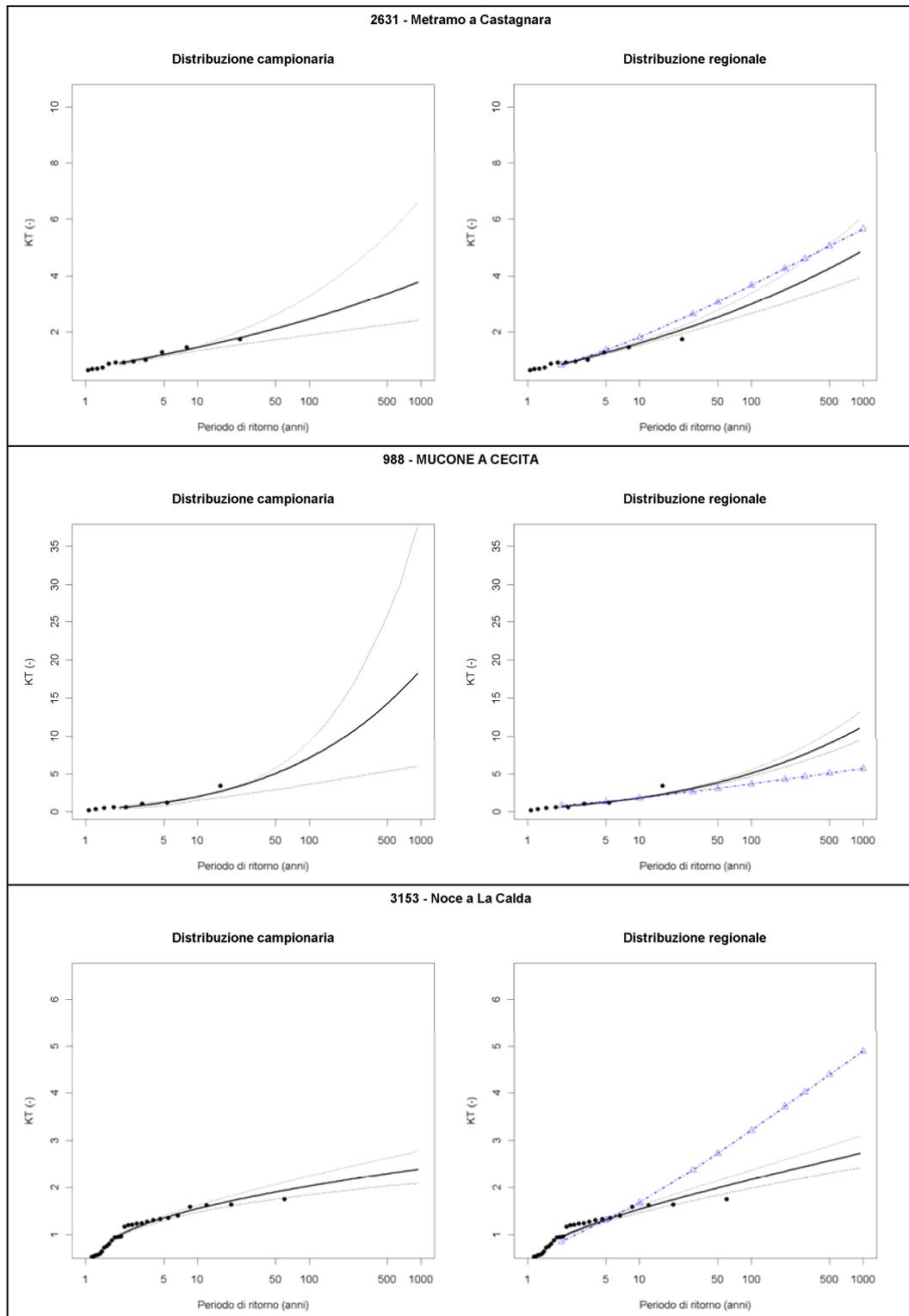


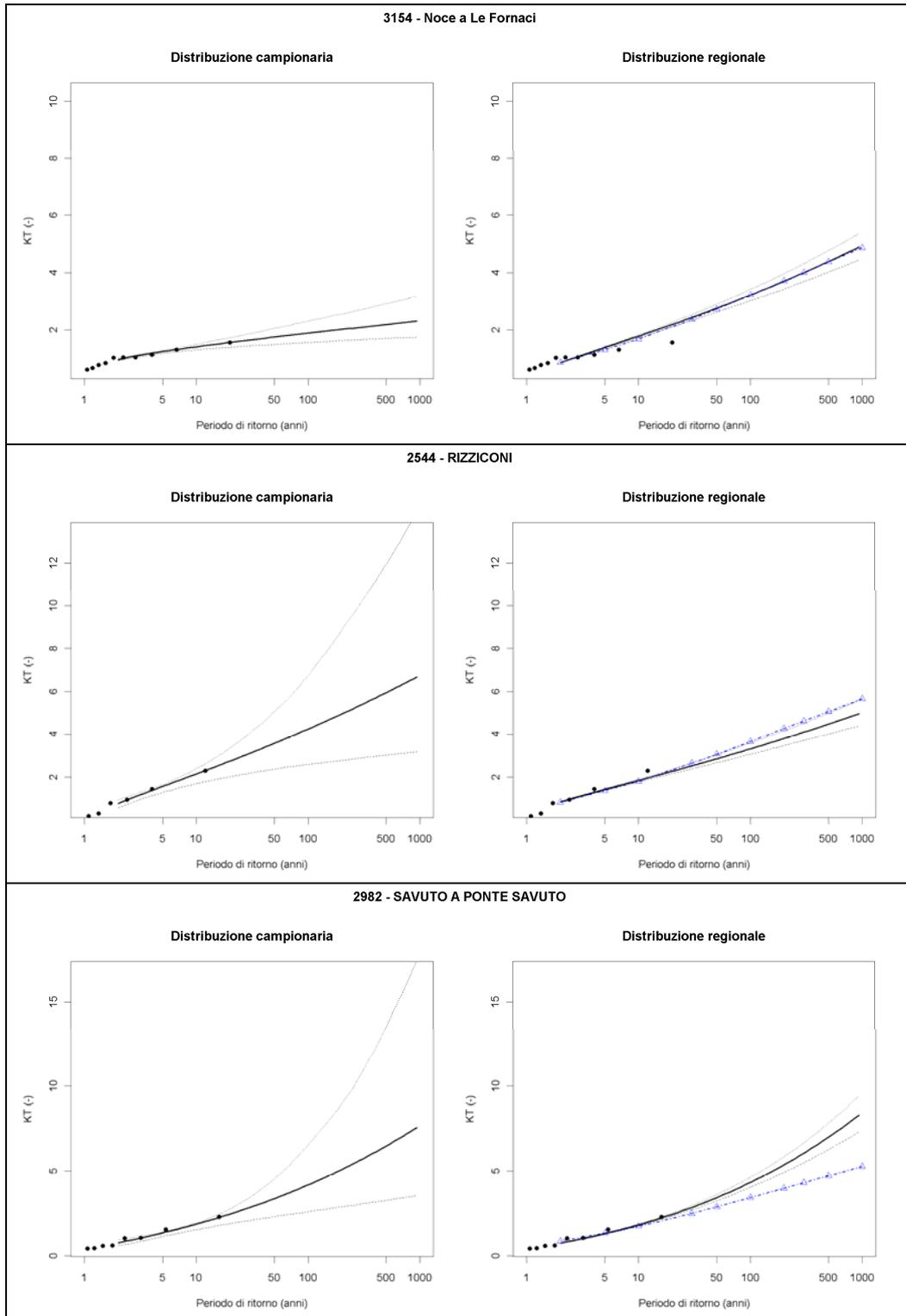


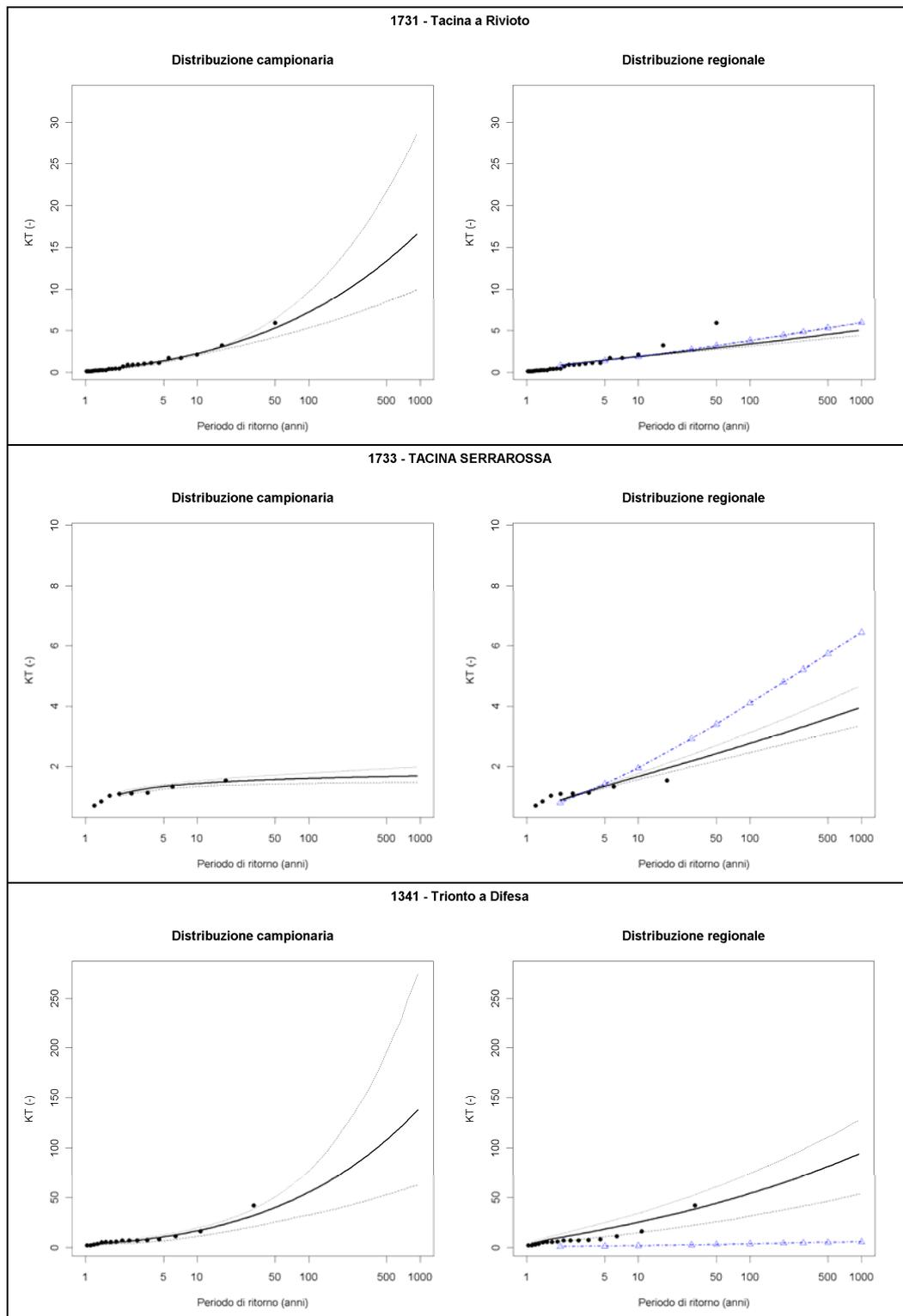


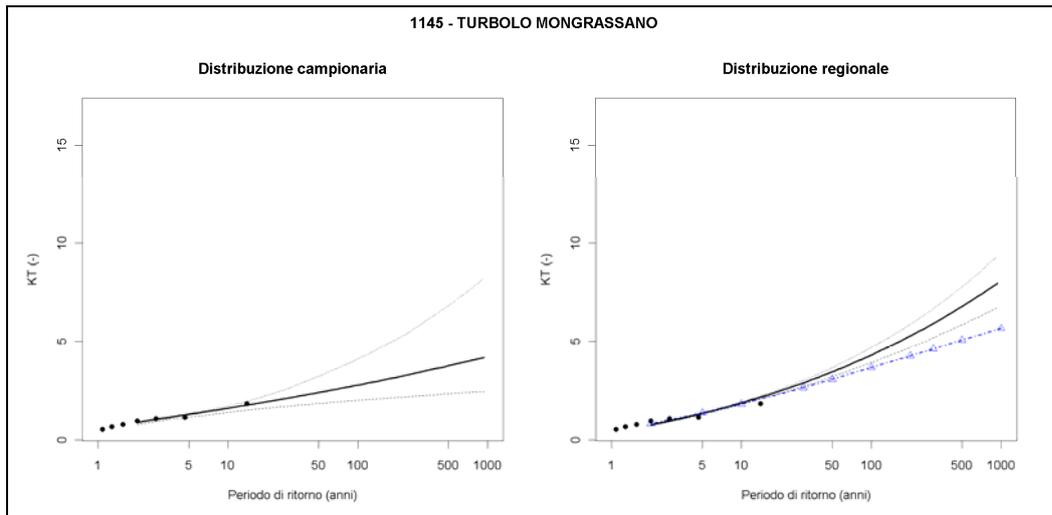








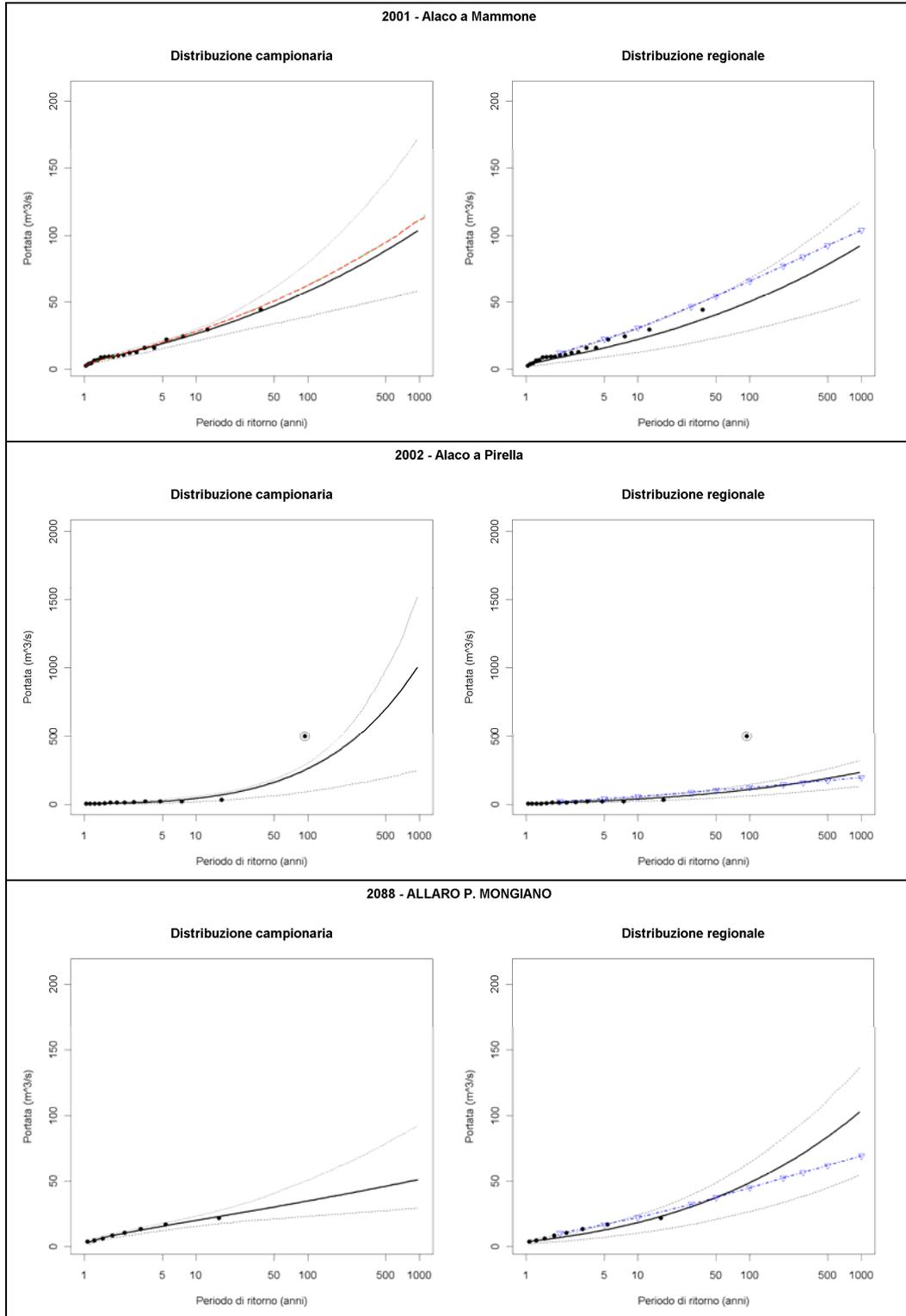


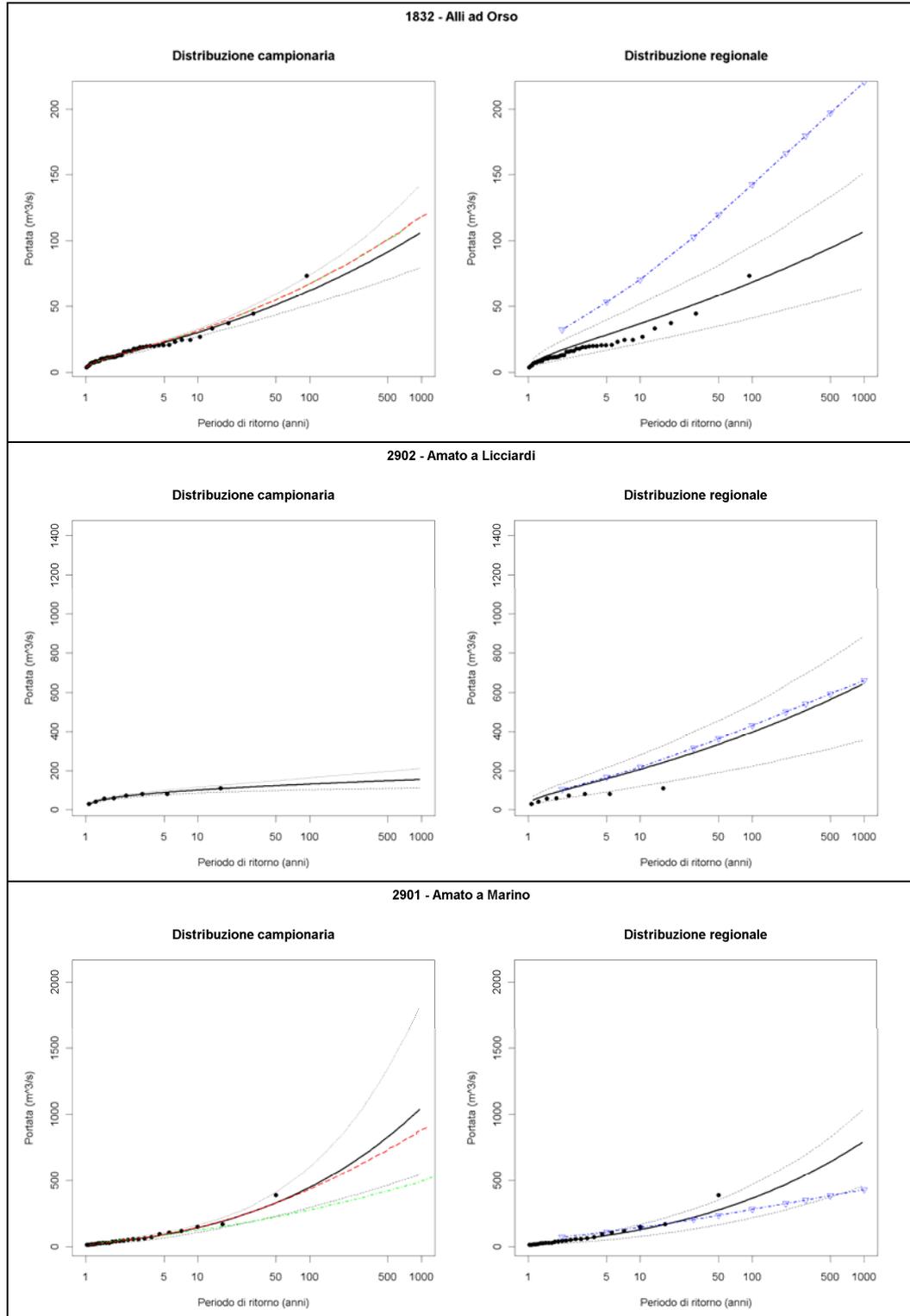


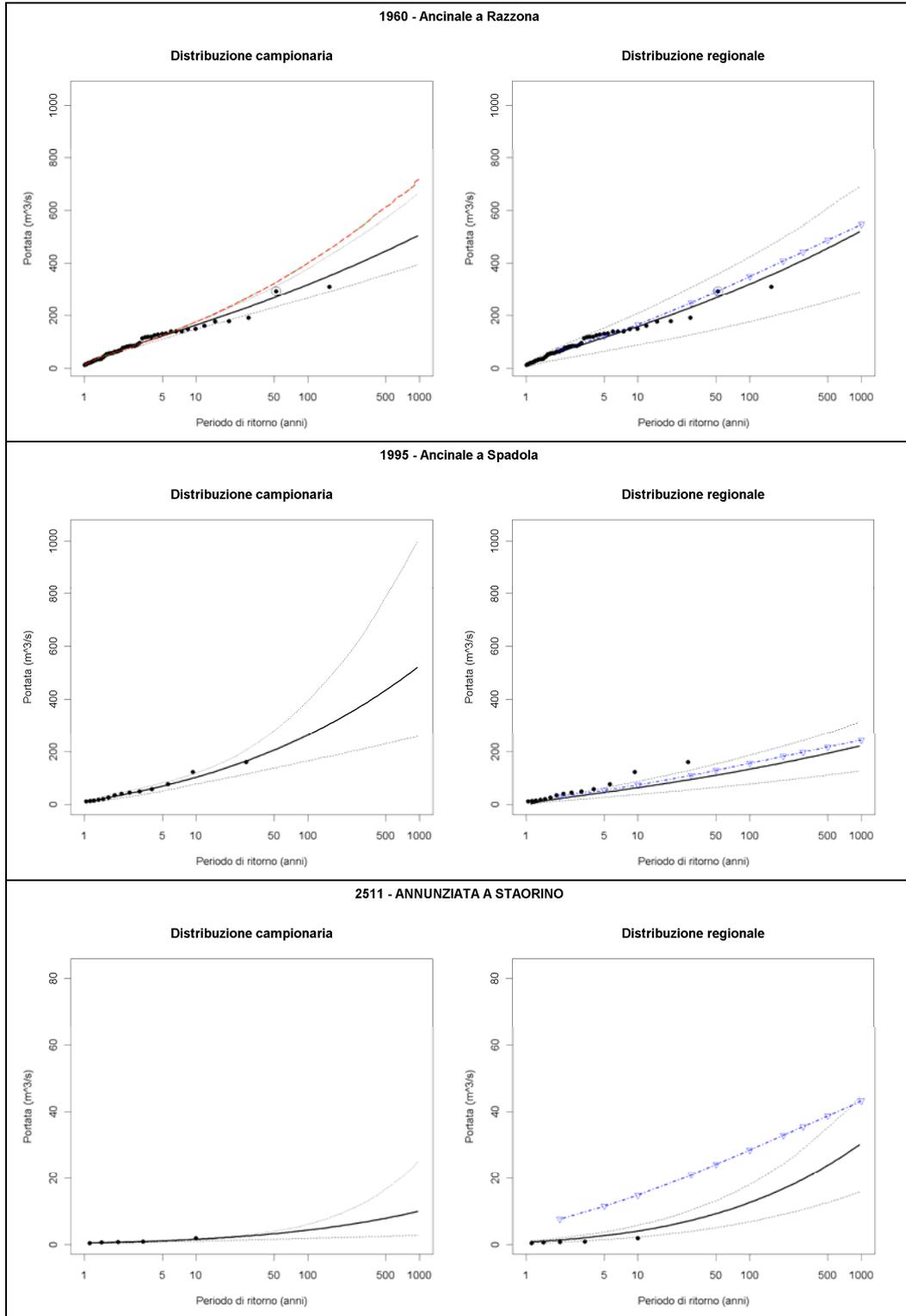
Allegato VI.

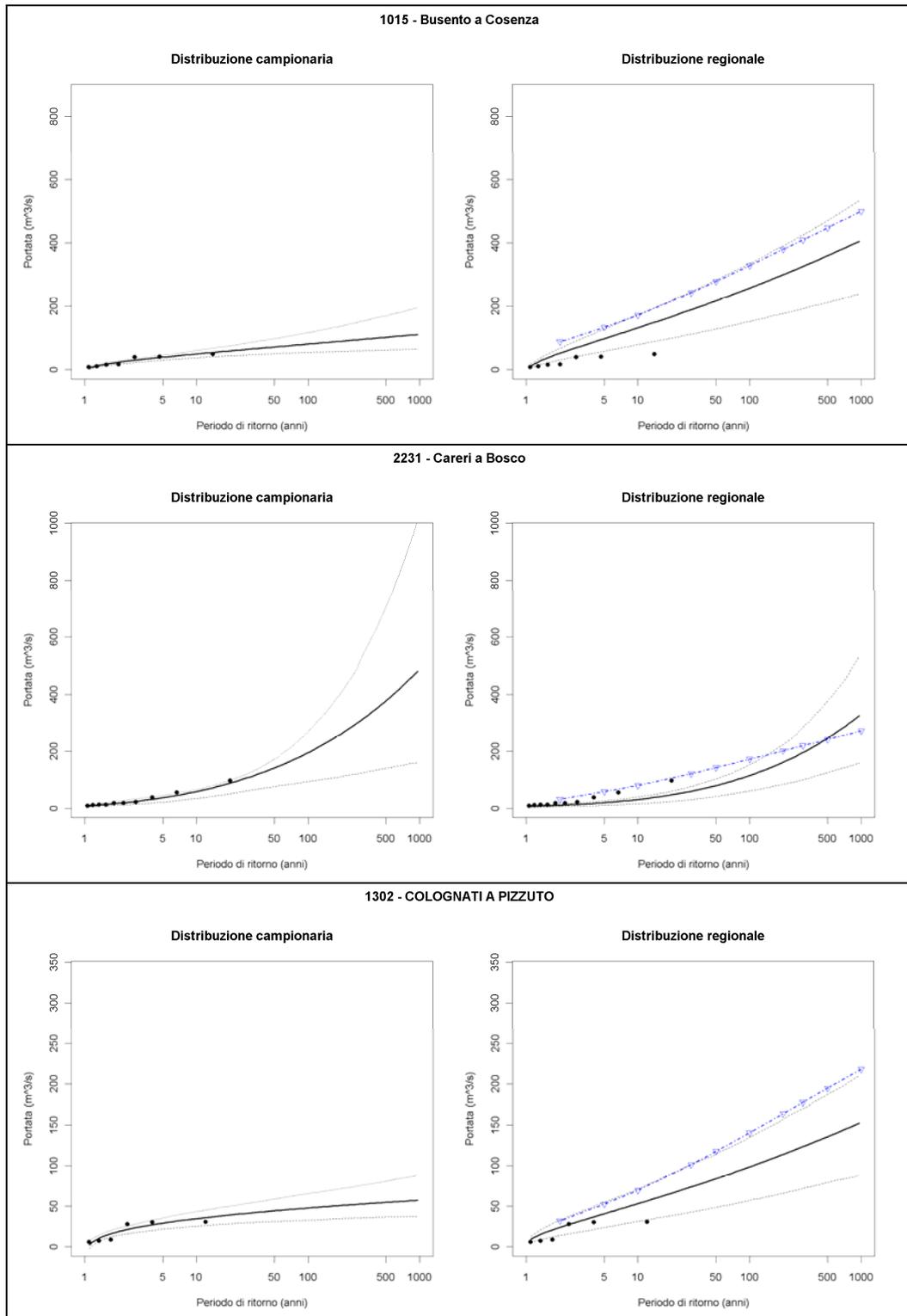
Curve di frequenza locali e regionali

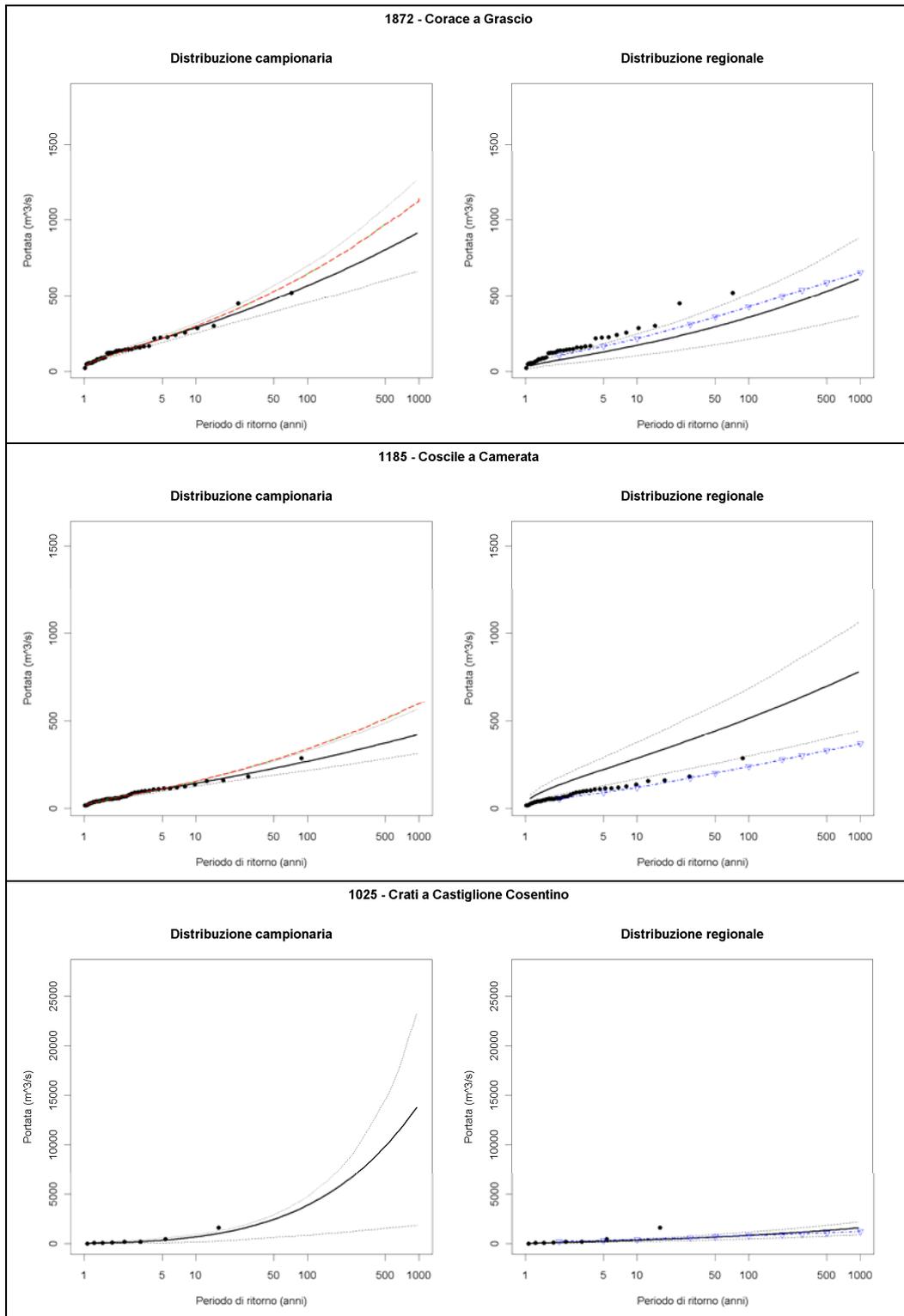
Vengono riportate, per ciascuna sezione strumentata considerata nello studio, le curve di frequenza "locale" (a sinistra) e regionale (a destra), costruite utilizzando la distribuzione lognormale a 3 parametri. La curva "locale" si basa su piena indice, L-CV ed L-CA campionari (figura di sinistra). La curva regionale (a destra) è costruita sulla base delle stime ottenute dalle relazioni (3.1, 4.11, 4.12) . Sullo stesso grafico sono riportati i dati campionari (pallini neri), posizionati secondo il metodo di Hirsch, e le fasce di confidenza per $\alpha = 60\%$, ottenute mediante simulazioni MonteCarlo. Le curve di crescita regionali sono confrontate, ove possibile, anche con la curva TCEV ottenuta con il metodo VAPI (tratteggio con triangolini) e con le curve IF (linea verde) e TCIF (linea rossa).

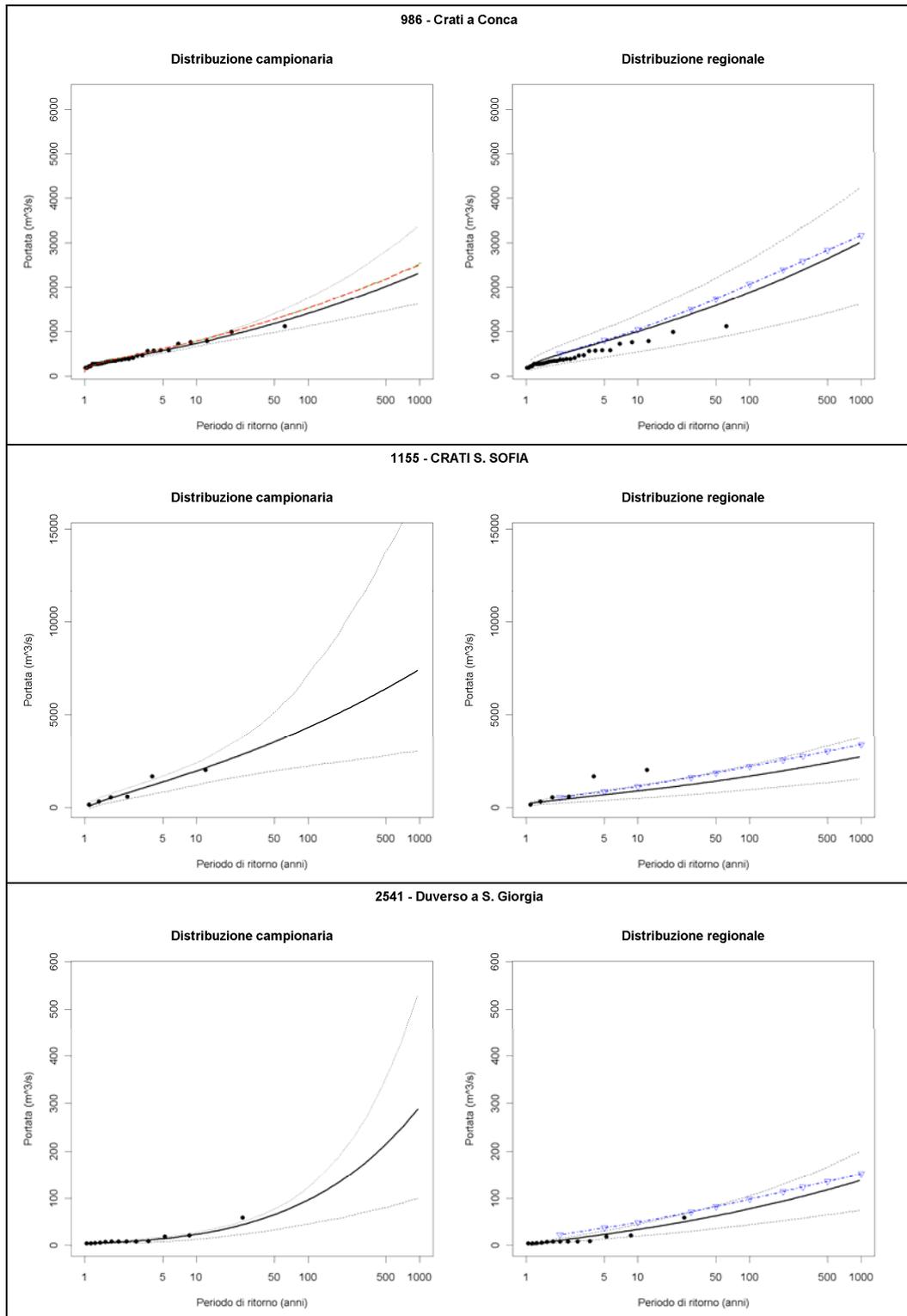


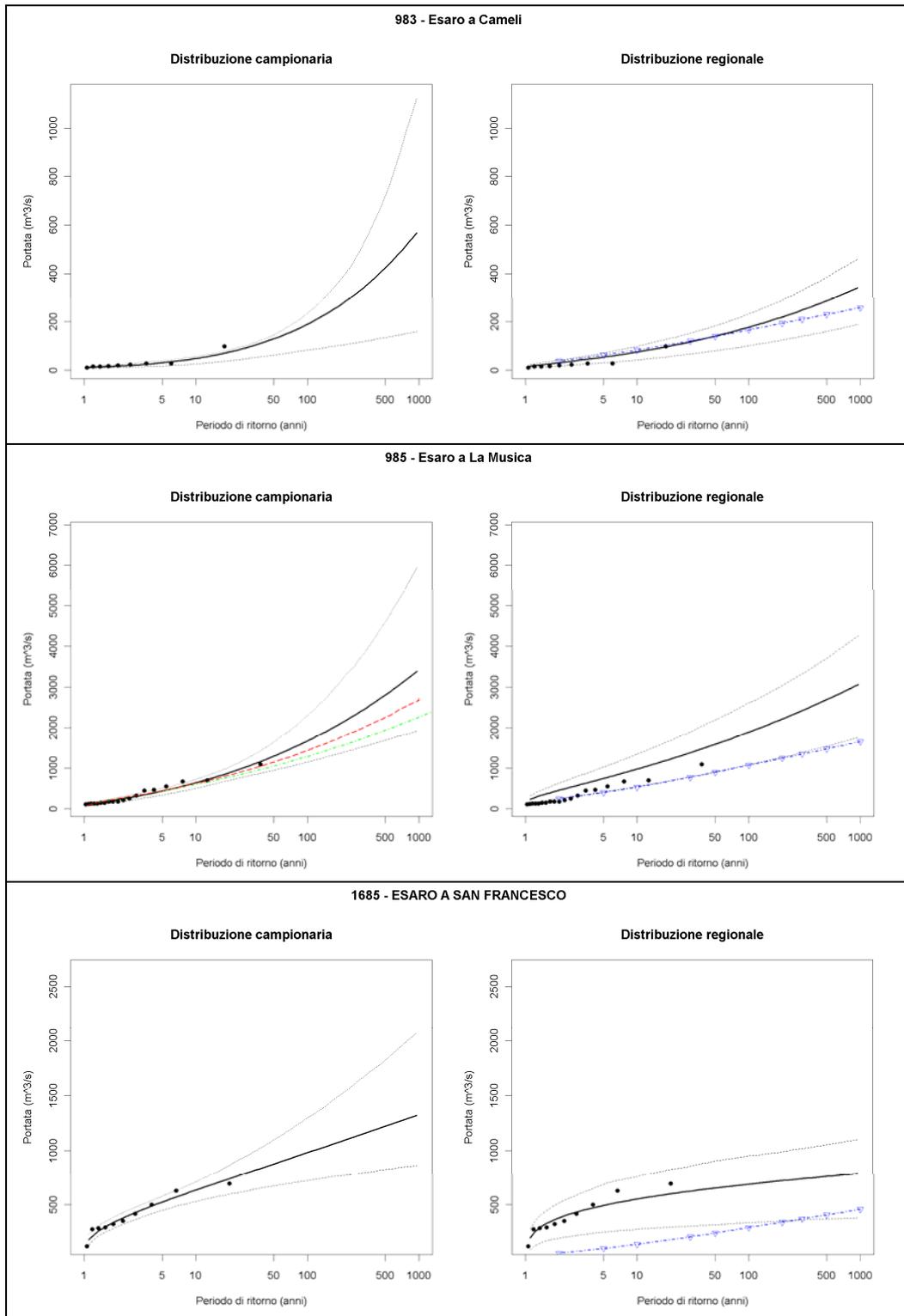


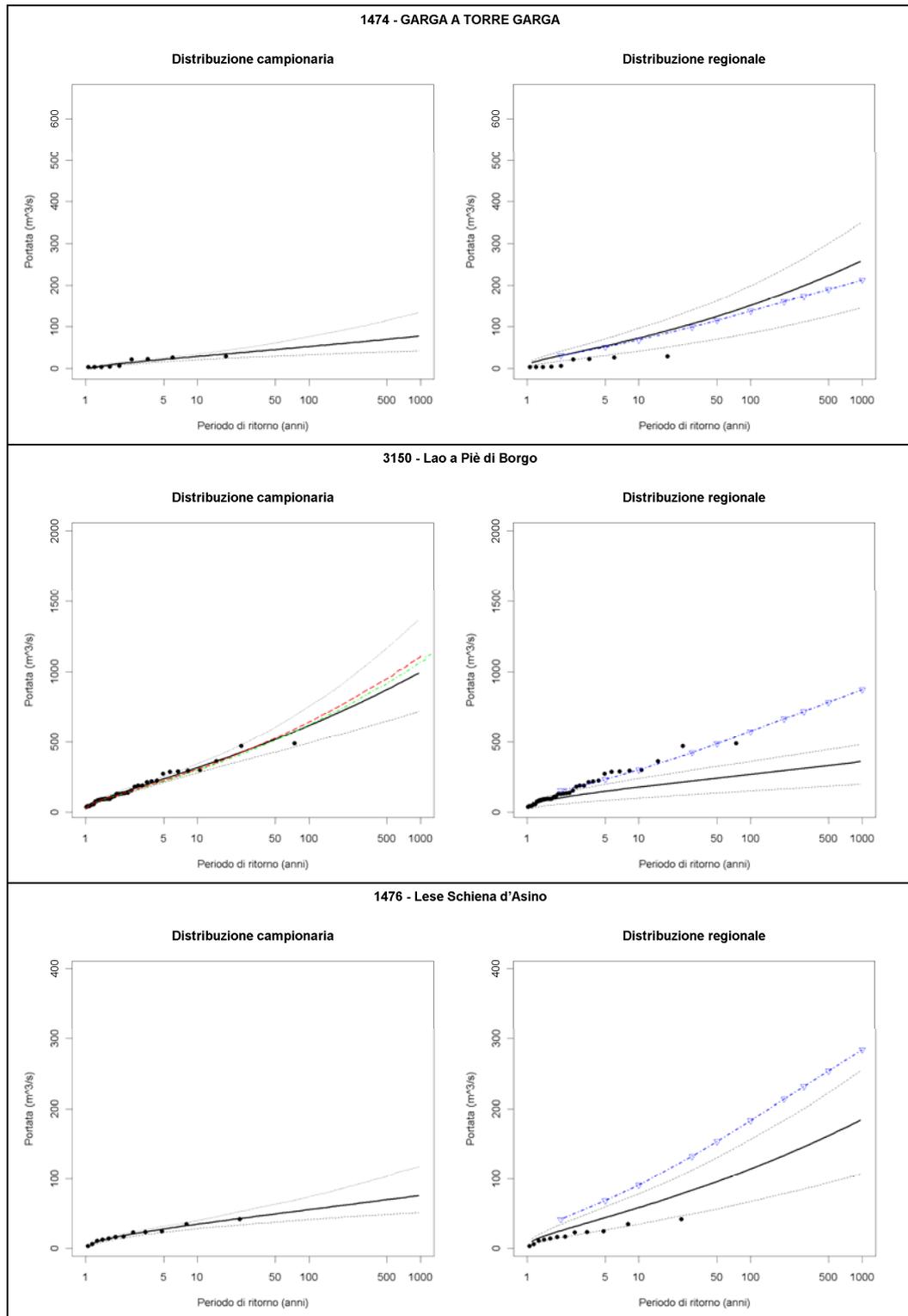


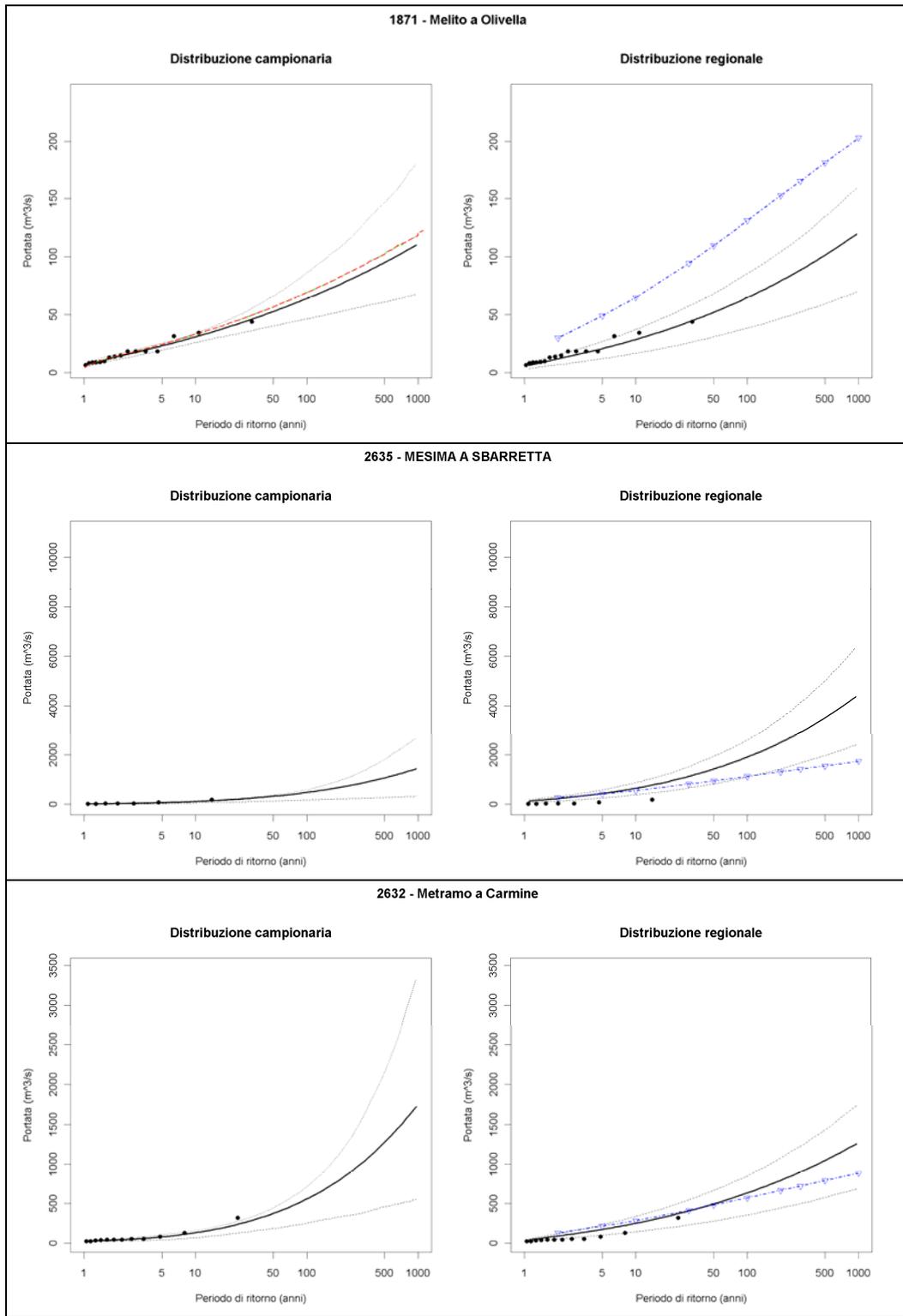


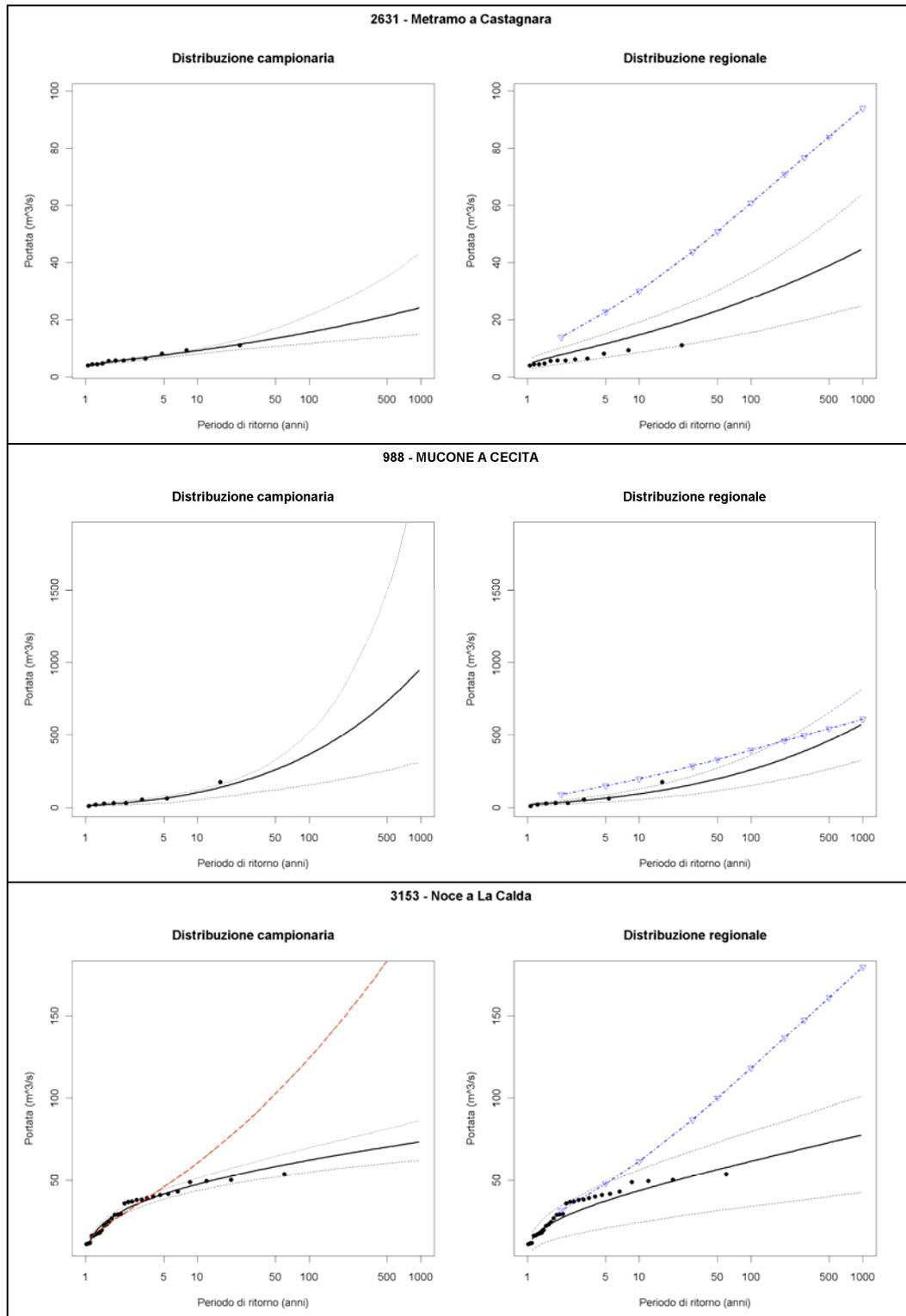


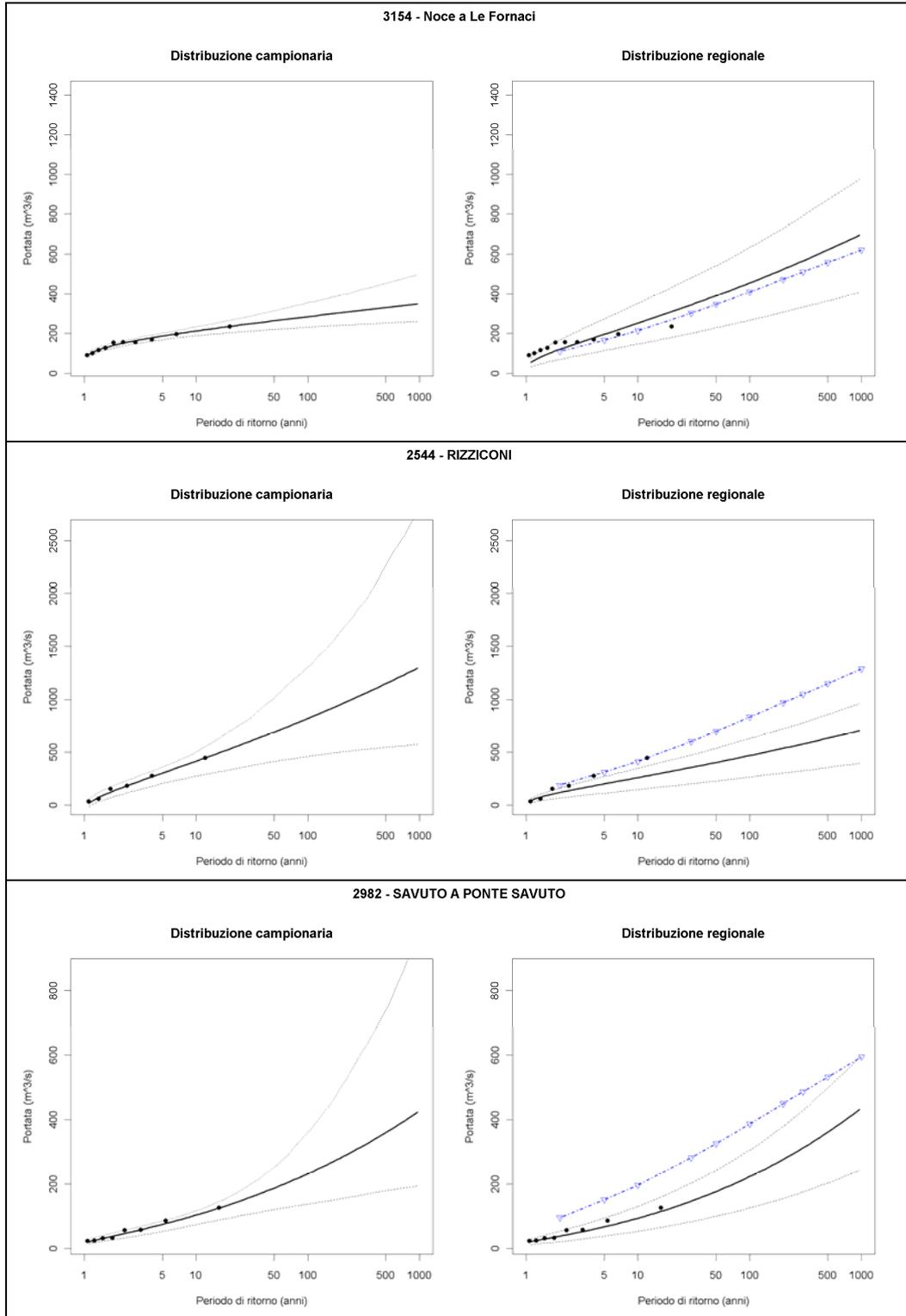


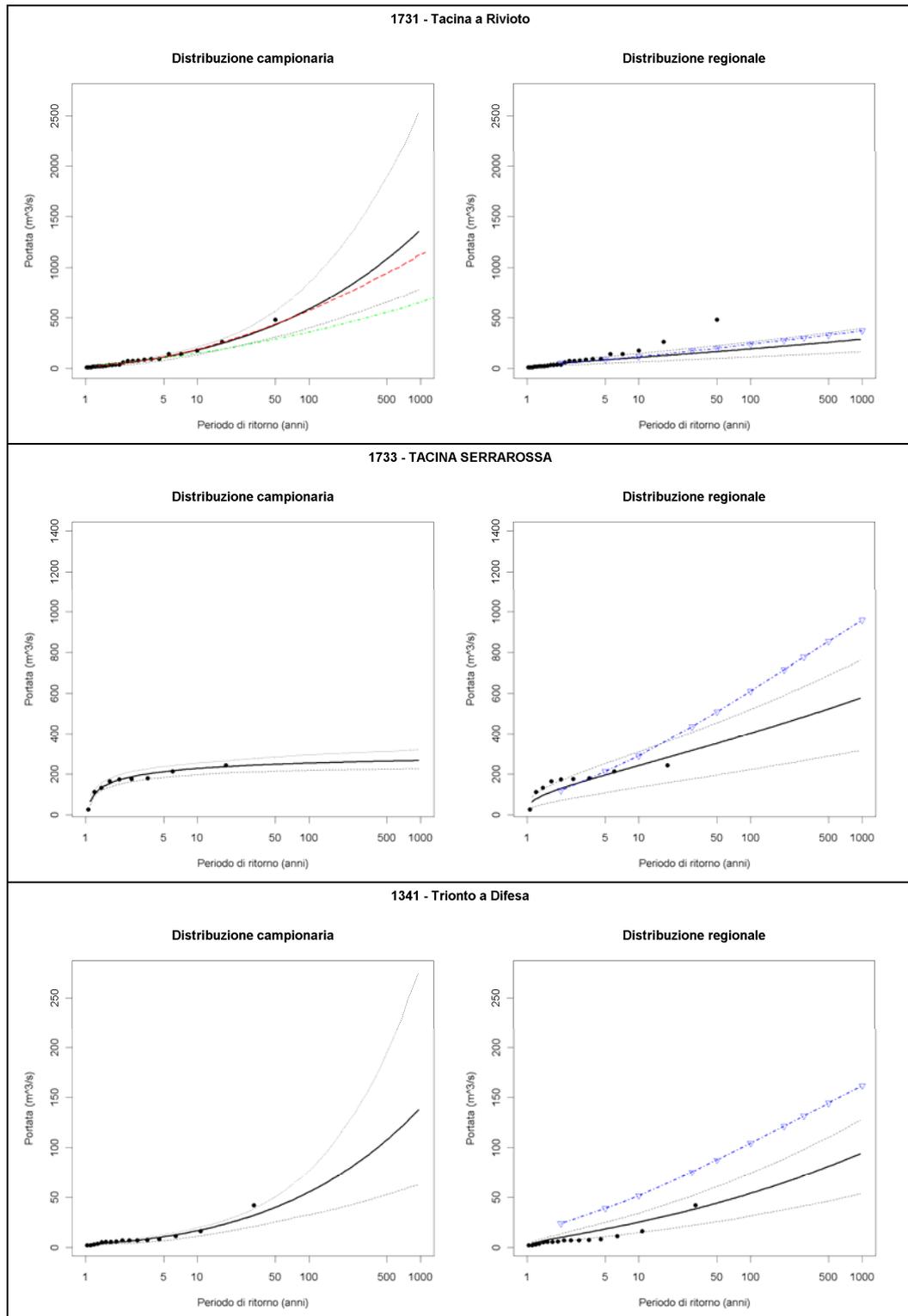


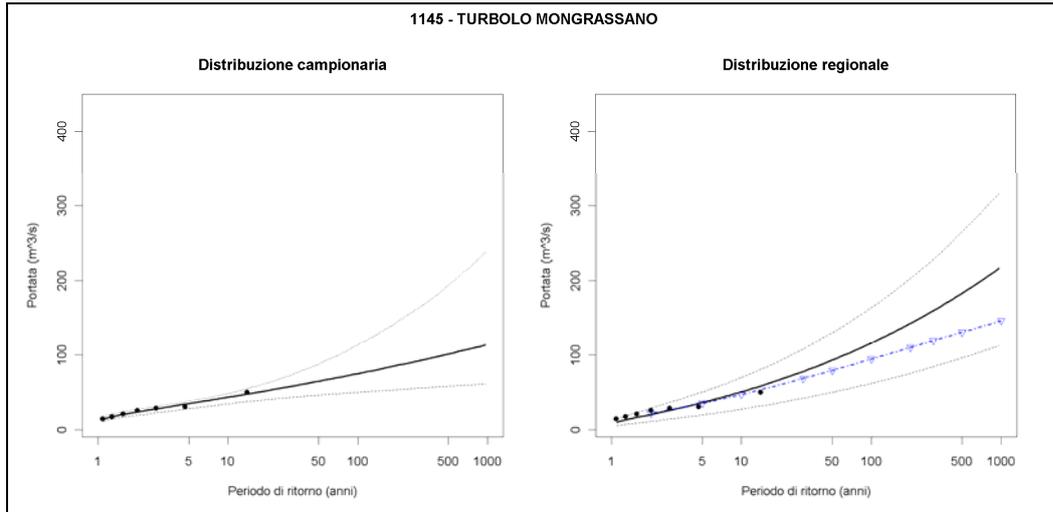












Allegato VII.

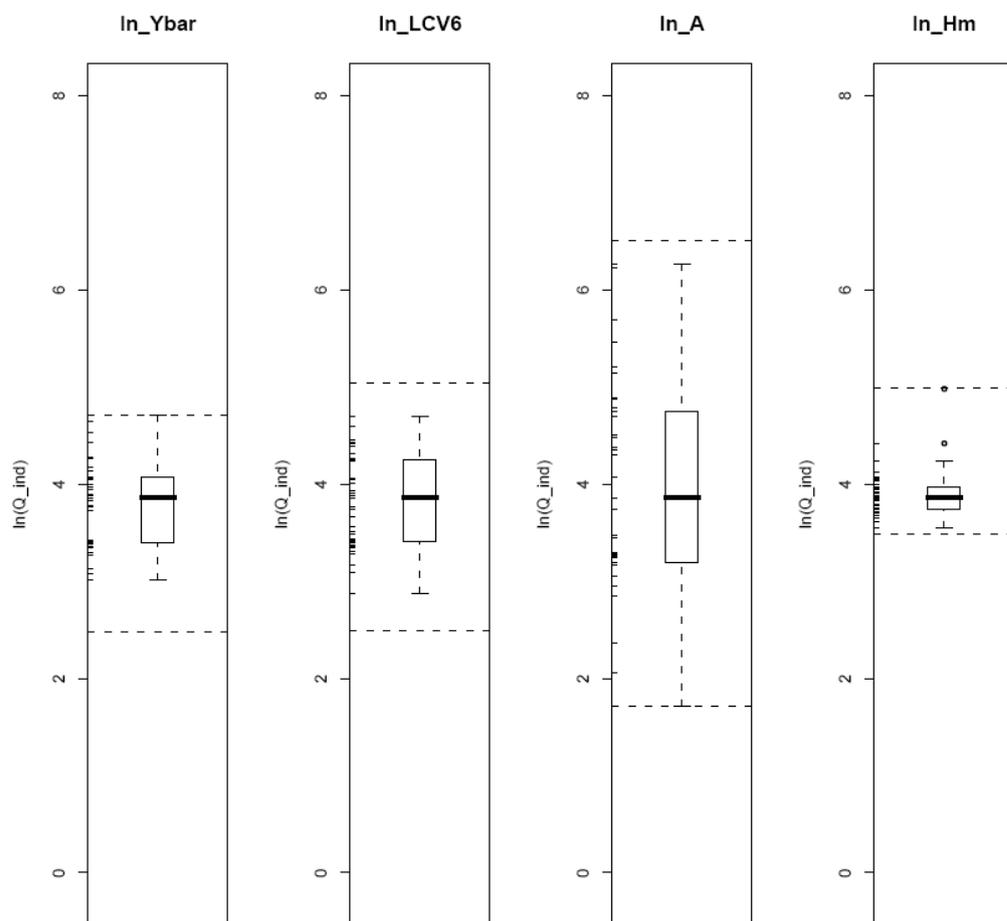
Analisi di sensitività

I grafici che seguono riportano l'entità dell'influenza di ogni variabile indipendente sulla grandezza statistica da stimare con le relazioni multi regressive.

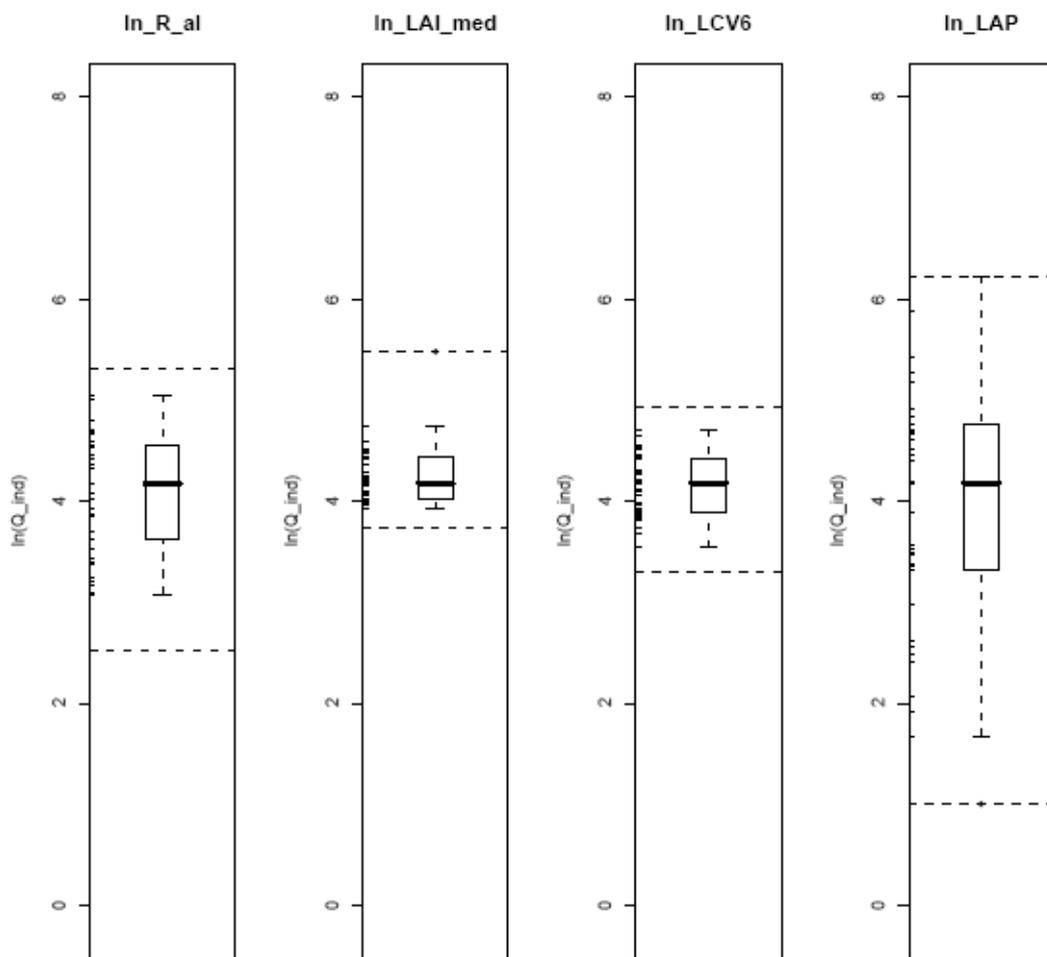
Le modalità di costruzione dei grafici sono riportate in relazione al paragrafo 3.2.2.

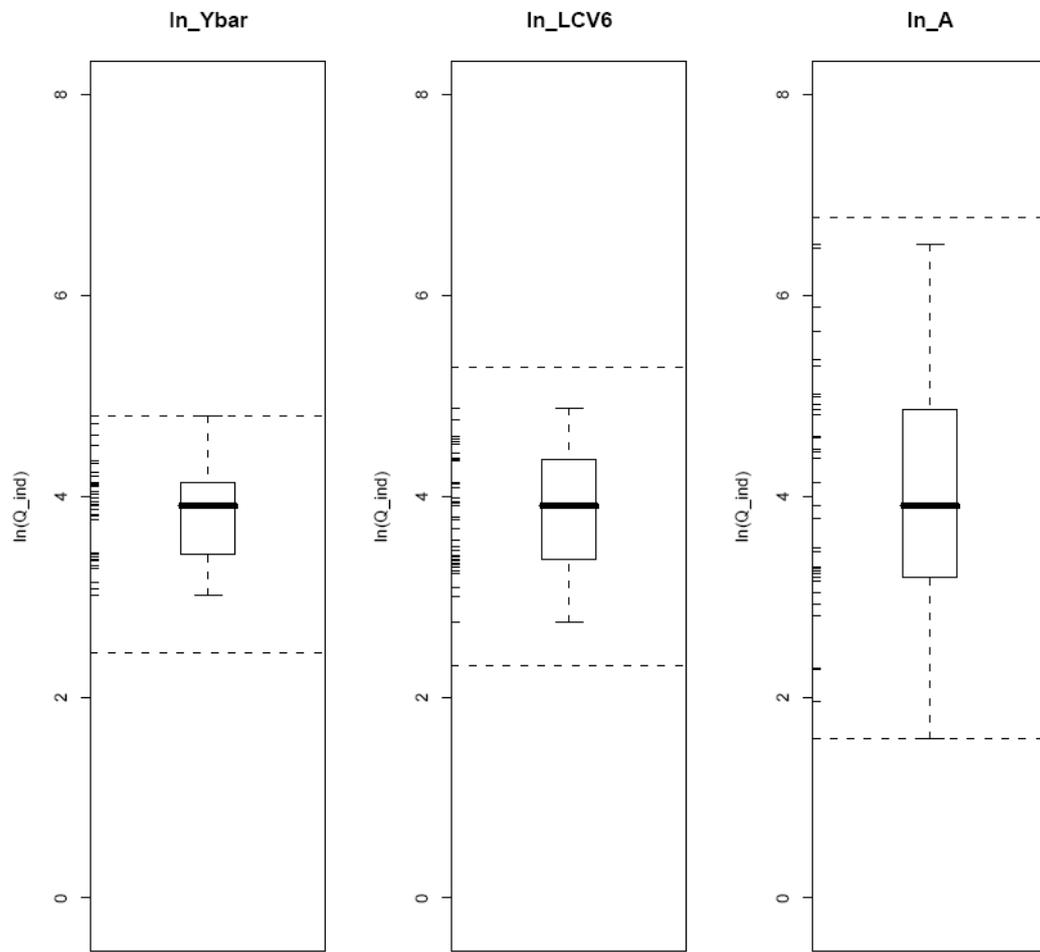
Influenza del logaritmo dei descrittori sulla stima del logaritmo della piena indice.

Prima relazione (lnQind1):

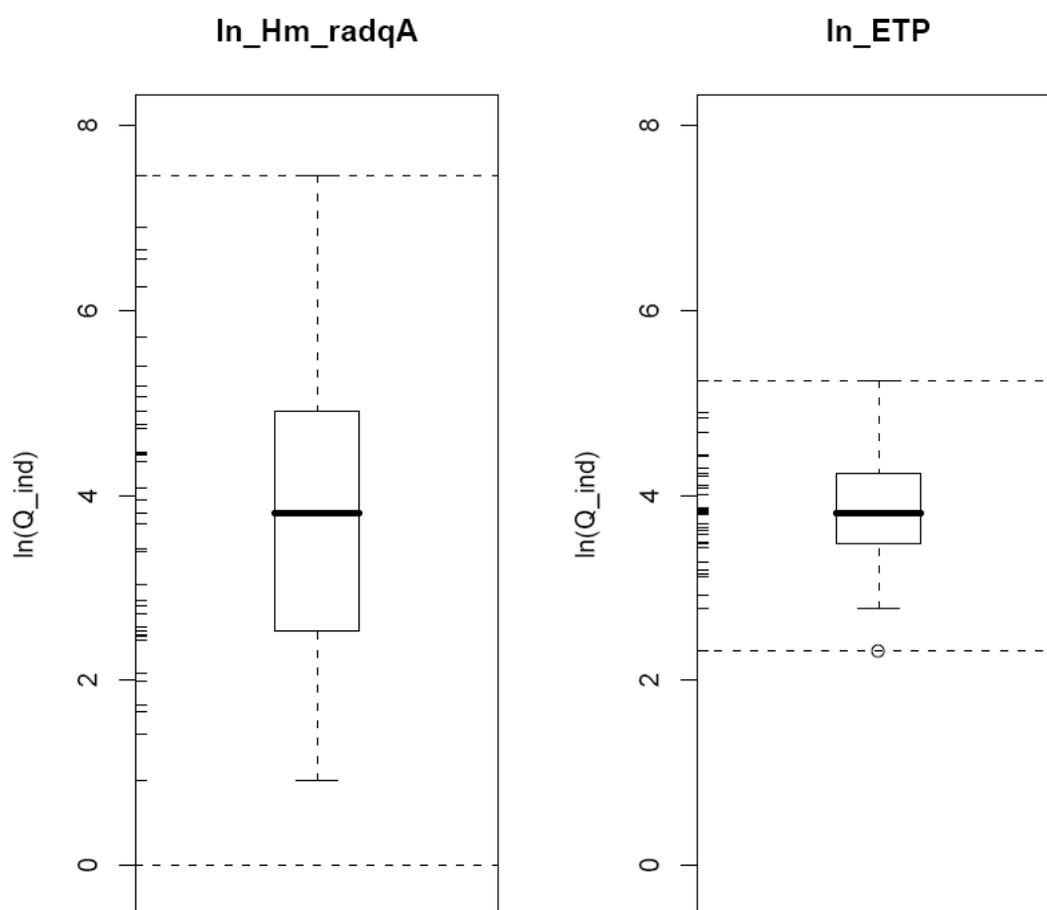


Seconda relazione (lnQind2):



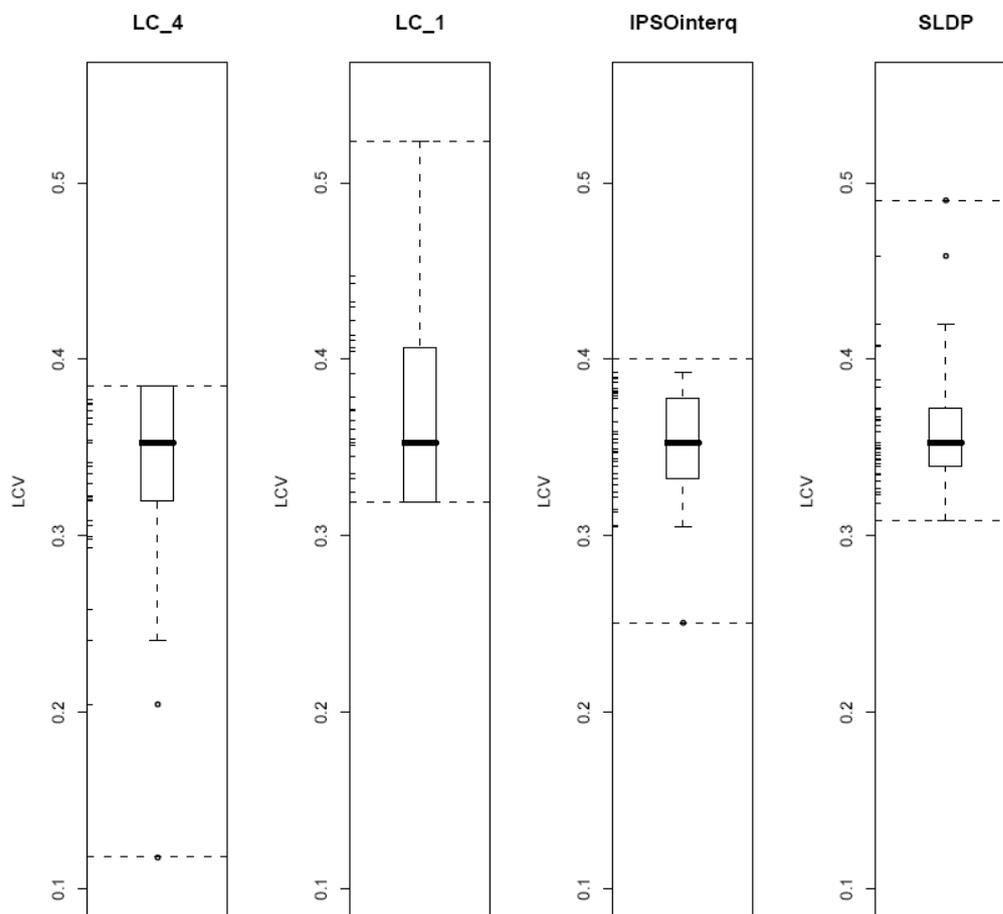
Terza relazione (lnQind3):

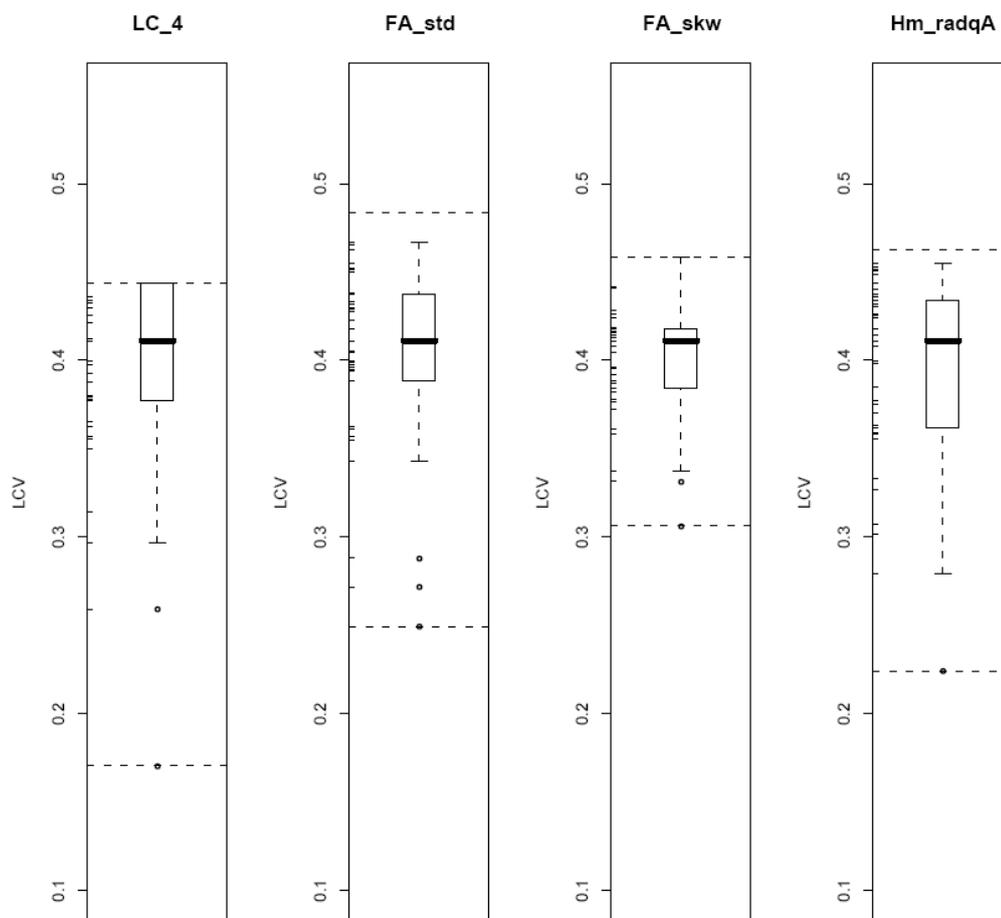
Quarta relazione (lnQind4):



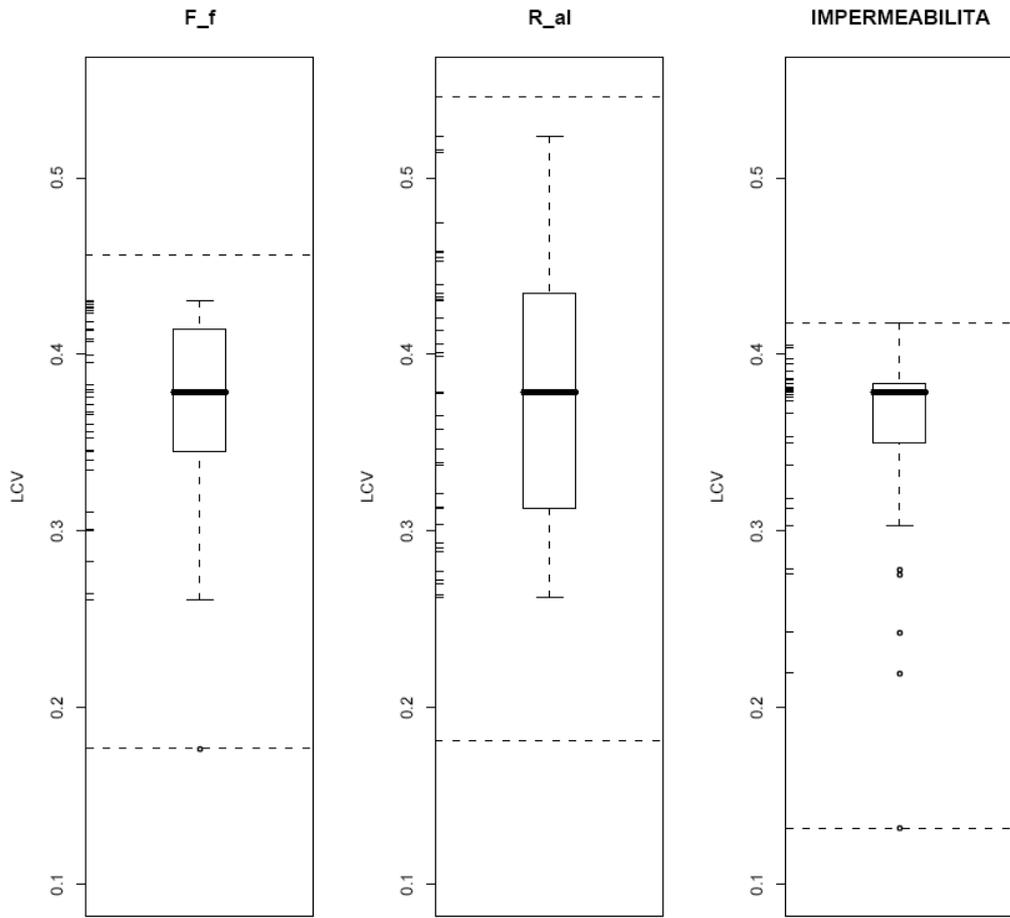
Influenza dei descrittori sulla stima di L-CV.

Prima relazione (LCV1):



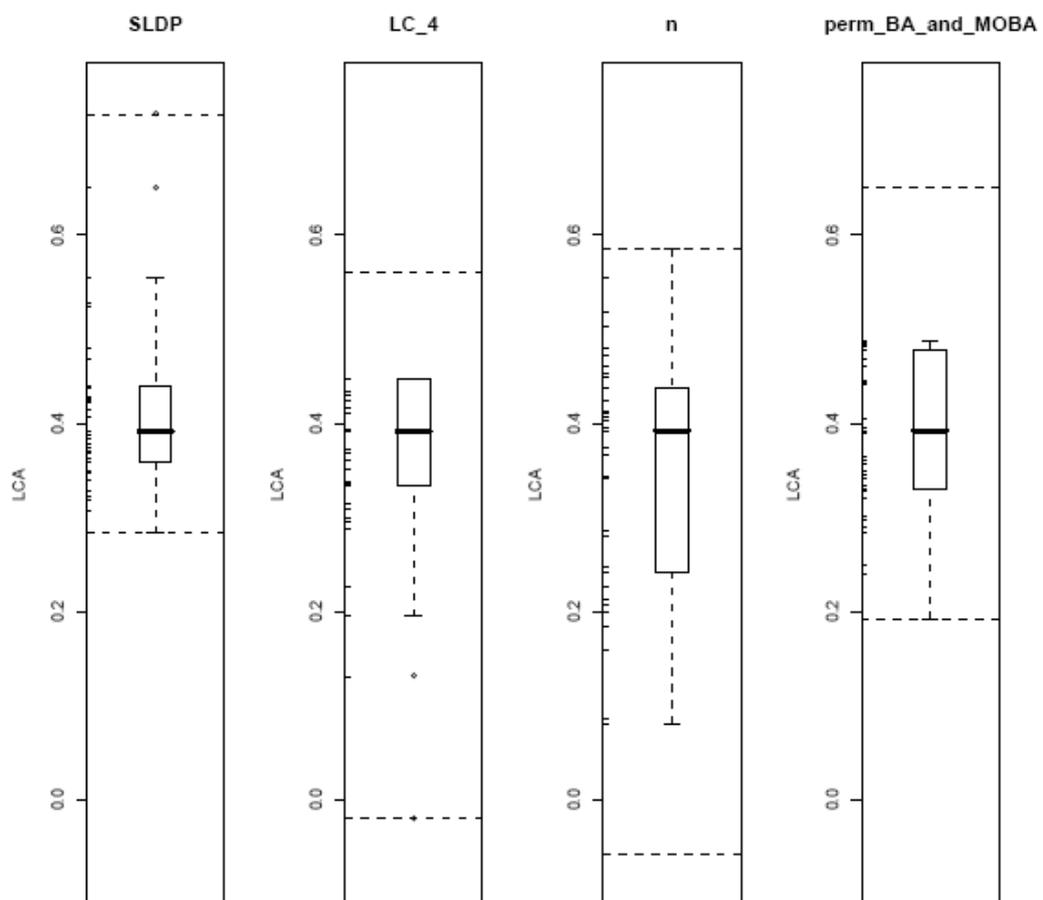
Seconda relazione (LCV2):

Terza relazione (LCV3):



Influenza dei descrittori sulla stima di L-CA.

Prima relazione (LCA1):



Seconda relazione (LCA2):

