ANALISI IDROLOGICHE E VALUTAZIONI DEL POTENZIALE IDROELETTRICO DEI BACINI PIEMONTESI

AUTORI
Daniele Ganora
Enrico Gallo
Francesco Laio
Alessandro Masoero
Pierluigi Claps (coordinatore)

renerfor

FONDO EUROPEO DI SVILUPPO REGIONALE
alcotra
REGIONE PIEMONTE
PROVINCIA di CUNEO
Medaglia d'oro al Valore Civile
PROVINCIA DI TORINO

INDICE

INTRODUZIONE 1

1 DATI IDROMETRICI E RAPPRESENTAZIONE DELLA CURVA DI DURATA 3
1.1 Le curve di durata 3
1.1.1 Costruzione delle curve di durata 3
1.1.2 Andamenti tipici delle curve di durata 4
1.2 Dati idrometrici 5
1.2.1 Consistenza della base dati idrometrica 5
1.2.2 Ulteriori osservazioni sui dati 8
1.3 Rappresentazione analitica della curva di durata 11
1.3.1 Le CDP come distribuzioni di probabilità 11
1.3.2 Descrizione delle curve di durata attraverso gli L-momenti 13
1.3.3 Funzioni di probabilità di uso comune 19
1.3.4 Funzione di probabilità di Burr 25

2 CURVE DI DURATA NATURALI ED EFFETTI DELLE ALTERAZIONI ANTROPICHE 31
2.1 Metodologia di lavoro 31
2.2 Dati utilizzati 32
2.3 Procedure di analisi dei dati sulle derivazioni 33
2.3.1 Schematizzazione tipo dell'impianto idroelettrico 33
2.3.2 Analisi di congruenza sulle captazioni 33
2.3.3 Analisi di congruenza sulle restituzioni 35
2.4 Individuazione di indici sintetici per la descrizione delle criticità 36
2.4.1 Indice I_1 36
2.4.2 Indice I_2 37
2.5 Rimozione delle alterazioni 38
2.5.1 Metodo di correzione 38
2.5.2 Correzione delle statistiche dei dati osservati 42

3 APPLICAZIONE DELL'ANALISI REGIONALE AL NORD OVEST D'ITALIA 43
3.1 Introduzione all'analisi regionale 43
3.2 Stima della portata media 44
3.2.1 Considerazioni sulla congruenza della media 44
3.2.2 Selezione delle relazioni per la stima regionale 46
3.3 Stima degli L-momenti 49
3.3.1 Scelta dei descrittori 50
3.3.2 Selezione delle relazioni per la stima regionale 52
3.4 Utilizzo delle CDP in pre-pianificazione: antropizzazione dei valori regionali 54
3.5 Sintesi dei risultati e applicazione in bacini non strumentati 57

4 COSTRUZIONE DEL POTENZIALE IDROELETTRICO NEI BACINI CAMPIONE 63
4.1 Applicazione dell'analisi regionale ai bacini campione 63
4.1.1 Elaborazioni GIS: reticolo, sottobacini e descrittori 63
4.1.2 Stima degli L-momenti de-antropizzati 65
4.2 Impatto idrologico degli impianti attualmente in esercizio 66
4.2.1 Analisi e normalizzazione dei dati sulle derivazioni 66

4.2.2 Calcolo del DMV di base 67
4.2.3 Stima degli L-momenti antropizzati 68
4.3 Calcolo e rappresentazione del Reticolo del potenziale idroelettrico 71
4.3.1 Curva idrodinamica, curva idrodinamica modifica e reticolo del potenziale idroelettrico 72
4.3.2 Strategie di individuazione del massimo salto geodetico locale 73
4.3.3 Rappresentazioni del Reticolo del Potenziale Idroelettrico: gis desktop e Google Earth 73

Bibliografia 76

APPENDICI 81

A ANALISI REGIONALE 83

B L-MOMENTI 85
B.1 Distribuzioni di probabilità 85
B.2 Stimatori 86
B.3 L-momenti delle distribuzioni di probabilità 87
B.3.1 Proprietà degli L-momenti 88
B.4 L-momenti Campionari 89
B.5 Stima dei parametri mediante gli L-momenti 91
B.5.1 Distribuzione di Pareto Generalizzata 91
B.5.2 Distribuzione Logistica Generalizzata 92
B.5.3 Distribuzione Lognormale a 3 parametri 93
B.5.4 Distribuzione di Gamma o di Pearson Tipo III 95

C MODELLI DI REGRESSIONE SEMPLICE E MULTIPLA 99
C.1 Regressione lineare semplice 99
C.1.1 Metodo dei Minimi Quadrati Ordinari 99
C.2 Regressione lineare multipla 100
C.2.1 Metodo dei Minimi Quadrati Ordinari 100
C.3 La scelta del migliore modello regressivo 102
C.3.1 Significatività dei coefficienti 102
C.3.2 Coefficiente di determinazione 103
C.3.3 Cross-validazione 104
C.4 Verifiche di adeguatezza del modello 104
C.5 Modelli di regressione pesati 107

D CARATTERISTICHE DEI BACINI IDROGRAFICI 109
D.1 Analisi preliminari al calcolo dei descrittori 110
D.1.1 Riposizionamento delle sezioni di chiusura 110
D.1.2 Forzatura del DEM 111
D.2 Determinazione dei descrittori di bacino 112

ALLEGATI 121

I COLLOCAZIONE DELLE STAZIONI DI MISURA 123

II PRINCIPALI CARATTERISTICHE DEI BACINI DI INTERESSE 127

III DIAGRAMMI DI CONSISTENZA DEI DATI 131

IV CDP EMPIRICHE 139

V L-MOMENTI CAMPIONARI E VARIABILITÀ INTERANNUALE 171

VI INCONGRUENZE NEI DATI RELATIVI ALLA DERIVAZIONI E RESTITUZIONI 187

VII CDP ANALITICHE 189

VIII ESTRAZIONE AUTOMATICA DEL CONTORNO E DEI PARAMETRI DEI SOTTO-BACINI IDROGRAFICI 219

IX PRESE E DERIVAZIONI SUI BACINI CAMPIONE 223

INTRODUZIONE

Questo studio ha come obiettivo la costruzione di strumenti per la valutazione quantitativa del potenziale idroelettrico, quale necessario sostegno alla pianificazione energetica di ambito regionale.
La presenza di un importante parco impianti esistente nella Regione Piemonte determina condizioni attuali di rilevante sfruttamento, ma che sembrano lasciare non trascurabili ulteriori margini ad un incremento della produzione di energia rinnovabile da fonte idroelettrica. Per governare la fase di valutazione delle domande di concessione e di gestione delle concessioni esistenti, compatibilmente con gli obiettivi di qualità delle acque previsti dalla legislazione regionale, nazionale e comunitaria attualmente vigenti, si impone la necessità di un sostanziale incremento della conoscenza. Le analisi qui condotte si prefiggono lo scopo di incrementare in modo consistente il dettaglio di conoscenze idrologiche, in parte già disponibili sul territorio regionale, con l'obiettivo di interagire correttamente con il parallelo studio attivato sulla valutazione degli impatti delle derivazioni sull'assetto ambientale dei tronchi fluviali da esse sottesi.
I risultati di questa indagine constano di un insieme di indicatori idrologici che vengono resi disponibili sul reticolo idrografico delle aree campione (Bacini del Chisone e della Stura di Demonte) e che costituiranno importante ausilio per le successive fasi di pianificazione.

Per le menzionate finalità si è reso necessario procedere alla costruzione di metodi che consentano la stima della curva di durata in una qualunque sezione di corso d'acqua del territorio regionale. I metodi di stima sono stati costruiti utilizzando e migliorando approcci statistici allo stato dell'arte, basati sui dati disponibili di portate medie giornaliere nelle stazioni di misura storiche e sul massiccio impiego di elementi fisici caratteristici dei bacini sottesi da tali stazioni (descrittori di bacino). I dati idrologici utilizzati costituiscono una cospicua integrazione di quelli finora disponibili per le stazioni ex-SIMN. L'integrazione è avvenuta con i dati dalla Direzione Regionale Ambiente e della Provincia di Torino. E' stato utilizzato il metodo della portata indice, che separa la stima del valore indice (qui assunto pari al valor medio generale delle portate) dalla stima della curva di durata adimensionale. Il vantaggio di questo metodo sta nella possibilità di utilizzare dati provenienti da bacini di dimensioni anche molto diverse valutandone le similitudini fisico-climatiche. La determinazione dei descrittori bacino per bacino nelle aree idrografiche campione, è avvenuta con elevato grado di sistematicità, mediante rappresentazione dei risultati in sezioni molto ravvicinate del reticolo idrografico.

In base alle risultanze di questa fase si è poi proceduto alla ricostruzione della curva idrodinamica modificata, concepita indicando in ordinata la quota della sezione idrica e in ascissa la stima della portata media nella stessa sezione (la curva idrodinamica classica riporta invece in ascissa l'area del bacino sotteso). Data la disponibilità delle informazioni necessarie alla stima del deflusso medio su sezioni molto ravvicinate, in luogo della classica rappresentazione a curva si è stabilito di usare una rappresentazione a mappa tematica, in cui i valori calcolati sono riportati sotto forma di intensità di colore dei pixel del reticolo idrografico. Essendo interrogabile, tale mappa consente un uso pratico e rapido delle informazioni in essa contenute. Si sono quindi ricostruiti indici semplificati di alterazione del regime idrometrico, necessari a riesaminare la naturalità dei dati utilizzati per le analisi statistiche oggetto di questa indagine.

1 DATI IDROMETRICI E RAPPRESENTAZIONE DELLA CURVA DI DURATA

1.1 LE CURVE DI DURATA

Una corretta definizione del potenziale idroelettrico, così come un'analisi approfondita degli effetti indotti dai prelievi, richiede la conoscenza delle caratteristiche del deflusso nel corso d'acqua di interesse. Tali caratteristiche possono essere sintetizzate in diversi modi, tra i quali riveste particolare importanza la rappresentazione mediante la *Curva di Durata delle Portate*, CDP.

Le curve di durata sono definite come quelle funzioni indicanti la percentuale di tempo per cui una determinata portata è eguagliata o superata. Esse sono state ampiamente utilizzate in passato e rivestono ancora un ruolo di primaria importanza, in particolare per la determinazione dei volumi di acqua disponibile in alveo e conseguentemente dei volumi derivabili per diversi scopi, come ad esempio l'uso agricolo (irriguo), l'approvvigionamento idrico di centri abitati e industrie, la produzione di energia elettrica, oppure per la costituzione di vie d'acqua navigabili.

1.1.1 Costruzione delle curve di durata

Le curve di durata delle portate, qualora si sia in presenza di registrazioni di portata, vengono determinate in forma empirica a partire dall'idrogramma misurando, come illustrato schematicamente nella figura 1, la durata complessiva T_S per la quale i deflussi eccedono l'assegnato valore di soglia q^* nel periodo di riferimento T. Al crescere di q^* si osserva una diminuzione del periodo di superamento T_S; facendo variare q^* dal valore minimo al valore massimo delle portate registrate e disegnando la curva $q^* - T_S$ si ottiene la curva di durata.

Nella letteratura tecnica italiana ci si riferisce solitamente ad un periodo di misurazione pari ad un anno, con una frequenza giornaliera. In questo modo, l'indice di superamento è dato dall'effettiva durata (in termini di giorni in un anno) durante i quali si ha a disposizione una certa portata. Nella pratica, la CDP può quindi essere determinata in maniera molto semplice ordinando in senso decrescente la serie di valori misurati nel periodo di riferimento T. Quando si hanno a disposizione più anni di misura si procede in genere definendo una "curva media" di riferimento che può essere costituita in due modi. La prima, che prende il nome di *curva di durata media annua*, viene determinata calcolando le singole curve annue separatamente e facendone la media. La seconda modalità di costruzione viene invece determinata sull'intero periodo di osservazione, aggregando i dati di più anni, e prende il nome di *curva di durata totale*. La curva di durata media annua permette di rappresentare la variabilità intra-annuale delle portate, mentre la curva di durata totale include anche la variabilità inter-annuale.

In base ai dati di portata giornaliera si possono quindi tracciare le curve di durata empiriche per ogni stazione di misura. Un esempio di queste ultime è riportato nella figura 2 mentre l'allegato IV mostra le CDP empiriche di tutte le stazioni analizzate in questo studio. L'analisi di queste curve è utile anche per mettere in evidenza eventuali problemi e incongruenze sui dati idrometrici, che verranno affrontati nel dettaglio nel paragrafo 1.2.

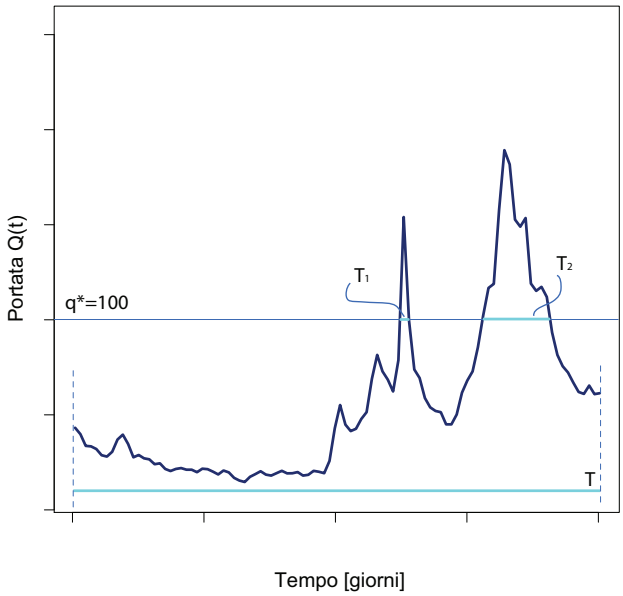


Figura 1: *Diagramma cronologico delle portate in cui si evidenzia in azzurro il tempo $T_s = T_1 + T_2$ in cui la soglia di portata q^* viene superata in un periodo di riferimento T.*

Nelle curve di durata si possono mettere in evidenza alcuni valori caratteristici, rappresentati in figura 3:

- la portata in corrispondenza dell'ascissa 1 rappresenta il valore massimo annuale della portata media giornaliera;
- la portata in corrispondenza dell'ascissa 365 rappresenta il valore minimo annuale della portata media giornaliera;
- la portata corrispondente all'ascissa 91 identifica la portata media giornaliera eguagliata o superata per il 25% dei giorni dell'anno, spesso indicata come portata di piena ordinaria;
- la portata corrispondente all'ascissa 182 identifica la portata media giornaliera eguagliata o superata per il 50% dei giorni dell'anno, spesso indicata come portata semipermanente;
- la portata corrispondente all'ascissa 274 identifica la portata media giornaliera eguagliata o superata per il 75% dei giorni dell'anno, spesso indicata come portata di magra ordinaria.

1.1.2 Andamenti tipici delle curve di durata

Alcune caratteristiche peculiari del regime idrologico dei corsi d'acqua si possono riscontrare osservando le CDP come schematicamente rappresentato nella figura 4 nella quale sono riportati alcuni andamenti tipici delle curve di durata. La curva 4 - A si riferisce a corsi d'acqua aventi un regime di deflusso non nullo per tutto dell'anno. La curva 4 - B è simile nella forma alla curva 4 - A, ma presenta un

periodo di portate nulle, cosicché essa appare rappresentativa di corsi d'acqua a regime fluviale con periodi di secca. La curva 4 - C presenta le caratteristiche tipiche del regime torrentizio, con portate non nulle per tutto il periodo. La sua forma risulta caratteristica di alcuni bacini di modeste dimensioni, prevalentemente poco permeabili. Infine, la curva 4 - D presenta una concavità rivolta verso l'alto, assumendo quindi la tipica forma di curva d'esaurimento. Tale forma è caratteristica dei corsi d'acqua a regime marcatamente torrentizio con periodi di secca.

1.2 DATI IDROMETRICI

1.2.1 Consistenza della base dati idrometrica

La fase preliminare dello studio è consistita nella raccolta dati e nell'analisi e validazione delle serie giornaliere disponibili, allo scopo di fornire una base di dati adeguata alle fasi di analisi successive. A riguardo, sono a disposizione 1582 anni-stazione di misura, suddivisi in 139 stazioni:

- 117 stazioni ARPA delle quali 17 situate in corrispondenza di precedenti stazioni dell'ex Servizio Idrografico Mareografico Nazionale (SIMN) ed una in corrispondenza di una ex stazione ENEL;
- 3 stazioni della Provincia di Torino;
- 19 stazioni ex SIMN.

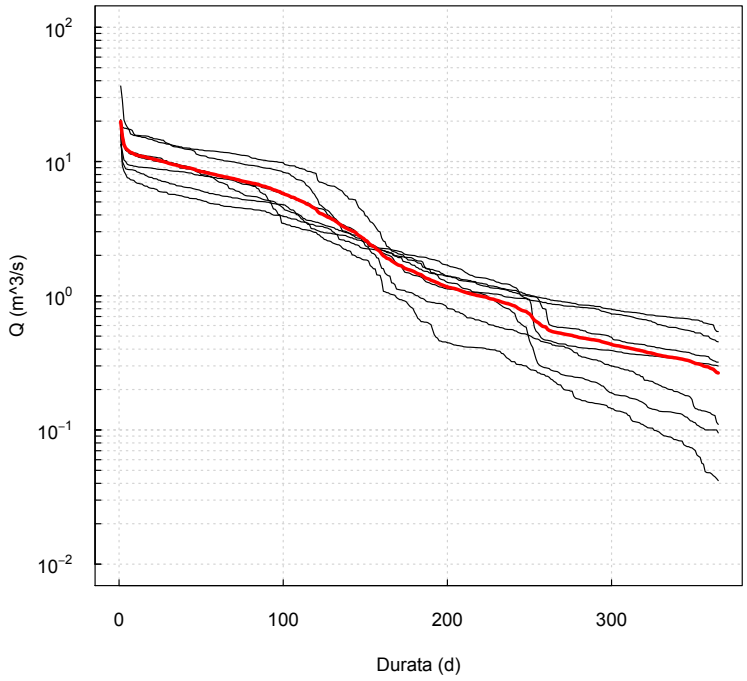


Figura 2: *Esempio di curva di durata delle portate per la stazione di Macugnaga sull'Anza. Le curve a tratto sottile rappresentano i singoli anni, quella a tratto spesso la curva di durata media annua.*

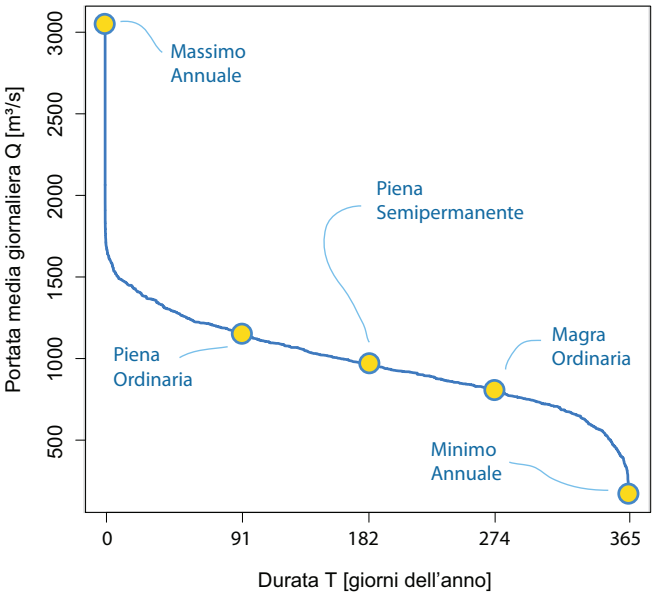


Figura 3: *Valori di portata caratteristici delle curve di durata*

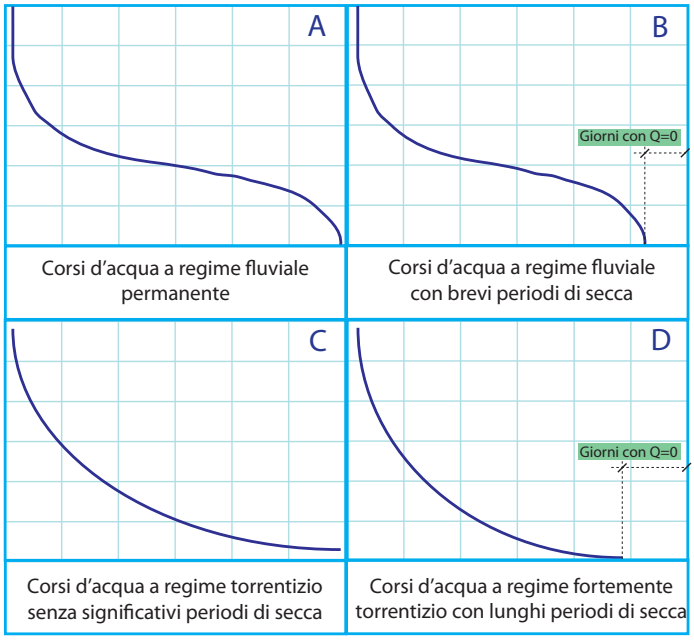


Figura 4: *Rappresentazione schematica di alcuni andamenti tipici delle curve di durata*

I dati relativi alle stazioni ARPA sono disponibili sugli annali della Regione Piemonte e sul Portale di ARPA Piemonte; i dati relativi alle stazioni SIMN sono stati ottenuti dalla digitalizzazione degli Annali Idrologici editi dallo stesso SIMN.

Alcune stazioni, in particolare 7 delle 117 stazioni ARPA, non possono essere utilizzate in quanto presentano serie storiche incomplete, tropo brevi, o non affidabili,

e pertanto non saranno prese in considerazione. Tali stazioni risultano essere:

- Belbo a Borgomale (1 anno di dati giornalieri dei quali 77 non disponibili);
- Gesso a Borgo San Dalmazzo (1 anno di dati giornalieri dei quali 63 non disponibili);
- Melezzo Occidentale a Masera (1 anno di dati giornalieri dei quali 63 non disponibili);
- Orco a Courgnè (3 anni di dati giornalieri completi e 1 anno con 63 dati non disponibili)[1];
- Po a Cardè (1 anno di dati giornalieri dei quali 25 non disponibili);
- Rio Verde a Poirino (2 anni di dati giornalieri completi);
- Scrivia ad Arquata Scrivia (172 non disponibili nell'arco di 7 anni di registrazione).

Dopo il primo filtraggio preliminare, rimangono 1566 anni-stazione disponibili ripartiti in 133 stazioni:

- 110 ARPA, delle quali 16[1] già stazioni dell'ex SIMN e una ex stazione dell'ENEL;
- 3 stazioni della provincia di Torino;
- 20[1] stazioni ex SIMN.

Sui 1566 anni-stazione disponibili sono state svolte analisi di congruenza e consistenza, i cui dettagli sono riportati nell'allegato III. Alcune considerazioni possono essere fatte osservando gli istogrammi della figura 5 che riporta la ripartizione delle lunghezze delle serie disponibili (per esempio oltre 50 stazioni hanno a disposizione un numero di anni di misura che varia tra 6 e 10). Tale ripartizione dipende dalla soglia t, che rappresenta il numero massimo di valori giornalieri mancanti ammissibili in un anno. Vengono quindi rappresentati solo gli anni di misura che presentano un numero di valori non disponibili inferiori od uguali a t. Si sono considerati valori della soglia pari a 0, 3, 10 e 30. Passando da $t = 0$ a $t = 3$ si ha un incremento di 28 anni-stazione (si passa da 1410 a 1438): se si considerano anche gli anni-stazione con al massimo 3 valori annui mancanti, la consistenza della base dati aumenta di 28 anni-stazione. Passando, invece, da $t = 3$ a $t = 10$ si ha un incremento meno rilevante. Rimandando alla fase applicativa eventuali valutazioni relative a stazioni per le quali possa risultare utile considerare anche anni con più di 10 dati mancanti, si è scelto di considerare utilizzabili tutti gli anni stazione che presentano non più di 3 valori mancanti.

Procedendo in questo modo sono disponibili 1438 anni-stazione di dati in 129 stazioni. L'applicazione della soglia incide sul numero di stazioni disponibili, poiché le seguenti stazioni presentano un solo anno di misurazioni che ha più di 3 dati non disponibili: Po a Villafranca, Stura di Lanzo a Mezzenile, Sangone a Rivalta e Stura di Valgrande a Cantoira. Le consistenze delle serie storiche sono visibili nell'allegato III e sono variabili tra 1 e 40 anni di osservazione.

1 La stazione di misura dell'Orco a Courgnè prosegue le misure di una vecchia stazione SIMN che ha 29 anni di misure. Su suggerimento dell'Arpa sono stati presi in considerazione solo i dati giornalieri del SIMN.

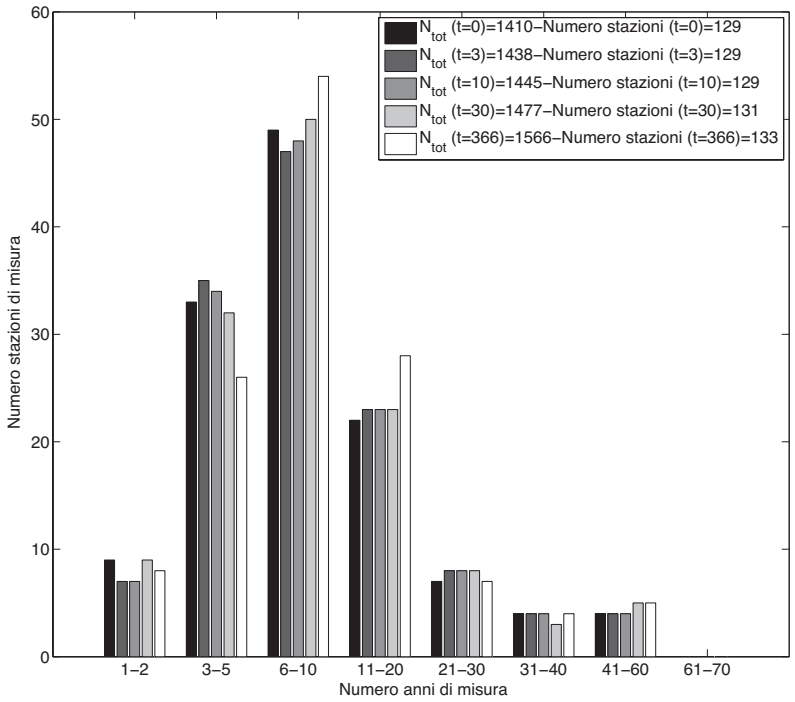


Figura 5: *Variazione del numero di dati a disposizione in funzione di diverse modalità di validazione*

1.2.2 Ulteriori osservazioni sui dati

Analizzando nel dettaglio le CDP empiriche si è osservata la presenza, in alcuni anni-stazione, di un cospicuo numero valori nulli oppure fissi e pari al valore 0.01 e, talvolta, inferiori a 0.01. La presenza di tali valori non è di per sé problematica, perché i valori nulli possono rappresentare periodi di secca e i valori costanti (pari ad una soglia molto bassa) possono essere il valore di soglia strumentale oltre il quale non è possibile misurare. D'altro canto, portate molto piccole possono essere assimilate a zero per applicazioni pratiche.

Nonostante questi valori non possano essere considerati a priori inaffidabili, l'andamento particolare di alcune CDP annue (v. es. figura 6) ha condotto ad un'analisi più dettagliata delle fonti. In particolare, si sono ricercati i valori di altezza idrometrica associati alla portata (tramite la Banca dati Idrologica accessibile dal portale ARPA Piemonte), e sono stati individuati diversi casi dubbi (ad es. in cui il valore di altezza non era disponibile, ma era presente il valore di portata) non riconducibili a casistiche standard. A fronte di queste problematiche, si è quindi proceduto al calcolo del numero di giorni M per ogni CDP annua per cui si ha portata (Q) mancante oppure $Q \leq 0.01$ e altezza idrometrica (H) mancante, secondo lo schema riportato nella tabella 1.

Sulla base dei coefficienti M della tabella 1, per ogni anno-stazione sono state

Tabella 1: *Tabella riassuntiva dei problemi espressi come percentuale del numero di dati totale a disposizione*

	$H =$ mancante	$H \neq$ mancante
$Q =$ mancante	$M_{1,1}$	$M_{1,2}$
$Q \leqslant 0.01$	$M_{2,1}$	$M_{2,2}$

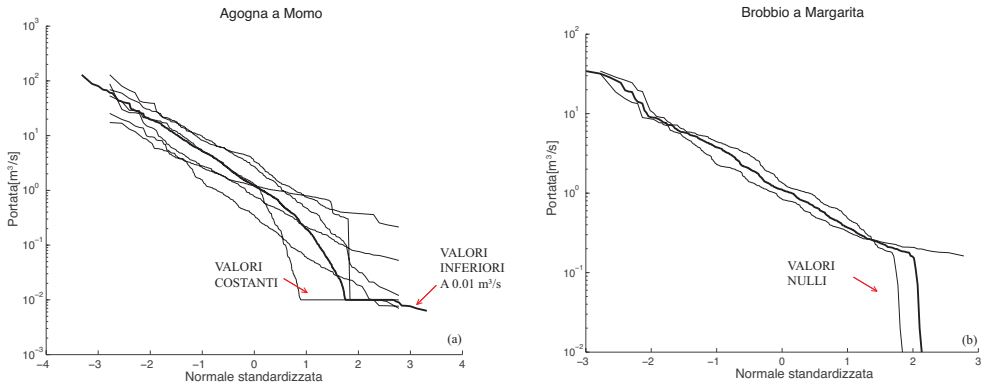


Figura 6: *Rappresentazione in carta lognormale di curve di durata che presentano valori costanti e nulli di portata. Le curve a tratto sottile rappresentano i singoli anni, quelle a tratto spesso la curva di durata totale*

eseguite le seguenti azioni:

- se $M_{1,1} > 3$ l'anno-stazione viene eliminato;
- se $M_{1,1} + M_{2,1} > 18$ l'anno-stazione viene eliminato[2];
- se la serie non viene eliminata, tutte le $Q =$ mancante oppure $Q \leqslant 0.01$ vengono poste pari a $Q = 0.01$.

Operando in questo modo si ottiene che:

- 128 anni-stazione vengono eliminati perchè hanno $M_{1,1} > 3$;
- 36 anni-stazione vengono eliminati perchè $M_{1,1} + M_{2,1} > 18$;
- in 76 anni-stazione, le $Q =$ mancante oppure $Q \leqslant 0.01$ vengono poste pari a $Q = 0.01$.

Un altro tipo di analisi speditiva dei dati è relativa all'andamento della serie storica per ogni anno-stazione. Dalle serie storiche possono emergere andamenti anomali, che possono essere sintomo di errori strumentali durante le misurazioni, oppure andamenti particolari legati, per esempio, a laghi artificiali che influenzano le serie storiche. Un esempio concreto è il caso del Cenischia a Susa, riportato in figura 7. Il Cenischia a Susa presenta un andamento molto disturbato per tutti i 10 anni di misurazione e, in particolare, le oscillazioni sembrano avere periodo settimanale e sono probabilmente legate alla gestione della diga del Moncenisio. Questo tipo di andamento è difficile da correggere e, pertanto, i 10 anni-stazione del Cenischia a Susa sono stati eliminati dal database delle portate medie giornaliere.

A valle della validazione preliminare della banca dati, anche in base a considerazioni topografiche e alla presenza di impatti antropici (Capitolo 2 e Appendice D), si hanno a disposizione per le elaborazioni 1381 anni-stazione in 123 stazioni, riportate nella mappa di figura 8. La tabella 2 riassume lo stato dei dati a disposizione e le modifiche effettuate

E' interessante, inoltre, osservare l'andamento del numero di anni-stazione disponibili nel periodo di tempo che va dal 1935 al 2010, visibile in figura 9. L'andamento

2 per i casi di portata nulla o bassa viene scelta una soglia più alta rispetto ai casi di portata mancante per tener conto che possono effettivamente esistere dei periodi di magra

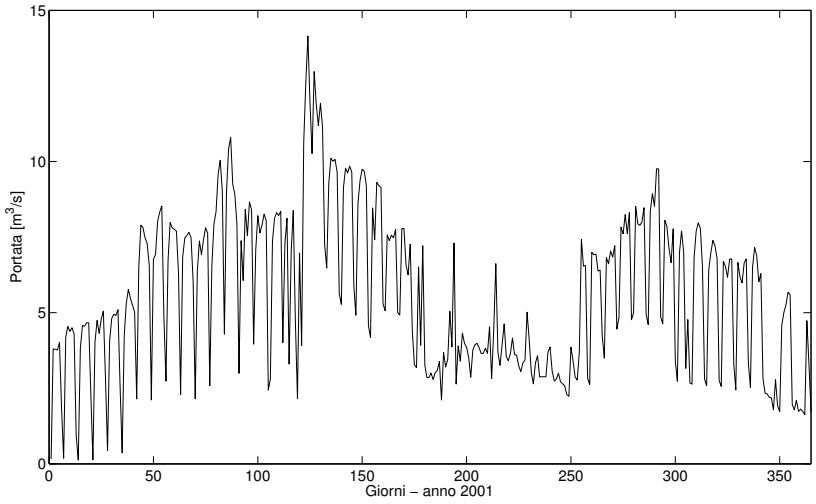


Figura 7: *Idrogramma del Cenischia a Susa (CNSSU) per l'anno 2001*

Tabella 2: *Stato dei dati a disposizione*

NUMERO ANNI TOTALE DISPONIBILE	1582
NUMERO ANNI RITENUTI INAFFIDABILI, CON PRESUNTI ERRORI STRUMENTALI O CON DIFFICOLTA' DI INDIVIDUAZIONE DELLA SEZIONE DI CHIUSURA	31
NUMERO ANNI ELIMINATI ($t > 3$)	128
NUMERO ANNI CON PIU' DI 18 DATI CON $Q \leqslant 0.01$ m^3/s, $H =$ mancante	36
NUMERO ANNI CON ANTROPIZZAZIONE NON QUANTIFICABILE	3
NUMERO ANNI DISPONIBILI EFFETTIVO	1381

del numero di stazioni disponibili presenta due picchi: uno in corrispondenza del 1950 circa, dovuto alla copiosa presenza di dati dell'ex SIMN ed uno in tempi recenti legati all'attività di Arpa Piemonte. Tra i due picchi vi è un periodo di tempo caratterizzato dalla quasi totale assenza di dati. Tale periodo corrisponde al periodo in cui il Servizio idrografico registrò un progressivo rallentamento nella pubblicazione degli annali idrologici che comportò successivamente la sua riorganizzazione presso le Regioni. Dal 1998, infatti, con il D.Lgs 31 marzo 1998 n.112 gli uffici che curavano la validazione e la pubblicazione dei dati idrologici vennero trasferiti alle Regioni con il compito di garantire la continuità del rilevamento delle stazioni di misura e, in particolare, l'unitarietà a scala di bacino idrografico. Questo compito viene ad oggi svolto dalle agenzie regionali per la protezione del territorio, ARPA, di ogni regione. Il passaggio di consegne stato-regioni ha creato inevitabilmente ritardi nella pubblicazione e validazione dei dati disponibili che si evidenzia nella mancanza o scarsità di dati negli anni che vanno dal 1980 al 2000 circa.

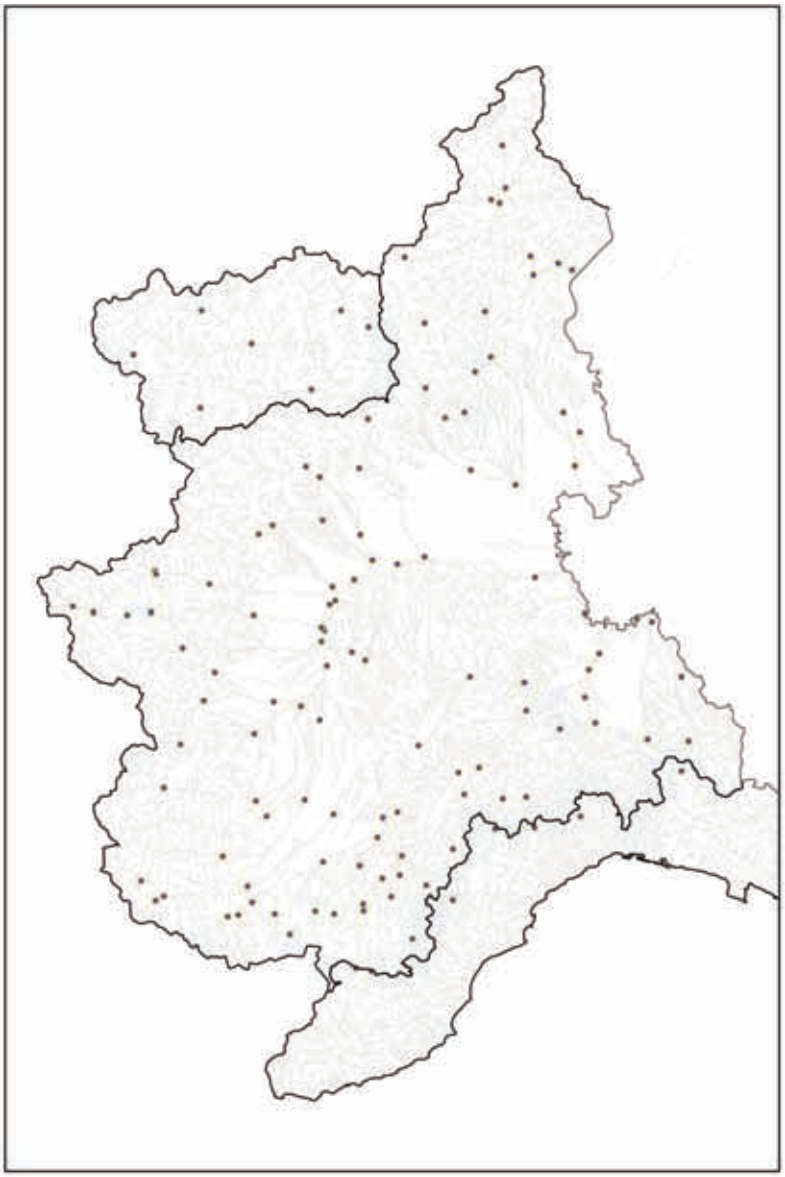


Figura 8: *Stazioni di misura validate presenti sul territorio delle regioni Piemonte, Valle d'Aosta e Liguria*

1.3 RAPPRESENTAZIONE ANALITICA DELLA CURVA DI DURATA

1.3.1 Le CDP come distribuzioni di probabilità

La curva di durata rappresenta il numero di giorni all'anno durante i quali si ha a disposizione una certa portata. Appare subito evidente che la durata può essere espressa in termini di frequenza, ovvero di percentuale di tempo in cui un certo livello di portata viene uguagliato o superato. In questo contesto la "frequenza" equivale alla frequenza di superamento della variabile (casuale) rappresentata dalla portata giornaliera. Diventa quindi naturale interpretare le CDP come delle curve

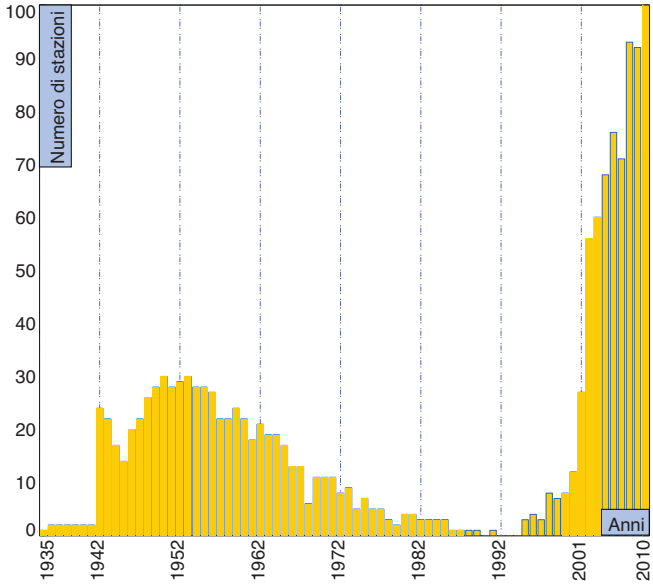


Figura 9: *Stazioni disponibili nell'arco di tempo 1935-2010*

di frequenza e rappresentarle in maniera analitica mediante delle distribuzioni di probabilità.

I valori campionari possono essere facilmente associati ad un valore di frequenza empirica mediante l'uso della Plotting Position di Weibull:

$$F_{(i)} = \frac{i}{N+1} \tag{1.1}$$

con i posizione del dato nella serie ordinata in senso decrescente ed N pari alla lunghezza del campione. Tale valore di F è da considerarsi una frequenza di superamento quando il campione è ordinato in senso decrescente ovvero con $Q(i) \geq Q(i+1)$. Utilizzando l'equazione (1.1) si assume di non assegnare mai una frequenza di superamento del 100%, ovvero di non dare mai la certezza di superamento al dato più piccolo del campione.

E' inoltre utile chiarire che in questo lavoro si è usata la rappresentazione di curva di durata media, nella quale i varia da 1 a $N = 365$ giorni ed in cui $Q(i)$ è la media delle portate ordinate nella i-esima posizione per i diversi anni di osservazione. Le CDP relative agli anni bisestili sono state ricampionate e ricondotte a 365 valori

In letteratura sono state utilizzate diverse funzioni di probabilità cumulata per rappresentare la CDP, quali la distribuzione Generalizzata di Pareto a tre parametri [Fennessey, 1994], la distribuzione di Gumbel [Kottegoda and Rosso, 1997], la distribuzione normale [Singh et al., 2001] e, solitamente, la distribuzione log-Normale a due o tre parametri [Fennessey and Vogel, 1990, Claps and Fiorentino, 1997]. In tempi più recenti sono state utilizzate altre distribuzioni, per esempio la Kappa [Castellarin et al., 2007] o la EtaBeta [Iacobellis, 2008]. La scelta della distribuzione dipende dalla capacità di adattamento ai dati osservati e dalla possibilità di stimarne i parametri in maniera robusta.

1.3.2 Descrizione delle curve di durata attraverso gli L-momenti

Come visto nel paragrafo precedente, è molto utile rappresentare in maniera analitica le CDP mediante distribuzioni di probabilità; tuttavia è molto difficile definire a priori quale distribuzione utilizzare. Ci si svincola quindi, in questa fase iniziale, dalla scelta di una singola distribuzione e si prosegue nelle analisi caratterizzando le CDP per mezzo di alcuni indicatori statistici in grado di descriverne sinteticamente le caratteristiche di forma della distribuzione. A tale scopo sono stati utilizzati gli L-momenti (vedi Appendice B) come indici statistici descrittivi delle CDP che, analogamente ai momenti, contengono informazioni sul valore medio, sulla variabilità, sull'asimmetria, ecc., della distribuzione.

Gli L-momenti sono ad oggi uno standard nelle applicazioni idrologiche e i dettagli sul come calcolare i loro valori campionari e teorici sono riportati nell'Appendice B. E' tuttavia utile ricordare che in questa applicazione verranno utilizzati:

- L_1, detto anche L-momento di ordine 1, che rappresenta la media di una distribuzione;
- τ o LCV definito come il rapporto adimensionale tra L-momento di ordine 2 e L_1, che rappresenta la variabilità della distribuzione (è analogo al coefficiente di variazione della teoria dei momenti);
- τ_3 o LCA, definito come il rapporto adimensionale tra L-momento di ordine 3 e L-momento di ordine 2, che rappresenta l'asimmetria della distribuzione (è analogo al coefficiente di asimmetria o skewness della teoria dei momenti);
- τ_4 o *Lkurtosi*, definito come il rapporto adimensionale tra L-momento di ordine 4 e L-momento di ordine 2, che rappresenta l'appiattimento della distribuzione (è analogo al coefficiente di appiattimento o curtosi della teoria dei momenti).

L'utilizzo degli L-momenti presenta parecchi vantaggi nell'ottica di definire una procedura per la stima delle CDP in siti non strumentati, infatti:

- gli L-momenti hanno un'interpretazione fisica di carattere generale che sintetizza in comportamento della distribuzione (ad esempio LCV può essere usato per confrontare la variabilità di due serie di dati) ;
- è possibile definire relazioni semplificate che permettono di "deantropizzare" gli L-momenti campionari qualora si sia in presenza di prelievi che alterano il regime idrologico naturale del corso d'acqua (vedere Capitolo 2);
- è possibile stimare il valore degli L-momenti in siti sprovvisti di misure applicando adeguate metodologie statistiche descritte nel Capitolo 3;
- gli L-momenti possono essere utilizzati per stimare i parametri di qualsiasi distribuzione di probabilità e, di conseguenza, la scelta della distribuzione può essere effettuata anche nella fase finale delle analisi.

In primo luogo sono state effettuate delle indagini preliminari atte a visualizzare la variabilità degli L-momenti delle CDP medie dei bacini strumentati. Un primo risultato mostra la variabilità geografica degli L-momenti al fine di identificarne eventuali "pattern"; queste informazioni sono riassunte nelle figure 10, 11 ed 12 rispettivamente per quanto riguarda L-CV, L-CA e L-kurtosi.

Successivamente si è osservata, per ogni stazione, la variabilità degli L-momenti relativi alle singole CDP annue, confrontandoli con i corrispettivi valori calcolati sulla CDP media annua e sulla CDP totale (tutti gli anni a disposizione uniti in

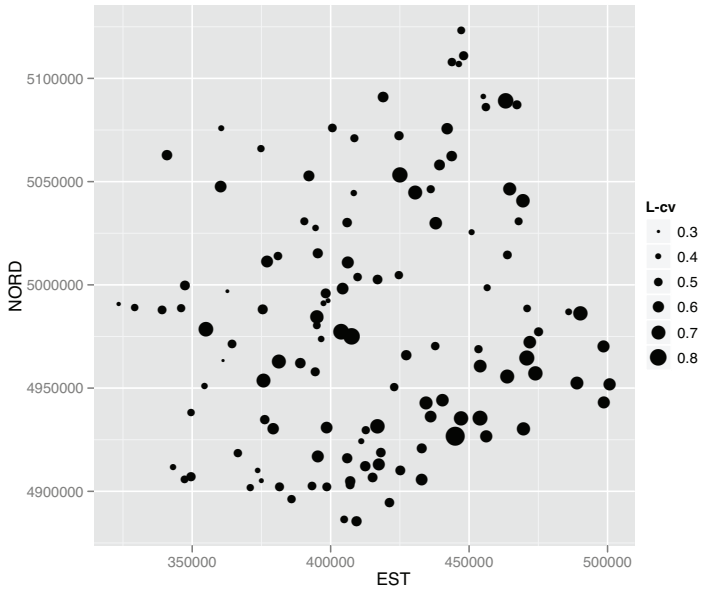


Figura 10: *Distribuzione geografica delle stazioni con riportati i rispettivi valori di L-CV*

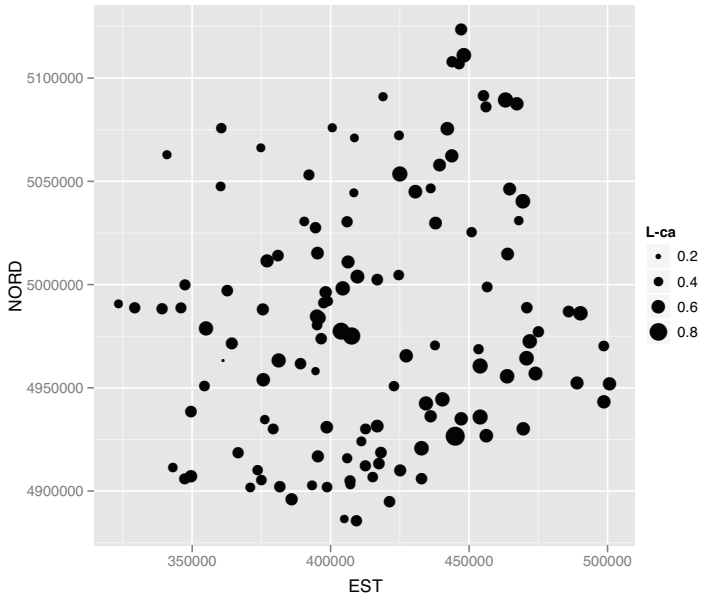


Figura 11: *Distribuzione geografica delle stazioni con riportati i rispettivi valori di L-CA*

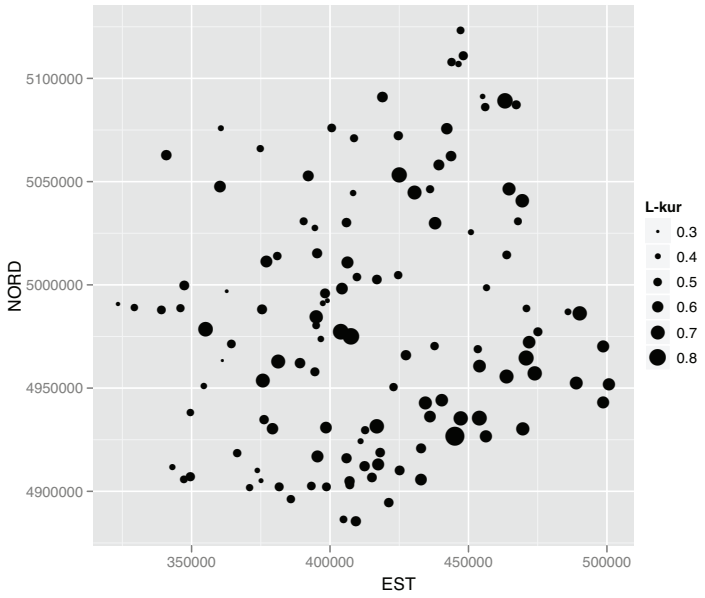


Figura 12: *Distribuzione geografica delle stazioni con riportati i rispettivi valori di L-kurtosi*

un'unica sequenza). Questi confronti sono stati riportati per due stazioni: il Tanaro a Farigliano e il Varaita a Polonghera nelle figure 13, 14 ed 15, mentre l'Allegato V riporta gli stessi grafici per tutte le stazioni.

Nel caso dell'L-CV (figura 13) che esprime sostanzialmente la variabilità delle portate medie giornaliere, il valore della curva totale deve sempre essere maggiore di quello della curva media, per la definizione di curva media e totale. La curva di durata media è infatti la media delle curve di durata annuali e rappresenta la variabilità intra-annuale (nell'anno medio), mentre la curva di durata totale si costruisce con tutte le osservazioni disponibili e contiene sia la variabilità intra-annuale che quella inter-annuale. E' evidente, quindi, che lo scostamento dalla media sia maggiore nel caso in cui si considerino tutti i dati a disposizione.

Un discorso anlogo può essere fatto per gli altri L-momenti, L-CA ed L-kurtosi osservabili nelle figure 14 e 15. Per gli L-momenti di ordine superiore al secondo si ammette che il valore relativo alla curva di durata media possa essere superiore a quello relativo alla curva di durata totale. In particolare minore è la variabilità, più la curva media può ben descrivere asimmetria e pendenza delle code della distribuzione delle portate medie giornaliere, perché i singoli anni sono più simili tra loro.

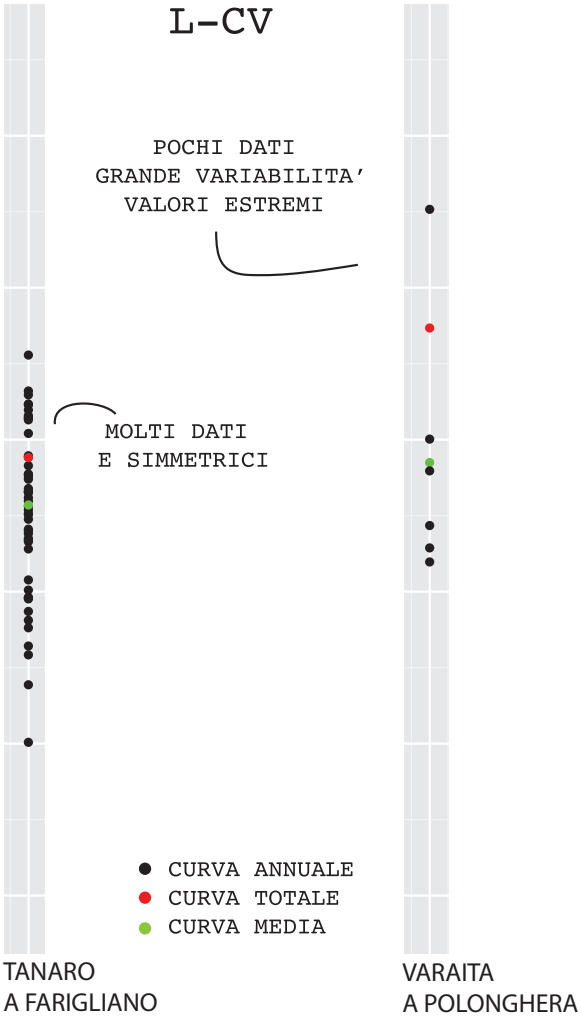


Figura 13: *L-CV per due stazioni significative: il Tanaro ad Alba e il Varaita a Polonghera. I pallini neri indicano l'L-CV relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale*

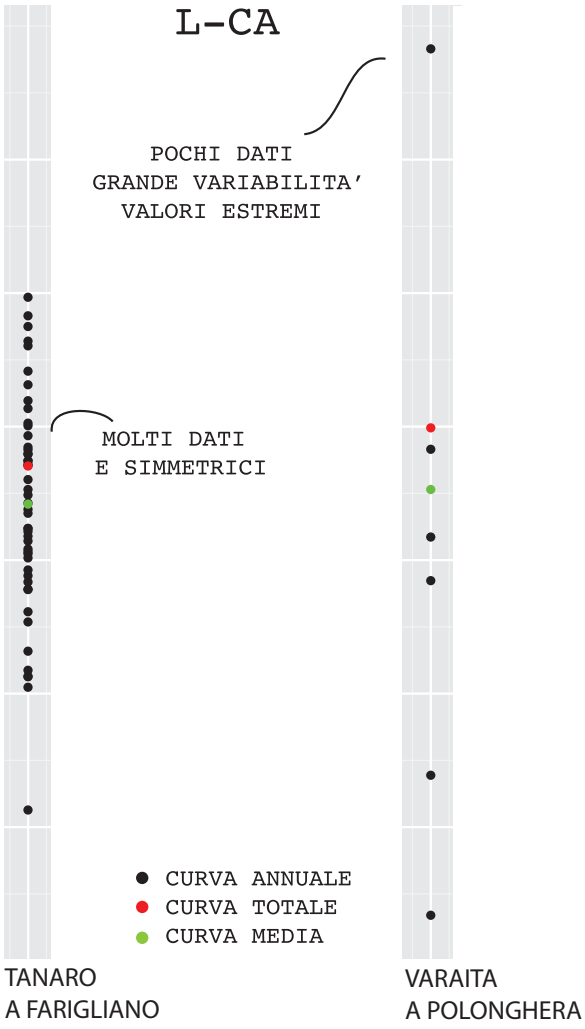


Figura 14: *L-CA per due stazioni significative: il Tanaro ad Alba e il Varaita a Polonghera. I pallini neri indicano l'L-CA relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale*

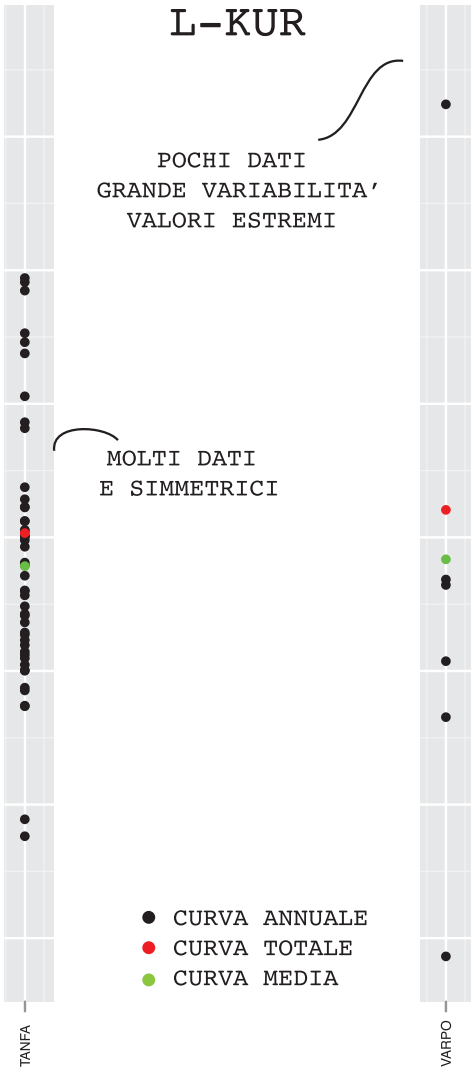


Figura 15: *L-kurtosi per due stazioni significative. I pallini neri indicano l'L-kurtosi relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale*

1.3.3 Funzioni di probabilità di uso comune

In una prima fase di elaborazione preliminare della base dati a disposizione si è scelto di rappresentare, per ogni stazione, la curva di durata media ricavata dai dati osservati unitamente ad una sua corrispondente rappresentazione analitica data, in questa prima fase di analisi, dalla distribuzione log-Normale a tre parametri. Alcuni esempi sono riportati in figura 16 dove la curva empirica e la sua corrispondente analitica sono riportate nel piano semilogaritmico e in carta probabilistica lognormale. La scelta della rappresentazione in carta probabilistica log-Normale deriva dal fatto che è una rappresentazione classica molto utilizzata su cui i dati si dispongono in maniera pressoché rettilinea quando sono distribuiti secondo una distribuzione log-Normale a due parametri. L'introduzione di un terzo parametro permette di tener conto di eventuali curvature della CDP in carta probabilistica.

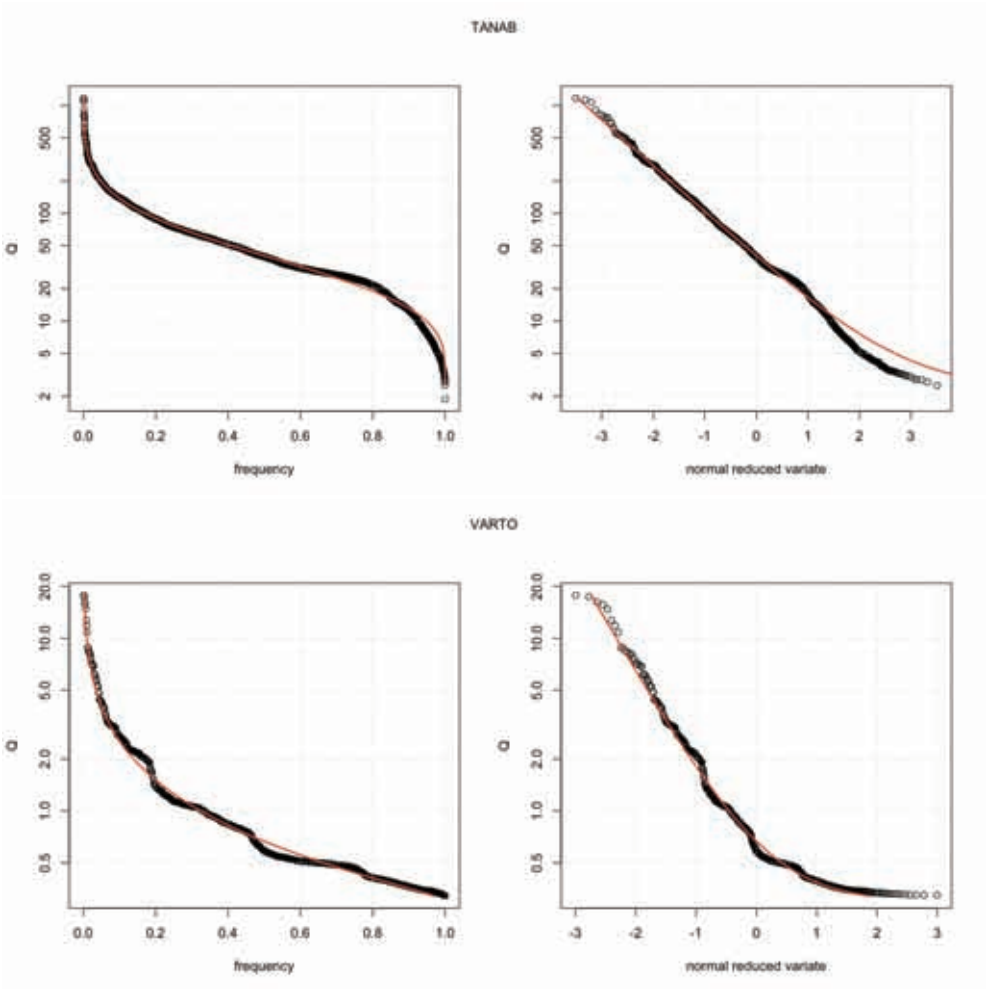


Figura 16: *Confronto tra le curve di durata empiriche medie (nero) e la curva di durata media log-Normale a tre parametri (rosso) per il Tanaro ad Alba ed il Varaita a Torrette*

La forma tipica delle curve di durata per le stazioni in esame è quella dei corsi d'acqua a regime fluviale permanente, visibile in figura 16 nel caso del Tanaro ad Alba. Per poche stazioni il regime è di tipo torrentizio, come evidenziato dal caso del Varaita a Torrette, in figura 16. Si evidenziano tuttavia anche comportamenti

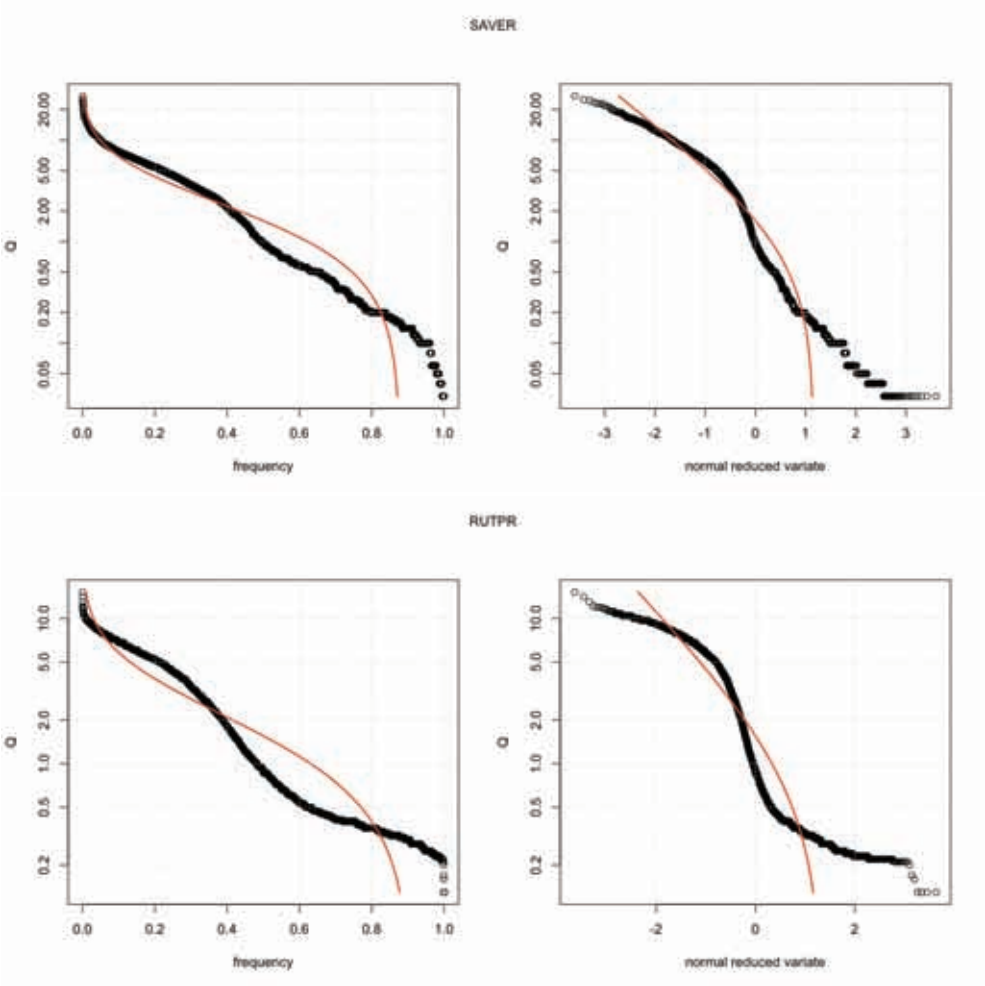


Figura 17: *Confronto tra le curve di durata empiriche medie (nero) e la curva di durata media log-Normale a tre parametri (rosso) per il Savara a Eau Rousse e il Rutor a Promise*

particolari come per il Savara a Eau Rousse e il Rutor a Promise, in figura 17. Nel pannello di destra, in cui le curve di durata sono disegnate in carta probabilistica lognormale, si osserva come la CDP presenti una doppia curvatura che non può essere rappresentata da una distribuzione log-Normale. In questi casi sarebbe necessaria una distribuzione più flessibile (per esempio a 4 parametri come la distribuzione Kappa utilizzata da [Castellarin et al., 2007]) che però comporta più parametri da stimare.

Si prefigura quindi il problema della scelta della distribuzione di probabilità da utilizzare in pratica per la rappresentazione della CDP. In generale, non è possibile conoscere a priori con che forma funzionale si distribuiscono i valori della CDP per cui è necessario identificare una funzione che si adatti bene in generale nell'area di interesse.

La difficoltà nella scelta della distribuzione migliore per descrivere la CDP si può riscontrare anche osservando la figura 18 che riporta il diagramma diagnostico di Hosking e Wallis. In questo grafico sono presenti i domini di esistenza di alcune distribuzioni a 2 e 3 parametri in termini di L-CA e L-kurtosi; i punti rappresentano gli L-CA e gli L-kurtosi campionari calcolati sulle CDP medie annue

delle stazioni prese in esame. Come si può osservare, i punti si dispongono in maniera abbastanza dispersa e non è possibile identificare con chiarezza a quale distribuzione appartengano. Le quattro stazioni già analizzate nelle figure 16 e 17 sono riportate con colori diversi in figura 18.

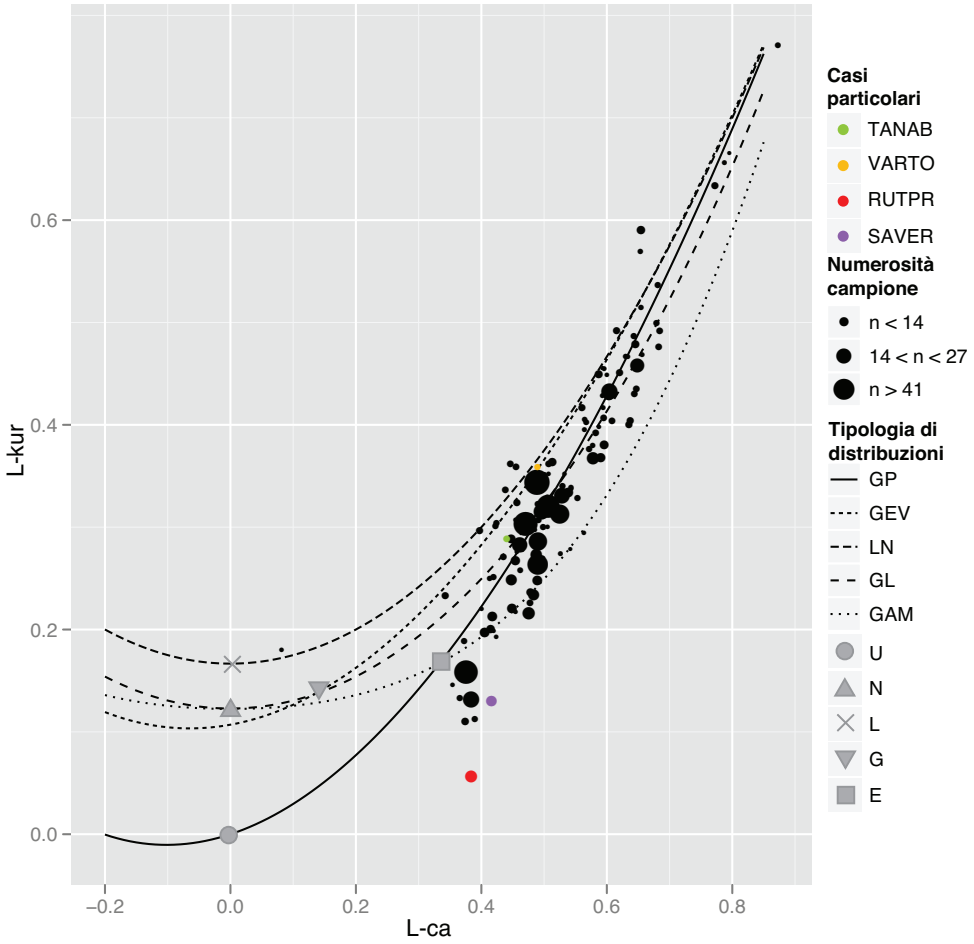


Figura 18: *Diagramma del rapporti tra gli L-momenti della curva media. Le distribuzioni a due e a tre parametri sono riportate come punti e come linee rispettivamente. Le distribuzioni a due parametri sono: esponenziale (E), Gumbel (G), lognormale (L), normale (N), uniforme (U). Quelle a tre parametri sono: logistica generalizzata (GL), generalizzata del valore estremo (GEV), Pareto generalizzata (GP), lognormale a tre parametri (LN), Pearson tipo III (GAM). Le stazioni sono rappresentate dai pallini: a pallini più grandi corrispondono stazioni con numerosità maggiore e, in particolare, le quattro stazioni analizzate nelle figure precedenti sono contrassegnate da colori diversi*

Avendo come obiettivo ultimo la stima della curva di durata nei bacini non strumentati, è comunque necessario determinare una distribuzione di probabilità di riferimento. La sua scelta viene però confinata all'ultima fase di analisi, cioè dopo aver definito gli L-momenti, in modo da limitare la propagazione delle incertezze. Per affrontare la scelta della curva è necessario pertanto testare diverse distribuzioni di probabilità valutandone la bontà di adattamento nelle sezioni strumentate del territorio.

Vengono qui testate quattro tipologie di distribuzioni di probabilità: la Distribuzione Lognormale a 3 parametri, la Distribuzione log-Pearson di tipo III (o Gamma a 3 parametri), la Distribuzione Generalizzata di Pareto e la Distribuzione Generalizzata Logistica. Tutte queste distribuzioni sono distribuzioni a tre parametri. La stima dei parametri delle quattro distribuzioni viene condotta tramite gli L-momenti campionari delle 123 serie dei siti strumentati (Tabella 16 e Tabella 17), mediante le relazioni definite da Hosking and Wallis [1997] e riassunte nell'Appendice B.

La valutazione dell'adattamento delle distribuzioni rispetto ai valori campionari è stata condotta mediante metodi qualitativi (rappresentazione grafica delle distribuzioni) e quantitativi (calcolo del *Root Mean Square Error* in campo logaritmico e non). La rappresentazione grafica delle distribuzioni sulla CDP campionaria costituisce una prima verifica della loro efficienza. Nelle figure 19 e 20 si riportano due esempi che forniscono una prima indicazione sulla qualità dell'adattamento dei diversi modelli probabilistici considerati. Come si può osservare, le curve che visivamente si adattano meglio ai dati campionari in questo specifico esempio sono la log-Normale a tre parametri, la Distribuzione Generalizzata di Pareto e la Distribuzione generalizzata logistica. La distribuzione Gamma, invece, presenta un buon adattamento per valori alti di portata, ma non mantiene la stessa efficienza per portate basse. Questo effetto appare molto più evidente nella rappresentazione logaritmica

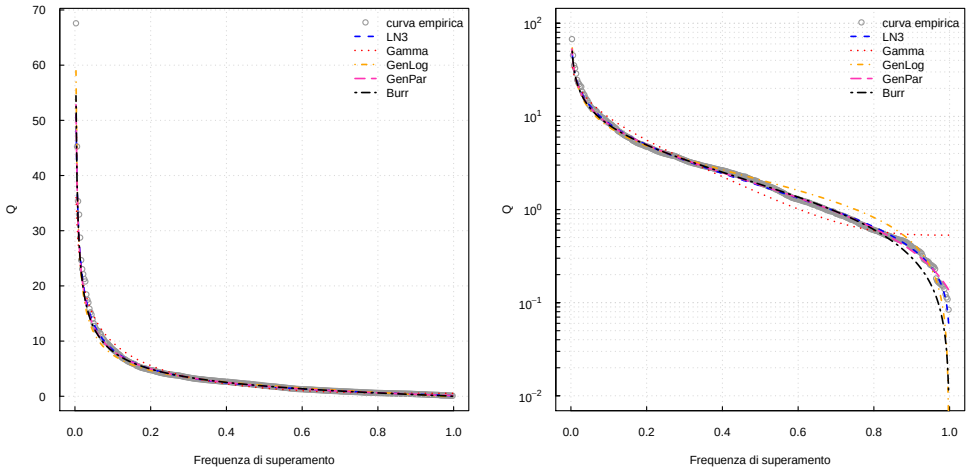


Figura 19: *Esempi di curve di durata empirica e teoriche riferite alla stazione dell'Agogna a Momo ottenute con 4 tipologie di distribuzioni di probabilità: la Distribuzione Lognormale a 3 parametri, la Distribuzione Gamma, la Distribuzione Generalizzata di Pareto e la Distribuzione Generalizzata Logistica. I due grafici si riferiscono alla rappresentazione lineare (sinistra) e logaritmica (destra)*

Nell'allegato VII si riportano i grafici analoghi alle figure 19 e 20 per tutte le stazioni di misura.

Una valutazione più sistematica ed oggettiva dell'efficienza delle diverse distribuzioni è stata perseguita calcolando il *RMSE* (Root Mean Squared Error) degli scarti tra la curva osservata e la curva stimata, sia nel piano normale che in quello logaritmico, utilizzando rispettivamente le relazioni:

$$RMSE_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{365}(Q_{i,camp} - Q_{i,stim})^2}{365}}, \tag{1.2}$$

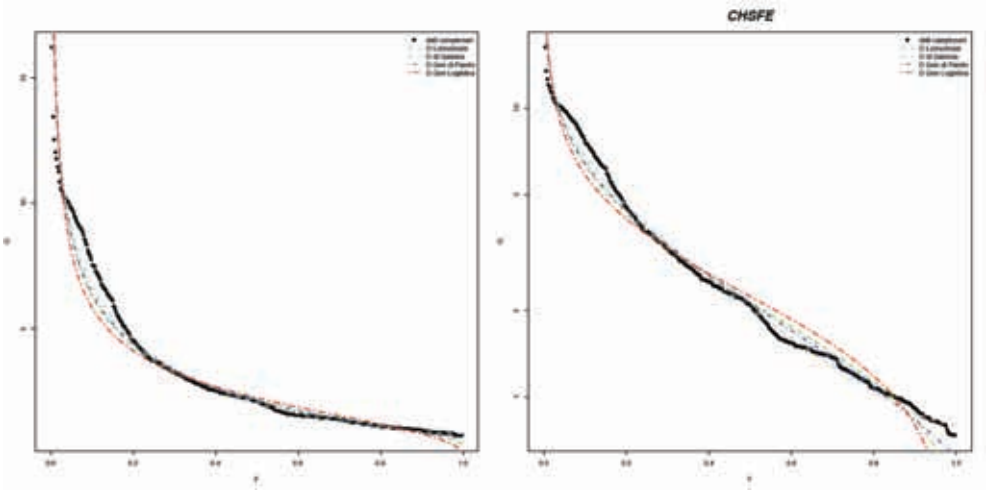


Figura 20: *Esempi di curve di durata empirica e teoriche ottenute con 4 tipologie di distribuzioni di probabilità: la Distribuzione Lognormale a 3 parametri, la Distribuzione Gamma, la Distribuzione Generalizzata di Pareto e la Distribuzione Generalizzata Logistica. I due grafici si riferiscono alla rappresentazione lineare (sinistra) e logaritmica (destra)*

$$RMSE_l = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{365}(\log Q_{i,camp} - \log Q_{i,stim})^2}{365}}. \tag{1.3}$$

Il valore di $RMSE_l$ permette di enfatizzare la coda destra della curva, e favorire le distribuzioni che si adattano meglio ai valori bassi.

Per ogni stazione i valori di $RMSE$ sono poi stati normalizzati rispetto al loro valore minimo calcolando i rapporti R_n ed R_l per tutte le 4 distribuzioni coinvolte:

$$R_n = RMSE_{n-distribuzione} / \min(RMSE_n), \tag{1.4}$$

$$R_l = RMSE_{l-distribuzione} / \min(RMSE_l). \tag{1.5}$$

In questo modo per ogni stazione la distribuzione che meglio si adatta tra le 4 analizzate sarà caratterizzata da un valore di R_n oppure R_l pari all'unità.

In generale, ogni distribuzione sarà selezionata come migliore solo in un sottoinsieme di stazioni, per cui i criteri di scelta finale della distribuzione da utilizzare devono essere due:

- la distribuzione deve essere la "migliore" nella maggior parte dei casi;
- nei casi in cui non risultasse la "migliore" deve comunque avere prestazioni accettabili.

E' interessante quindi capire se le alternative alla distribuzione "migliore" sono utilizzabili. Per indagare questo aspetto sono stati calcolati i valori medi di R_n ed R_l di ogni distribuzione sia contando i casi in cui la distribuzione risultava "migliore" (*media di* R_n e *media di* R_l) sia escludendoli (*media di* $R_n > 1$ e *media di* $R_n > 1$). Nelle tabelle 3 e 4 sono riportati i risultati della misura dell'adattamento. La distribuzione migliore secondo la tabella 3 è la Logistica Generalizzata. Infatti in 54 siti strumentati essa restituisce valore di R_n pari ad 1, cioè risulta la distribuzione che nel maggior numero di stazioni ha il migliore adattamento. Nei casi in cui R_n è diverso dall'unità,

Tabella 3: *Risultati sintetici del test di adattamento sul piano normale. L'incidenza rappresenta il numero di siti strumentati in cui il valore di R_n è pari ad 1, la Media R_n rappresenta il valore medio di R_n, Media $R_n > 1$ è la media dell'R_n considerando solo i siti in cui è R_n è maggiore di 1 e il Massimo R_n è il valore massimo riscontrato*

	LN3	GAMMA	GENPAR	GENLOGIS
Incidenza	36	11	23	54
Media R_n	1.28	1.30	1.68	1.46
Media $R_n > 1$	1.39	1.32	1.84	1.82
Massimo $R_n > 1$	3.01	2.66	2.66	5.02

come emerge dal valore di *media di* R_n *>1*, la distribuzione Logistica Generalizzata presenta un efficienza piuttosto bassa e la distribuzione log-Normale a tre parametri sembra nel complesso una buona alternativa utilizzabile. Se si osservano i risultati della stessa misura in campo logaritmico, R_l, riportati in tabella 4, emergono risultati contrastanti. Questi sono legati alla definizione di R_l che considera i logaritmi delle portate e, quindi, amplifica maggiormente le differenze sulla coda destra delle curve stimata ed osservata.

Emerge, quindi, che dai soli risultati della misura di adattamento non si riesce a

Tabella 4: *Risultati sintetici del test di adattamento sul piano normale. L'incidenza rappresenta il numero di siti strumentati in cui il valore di $RMSE_l$ è pari ad 1, la Media $RMSE_l$ rappresenta il valore medio di $RMSE_l$, Media $RMSE_l > 1$ è la media dell'$RMSE_l$ per i siti in cui è maggiore di 1 e Massimo $RMSE_l$ è il valore massimo del test di adeguatezza*

	LN3	GAMMA	GENPAR	GENLOGIS
Incidenza	37	39	34	14
Media	1,58	2,13	1,40	2,89
Media $x > 1$	1,82	2,65	1,56	3,13

scegliere la distribuzione più appropriata per rappresentare la CDP. Si è scelto, allora, la necessità di affiancare alla misura un'ulteriore analisi riguardante il dominio delle funzioni di probabilità. Infatti, le distribuzioni possono avere dei limiti di validità superiori o inferiori, che variano al variare dei parametri (per esempio i limiti superiori ed inferiori della distribuzione Logistica Generalizzata sono definiti da Hosking and Wallis [1997]). Per garantire che le CDP possano essere ricostruite in modo da rappresentare correttamente l'intervallo di portate naturali si è analizzato nel dettaglio in dominio di validità delle distribuzioni nei confronti dei valori osservati. Questa analisi è stata portata a termine con i seguenti passi:

- viene calcolato il limite superiore e inferiore delle distribuzioni (può anche essere + ∞ o - ∞);
- vengono confrontati il valore massimo di portata registrato in ogni stazione con il limite superiore ed il valore minimo con il limite inferiore;
- vengono contati i casi in cui i valori osservati cadono fuori dei limiti del dominio e quindi non possono essere rappresentati da quella distribuzione.

I risultati dell'analisi sul dominio di interesse sono presentati in tabella 5, dove si osserva che, mentre sul limite superiore non si evidenziano problemi, spesso si incontrano problemi sul limite inferiore. Osservando la tabella 5 la distribuzione Logistica Generalizzata è quella che meglio riesce a rappresentare tutti i valori di

Tabella 5: *Numero di casi in cui almeno un valore campionario eccede il limite superiore o inferiore del dominio della distribuzione*

	LN3	GAMMA	GENPAR	GENLOGIS
limite inferiore	29	110	63	3
limite superiore	0	0	1	0

portata utili. La distribuzione log-Normale a 3 parametri e la Logistica Generalizzata sembrano le due opzioni migliori, in grado di descrivere l'andamento per un numero significativo di curve, tuttavia entrambe presentano difficoltà non marginali a rappresentare le curve in alcuni casi particolari o a rientrare nei limiti di dominio della distribuzione.

1.3.4 Funzione di probabilità di Burr

Le difficoltà riscontrate nella scelta di una distribuzione appropriata per rappresentare in maniera consistente le CDP tra quelle comunemente utilizzate in ambito idrologico hanno portato all'introduzione di altri tipi di distribuzione. Tra di essi risulta particolarmente conveniente la distribuzione di Burr (nota anche come Burr di tipo XII) introdotta da Burr [1942] (si veda anche Rodriguez [1977]) utilizzata in diversi ambiti scientifici, ma poco nota nel campo idrologico [Shao et al., 2004, Nadarajah and Kotz, 2006].

La funzione cumulata della distribuzione di Burr nella sua forma a 3 parametri può essere scritta come

$$P(x) = 1 - \left(1 + b\left(\frac{x}{a}\right)^{c}\right)^{-\frac{1}{b}} \tag{1.6}$$

dove a è il parametro di scala, b e c sono i due parametri di forma. La presenza di due parametri di forma permette di avere una grande flessibilità nella distribuzione che permette di rappresentare in maniera adeguata le diverse forme della CDP.

La forma analitica della (1.6) consente di ricavare delle espressioni semplici per la densità di probabilità

$$p(x) = \frac{c}{a}\left(\frac{x}{a}\right)^{-1+c}\left(1 + b\left(\frac{x}{a}\right)^{c}\right)^{-1-\frac{1}{b}} \tag{1.7}$$

oltre che per la funzione quantile

$$x(P) = a\left(\frac{(1-P)^{-b} - 1}{b}\right)^{\frac{1}{c}}. \tag{1.8}$$

Inoltre, la distribuzione di Burr è limitata inferiormente con limite pari a 0 (per $P \to 0$), condizione che consente di evitare valori del quantile x, e quindi valori di portata, negativi.

Nello spazio delle variabili L-CV e L-CA, la distribuzione di Burr ha un dominio di esistenza a forma di fuso, rappresentato nella figura 21, delimitato da un limite inferiore ed un limite superiore rispettivamente di equazione

$$LCA^{\text{inf}} = \frac{1}{LCV}\left(-2 + 2 \cdot 3^{\frac{\log(1-LCV)}{log(2)}} + 3LCV\right) \tag{1.9}$$

e

$$LCA^{\text{sup}} = \frac{1 + 3LCV}{3 + LCV}. \tag{1.10}$$

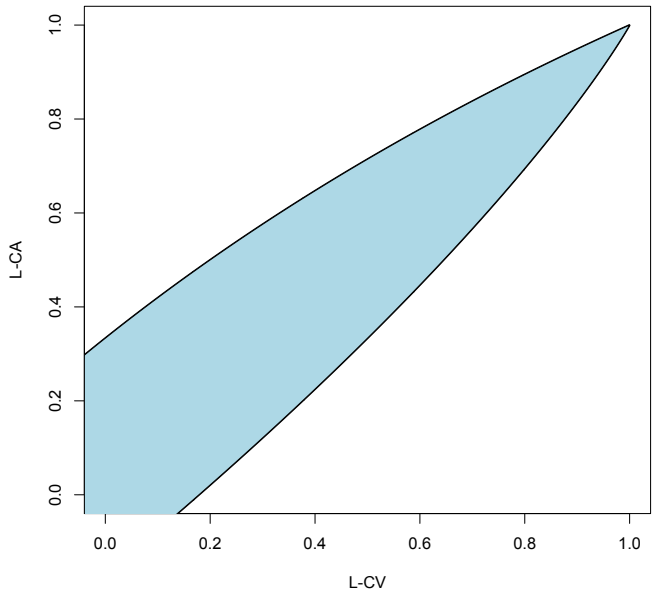


Figura 21: *Dominio di esistenza della distribuzione di Burr nello spazio degli L-momenti.*

I limiti del dominio della distribuzione di Burr corrispondono a due distribuzioni di probabilità che sono casi limite della Burr, in particolare:

- il limite inferiore corrisponde al caso in cui $b \to 0$ e la distribuzione diventa una Weibull a due parametri;
- il limite superiore corrisponde al caso in cui $c \to \infty$ e la distribuzione diventa una Pareto a due parametri.

La stima dei parametri a, b, e c avviene utilizzando il metodo degli L-momenti, che prevede di eguagliare gli L-momenti teorici della distribuzione di Burr (eq. (1.6)) con gli L-momenti campionari o regionali. Gli L-momenti teorici della distribuzione (si veda l'appendice B per le relazioni generali) risultano essere:

$$L_1 = \frac{a}{b^{1/c}} \frac{\Gamma\left[\frac{1}{b} - \frac{1}{c}\right] \Gamma\left[1 - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{1}{b}\right]}, \tag{1.11}$$

$$LCV = 1 - \frac{\Gamma\left[\frac{1}{b}\right] \Gamma\left[\frac{2}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{2}{b}\right] \Gamma\left[\frac{1}{b} - \frac{1}{c}\right]}, \tag{1.12}$$

$$LCA = \frac{\frac{\Gamma\left[\frac{1}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{1}{b}\right]} - 3\frac{\Gamma\left[\frac{2}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{2}{b}\right]} + 2\frac{\Gamma\left[\frac{3}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{3}{b}\right]}}{\frac{\Gamma\left[\frac{1}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{1}{b}\right]} - \frac{\Gamma\left[\frac{2}{b} - \frac{1}{c}\right]}{\Gamma\left[\frac{2}{b}\right]}}, \tag{1.13}$$

dove L_1 è la media della distribuzione e $\Gamma[\cdot]$ è la funzione gamma[3].

Dalle relazioni appena riportate si osserva che i parametri b e c devono essere ricavati invertendo congiuntamente le equazioni (1.12) e (1.13) perché entrambi i parametri dipendono contemporaneamente da L_{CV} e L_{CA}. In generale, tale inversione deve essere effettuata numericamente mediante appositi algoritmi matematici per ogni coppia di L_{CV} e L_{CA}. Per semplificare il problema e rendere la stima di b e c più semplice, senza trascurare il rigore dei risultati, è stata predisposta una "mappatura" dei parametri b e c in funzione di L_{CV} e L_{CA} che è riportata nella figura 22.

Il parametro a può invece essere ricavato, una volta noti b, c e il valore medio L_1, semplicemente invertendo l'equazione (1.11) da cui si ottiene

$$a = \frac{L_1}{b^{-1/c}} \frac{\Gamma\left[\frac{1}{b}\right]}{\Gamma\left[\frac{1}{b} - \frac{1}{c}\right] \Gamma\left[1 + \frac{1}{c}\right]}. \tag{1.14}$$

Il dominio di esistenza della distribuzione di Burr (figura 21) è sufficientemente esteso da includere la maggior parte delle coppie $L_{CV} - L_{CA}$ di interesse per le applicazioni sulle curve di durata (si veda ad esempio la figura 23) nella quale sono riportati i punti corrispondenti agli L_{CV} e L_{CA} campionari corretti relativi alle sezioni usate nella taratura del modello regionale. I punti che ricadono ampiamente all'interno dell'area di esistenza della distribuzione di Burr non presentano problemi nella stima dei parametri che può essere effettuata coma descritto in precedenza. Si possono però identificare alcuni casi critici, in particolare quando:

- il punto cade fuori dal dominio: in tal caso la distribuzione di Burr non è definita ed è necessario ricorrere ad un'altra distribuzione. In tal caso è possibile ricondursi alla distribuzione limite, Weibull o Pareto a seconda dei casi, che risulta essere più prossima al punto di interesse. Questa approssimazione equivale a trascurare il valore di L-CA utilizzando solo L-CV e valor medio per calcolare i parametri della distribuzione.

- il punto cade all'interno del dominio, ma è molto prossimo al bordo del dominio stesso: in tal caso la stima dei parametri potrebbe ancora essere effettuata come mostrato in precedenza, tuttavia l'inversione numerica delle equazioni (1.11)-(1.13) porterebbe a valori dei parametri a, b e c che tendono a degenerare verso i loro valori limite (0 oppure ∞). In questo caso è conveniente ricondursi alla distribuzione limite, Weibull o Pareto a seconda dei casi, i cui parametri risultano più robusti da stimare. Questa approssimazione è trascurabile ai fini dell'applicazione, ma rende il calcolo più robusto ed evita che si generino errori dovuti alle approssimazioni numeriche di numeri tendenti a 0 o tendenti a ∞.

Le considerazioni appena esposte mostrano che è necessario, in alcuni casi, ricorrere alla stima della CDP mediante la distribuzione di Weibull o quella di Pareto come casi limite della distribuzione di Burr. Nel caso si ricada nel caso limite della distribuzione di Weibull a 2 parametri, la forma della funzione di probabilità cumulata diventa:

$$P(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{a_W}\right)^{c_W}\right] \tag{1.15}$$

3 La funzione $\Gamma(x)$ è definita dall'integrale $\int_0^\infty s^{x-1} e^{-s} ds$. Il suo valore può essere facilmente calcolato con specifiche funzioni presenti in vari programmi dai calcolo; ad esempio con il software LibreOffice si calcola con il comando `GAMMA(x)`.

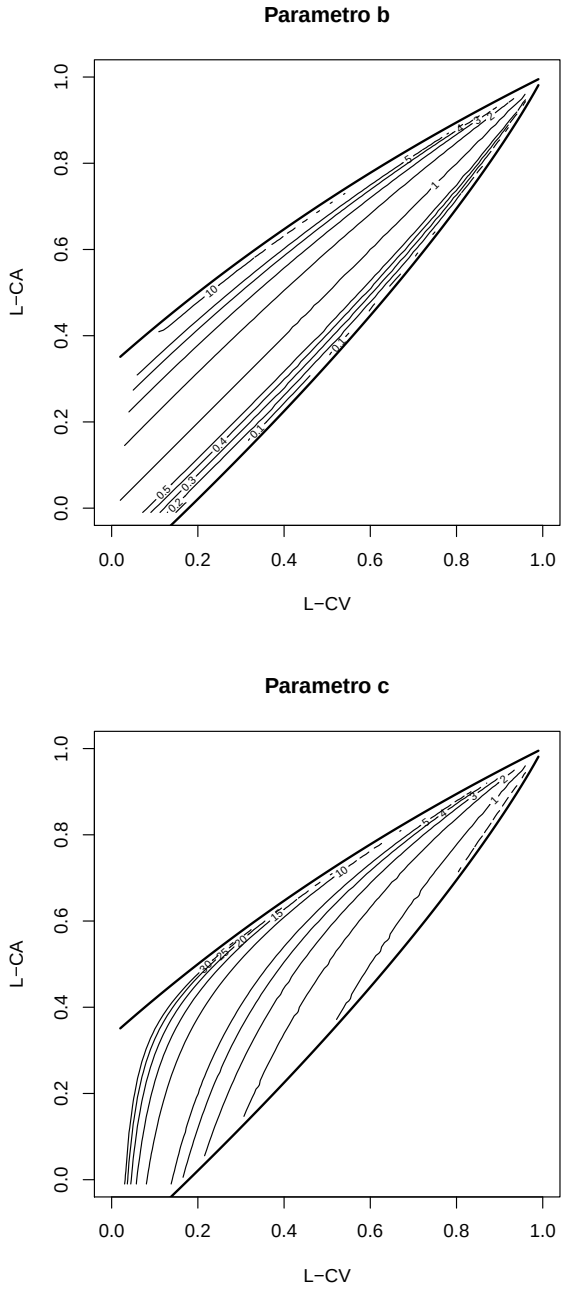


Figura 22: *Mappatura dei parametri b e c nel dominio di esistenza della distribuzione di Burr in funzione di L-CV e L-CA.*

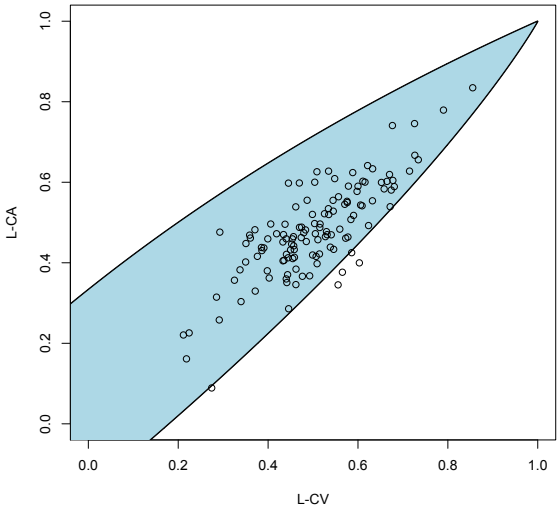


Figura 23: *Dominio di esistenza della distribuzione di Burr nello spazio degli L-momenti e valori di L-CV e L-CA campionari corretti relativi alle sezioni usate nella taratura del modello regionale.*

dove il pedice W indica che i parametri a e c si riferiscono alla distribuzione di Weibull. La funzione quantile diventa:

$$x(P) = a_W \left(-\log(1-P)\right)^{1/c_W} \tag{1.16}$$

i cui parametri possono essere facilmente stimati a partire dagli L-momenti come:

$$c_W = -\frac{\log(2)}{\log(1-LCV)}; \tag{1.17}$$

$$a_W = \frac{L_1 \cdot c_W}{\Gamma\left[\frac{1}{c_W}\right]}. \tag{1.18}$$

Nell'equazione (1.18) l'operatore $\Gamma[\cdot]$ rappresenta la funzione Gamma.

Analogamente, quando si ricade nel caso limite della distribuzione di Pareto a 2 parametri, la funzione cumulata risulta:

$$P(x) = 1 - \left(\frac{x}{a_P}\right)^{c_P} \tag{1.19}$$

dove il pedice P indica che i parametri a e c si riferiscono alla distribuzione di Pareto. La funzione quantile diventa:

$$x(P) = a_P \left(1-P\right)^{1/c_P} \tag{1.20}$$

i cui parametri possono essere facilmente stimati a partire dagli L-momenti come:

$$c_P = -\frac{LCV+1}{2LCV}; \tag{1.21}$$

$$a_P = \frac{L_1(1-c_P)}{c_P}. \tag{1.22}$$

A titolo illustrativo, si riportano nella figura 24 alcuni esempi di curve di durata analitiche rappresentate mediante la distribuzione di Burr (pannello inferiore) al variare dei valori di L-CV e L-CA (pannello superiore) mantenendo la media pari a 1.

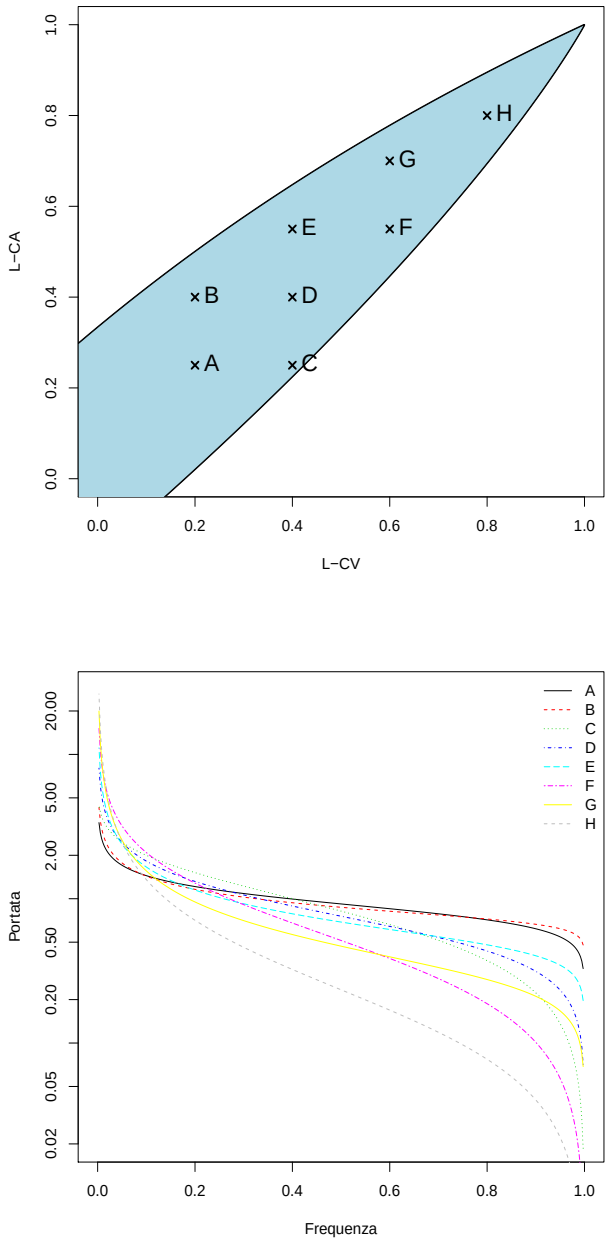


Figura 24: *Esempi di rappresentazione della curva di durata al variare di L-CV e L-CA considerando la media pari a 1.*

2 CURVE DI DURATA NATURALI ED EFFETTI DELLE ALTERAZIONI ANTROPICHE

Nell'ottica di valutare quantitativamente il potenziale idroelettrico per la pianificazione energetica di ambito regionale, bisogna tenere in considerazione gli effetti sulle portate defluenti delle derivazioni e restituzioni antropiche. L'effetto delle prese sul regime fluviale è quello di sottrarre acqua al corpo idrico. Generalmente la restituzione avviene in una sezione a valle, creando uno scompenso e alterazione solo nel tratto di fiume compreso tra presa e restituzione. Talvolta può capitare, invece, che la restituzione della risorsa avvenga in altri bacini o a valle della sezione di chiusura del bacino strumentato, andando ad alterare, anche in modo significativo, la misura della portata.
In genere le serie disponibili di portata derivano da registrazioni riferibili a regimi già alterati, e quindi non direttamente utilizzabili per la valutazione del regime naturale delle risorse idriche. Inoltre i dati relativi all'esercizio delle concessioni in atto solo sporadicamente forniscono informazioni utili sulla reale disponibilità naturale di risorsa idrica; ciò è legato sia al fatto che le portate nominali di concessione derivano da originarie valutazioni spesso a carattere sintetico, sia all'oggettiva complessità delle situazioni in atto, caratterizzate da un rilevante intreccio di derivazioni e restituzioni in serie e in parallelo, sovente con significativi scambi idrici tra bacini differenti. In tale situazione, la ricostruzione dei regimi naturali delle acque superficiali passa attraverso un'attenta analisi di congruenza dei dati disponibili e porta inevitabilmente alla postulazione di ipotesi per superare la carenza di informazione disponibile. Il ripristino delle statistiche "naturali" di portata rappresenta allora il primo e fondamentale passo dell'analisi di regionalizzazione della curva di durata delle portate.

Definiamo: Regime "naturale" delle portate, un regime relativo a una sezione non influenzata da derivazioni. Regime "antropizzato" quello di una sezione influenzata da derivazioni. Regime "de-antropizzato" e reso naturale, quello corretto in modo da eliminare le alterazioni che le derivazioni hanno causato sui dati.

In questo lavoro si definisce un metodo che permette di ricostruire, a partire dai deflussi reali, le statistiche relative ai deflussi naturali de-antropizzati senza dover ricorrere alla simulazione numerica o a modelli afflussi-deflussi, come avviene invece nei diversi approcci esistenti in letteratura [ISPRA, 2011, Autorità di bacino del fiume Po, 2005, Provincia di Sondrio, 2008]. Questo metodo, basato sulla valutazione dell'impatto della derivazione sulla portata media, permette anche di stimare, attraverso un procedimento inverso, i valori di portata alterata a partire da quelli naturali o de-antropizzati. Il metodo inverso può essere applicato nella ricostruzione a scala locale, a partire dalla stima regionale, delle curve di durata in ogni punto del reticolo (Capitolo 3).

2.1 METODOLOGIA DI LAVORO

I metodi di letteratura si concentrano in genere su scale puntuali, rendendo difficile la generalizzazione delle procedure ad altri corsi d'acqua, oppure su scale molto grandi che possono trascurare alcuni effetti locali. Nel nostro caso è preferibile

invece condurre un'analisi a scala di bacino, che permetta di mettere in luce il grado di alterazione del naturale regime idrologico sfruttando sia le informazioni a grande scala (ad esempio applicando metodi di regionalizzazione per la stima delle curve di durata in siti non strumentati), sia le informazioni locali (ad esempio la presenza di prese e restituzioni). Lo studio a scala di bacino permette di individuare le aree particolarmente sfruttate, che possono successivamente essere soggette ad analisi puntuali e, le aree poco sfruttate, eventualmente idonee a nuove concessioni.

2.2 DATI UTILIZZATI

L'individuazione delle criticità è stata condotta utilizzando i dati idrologici di un sottoinsieme di bacini che ricadono nella regione Piemonte i cui codici sono riportati nella tabella 6. Per la valutazione della criticità indotta dalle derivazioni sono stati utilizzati i dati relativi ai prelievi per uso idroelettrico dedotti dallo studio "Potenze nominali", un progetto sviluppato dal Politecnico di Torino in collaborazione con la Regione Piemonte, volto alla determinazione dei criteri e alle linee guida per la verifica delle potenze nominali degli impianti idroelettrici piemontesi.

Tabella 6: *Bacini in cui sono state condotte le analisi di criticità. I codici-stazione fanno riferimento all'elenco riportato nell'allegato I.*

AGOMO	CEVVI	DRISA	MALBR	POCT	SDEPI	TANAS
AGONO	CHLLO	DRISU	MALFR	POIS	SDEVI	TANFA
ANZMA	CHPIN	DRITO	MASPF	POMO	SESBO	TANMA
BANPO	CHSFE	ELLMO	MONMO	POSS	SESCA	TANMO
BANSA	CHSSB	ELLRA	NEGPO	POTO	SESPA	TANNU
BELCA	CHSSM	ELVCA	ORCCU	POVA	SGIVE	TERCA
BELRO	CHUPA	GERPE	ORCSB	RBABV	SLALA	TOCCA
BOBBA	CORFS	GESAN	PELLU	READO	SLATO	TOCDO
BOGPC	CORPM	GESEN	PELVI	RPIPPZ	SOAPO	UZZCO
BROMA	CORTM	GHIST	PESCA	SANMO	SSEPR	VARPO
BRRSD	CURVO	GRAMO	PESSB	SANTR	STGGR	VARRO
CASMO	DBRBE	ISOPO	POCA	SBESA	STMCO	VARTO
CEVPA	DEVBA	MAIBU	POCM	SDEFO	SVIGE	VERLI
CEVQU	DRIOU	MAIRC	POCS	SDEGA	TANAB	VERRO

Il principale obiettivo del Progetto "Potenze Nominali" è stato la definizione di una metodologia per la ricostruzione dei volumi derivati dagli impianti idroelettrici in esercizio pluriennale considerando l'energia prodotta e la configurazione di ogni impianto. In particolare, l'attività è riferita alla valutazione delle modalità di funzionamento di 350 impianti idroelettrici presenti sul territorio della regione Piemonte, aventi una potenza nominale media annua maggiore o uguale a 220 kW. Il prodotto del progetto Potenze Nominali è un database informatizzato con le caratteristiche di ogni singolo impianto, come per esempio le portate media e massima derivate, le coordinate di ogni presa e restituzione e altre caratteristiche che provengono dal Sistema Informativo regionale delle Risorse Idriche (SIRI), dall'Ufficio Tecnico di Finanza (UTF), e dall'Agenzia delle Dogane.

L'estensione del database è limitata alla Regione Piemonte, non sono pertanto disponibili informazioni sugli impianti in altre regioni. Tra i bacini idrografici analizzati ve ne sono alcuni che hanno area completamente in altre regioni (per esempio i bacini della Valle d'Aosta) o area parzialmente in Piemonte e parzialmente

in altra regione. Si è scelto di considerare i bacini che ricadono completamente in Piemonte, e quelli la cui area fuori Piemonte è trascurabile. Si è scelto come soglia di area massima del bacino fuori dalla regione Piemonte il 25% dell'area totale del bacino. Dei coinvolti nell'analisi, 98 presentano area ricadente per almeno il 75% in regione Piemonte e sono riportati in tabella (6).

2.3 PROCEDURE DI ANALISI DEI DATI SULLE DERIVAZIONI

2.3.1 Schematizzazione tipo dell'impianto idroelettrico

Nel progetto "Potenze Nominali" sono raccolte le caratteristiche di 350 impianti idroelettrici. Gli impianti si possono suddividere in impianti singoli ed impianti in serie, oppure collegati tra di loro con impianti di ripompaggio, come per esempio la centrale Enel di Entracque. La configurazione più semplice è schematizzata nella figura 25. In questa configurazione la centrale ha una serie di prese dislocate su uno o più corsi d'acqua ed una restituzione a valle. Nei casi di impianti collegati ad altri impianti, che possiamo denominare impianti in serie, invece, ci sono una serie di prese e restituzioni che svolgono la loro azione lungo un tronco di corso d'acqua, seguendo uno schema simile a quello di figura 26. Sono evidenziate negli ovali le prese della centrale più a monte e la restituzione della centrale più a valle. La presa dell'impianto 2 è subito a valle della restituzione 1 e convoglia la stessa portata o, addirittura, è collegata alla restituzione 1.

La prima ipotesi che è stata fatta nel presente lavoro è quella di considerare gli impianti schematizzati in figura 26 come un solo impianto che ha le prese in corrispondenza di quelle dell'impianto più a monte (ovale rosso figura 26, impianto 1) e la restituzione in corrispondenza dell'impianto più a valle (cerchio rosso figura 26, impianto 2). Assunta questa ipotesi, lo schema tipo di un impianto idroelettrico è quello rappresentato in figura 25 e il numero totale di centrali risulta pari a 315. Il numero di prese ad esse associate è 728.

Dal progetto Potenze Nominali si possono ricavare diverse informazioni, tra cui:

- portata massima o media, $Q_{Pi,MAX}$ o $\overline{Q}_{Pi}$ dell'i-ma presa dell'impianto;
- portata massima o media, $Q_{D,COD,MAX}$ o $\overline{Q}_{D,COD}$ affluita all'impianto;
- portata massima o media, $Q_{REST,COD,MAX}$ o $\overline{Q}_{REST,COD}$, restituita dall'impianto;

tuttavia, non sempre tali informazioni sono disponibili per tutte le prese.

2.3.2 Analisi di congruenza sulle captazioni

Dall'analisi dei dati di portata derivabile riportati nel database si rilevano alcuni problemi relativi alle opere di captazione che riguardano la non completa popolazione del database stesso (sia nei valori delle portate delle singole prese che in quelli degli impianti), la possibile incongruenza tra i valori di portata media e massima (valori medi talvolta maggiori dei massimi) e la incongruenza tra la somma delle portate alle prese e la portata derivata al singolo impianto.

Si consideri una centrale idroelettrica a cui afferisce una portata $Q_{D,COD}$, addotta da un numero N di prese con portata Q_{Pi} e $i = 1, \ldots, N$. Le analisi di congruenza

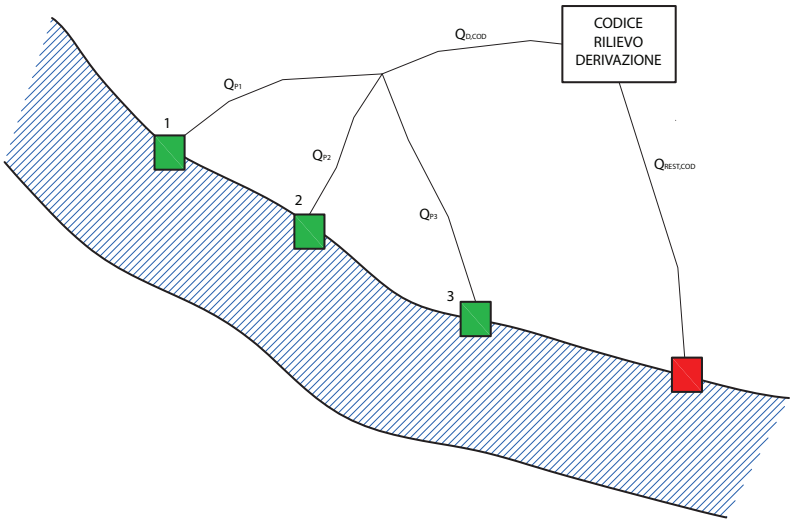


Figura 25: *Schema tipo della centrale idroelettrica con variabili prese in considerazione. I quadrati con i numeri 1-3 rappresentano le prese, le $Q_{P,i}$ sono le portate derivate da ciascuna presa, la $Q_{D,COD}$ è la portata che affluisce all'impianto e la $Q_{REST,COD}$ è la portata restituita dall'impianto.*

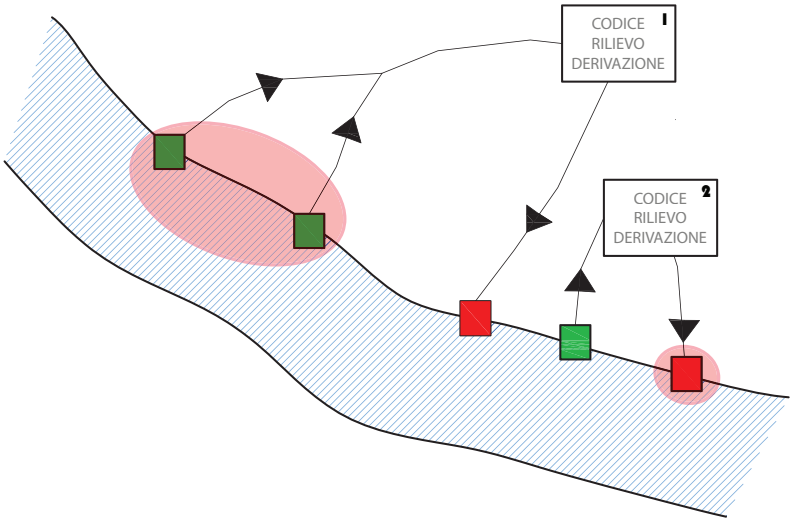


Figura 26: *Schema di centrali idroelettriche in serie. I quadrati con i numeri 1-3 rappresentano le prese, le $Q_{P,i}$ sono le portate derivate da ciascuna presa, la $Q_{D,COD}$ è la portata che affluisce all'impianto e la $Q_{REST,COD}$ è la portata restituita dall'impianto.*

hanno come finalità quella di valutare che la somma delle portate medie derivate sia equivalente alla portata media turbinata e a quella restituita. Su un totale di 728 prese corrispondenti a 315 impianti, in 231 centrali $\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_{Pi} = \overline{Q}_{D,COD}$, ovvero la somma delle portate medie alle prese è uguale al valore di portata derivato dall'impianto. In questi casi non si hanno incongruenze.

Per 52 centrali la somma delle portate alle prese è inferiore a quella che fluisce nella centrale, $\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_{Pi} < \overline{Q}_{D,COD}$. In 32 casi, infine, si verifica che la somma delle portate alle prese è superiore alla portata affluente alla centrale. Non è semplice risolvere le incongruenze in questi 84 casi. Innanzitutto non è noto quale sia il

dato più affidabile: in molti casi la differenza tra la somma delle portate derivate (massime o medie) e la portata propria della centrale è così elevata da non poter essere trascurata, ma non è noto quale debba essere il dato da considerare più accurato. Altre volte, invece, manca l'informazione sulla portata addotta da una o più prese. In questi casi si potrebbe suddividere la portata addotta in centrale per il numero di prese. Questa ipotesi è, tuttavia, molto forte e comporta l'assunzione che tutte le derivazioni sottraggano la stessa portata al corso d'acqua, ipotesi che quasi mai si verifica. In altri casi ancora, ci sono evidenti errori nel riportare le portate alle prese. La quantità di ipotesi che bisognerebbe fare per risolvere le incongruenze è così alta che si è scelto di effettuare correzioni solo in alcuni casi specifici.

A fronte delle incongruenze osservate è bene ribadire che l'analisi degli effetti delle derivazioni sul regime dei corsi d'acqua viene fatto, in questa fase di analisi regionale, alla scala di bacino. Per raggiungere questo obiettivo è sufficiente sapere quali e quante centrali captano e restituiscono in ciascun bacino. Una data centrale, se è ad acqua fluente e capta e restituisce all'interno dello stesso bacino non crea alterazione in termini di deflusso annuo alla sezione di chiusura. Se, infatti, è presente un errore sulle portate delle prese, lo stesso errore è presente sulle portate delle restituzioni e quindi, nel calcolare l'alterazione, i due errori si elidono. Seguendo questo ragionamento si procede ad analizzare le incongruenze solo per i casi in cui una centrale abbia prese dislocate in più bacini diversi. I casi in esame sono riportati nella tabella 7 e le soluzioni adottate sono segnalate nelle colonne evidenziate.

Nel caso della centrale $AL00001$, che influenza il bacino della Bormida di Spigno a Piana Crixia, si è scelto di assegnare la differenza $\Delta_{\overline{Q}} = \overline{Q}_{D,COD} - \sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_{Pi}$ alla presa numero 337426 che manca del dato relativo alle portate medie. In questo modo le portate medie sono assegnate. Si è poi agito assegnando le portate massime alle quattro prese, nelle stesse proporzioni in cui sono distribuite le portate medie.

La centrale $VB00017$ nel bacino del Devero a Baceno presenta incongruenze tra le distribuzioni sulle prese delle portate medie e massime: osservando la colonna delle portate medie sembrerebbe che la presa 5737 sia quella che deriva la maggiore quantità d'acqua; osservando la colonna delle portate massime sembra, invece, che sia la presa 12327 a derivare quasi tutta la portata turbinata. Questa incongruenza è stata risolta assegnando a tutte le sei prese la stessa quantità di acqua derivata.

Le centrali $TO00048$ e $TO00014$ nei bacini Chisone a Fenestrelle e Stura di Viù a Germagnano, non sono state corrette. La differenza tra la portata turbinata $\overline{Q}_{D,COD}$ e la somma delle portate delle prese $\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_{Pi}$ era inferiore al 10% e, quindi, si è scelto di considerare le prese delle due centrali congruenti con le portate turbinate.

2.3.3 Analisi di congruenza sulle restituzioni

L'analisi dei dati relativi alle portate restituite è stato condotta sulla base dell'ipotesi che ad ogni derivazione deve corrispondere una restituzione. Secondo lo schema illustrato in figura 25 il conteggio delle restituzioni è fatto alla scala delle centrali e non a quella delle prese, ovvero se la centrale ha 5 prese di derivazione, dovrà avere una sola restituzione che, a valle della centrale restituisce la somma della portata derivata da ciascuna presa. Seguendo questa ipotesi, delle 315 restituzioni

- 132 presentano congruenza, ovvero $\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_P i = \overline{Q}_{REST,COD}$;
- 44 presentano incongruenza, ovvero $\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_P i \neq \overline{Q}_{REST,COD}$;
- 139 non hanno informazioni sulla restituzione.

Nell'allegato VI sono riportati gli elenchi degli impianti con incongruenze. La soluzione dei problemi di incongruenza sulle portate medie restituite è stata di

Tabella 7: *Tabella riassuntiva delle correzioni eseguite per ripristinare la congruenza*

CODICE CENTRALE	CODICE PRESA	$\overline{Q}_P$	$Q_{P,MAX}$	$\overline{Q}_{D,COD}$	$Q_{D,COD,MAX}$	$\overline{Q}_{P,cor}$	$Q_{P,MAX,corr}$
AL00001	1675	1705	(-)	12155	23000	1705	3226
	337426	(-)	(-)			2900	5488
	337425	400	(-)			400	757
	337423	7150	(-)			7150	13529
TO00048	7180	(-)	(-)	2033	6900	(-)	(-)
	337447	(-)	(-)			(-)	(-)
	7181	(-)	(-)			(-)	(-)
	7179	1850	(-)			1850	(-)
	7177	(-)	(-)			(-)	(-)
	7182	(-)	(-)			(-)	(-)
	7178	(-)	(-)			(-)	(-)
TO00014	7124	2886	(-)	7236	8450	2886	3370
	7139	4350	(-)			4350	5080
	7125	175	600			175	204
VB00017	12327	1521	10000	4395.5	9800	733	1633
	5736	(-)	(-)			733	1633
	301713	(-)	350			733	1633
	5735	(-)	(-)			733	1633
	5737	4695	4300			733	1633
	12328	265	2500			733	1633

correggere tali incongruenze imponendo che per ogni centrale la somma delle portate di ogni presa deve eguagliare la portata restituita ($\sum_{i=1}^{N} \overline{Q}_P i = \overline{Q}_{REST,COD}$) ed assegnare la portata media congruente restituita per quelle centrali che non avevano informazioni sulle restituzioni.

Un'ulteriore analisi sulle restituzioni è stata quella di georeferenziare le restituzioni che non avevano riferimenti cartografici: in 97 casi mancano le informazioni sulla disposizione spaziale della restituzione. Per sopperire alla mancanza di questa informazione si è assunto in tutti i casi che la restituzione avesse le stesse coordinate della centrale idroelettrica a cui è legata. L'elenco delle restituzioni che sono state georiferite con la centrale idroelettrica a cui afferiscono, è visibile nell'allegato VI.

2.4 INDIVIDUAZIONE DI INDICI SINTETICI PER LA DESCRIZIONE DELLE CRITICITÀ

Per individuare la presenza e l'entità delle alterazioni che l'uso idroelettrico produce nelle 98 sezioni di chiusura dei bacini considerati, sono stati definiti due indici sintetici. Per ogni bacino vengono dapprima raggruppate le prese e le restituzioni di ogni centrale e, successivamente, si calcola la somma delle prese e restituzioni. Ne risultano gli indici I_1 e I_2.

2.4.1 Indice I_1

Un primo indice, I_1, serve a identificare i bacini che non hanno derivazioni ad uso idroelettrico nel loro territorio. L'indice I_1 rappresenta il livello di derivazione della risorsa idrica superficiale. Viene calcolato tramite la semplice somma delle portate medie di concessione derivate dai corsi d'acqua situati all'interno di un determinato

bacino, in rapporto alla portata media annua osservata nella sezione di chiusura del bacino stesso:

$$I_1 = \frac{\sum_{j=1}^{M} \overline{Q}_{Pj,BACINO}}{\overline{Q}_{BACINO}}, \tag{2.1}$$

dove M è il numero di prese.

L'indice I_1 non offre una valutazione quantitativa del livello di influenza antropica sulla CDP, perché non tiene conto delle restituzioni; esso consente, però, di isolare i bacini senza derivazioni. L'informazione legata a questo indice è quella che in 28 bacini, riportati in tabella 8, non vi è antropizzazione legata ad impianti idroelettrici.

Tabella 8: *Bacini che non hanno prese per uso idroelettrico al loro interno*

Anza a Macugnaga	Chisone a Soucheres Basses	Pesio a San Bartolomeo
Banna a Poirino	Corsaglia a Frabosa Soprana	Po a Crissolo
Banna a Santena	Corsaglia a Presa Moline	Rea a Dogliani
Belbo a Castelnuovo Belbo	Curone a Volpedo	Strona di Vallemosso a Cossato
Belbo a Rocchetta Belbo	Elvo a Carisio	Terdoppio a Cartignago
Borbera a Baracche	Ghiandone a Staffarda	Uzzone a Cortemilia
Brobbio a Margarita	Malone a Brandizzo	Vermenagna a Limone
Borbore a San Damiano d'Asti	Malone a Front	Vermenagna a Robilante
Casotto a Monasterolo Casotto	Mongia a Mombasiglio	
Chisola a La Loggia	Negrone a Pornassino	

2.4.2 Indice I_2

L'uso idroelettrico genera sottrazioni di risorsa idrica solo nei tratti fluviali sottesi dalle condotte di derivazione e non nei tratti posti a valle delle restituzioni, ove è di nuovo presente la risorsa derivata. L'indice I_2 rappresenta l'indicatore vero e proprio di antropizzazione poichè evidenzia i casi in cui nel singolo bacino c'è scompenso tra la portata derivata e quella restituita. Esso è definito dal rapporto tra la differenza delle portate derivate e restituite rispetto alla portata media in ogni bacino,

$$I_2 = \frac{\sum_{j=1}^{M} \overline{Q}_{Pj,BACINO} - \sum_{k=1}^{M_1} \overline{Q}_{Rk,BACINO}}{\overline{Q}_{BACINO}} \tag{2.2}$$

dove M è il numero di prese nel bacino e M_1 è il numero di restituzioni. Valori nulli dell'indice I_2 corrispondono a bacini nei quali tutte le centrali captano e restituiscono la portata all'interno del bacino stesso. Nel caso di impianti ad acqua fluente l'alterazione creata quando $I_2 = 0$ è nulla (ovviamente nel solo tratto a valle della restituzione). Nel caso di centrali con serbatoio, invece, c'è alterazione nel senso di sfasamento temporale, ma non in termini di volume annuo. Pertanto è possibile avere bacini con $I_2 = 0$, ma alterazione legata alla presenza di un serbatoio.

Nel caso in cui l'indice assuma valori diversi da zero occorre approfondire le analisi. Valori di I_2 non nulli possono rappresentare una situazione in cui la restituzione di un impianto è a valle del punto di chiusura del bacino (per esempio figura 27 (a)) oppure, possono rappresentare degli errori di posizionamento delle restituzioni o ancora rappresentare dei casi in cui le restituzioni o le prese di una centrale sono distribuite su più bacini (per esempio figura 27 (b)). Nel caso in cui le restituzioni siano molto vicine alla sezione di chiusura dei bacini è stata eseguita un'analisi di dettaglio per individuare la posizione corretta. Tenendo conto di queste analisi specifiche si ottiene un indice I_2 diverso da zero in 19 bacini, riportati nella tabella 9.

Tabella 9: *Bacini che hanno indice I_2 diverso da zero*

Cervo a Quinto Vercellese	0.10	Po a Valenza	0.82
Chisone a Fenestrelle	0.60	San Bernardino a San Bernardino Santino	0.38
Devero a Baceno	13.50	Sesia a Palestro	0.60
Germanasca a Perrero	0.56	Rio Bagni a Bagni di Vinadio	0.48
Gesso ad Entracque	1.25	Rio del Piz a Pietraporzio	5.62
Isorno a Pontetto	1.29	Stura di Demonte a Vinadio	2.69
Po Casale Monferrato	0.70	Stura di Viù a Germagnano	0.64
Po Castiglione Torinese	1.65	Toce a Domodossola	2.11
Po a Isola San't Antonio	0.61	Varaita a Torrette	2.43
Po a San Sebastiano	-0.02		

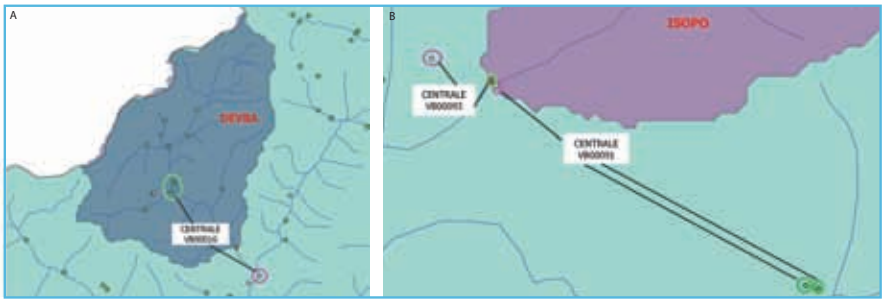


Figura 27: *Esempi di bacini nei quali l'indice I_2 è diverso da zero. Nel caso del Devero a Baceno (a) la restituzione della centrale VB00016 è posta a valle della sezione di misura. Nel caso dell'Isorno a Pontetto (b) le centrali VB00091 e VB00093 hanno prese sia nel bacino ISOPO che nel bacino adiacente*

2.5 RIMOZIONE DELLE ALTERAZIONI

In questa sezione sono riportate tutte le operazioni che sono state effettuate per passare dalle serie di dati reali alle serie di dati de-antropizzate, che rappresentano la serie temporale delle portate in condizioni (ipotetiche) di assenza di derivazioni.

2.5.1 Metodo di correzione

La presenza di un prelievo sull'asta fluviale crea uno scompenso della risorsa idrica nella parte sottesa alla condotta di derivazione, a monte della restituzione. Questo scompenso tra portata derivata e restituita, individuato da un indice $I_2 \neq 0$, determina una modifica delle principali statistiche della CDP, non solo della media. Il prelievo reale dipende infatti non solo dai dati di concessione (portata media e portata massima derivabile) ma anche dall'effettiva disponibilità idrica nel fiume. Se ad esempio (Figura 28) si volesse prelevare da un corso d'acqua una portata pari a 2 m^3/s, questo sarebbe l'effettivo prelievo solo nei periodi in cui la portata naturale è sufficiente a garantire la derivazione (l'esempio non tiene conto di eventuali prescrizioni di deflusso minimo da lasciare in alveo).

Tabella 10: *L-momenti naturali e antropizzati relativi all'esempio riportato nella figura 28.*

	Deflusso naturale (nero)	Deflusso con prelievo (blu)
Media	2.45	1.18
L-CV	0.42	0.51
L-CA	0.51	0.76

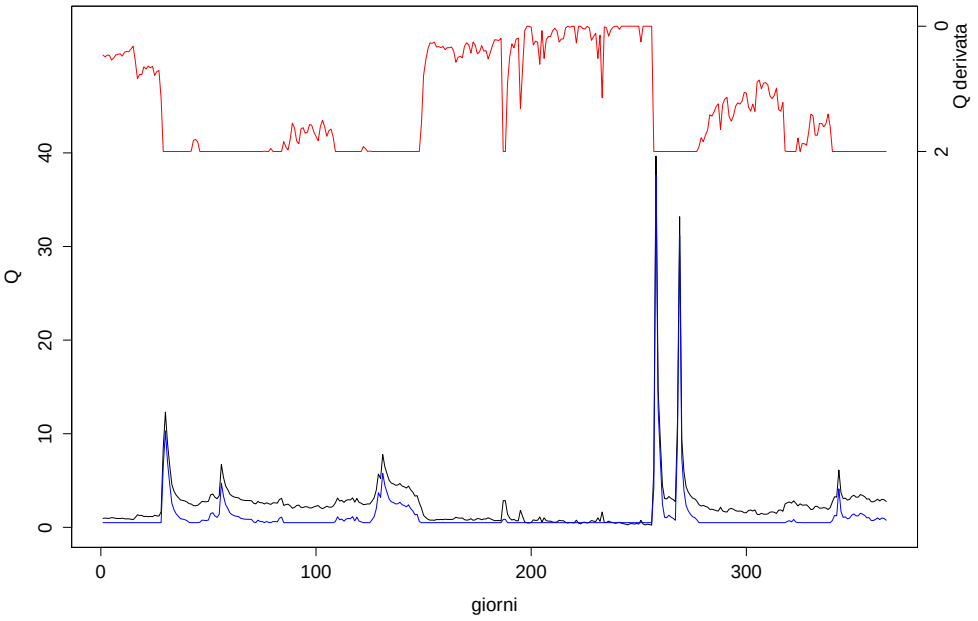


Figura 28: *Esempio di idrogramma annuale naturale (nero) e il corrispettivo antropizzato (blu) risultante da un prelievo massimo di 2 m^3/s. In alto, con ordinata negativa, la portata effettivamente derivata.*

In tabella 10 sono riportate le statistiche relative all'esempio di figura 28 nel caso senza impatto e nel caso di prelievo. Si può vedere come non sia solo la media della serie temporale delle portate a cambiare ma anche gli L-momenti. Per ripristinare la condizione di deflusso naturale non è quindi sufficiente sommare al valore di portata media giornaliera misurato il valore della differenza tra la somma delle portate medie delle prese e la somma delle portate medie restituite.

L'esempio precedente mette in luce il problema che si incontra nei casi pratici: le misure idrometriche disponibili sono infatti relative al regime alterato, sono cioè il risultato della sottrazione della portata effettivamente derivata da quella effettivamente in alveo. Essendo entrambi questi valori incogniti, non è possibile ricostruire l'idrogramma indisturbato da cui calcolare gli L-momenti naturali. Diventa quindi necessario definire un nuovo modello di correzione analitica che, sotto alcune ipotesi, permetta di ricostruire media e L-momenti a partire dai dati a disposizione (serie temporale delle portate disturbate e valori di concessione).

Il metodo di correzione qui predisposto si basa su una rappresentazione esponenziale[1] della distribuzione delle portate (ossia della CDP, vedi Figura 29) definita dall'equazione:

$$d(Q) = e^{-\frac{Q}{\bar{Q}_N}} \tag{2.3}$$

dove $\bar{Q}_N$ è la portata media de-antropizzata (o "naturalizzata"), nell'ipotesi di ripristino delle condizioni naturali, e d è la durata intesa di superamento di una certa portata (in giorni all'anno). Si utilizza il modello esponenziale in quanto la

1 una variabile aleatoria X con distribuzione esponenziale di parametro λ ha funzione di distribuzione cumulata $F(X) = P(X \leq x) = 1 - e^{-\lambda x}$

presenza di un unico parametro consente una trattazione completamente analitica del problema di de-antropizzazione delle portate osservate.

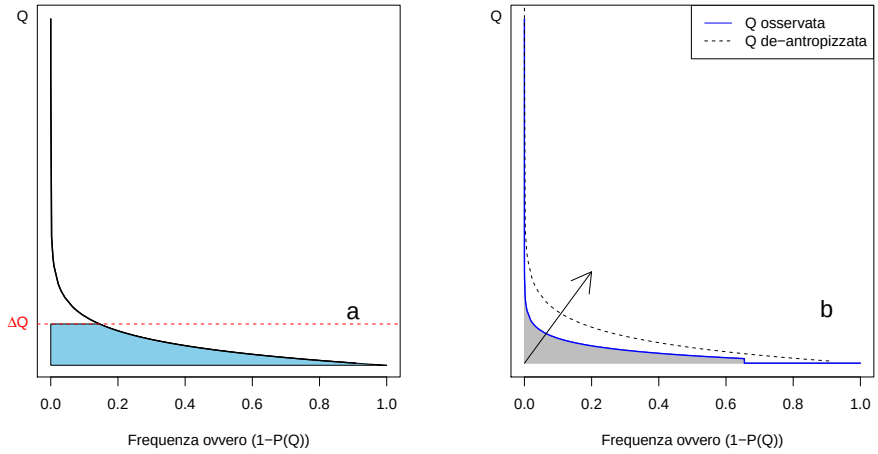


Figura 29: Modello esponenziale di distribuzione delle portate

In una sezione con prelievo la CDP sarà quindi più bassa di quella naturale, come si vede dall'area in grigio in Figura 29 *b*, e caratterizzata da una coda con deflusso minimo dove il prelievo di risorsa non è possibile. Nel caso in esame viene considerata per semplicità nulla questa portata residua in alveo. Se si ipotizza un prelievo pari a ΔQ, come rappresentato in Figura 29 *a*, si può calcolare la portata media derivata $\bar{Q}_{DER}$ come:

$$Q_{DER} = \int_0^{\Delta Q} d(Q)\,\mathrm{d}x = \bar{Q}_N \left(1 - \exp\left[-\frac{\Delta Q}{\bar{Q}_N}\right]\right) \tag{2.4}$$

Dato che la portata media de-antropizzata è per ipotesi pari alla somma della portata media osservata e della portata media derivata, l'equazione:

$$\bar{Q}_N = \bar{Q}_O + \bar{Q}_{DER} \tag{2.5}$$

si può sostituire nella 2.4 ottenendo:

$$\bar{Q}_{DER} = \left(1 + \frac{\bar{Q}_{DER}}{\bar{Q}_O}\right)\left(1 - \exp\left[-\frac{\Delta Q}{\bar{Q}_O(1 + \frac{\bar{Q}_{DER}}{\bar{Q}_O})}\right]\right) \tag{2.6}$$

Avendo definito:

$$k = \frac{\Delta Q}{\bar{Q}_O} \tag{2.7}$$

e

$$x[k] = \frac{\bar{Q}_{DER}}{\bar{Q}_O} \tag{2.8}$$

l'equazione 2.6 diventa:

$$1 = (1 + x[k]) \exp\left[-\frac{k}{1 + x[k]}\right] \tag{2.9}$$

che, ponendo $\alpha = 1 + x[k]$ e risolvendo per α, porta alla soluzione

$$x[k] = \frac{k}{ProductLog[k]} - 1. \tag{2.10}$$

dove la funzione $ProductLog[y]$ è la funzione inversa della funzione $y = we^w$.

Si può quindi calcolare la media de-antropizzata o "naturalizzata" della serie delle portate risolvendo l'equazione:

$$\bar{Q}_N = \bar{Q}_O(1 + x[k]) \tag{2.11}$$

in base al valore di $x[k]$, funzione di k ossia del rapporto tra portata massima derivabile e portata media osservata. Si fornisce per semplicità d'uso una soluzione di calcolo, valida per valori di $k < 5$, della $x[k]$ approssimata con una funzione polinomiale al 5 grado:

$$x[k] = 0.9421k - 0.2375k^2 + 0.072k^3 - 0.0119k^4 + 0.00078k^5. \tag{2.12}$$

Per quanto riguarda gli L-momenti di ordine 2 e 3, essi vengono definiti come:

$$Q_{DER} = \int_0^1 (2P - 1)Q(P)\,dP \tag{2.13}$$

e

$$Q_{DER} = \int_0^1 (6P^2 - 6P + 1)Q(P)\,dP \tag{2.14}$$

risolvendo gli integrali 2.13 e 2.14 in base alle equazioni 2.7 e 2.8 si ottengono due relazioni, $L2[k]$ e $L3[k]$, che permettono di definire gli L-momenti di secondo e terzo ordine de-antropizzati in base ai valori osservati e all'entità del prelievo (definita come per la media dal valore di k). Essi risultano:

$$\begin{aligned} L2[k] = (e^{-2ProductLog[k]} - e^{-ProductLog[k]})k + \frac{1}{2ProductLog[k]} e^{-ProductLog[k]} k \\ (2 - e^{-ProductLog[k]} + 2(-1 + e^{-ProductLog[k]})Log[e^{-ProductLog[k]}]), \end{aligned} \tag{2.15}$$

$$\begin{aligned} L3[k] = (-2e^{-3ProductLog[k]} + 3e^{-2ProductLog[k]} - e^{-ProductLog[k]})k + \\ \frac{1}{6ProductLog[k]} e^{-ProductLog[k]} k(6 + e^{-ProductLog[k]}(-9 + 4e^{-ProductLog[k]}) - \\ 6(-1 + e^{-ProductLog[k]})(-1 + 2e^{-ProductLog[k]})Log[e^{-ProductLog[k]}]. \end{aligned} \tag{2.16}$$

In base alle definizione di LCV e LCA per la distribuzione esponenziale [Hosking and Wallis, 1997], che ha rapporti particolarmente semplici pari a $LCV = 1/2$, $LCA = 1/3$, $Lkur = 1/6$, si possono ricavare L-CV de-antropizzato (LCV_N) e L-CA de-antropizzati (LCA_N):

$$\frac{LCV_N}{LCV_O} = \frac{1}{2 \cdot L2[k]} \tag{2.17}$$

e

$$\frac{LCA_N}{LCA_O} = \frac{L2[k]}{3 \cdot L3[k]}. \tag{2.18}$$

Data la complessità delle equazioni (2.15) e (2.16), si è scelto di fornire due relazioni polinomiali, come per la portata media, per il calcolo degli L-momenti:

$$LCV_N = LCV_O(1 - 0.6544k + 0.5049k^2 - 0.1957k^3 + 0.036k^4 - 0.0025k^5), \tag{2.19}$$

$$LCA_N = LCA_O(1 - 0.5289k + 0.2415k^2 - 0.0583k^3 + 0.0069k^4 - 0.00031k^5). \tag{2.20}$$

2.5.2 Correzione delle statistiche dei dati osservati

Le correzioni apportate alla media riguardano i 18 bacini in cui l'indice I_2 risulta diverso da zero. In 14 dei 19 bacini si è osservato che ci sono impianti che hanno la restituzione a valle del punto di misurazione (per esempio il caso di figura 27 (A), oppure centrali che hanno restituzione o prese in bacini adiacenti (per esempio il caso di figura 27 (B)). Nei restanti 5 bacini, invece, sono presenti impianti associati ai comprensori irrigui dei canali est-ovest sesia e canali canavese (centrali rispettivamente *TO*00132 e *TO*00067). Per queste centrali sono state riscontrate moltissime incongruenze e non è possibile definire in maniera appropriata quali siano le correzioni da apportare alla media delle portate.
Su 5 dei 14 bacini menzionati in precedenza, riportati nella tabella 11, non è necessario apportare nessuna correzione perché la data di costruzione delle centrali che alterano il deflusso naturale è successiva alla data di registrazione dei dati di portata in alveo.

Tabella 11: *Bacini in cui le misure di portata sono antecedenti alla costruzione delle centrali*

Bacino	Centrale	Anno Esercizio	Anni Misura
CHSFE	TO00018	1952	1942 – 1950
GESEN	CN00065	1965	1952 – 1964
SDEPI	CN00029	1956	1942 – 1955
RBABV	CN00029	1956	1942 – 1955
RPIPZ	CN00024	1960	1942 – 1956

Per i 9 bacini riportati nella tabella (12), si è invece applicata la correzione sulla media e su L-CV e L-CA descritta nel paragrafo precedente, dove con $\overline{Q}$ si indica la portata media registrata nella stazione di misura, mentre con $\overline{Q}_N$ si indica la nuova portata media de-antropizzata che, dopo la correzione, sostituisce la portata media registrata, nelle analisi di regionalizzazione. La notazione è analoga per LCV_N e LCA_N.

Tabella 12: *Correzioni apportate alle statistiche principali delle serie giornalieri delle portate. Si riportano i valori osservati e i valori corretti (de-antropizzati).*

Bacino	Centrale	I_2	k	$\overline{Q}$ $[m^3/s]$	$\overline{Q}_N$ $[m^3/s]$	LCV [-]	LCV_N [-]	LCA [-]	LCA_N [-]
DEVBA	VB00016	13.5	6.069	1.73	4.51	0.385	0.218	0.374	0.161
GERPE	TO00318	0.56	0.637	3.14	4.6	0.708	0.528	0.627	0.465
ISOPO	VB00093	1.29	4	0.75	1.93	0.485	0.285	0.677	0.315
POCT	TO00050	1.65	2.016	54.57	117.5	0.585	0.371	0.607	0.33
SBESA	VB00075	0.38	0.414	4.35	5.82	0.728	0.576	0.67	0.55
SDEVI	CN00029	2.69	3.053	2.62	5.45	0.482	0.291	0.536	0.258
SVIGE	TO00014	0.64	0.734	4.77	7.26	0.596	0.435	0.568	0.406
TOCDO	VB00021	2.11	3.391	12.21	29.34	0.375	0.224	0.469	0.226
VARTO	CN00062	2.43	8.824	1.36	3.2	0.383	0.212	0.541	0.221

3 APPLICAZIONE DELL'ANALISI REGIONALE AL NORD OVEST D'ITALIA

3.1 INTRODUZIONE ALL'ANALISI REGIONALE

Le reti di monitoraggio forniscono misure puntuali delle grandezze idrologiche e climatiche con un grado di copertura sul territorio che può variare da zona a zona. In molti casi, però, si rende necessario avere informazioni oltre che accurate, anche diffuse sul territorio, ovvero in ogni punto del reticolo idrografico. I metodi di analisi regionale (vedere Appendice A per approfondimenti) sono tecniche a base statistica che permettono di caratterizzare il regime idrologico anche in siti non strumentati, a partire dalle misure della stessa grandezza disponibili in altri siti. In questo modo è possibile spazializzare l'informazione idrologica virtualmente in ogni sezione dei corsi d'acqua di una certa area. Il concetto di metodo regionale si può anche sintetizzare con il detto "sostituire il tempo (l'assenza di sequenze misurate in una stazione) con lo spazio (i dati registrati in altri siti)". La regionalizzazione è un concetto particolarmente importante nell'ambito della valutazione delle portate perché le portate, a differenza delle precipitazioni, non possono essere semplicemente interpolate nello spazio in quanto sono grandezze cumulate.

Nel caso in esame è stato utilizzato un approccio analogo al metodo regionale per la valutazione delle portate al colmo di piena *ARPIEM* [Laio et al., 2011, Claps and Laio, 2008]. Tale procedura consente di stimare gli L-momenti della CDP (più in particolare media, L-CV e L-CA) in ogni punto dell'area di studio attraverso delle relazioni basate su una serie di caratteristiche geomorfologice, climatiche, di vegetazione, di uso del suolo, ecc. dei bacini idrografici, note come *descrittori di bacino*.

Questo approccio è caratterizzato dal fatto che la forma analitica per descrivere le CDP non è scelta a priori, ma viene attuata solo dopo aver stimato gli L-momenti; questi ultimi vengono utilizzati in modo da lasciare le scelte soggettive alla fine delle computazioni e non propagare le incertezze relative alla scelta della distribuzione. Gli L-momenti della CDP, inoltre, hanno un senso fisico diretto che permette di apportare, per esempio, delle correzioni; è possibile, infatti, rendere la media congruente a monte e a valle delle confluenze, oppure ragionare sulle correzioni da apportare in presenza di prelievi d'acqua che alterano il normale regime idrologico. Tali correzioni sarebbero più difficili e delicate se fossero da apportare ai parametri di una distribuzione invece che ai suoi L-momenti.

Le CDP sono rappresentate come prodotto di due termini:

$$Q(F) = \bar{Q} \cdot q(F) \tag{3.1}$$

dove $\bar{Q}$ è un fattore di scala (in questo caso la portata media) e $q(F)$ è la curva di durata media adimensionale che rappresenta la forma della CDP e che può essere definita sulla base di L-CA e L-CA.

Molti approcci metodologici sono disponibili per la determinazione su base regionale dei momenti e degli L-momenti della curva di durata, e le differenze che li contraddistinguono sono legate al grado di informazione disponibile [v.es. Bocchiola et al., 2003]. Se si escludono i metodi diretti, che usano le informazioni derivate dalle

serie storiche di portata nei siti di interesse, i metodi di stima regionale richiedono la conoscenza di informazioni ausiliarie di tipo idrologico e fisico. Questi metodi possono essere suddivisi in due categorie: l'approccio multi-regressivo e la simulazione idrologica. Per entrambi i metodi, lo stimatore migliore è quello che ottimizza un qualche indicatore della qualità di rappresentazione, quale il minimo errore, la minima varianza o la massima efficienza.

Data la sua semplicità, il metodo usato più frequentemente è l'approccio multi-regressivo [v.es. Kottegoda and Rosso, 1997] che lega, attraverso equazioni lineari o non-lineari, il parametro da stimare alle caratteristiche dei bacini da cui proviene. Se si considera la variabile deflusso, le caratteristiche da utilizzare sono ad esempio gli indici climatici, i parametri geologici e morfometrici, la copertura del suolo, e così via. L'approccio multiregressivo che lega gli L-momenti della curva di durata alle caratteristiche di bacino è descritto nell'Appendice C. Nella pratica, per la selezione del migliore modello regressivo, avendo a disposizione una serie di descrittori di bacino (descritti in dettaglio nell'Appendice D), si procede nel modo seguente:

- si definiscono tutti i possibili sottoinsiemi con 1, 2, 3, 4 descrittori da utilizzare come variabili indipendenti nella regressione;
- per ogni sottoinsieme si esegue una regressione lineare (multipla se coinvolge più di un descrittore) tra la variabile dipendente (a turno media, L-CV e L-CA) e il set di descrittori selezionato;
- tutte le regressioni vengono valutate attraverso il test di Student per la significatività dei coefficienti e il VIF test di multicollinearità;
- le regressioni vengono ordinate sulla base del coefficiente di determinazione corretto; le regressioni più efficienti vengono analizzate in maggior dettaglio al fine di scegliere un modello operativo.

Spesso si ottengono modelli di regressione, cioè relazioni multi-regressive, che hanno prestazioni simili pur basandosi su descrittori diversi. In questi casi la scelta della relazione da adottare è basata anche sulla semplicità di applicazione.

3.2 STIMA DELLA PORTATA MEDIA

3.2.1 Considerazioni sulla congruenza della media

Per la stima della portata media $\bar{Q}$ del corso d'acqua, che costituisce la grandezza indice della relazione 3.1, si è considerata inizialmente la grandezza "portata specifica" e successivamente il "deflusso medio annuo" espresso in mm. I descrittori di bacino utilizzati nei modelli di regressione sono stati scelti in modo da garantire la congruenza delle portate lungo le aste fluviali, ovvero garantire che la portata a valle di una confluenza sia uguale alla somma delle portate relative dei due tributari. Infatti, non tutti i descrittori disponibili (allegato D) possono garantire tale congruenza. Siccome la regressione utilizzata è lineare, si possono fare alcune considerazioni che portano a definire un sottoinsieme di descrittori idonei a garantire il vincolo di congruenza. Si può affrontare più chiaramente il problema osservando la figura 30. Il bacino 1 è caratterizzato da un'area A_1 e il bacino 2 da un'area A_2. Queste confluiscono nella medesima sezione di chiusura. Si può quindi definire un bacino 3 che ha area A_3 pari alla somma $A_1 + A_2$. Naturalmente ci si aspetta che nella sezione di chiusura si misuri una portata Q_3 pari alla somma delle portate nei bacini 1 e 2.

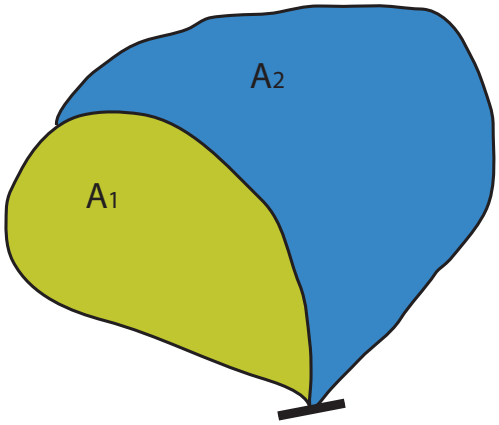


Figura 30: *Esempio di bacini contigui. Il bacino 1 e il bacino 2 sono chiusi alla medesima sezione di chiusura e formano assieme un bacino 3 che ha area somma delle aree del bacino 1 e 2*

Questa è la condizione di congruenza che viene ricercata nella scelta del modello e dei descrittori di bacino, che può essere formalizzata come

$$Q_3 = Q_1 + Q_2 = q_1 A_1 + q_2 A_2. \tag{3.2}$$

dove q_i sono le portate specifiche dei bacini. Il modello lineare di regressione multipla che garantisce il verificarsi della condizione (3.2) è

$$q = \beta_0 + \beta_1 M_1 + \beta_2 M_2 + \cdots + \beta_{p-1} M_{p-1} + \epsilon \tag{3.3}$$

dove M_i sono i descrittori di bacino e β_i i coefficienti della regressione. I descrittori di bacino M_i devono essere tali da rispettare la congruenza (3.2).
Si supponga di utilizzare un modello lineare di regressione con un solo parametro. Si avrà

$$q_1 = \frac{Q_1}{A_1} = \beta_1 M_{1,1} \tag{3.4}$$

con pedice 1,1 che indica il numero del descrittore e il bacino cui si riferisce. Analogamente

$$q_2 = \frac{Q_2}{A_2} = \beta_1 M_{1,2} \qquad q_3 = \frac{Q_3}{A_3} = \beta_1 M_{1,3}. \tag{3.5}$$

Applicando la condizione di congruenza (3.2) si ottiene

$$Q_3 = Q_1 + Q_2 = A_3 \beta_1 M_{1,3} \tag{3.6}$$

e con le opportune sostituzioni

$$A_1 \beta_1 M_{1,1} + A_2 \beta_1 M_{1,2} = A_3 \beta_1 M_{1,3} \tag{3.7}$$

dalla quale si ricava la condizione che devono rispettare i descrittori di bacino per garantire la congruenza:

$$M_{1,3} = \frac{A_1 M_{1,1} + A_2 M_{1,2}}{(A_1 + A_2)} \tag{3.8}$$

ovvero i descrittori devono essere medie pesate sull'area.
Dato che nella (3.8) i fattori di conversione si semplificano, si è scelto di utilizzare il

deflusso medio annuo (Y) espresso in *mm* che è una grandezza di più facile utilizzo nelle applicazioni di analisi regionale:

$$Y = \frac{Q \cdot 31536}{A} \tag{3.9}$$

dove il deflusso Y è espresso in mm, la portata Q è espressa in m^3/s e l'area A è in km^2.

In base alla necessità di garantire la congruenza, partendo dal lungo elenco presentato nell'appendice D rimangono 24 descrittori. In particolare rimangono tutti i descrittori che derivano da operazioni di media su grandezze spazialmente distribuite, poiché sono stati ottenuti applicando una media sul numero di celle che costituisce il bacino e quindi costituiscono una media pesata sull'area del bacino. Alcuni parametri morfologici non sono utilizzabili, come ad esempio le quote massime e minime dei bacini, che chiaramente non soddisfano il requisito (3.8). Tutti i parametri utilizzati per stimare il deflusso medio annuo sono riportati nella tabella 13.

Tabella 13: *Descrittori di bacino utilizzati per la stima del deflusso medio annuo, vedere l'appendice D*

PARAMETRI			
PLUVIOMETRICI	CLIMATICI	SUOLO	MORFOLOGICI
$fourier - B1$	IDFa	NDVIanno	$area - bacinokm$
$fourier - C1$	IDFn	cf	$x - baricentro$
$fourier - B2$	MAP	cn1	$y - baricentro$
$fourier - C2$		cn2	$quota - media$
		cn3	$densita - drenaggio$
		clc1	$aspect - medio$
		clc2	$slope - medio1$
		clc3	
		clc4	
		clc5	

3.2.2 Selezione delle relazioni per la stima regionale

Per la stima dei coefficienti dell'equazione (3.3) si utilizza la tecnica dei minimi quadrati pesati, descritti nell'appendice C.5. Sono stati confrontati modelli di regressione a 2, 3 e 4 variabili indipendenti.

Tra tutti i modelli possibili, frutto di diverse combinazioni di descrittori, sono stati esclusi quelli in cui anche solo una delle variabili esplicative risultasse non significativa in base al test della t di Student all'1 % (si veda il paragrafo C.3.1) o avesse valori del VIF (test di multicollinearità) superiori a 5 (si veda il paragrafo C.4). Successivamente, modelli con lo stesso numero di parametri sono stati ordinati in base al coefficiente di determinazione corretto R^2_{adj}, che è un indicatore della capacità descrittiva di ciascun modello. In questo modo, per ognuno dei gruppi di modelli aventi lo stesso numero di parametri, viene selezionato il modello con prestazioni migliori. I vari modelli scelti vengono successivamente confrontati tra di loro per valutare se è possibile utilizzare un modello con meno parametri che tuttavia mantenga prestazioni analoghe.

Tra i modelli che soddisfano i requisiti sopra citati, ne vengono quindi proposti due: il migliore tra quelli a 4 e un modello semplice a 2 parametri. Il modello di regressione a quattro parametri rappresenta il modello con prestazioni ottimali,

mentre quello a due ha prestazioni inferiori ma è di più semplice applicazione. La regressione cui corrisponde il valore più alto di coefficiente di determinazione corretto R^2_{adj} (0.724) è

$$Y = -7.3605 \cdot 10^2 + 1.2527 \cdot MAP + 3.2569 \cdot 10^{-1} \cdot h_m + \\ +5.2674 \cdot fourier_{B1} - 6.7185 \cdot clc_2 \tag{3.10}$$

Le variabili di interesse nel modello 3.10 sono: l'afflusso medio a scala di bacino MAP, la quota media del bacino h_m, un parametro rappresentativo del regime pluviometrico $fourier_{B1}$ e la percentuale di area del bacino classificata nel raggruppamento 2 delle categorie di uso suolo del Corine Land Cover clc_2. Il migliore modello a due parametri è

$$Y = -6.2261 \cdot 10^2 + 8.3426 \cdot 10^{-1} \cdot MAP + 3.4035 \cdot 10^{-1} \cdot h_m \tag{3.11}$$

che è caratterizzato da R^2_{adj} =0.663 e mantiene gli stessi parametri di afflusso e topografia della relazione a quattro parametri.
Il confronto tra il deflusso medio osservato e quello stimato attraverso la (3.10) e la (3.11) viene rappresentato, rispettivamente, nelle figure 31 e 32. I diversi colori indicano la lunghezza della serie di dati disponibili per la stazione idrometrica. Sono inoltre evidenziate le 8 sezioni che rientrano all'interno dei bacini campione analizzati nel Capitolo 4 (Chisone e Stura di Demonte).

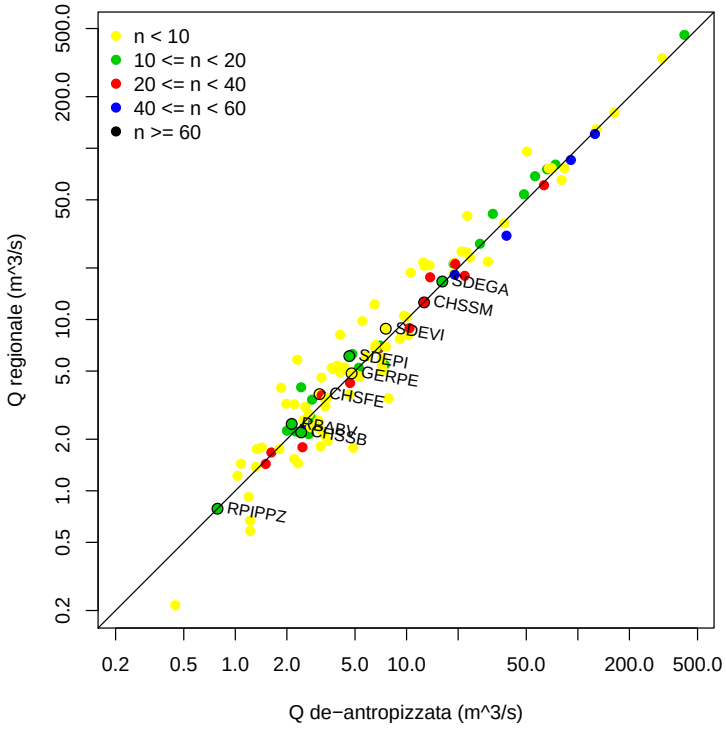


Figura 31: *Confronto tra il deflusso medio osservato e il deflusso stimato attraverso la regressione (3.10)*

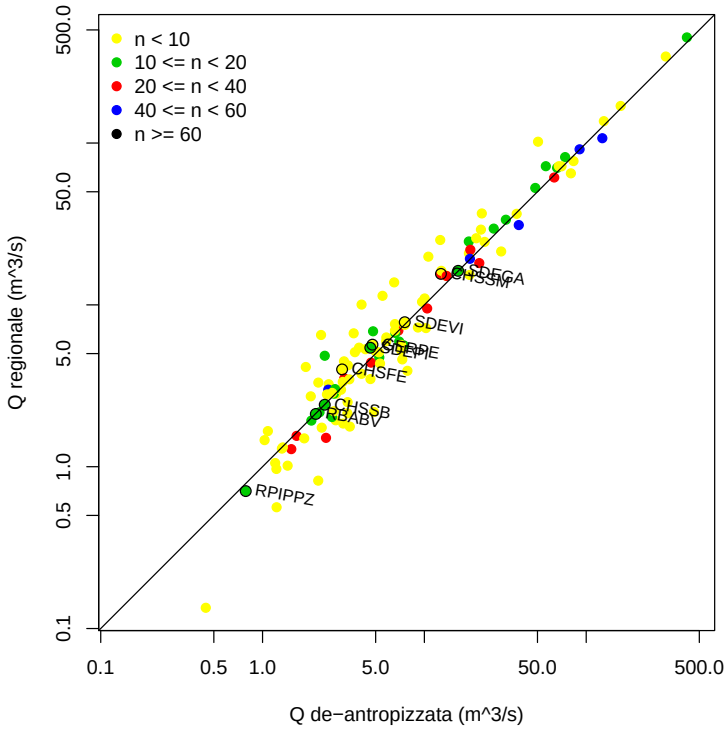


Figura 32: *Confronto tra il deflusso medio osservato e il deflusso stimato attraverso la regressione (3.11)*

Sono state poi condotte analisi di sensitività per comprendere nel dettaglio il contributo di ogni singolo descrittore alla stima della variabile dipendente, in modo da poter determinare il range di variazione della variabile dipendente e dei descrittori stessi. I modelli multiregressivi, infatti, vengono tarati su un limitato set di bacini strumentati utilizzando i valori dei descrittori di bacino per essi disponibili. Quando si applica il modello ai bacini non strumentati occorre verificare che i corrispondenti valori dei descrittori non si discostino molto dal campo di valori utilizzato per tarare. L'analisi di sensitività è stata condotta applicando il modello di regressione con tutti i descrittori posti pari al loro valore mediano, eccetto quello di cui si vuole valutare l'influenza sulla variabile dipendente. Le stime così ottenute sono rappresentate tramite boxplot. Si può osservare che:

- la linea interna ad ogni boxplot rappresenta il valore di Y calcolato ponendo ogni descrittore pari alla propria mediana e, pertanto, deve essere uguale per ogni modello analizzato;
- maggiore è la dimensione del box, cioè maggiore è la distanza tra il primo ed il terzo quartile e maggiore sarà l'influenza esercitata dal descrittore sulla variabile dipendente;
- maggiore è l'estensione dei baffi del boxplot e maggiore è l'influenza degli estremi del descrittore sulla stima di Y, analogamente a quanto succede per le dimensioni del box.

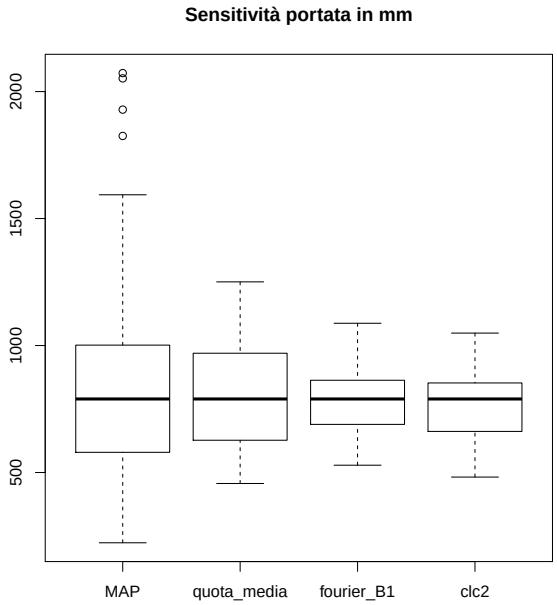


Figura 33: *Analisi di sensitività per il modello a 4 parametri*

Osservando i risultati dell'analisi di sensitività relativa al caso a quattro parametri (figura 33) si può notare come i descrittori MAP e h_m siano caratterizzati da bande più larghe, ovvero descrivano la maggior parte della variabilità della portata media. Nonostante il modello a due parametri contenga i descrittori che spiegano la maggior parte della variabilità della portata media, si sceglie comunque di utilizzare la relazione a quattro parametri (3.10) perché è in grado di ricostruire meglio il deflusso medio nei bacini campione, come si vede in figura 31.

Definito il modello di regressione per calcolare il deflusso medio, è utile verificare la bontà delle correzioni agli effetti antropici proposte nel paragrafo 2.5. In figura 34 vengono messi in evidenza, all'interno del confronto tra deflusso osservato e stimato con la relazione 3.10, i bacini per cui è stato necessario rimuovere l'effetto antropico sulla portata media osservata.

3.3 STIMA DEGLI L-MOMENTI

Una volta definita la procedura di regionalizzazione del deflusso medio annuo è necessario procedere alla valutazione della forma della curva di durata che è rappresenta dal termine $X(F)$ dell'equazione 3.1. L'approccio proposto in questo progetto prevede che la forma della curva venga descritta attraverso l'uso degli L-momenti, ed in particolare dei coefficienti adimensionali L-CV e L-CA che sono indicatori di dispersione e di asimmetria della distribuzione. Questi coefficienti, combinati con il valore indice (deflusso annuo) stimato in precedenza danno luogo alla CDP dimensionale. Inoltre, gli L-momenti sono indipendenti dalla distribuzione che si utilizzerà per rappresentare la CDP e vengono regionalizzati attraverso modelli di regressione multipla analogamente a quanto è stato fatto per il deflusso annuo.

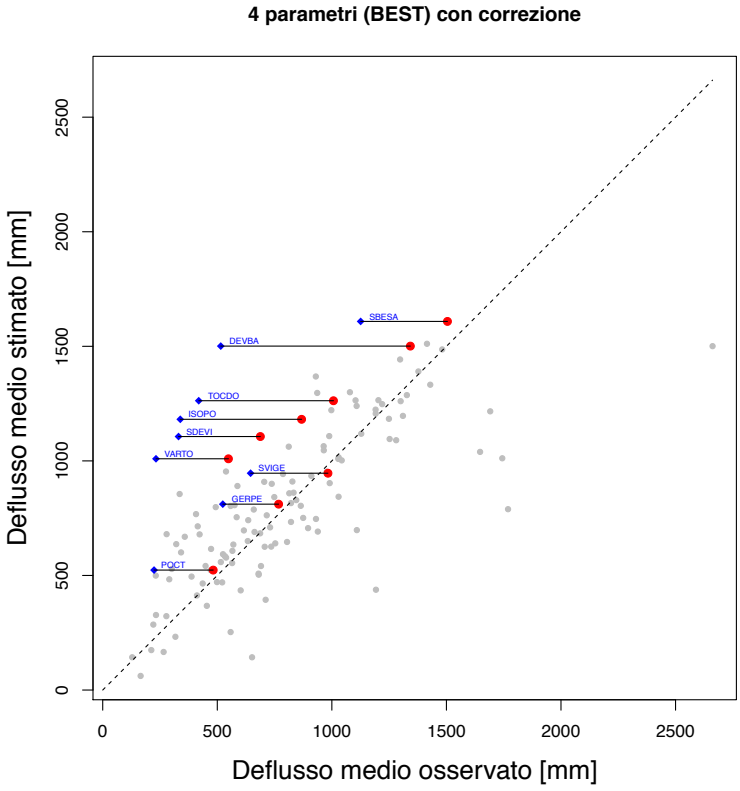


Figura 34: *Risultati delle correzioni sulla portata media proposte nel paragrafo 2.5*

3.3.1 Scelta dei descrittori

I descrittori da utilizzare nella regressione, analogamente a quanto fatto per la regionalizzazione del deflusso medio annuo, devono essere selezionati tra le numerose variabili disponibili. Nel caso degli L-momenti, però, non saranno effettuate restrizioni nella scelta dei descrittori per quanto riguarda la congruenza alle confluenze: è infatti molto difficile stabilire a priori le modalità con cui verificare in maniera robusta la congruenza sull'indicatore di L-CV e L-CA sulla base dei dati disponibili.

Tutti i possibili modelli di regressione con un numero di descrittori compreso tra 1 e 4 (più l'intercetta) sono stati analizzati e ordinati in base alla bontà delle loro prestazioni. Il numero massimo di descrittori considerato è stato definito quando aumentando il numero di descrittori non si giunge a miglioramenti significativi della capacità di stima, rendendo invece il modello regressivo meno robusto.

Come riportato in Appendice D, è disponibile un grande numero di descrittori di bacino (più di 100), per cui la selezione di un sottoinsieme appropriato da usare nei modelli di regressione deve essere condotta sulla base di criteri statistici, in modo da effettuare una scelta il più possibile obiettiva. È stato quindi necessario definire una procedura, detta *pruning* (potatura), che permette di potare ed eliminare alcuni descrittori ritenuti poco utili, ma che contribuiscono ad aumentare enormemente il numero di combinazioni da analizzare. Da un lato, l'eliminazione a priori di un singolo descrittore non è ovvia, in quanto un descrittore che non risultasse (preso singolarmente) significativamente correlato alla piena indice, potrebbe diventarlo quando abbinato con altri descrittori. D'altro canto, dalle analisi preliminari si

osserva che nell'elenco dei modelli migliori si hanno spesso modelli equivalenti, che si differenziano solo per un descrittore: ad esempio, la *lunghezza dell'asta principale* e il *massimo percorso di drenaggio*. Tali descrittori sono altamente correlati tra di loro, e non possono mai comparire contemporaneamente nello stesso modello in quanto filtrati dal test di multicollinearità (VIF test). In casi come questo, la scelta tra il modello contenente la *lunghezza dell'asta principale* e quello basato sul *massimo percorso di drenaggio* diventa in pratica una scelta soggettiva basata sul descrittore più robusto da determinare.

L'idea è quindi quella di ridurre il carico computazionale evitando di avere modelli "equivalenti" che nella pratica richiedono una revisione manuale. Per fare ciò, la procedura di pruning è stata elaborata secondo i seguenti passi.

- ad ogni descrittore viene attribuito un indice che rappresenta quanto sia robusto o facile da determinare. Il valore 1 è associato ai descrittori molto robusti, come l'area e la quota media del bacino, che sono la prima scelta nel caso di modelli equivalenti; il valore 2 è associato ai descrittori standard; il valore 3 corrisponde ai descrittori di più difficile determinazione. Dettagli sugli indici assegnati ai descrittori sono riportati nella tabella 14.

- viene calcolata la matrice di correlazione dei descrittori: la coppia di descrittori più correlati viene analizzata in dettaglio:
  - se i due descrittori hanno indici diversi, viene eliminato quello con l'indice più grande;
  - se i due descrittori hanno entrambi indice 1 vengono mantenuti tutti e due;
  - diversamente, per ognuno dei descrittori viene calcolato il coefficiente di correlazione medio nei confronti degli altri descrittori presenti. Il descrittore che risulta mediamente più correlato con gli altri viene scartato in quanto presenta un contenuto informativo più ridondante.

- la procedura di eliminazione viene ripetuta selezionando la successiva coppia più correlata, e si ferma quando la correlazione dei descrittori scende sotto la soglia di 0.95.

L'applicazione della procedura di pruning ha permesso di ridurre in modo consistente il numero di descrittori da analizzare, rendendo la procedura di selezione del modello accettabile dal punto di vista computazionale, senza tuttavia perdere descrittori che potrebbero contenere informazione rilevante quando combinati con altri. Una sintesi del risultato ottenuto con il pruning è riportato nella tabella 15, da cui si evince che il dataset di descrittori effettivamente utilizzato si compone di 50 variabili. Nel caso di trasformata logaritmica, il pruning è stato rielaborato (infatti si è valutata la correlazione tra variabili log-trasformate e non tra le grandezze ordinarie) ed ha condotto a selezionare 40 descrittori. In questo caso, i descrittori sono in numero inferiore a causa del fatto che alcuni di essi (ad es. quelli che ammettono valori negativi o nulli) non possono essere trasformati logaritmicamente. La stessa tabella riporta anche la percentuale di descrittori divisi per tipologia di indice che risultano nella composizione dell'insieme finale.

Si noti che la procedura di pruning non dipende dalla variabile dipendente considerata (es. piena indice, L-CV), ma solo dai descrittori o dalle loro eventuali trasformazioni.

Tabella 14: Indice di classificazione dei descrittori a cui si applica la procedura di pruning

Indice	Descrittore
1	area bacino
	est baricentro (UTM32N WGS84)
	nord baricentro (UTM32N WGS84)
	quota media
	lunghezza LDP
	densità di drenaggio
	media coefficienti CPP
	media dell'afflusso totale annuo
	media indice di permeabilità vapi
2	quota massima
	quota minima
	percentili curva ipsografica
	lunghezza asta principale
	pendenza media LDP
	lunghezza vettore orientamento
	direzione rispetto al Nord
	pendenza bacino
	pendenza bacino quadrato equivalente
	angolo di esposizione medio
	rapporto di allungamento
	fattore di forma
	media funzione di ampiezza
	lunghezza media versanti
	diametro topologico
	numero aste di ordine 1, 2 e 3
	rapporto di biforcazione
	rapporto lunghezze medie di due ordini adiacenti
	rapporto aree medie di due ordini adiacenti
	rapporto pendenze medie di due ordini adiacenti
	media NDVI
	coeff. variaz. NDVI
	coeff. variaz. coefficienti CPP
	coeff. variaz. dell'afflusso totale annuo
	media delle statistiche relative alle piogge intense di breve durata (L_{CV}, L_{CA}, ...) per durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore
	classi corine land cover
	coeff. variaz. indice di permeabilità vapi
	media coefficienti di Fourier del regime pluviometrico
	media curve number
3	varianza funzione di ampiezza
	skewness, kurtosis e percentili funzione di ampiezza topologica del bacino
	lunghezza media, area contribuente e pendenza media delle aste di ordine 1, 2 e 3
	lunghezza totale reticolo idrografico
	coeff. variaz. delle statistiche relative alle piogge intense di breve durata (L_{CV}, L_{CA}, ...) per durate di 1, 3, 6, 12, 24 ore

3.3.2 Selezione delle relazioni per la stima regionale

Come descritto in precedenza, sono stati analizzati tutti i possibili modelli con un numero di descrittori variabile da 1 a 4, scelti tra i descrittori che hanno superato

Tabella 15: Numerosità dei descrittori risultanti dalla procedura di pruning, e percentuali di presenza di descrittori divisi per indice.

Trasformazione logaritmica	n. descr. residui	% indice 1	% indice 2	% indice 3
NO	50	100	68	59
SI	40	100	59	48

il pruning. I coefficienti stimati per ogni modello sono stati verificati mediante il test della t di Student con un livello di confidenza pari al 2 % (si veda il paragrafo C.3.1), eliminando i modelli in cui anche solo una delle variabili esplicative risultasse non significativa. L'eventuale compresenza di descrittori linearmente correlati nello stesso modello è stata invece verificata con il test di multicollinearità, nel quale per ogni descrittore viene calcolato il VIF (Variance Inflation Factor, si veda il paragrafo C.4). La presenza di un VIF superiore a 5 implica il rischio di avere un modello multicollineare, che in tal caso è stato scartato. Successivamente tutti i modelli con lo stesso numero di parametri sono stati ordinati in base al coefficiente di determinazione corretto R^2_{adj}.

Nel caso dell'L-CV il modello migliore è risultato essere un modello a 4 parametri in forma additiva

$$LCV = -2.896 \cdot 10^{-1} - 2.688 \cdot 10^{-3} clc3 + 9.643 \cdot 10^{-5} a75percento + \\ +1.688 \cdot 10^{-4} MAP + 2.941 \cdot 10^{1} c_int \tag{3.12}$$

con R^2_{adj} =0.504. Le variabili di interesse nel modello (3.12) sono di semplice stima: la percentuale di area del bacino classificata nel raggruppamento 3 delle categorie di uso suolo del Corine Land Cover ($clc3$); il percentile 75% della curva ipsografica ($a75percento$); l'afflusso medio annuo a scala di bacino (MAP); il coefficiente di intensità delle precipitazioni (c_int). Dettagli sul significato e sulle modalità di calcolo dei descrittori ottenuti sono riportati nell'appendice D. Il confronto tra l'L-momento di variazione osservato e quello stimato attraverso la regressione a 4 parametri (3.12) viene rappresentato nella figura 35. I diversi colori indicano la lunghezza della serie dati disponibile per la stazione idrometrica, sono inoltre evidenziate le 8 sezioni che rientrano all'interno dei bacini campione (Chisone e Stura di Demonte).

Sono state condotte, inoltre, analisi di sensitività per comprendere nel dettaglio il contributo di ogni singolo descrittore alla stima della variabile dipendente. Si può vedere in figura 36 come il coefficiente di intensità c_int, che descrivere la relazione tra piogge intense e afflusso medio, abbia un peso considerevole nel determinare la variabilità del campione.

L'ultimo parametro da stimare per costruire la curva di durata delle portate regionale è L-CA. La scelta del sottoinsieme di descrittori da utilizzare per modellare L-CA non dipende da considerazioni di congruenza, quindi viene utilizzata la stessa base di descrittori selezionata per descrivere L-CV. Nel caso di L-CA è stato selezionato un modello a tre parametri in forma moltiplicativa:

$$LCA = 4.755 \cdot quota_massima^{-0.2702} \cdot IDFa_std^{0.06869} \cdot cv_rp^{0.2106} \tag{3.13}$$

con R^2_{adj} =0.404. Nel modello sono presenti la quota massima del bacino ($quota_massima$), la deviazione standard a scala di bacino del coefficiente pluviale orario a della curva di possibilità pluviometrica ($IDFa_std$) e un parametro relativo ai regimi pluviometrici (cv_rp).

Per la stima dei parametri del modello in forma moltiplicativa si può ancora utilizzare il metodo regressivo lineare; è infatti sufficiente trasformare logaritmicamente entrambi i membri dell'equazione (3.13) per ottenere una relazione lineare tra $\log(L_{CA})$ e i logaritmi dei descrittori.

Dettagli sul significato e sulle modalità di calcolo dei descrittori ottenuti sono riportati nell'appendice D. In figura 37 e in figura 38 sono riportati, rispettivamente, il confronto tra i valori osservati e stimati con la relazione 3.13 per L-CA e l'analisi di sensitività sui parametri.

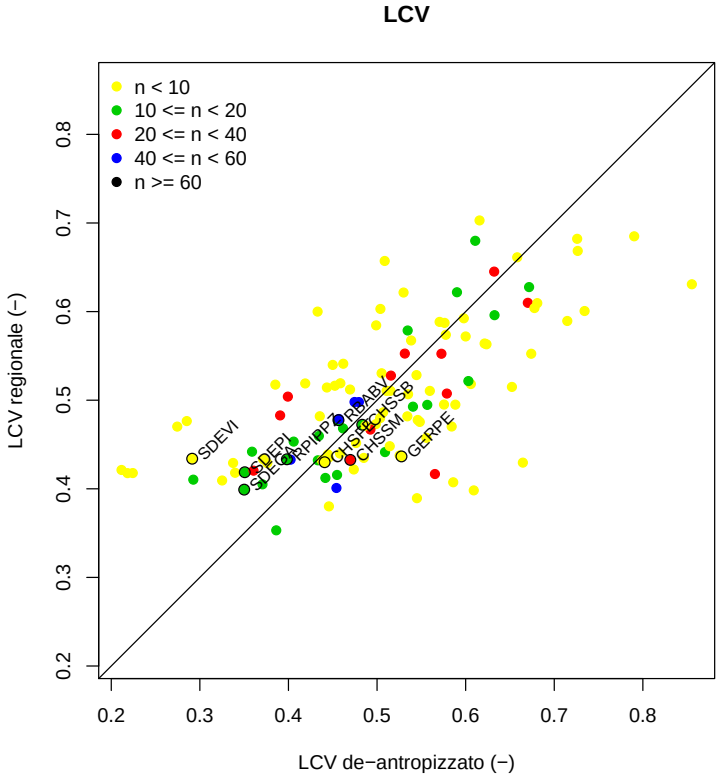


Figura 35: *Confronto tra L-CV osservato e L-CV stimato attraverso la regressione (3.12)*

3.4 UTILIZZO DELLE CDP IN PRE-PIANIFICAZIONE: ANTROPIZZAZIONE DEI VALORI REGIONALI

Un discorso analogo a quello fatto nel capitolo 2 può essere affrontato in un'ottica inversa, andando a valutare il grado ipotetico di alterazione che nuove derivazioni provocherebbero sul regime naturale del fiume. La stima regionale delle CDP in sezioni non strumentate proposta nel presente capitolo fornisce infatti una valutazione del deflusso naturale, quindi del deflusso non influenzato da opere umane di sfruttamento della risorsa idrica.

In una situazione di pre-pianificazione diventa interessante valutare la sostenibilità di nuove opere di sfruttamento della risorsa andandone a calcolare l'impatto virtuale sulla curva di durata naturale ottenuta dal modello regionale.
In termini pratici è quindi necessario calcolare, attraverso un procedimento inverso a quello di de-antropizzazione, come e quanto cambiano le caratteristiche statistiche (media e L-momenti) delle curve di durata regionali a seguito dell'imposizione di un'alterazione antropica.

Data la definizione di k proposta nel capitolo 2 :

$$k = \frac{\Delta Q}{\bar{Q}_O} \tag{3.14}$$

si definisce di conseguenza il parametro z che rappresenta lo squilibrio tra la por-

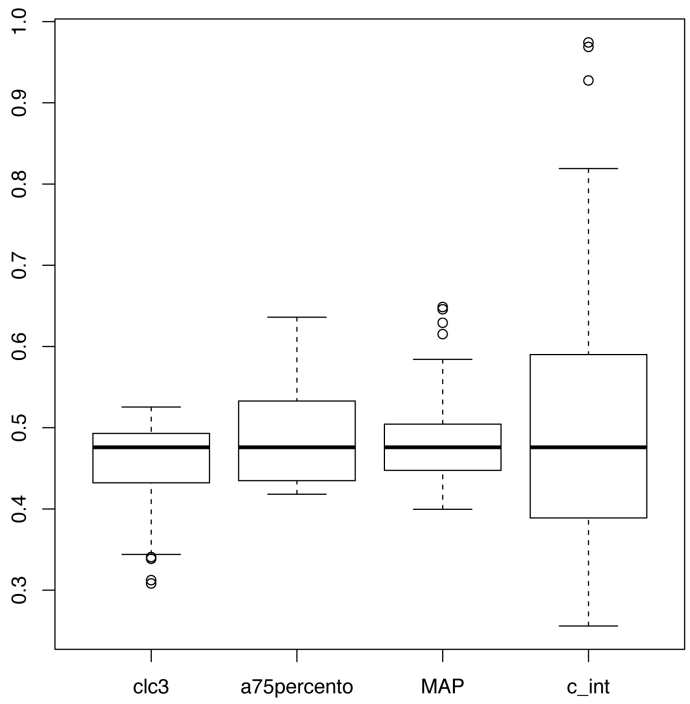


Figura 36: *Analisi di sensitività per il modello di stima di L − CV con migliore* R^2_{adj}

tata massima derivabile e la portata naturale media, ottenuta dalle procedure di regionalizzazione:

$$z = \frac{\Delta Q}{\bar{Q}_{\text{nat}}} \tag{3.15}$$

Questi due parametri indicativi, rispettivamente, del grado di impatto antropico reale (sul dato osservato, k) e virtuale (sul dato regionale, z) sono in relazione tra loro secondo l'equazione:

$$k = z \cdot e^z \tag{3.16}$$

che si ricava sostituendo nella 3.15 le equazioni 3.14 e 2.10 e risolvendo in base alla definizione di *ProductLog*:

$$z = \frac{\Delta Q}{\bar{Q}_{\text{nat}}} = \frac{\Delta Q}{Q_O(1 + x[k])} = \frac{k}{\frac{k}{ProductLog[k]}} = ProductLog[k] \tag{3.17}$$

infatti dato che la funzione *ProductLog* introdotta nel paragrafo 2.5 è l'inverso di una funzione che coinvolge un esponenziale, è possibile fornire una soluzione analitica non approssimata per il calcolo della media e degli L-momenti di covarianza e asimmetria alterati (Q_A, LCV_A e LCA_A).
Secondo il modello esponenziale proposto (equazione 2.3) la correzione della portata media da valore osservato Q_O a valore de-antropizzato (naturale) Q_N è stata definita come:

$$\frac{Q_N}{Q_O} = x[k] - 1 \tag{3.18}$$

e di conseguenza la trasformazione inversa da valore naturale Q_N a valore alterato Q_A viene definita come:

$$\frac{Q_A}{Q_N} = \frac{1}{x[k] - 1} \tag{3.19}$$

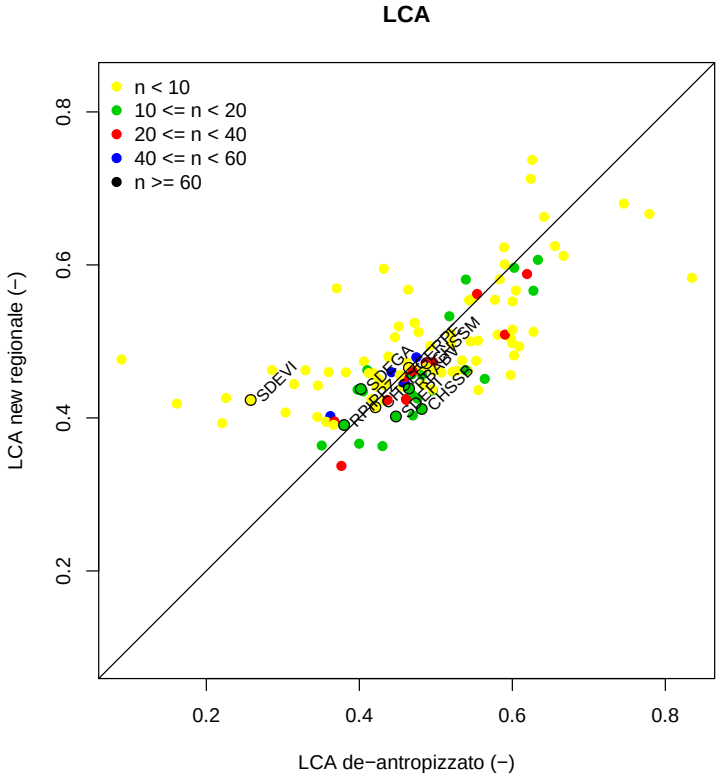


Figura 37: *Confronto tra il $L-CA$ osservato e $L-CA$ stimato attraverso la regressione (3.13)*

che in base alle relazioni 3.16 e 3.17 diventa un'equazione analitica di semplice utilizzo:

$$\frac{Q_A}{Q_N} = \frac{1}{x[k]} = \frac{1}{\left(\frac{ProductLog[k]}{k} - 1\right) + 1} = \frac{k}{ProductLog[k]} = \frac{z}{z \cdot e^z} = e^{-z} \tag{3.20}$$

Gli stessi ragionamenti proposti per la media possono essere applicati per gli L-momenti di variazione e asimmetria. Secondo il modello di correzione proposto, i valori de-antropizzato di L-CV e L-CA vengono ricavati dai rapporti:

$$\frac{LCV_N}{LCV_O} = \frac{1}{2 \cdot L2[k]} \qquad e \qquad \frac{LCA_N}{LCA_O} = \frac{L2[k]}{3 \cdot L3[k]} \tag{3.21}$$

e conseguentemente i valori alterati possono essere ricavati da quelli naturali andando ad invertire i rapporti 3.21 e ottenendo: Da naturale a antropizzato:

$$\frac{LCV_A}{LCV_N} = 2 \cdot L2[k] \qquad e \qquad \frac{LCA_A}{LCA_N} = \frac{3 \cdot L3[k]}{L2[k]} \tag{3.22}$$

Andando a sostituire nelle equazioni 2.15 e 2.16 le relazioni 3.16 e 2.10 è possibile fornire una soluzione analitica per $L2$ e $L3$ a differenza di quello che avveniva per le relazioni di de-antropizzazione in capitolo 2. Risulta quindi che:

$$L2 = 1 - \frac{1}{2}e^{-z} \tag{3.23}$$

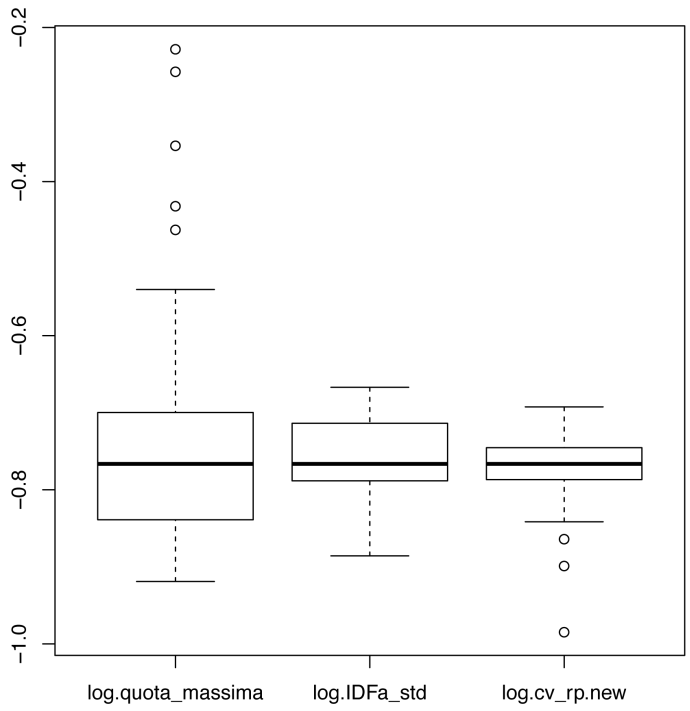


Figura 38: *Analisi di sensitività per il modello di stima di $L-CA$ con migliore R^2_{adj}*

e

$$L3 = \frac{1}{6}e^{-2z}(4 - 9e^{z} + 6e^{2z}) \tag{3.24}$$

Un'applicazione del metodo di valutazione delle statistiche alterate in seguito a opere di derivazione viene descritta con dettaglio nel capitolo 4, in merito alle analisi di dettaglio del potenziale idroelettrico sui bacini campione.

3.5 SINTESI DEI RISULTATI E APPLICAZIONE IN BACINI NON STRUMENTATI

I paragrafi precedenti sono stati dedicati alla messa a punto degli strumenti per poter effettuare la stima della CDP anche in siti non strumentati. Nella pratica questa operazione si riassume in alcuni passaggi fondamentali, che sono:

1. L'identificazione delle coordinate della sezione di chiusura del bacino, la delimitazione del bacino mediante analisi GIS e l'estrazione delle caratteristiche utili all'applicazione dei modelli regionali. I dettagli sulle procedure GIS sono riportati in Appendice D.
2. Una volta determinati i descrittori di bacino è possibile stimare il deflusso medio annuo con l'equazione (3.10) oppure, in alternativa, con l'equazione semplificata (3.11). L-CV e L-CA sono poi ottenuti applicando i rispettivi modelli regionali espressi dalle equazioni (3.12) e (3.13). Tali valori sono grandezze de-antropizzate, ovvero stimate come se non ci fossero alterazioni antropiche all'interno del bacino.

3. Per la valutazione della CDP è consigliabile utilizzare la distribuzione di Burr, i cui parametri b e c possono essere dedotti per via grafica utilizzando la figura 22 oppure numericamente, invertendo congiuntamente le equazioni (1.12) e (1.12). Il terzo parametro, a, si deduce dall'equazione (1.14).

Nel caso in cui il bacino oggetto di analisi presenti degli scompensi tra la portata derivata e quella restituita in alveo occorre modificare il valore di deflusso medio e gli L-momenti per tenere conto delle alterazioni, e ricostruire una CDP "antropizzata". L'operazione di correzione è tuttavia un'operazione molto delicata che richiede una conoscenza dettagliata delle derivazioni e restituzioni, sia in termini di localizzazione delle opere, che di portata effettivamente derivabile. Nel Capitolo 4 sono discussi i casi studio per i quali, grazie ad analisi approfondite, è stato possibile effettuare valutazioni di maggiore dettaglio anche sulle portate alterate dalle prese esistenti.

Per riassumere, nella tabella 16 si osserva, associato ad ogni bacino, il coefficiente k come definito nell'equazione (3.14) che rappresenta lo squilibrio indotto dalle derivazioni, presente per tutti i bacini in cui alla sezione di chiusura risulta uno squilibrio tra portate derivate e portate restituite nel periodo di cui si disponeva delle osservazioni. È presente inoltre il delusso *osservato*, cioè il valore campionario così come risulta dal calcolo sulla serie di portate registrate; esso può essere considerato un valore alterato nei bacini in cui $k \neq 0$ dove è stato ricostruito l'equivalente *de-antropizzato* utilizzando le equazioni riportate nel paragrafo 2.5. I valori deantropizzati possono essere considerati "naturali" e sono quindi stati utilizzati nel paragrafo 3.2 per calibrare la relazione regressiva (3.10) che produce le stime riportate nella colonna *regionale* della tabella 16.

In modo analogo si ritrovano in 17 i valori osservati, stimati e corretti per L-CV e L-CA.

Tabella 16: *Valori di deflusso annuo dei bacini utilizzato in taratura. Per i soli bacini in cui sono presenti scompensi è riportato l'indice di alterazione k e la media de-antropizzata usata in taratura.*

Tipologia dato		*osservato*	*deantropizzato*	*regionale*
codice	k	$\bar{Q}_{oss}$ [mm]	$\bar{Q}_N$ [mm]	$\bar{Q}_{reg}$ [mm]
AGOMO		575		795
AGONO		753		636
ANZMA		2662		1501
ARTSO		1028		1015
AYACH		1191		1228
BANPO		266		185
BANSA		129		161
BELCA		212		191
BELRO		317		244
BOBBA		822		816
BOGPC		998		1205
BOMCA		290		482
BOMCE		232		331
BOMMU		707		622
BORAL		388		504
BORCA		454		374
BOSMB		602		438
BOSPC		232		501
BROMA		493		800
BRRSD		165		80
CASMO		1109		691
CEVPA		930		1345
CEVQU		939		686
CEVVI		936		1275
CHLLO		278		334

codice	k	$\bar{Q}_{oss}$ [mm]	$\bar{Q}_N$ [mm]	$\bar{Q}_{reg}$ [mm]
CHSFE		635		751
CHSSB		822		744
CHSSM		687		683
CHUPA		1030		1001
CORFS		1647		1034
CORPM		978		947
CORTM		1769		782
CURVO		221		295
DBAAO		828		921
DBATA		864		811
DBAVE		407		773
DBRBE		659		800
DEVBA	6.069	515	2173	1492
DRIOU		584		763
DRISA		570		643
DRISU		498	707	970
DRITO		533		590
ELLMO		558		802
ELLRA		1327		1290
ELVCA		716		756
ERRCA		691		543
ERRSA		931		743
EVACH		989		1117
GERPE	0.637	524	797	809
GESEN		1378		1391
GHIST		1193		436
GRAMO		730		706
ISOPO	4	339	1126	1163
LYSGR		1191		1209
MAIBU		358		674
MAIRC		342		607
MALBR		680		509
MALFR		735		617
MASPF		1482		1457
MONMO		711		392
NEGPO		1281		1091
ORBBA		588		894
ORBCA		749		848
ORBTI		1429		1324
ORCCU		964		1059
ORCSB		787		939
PELLU		336		851
PELVI		415		713
PESCA		896		710
PESSB		1744		1006
POCA		449		548
POCS		1249		1191
POCT	2.016	224	527	530
POIS		515		565
POMO		521		478
POSS		565		559
POTO		436		473
POVA		566		612
RBABV		1103		1271
READO		558		266
RPIPPZ		1128		1127
RUTPR		1691		1231
SANMO		411		414
SANTR		681		496
SAVER		1079		1310
SBESA	0.414	1126	1505	1571
SCRGU		423		685
SCRSE		705		907

codice	k	$\bar{Q}_{oss}$ [mm]	$\bar{Q}_N$ [mm]	$\bar{Q}_{reg}$ [mm]
SDEFO		538		957
SDEGA		911		939
SDEPI		812		1072
SDEVI	3.053	331	954	1115
SESBO		1203		1243
SESCA		1220		1241
SESPA		1029		835
SGIVE		1415		1475
SLALA		1043		997
SLATO		845		825
SOAPO		965		1039
SSEPR		1310		1171
STGGR		1298		1411
STMCO		738		876
SVIGE	0.734	645	1025	941
TANAB		616		702
TANAS		538		585
TANFA		805		648
TANGA		833		860
TANMA		471		531
TANMO		499		480
TANNU		875		749
TANPI		633		651
TANPN		991		901
TERCA		473		621
TOCCA		1300		1247
TOCDO	3.391	419	1276	1251
VARPO		301		535
VARRO		321		640
VARTO	8.824	232	1231	1019
VERLI		1108		1241
VERRO		1252		1093
VOBIC		814		853

Tabella 17: *Valori di L-CV e L-CA dei bacini utilizzato in taratura. Per i soli bacini in cui sono presenti scompensi è riportato l'indice di alterazione k e il valore deantropizzato usato in taratura.*

Tipologia dato		*osservato*	*deantropizzato*	*regionale*	*osservato*	*deantropizzato*	*regionale*
codice	k	LCV_{oss} [-]	LCV_N [-]	LCV_{reg} [-]	LCA_{oss} [-]	LCA_N [-]	LCA_{reg} [-]
AGOMO		0.606		0.518	0.543		0.556
AGONO		0.443		0.514	0.37		0.57
ANZMA		0.556		0.458	0.345		0.403
ARTSO		0.386		0.353	0.43		0.364
AYACH		0.573		0.552	0.461		0.433
BANPO		0.79		0.685	0.779		0.658
BANSA		0.726		0.682	0.746		0.668
BELCA		0.621		0.564	0.641		0.629
BELRO		0.6		0.572	0.59		0.596
BOBBA		0.59		0.622	0.518		0.532
BOGPC		0.474		0.422	0.463		0.479
BOMCA		0.535		0.579	0.628		0.566
BOMCE		0.598		0.592	0.577		0.556
BOMMU		0.578		0.574	0.464		0.566
BORAL		0.633		0.596	0.633		0.606
BORCA		0.67		0.61	0.619		0.589
BOSMB		0.672		0.628	0.539		0.58
BOSPC		0.855		0.631	0.835		0.58
BROMA		0.609		0.398	0.542		0.466
BRRSD		0.509		0.657	0.626		0.719

codice	k	LCV_{oss} [-]	LCV_N [-]	LCV_{reg} [-]	LCA_{oss} [-]	LCA_N [-]	LCA_{reg} [-]
CASMO		0.538		0.567	0.439		0.48
CEVPA		0.715		0.589	0.628		0.514
CEVQU		0.385		0.518	0.438		0.484
CEVVI		0.674		0.552	0.581		0.511
CHLLO		0.419		0.519	0.472		0.527
CHSFE		0.441		0.43	0.421		0.42
CHSSB		0.483		0.472	0.482		0.416
CHSSM		0.47		0.433	0.488		0.478
CHUPA		0.499		0.473	0.52		0.501
CORFS		0.507		0.486	0.416		0.428
CORPM		0.541		0.493	0.469		0.432
CORTM		0.56		0.511	0.484		0.444
CURVO		0.53		0.622	0.477		0.511
DBAAO		0.442		0.412	0.351		0.344
DBATA		0.402		0.433	0.362		0.387
DBAVE		0.458		0.44	0.433		0.411
DBRBE		0.325		0.409	0.357		0.396
DEVBA	6.069	0.385	0.218	0.418	0.374	0.161	0.425
DRIOU		0.434		0.46	0.47		0.396
DRISA		0.293		0.41	0.476		0.422
DRISU		0.482		0.477	0.453		0.412
DRITO		0.338		0.429	0.382		0.454
ELLMO		0.546		0.478	0.433		0.446
ELLRA		0.511		0.511	0.457		0.443
ELVCA		0.576		0.495	0.553		0.482
ERRCA		0.726		0.668	0.667		0.611
ERRSA		0.611		0.68	0.603		0.597
EVACH		0.493		0.467	0.368		0.372
GERPE	0.637	0.708	0.528	0.437	0.627	0.465	0.473
GESEN		0.433		0.432	0.405		0.433
GHIST		0.548		0.476	0.609		0.501
GRAMO		0.454		0.401	0.459		0.45
ISOPO	4	0.485	0.285	0.476	0.677	0.315	0.453
LYSGR		0.476		0.452	0.366		0.394
MAIBU		0.586		0.407	0.425		0.451
MAIRC		0.446		0.38	0.286		0.464
MALBR		0.47		0.512	0.598		0.504
MALFR		0.545		0.528	0.555		0.506
MASPF		0.579		0.508	0.59		0.513
MONMO		0.624		0.563	0.492		0.492
NEGPO		0.462		0.541	0.346		0.45
ORBBA		0.681		0.61	0.589		0.62
ORBCA		0.734		0.601	0.656		0.623
ORBTI		0.658		0.661	0.583		0.581
ORCCU		0.399		0.504	0.459		0.459
ORCSB		0.584		0.47	0.507		0.464
PELLU		0.274		0.47	0.089		0.484
PELVI		0.665		0.43	0.602		0.489
PESCA		0.376		0.429	0.416		0.46
PESSB		0.499		0.584	0.419		0.46
POCA		0.371		0.405	0.482		0.462
POCS		0.391		0.483	0.437		0.434
POCT	2.016	0.585	0.371	0.433	0.607	0.33	0.465
POIS		0.406		0.453	0.496		0.429
POMO		0.445		0.435	0.598		0.461
POSS		0.525		0.438	0.522		0.463
POTO		0.359		0.442	0.469		0.462
POVA		0.438		0.432	0.496		0.437
RBABV		0.456		0.477	0.465		0.439
READO		0.45		0.54	0.432		0.592
RPIPPZ		0.398		0.433	0.38		0.393
RUTPR		0.565		0.417	0.377		0.341
SANMO		0.652		0.515	0.6		0.501

codice	k	LCV_{oss} [-]	LCV_N [-]	LCV_{reg} [-]	LCA_{oss} [-]	LCA_N [-]	LCA_{reg} [-]
SANTR		0.535		0.507	0.52		0.511
SAVER		0.603		0.522	0.4		0.375
SBESA	0.414	0.728	0.576	0.587	0.67	0.55	0.561
SCRGU		0.678		0.604	0.605		0.564
SCRSE		0.632		0.645	0.554		0.558
SDEFO		0.545		0.389	0.528		0.458
SDEGA		0.35		0.399	0.402		0.437
SDEPI		0.351		0.419	0.448		0.406
SDEVI	3.053	0.482	0.291	0.434	0.536	0.258	0.425
SESBO		0.557		0.495	0.564		0.454
SESCA		0.509		0.441	0.398		0.432
SESPA		0.487		0.471	0.555		0.439
SGIVE		0.504		0.603	0.6		0.514
SLALA		0.475		0.498	0.488		0.473
SLATO		0.534		0.482	0.534		0.478
SOAPO		0.459		0.519	0.414		0.466
SSEPR		0.571		0.588	0.545		0.5
STGGR		0.452		0.516	0.446		0.508
STMCO		0.433		0.6	0.452		0.521
SVIGE	0.734	0.596	0.435	0.482	0.568	0.406	0.479
TANAB		0.455		0.416	0.41		0.459
TANAS		0.44		0.432	0.36		0.457
TANFA		0.457		0.479	0.442		0.459
TANGA		0.505		0.53	0.472		0.468
TANMA		0.445		0.439	0.412		0.456
TANMO		0.479		0.498	0.475		0.472
TANNU		0.516		0.528	0.496		0.473
TANPI		0.515		0.511	0.488		0.467
TANPN		0.531		0.553	0.47		0.467
TERCA		0.588		0.495	0.624		0.698
TOCCA		0.361		0.42	0.461		0.429
TOCDO	3.391	0.375	0.224	0.418	0.469	0.226	0.43
VARPO		0.485		0.435	0.453		0.462
VARRO		0.514		0.448	0.422		0.448
VARTO	8.824	0.383	0.212	0.421	0.541	0.221	0.402
VERLI		0.462		0.468	0.539		0.454
VERRO		0.503		0.48	0.497		0.453
VOBIC		0.616		0.703	0.6		0.553

4 COSTRUZIONE DEL POTENZIALE IDROELETTRICO NEI BACINI CAMPIONE

Il presente capitolo propone un'analisi di dettaglio riguardante la valutazione del potenziale idroelettrico in due *bacini campione*, in particolare:

- il bacino del Chisone, chiuso alla confluenza con il Pellice;
- il bacino dello Stura di Demonte, chiuso alla confluenza con il Gesso.

In particolare, la costruzione del Reticolo del Potenziale Idroelettrico (RPI) nei bacini campione permette di estendere ad ogni generica sezione del reticolo fluviale l'applicazione della curva idrodinamica modificata per la valutazione del potenziale di produzione idroelettrica. Tale processo richiede di applicare ad alta risoluzione sia l'analisi regionale (capitolo 3) sia le analisi morfologiche in ambiente GIS specifiche per l'individuazione del massimo salto geodetico locale. Utilizzando i metodi di valutazione delle alterazioni antropiche (capitolo 2) per la valutazione dell'impatto idrologico degli impianti attualmente in esercizio, si è infine potuto valutare l'effettivo potenziale residuo.

La numerosità e varietà delle informazioni così ottenute richiede infine l'utilizzo di strumenti di rappresentazione che consentano l'esplorazione dinamica dei dati insieme alla loro componente geografica, gestendo in questo modo una complessità ben maggiore rispetto a mappe e grafici tradizionali. Questa rappresentazione è stata ottenuta in ambiente Google Earth.

4.1 APPLICAZIONE DELL'ANALISI REGIONALE AI BACINI CAMPIONE

4.1.1 Elaborazioni GIS: reticolo, sottobacini e descrittori

La procedura per la costruzione del RPI richiede la stima della curva di durata in ogni punto del reticolo. In pratica, il reticolo può essere discretizzato con una risoluzione pari a quella del DEM da cui è stato ottenuto: la CDP può quindi essere stimata in ogni cella appartenete al reticolo, che viene interpretata come la sezione di chiusura di un sottobacino. Per valutare la CDP occorre calcolare gli L-momenti su base regionale per ogni sottobacino usando le relazioni riportate nel Capitolo 3 e, di conseguenza, anche il calcolo dei descrittori diventa necessario su ogni sottobacino.

La prima fase dell'attività ha previsto la ricostruzione del reticolo idrografico a partire dalla copertura del DEM regionale, a passo 50 m inquadrato nel sistema di riferimento IGM95 (WGS84)-UTM32, in luogo del DEM precedentemente impiegato per la caratterizzazione dei bacini idrografici presenti nelle regioni Piemonte e Valle d'Aosta (Appendice D). I processi seguiti e le correzioni apportate nella ricostruzione del reticolo da DEM sono riportati in dettaglio in Allegato VIII.

Il reticolo estratto è stato vettorializzato anche come insieme di punti (Figura 68 in appendice VIII), con la risoluzione di un punto per ogni pixel, ottenendo circa 25000 nodi.

Figura 39: *Bacino del Chisone*

Figura 40: *Bacino della Stura di Demonte*

Tabella 18: *Caratteristiche principali dei bacini campione*

Bacino	Chiusura	Area	Lunghezza reticolo canalizzato (DEM)	Lunghezza asta principale (DEM)	nodi
Chisone	confluenza Pellice	605 km^2	792 *km*	72 *km*	13204
Stura di Demonte	confluenza Gesso	610 km^2	735 *km*	75 *km*	12198

Ogni nodo del reticolo è stato considerato sezione di chiusura e si è quindi proceduto all'individuazione dei singoli sottobacini sottesi utilizzando le routine dedicate di GRASS GIS. La procedura per l'estrazione dei parametri di bacino per ogni sottobacino è stata ridefinita (Allegato VIII) rispetto a precedenti attività [Viglione, 2003], al fine di minimizzare i tempi di calcolo. Al termine del analisi automatica di ciascun bacino si dispone di un database spaziale (PostgreSQL + Postgis) dei parametri rilevanti per l'applicazione del metodo regionale. Con questo

database è possibile pervenire rapidamente al calcolo della CDP in ogni sezione generica del reticolo idrografico.

4.1.2 Stima degli L-momenti de-antropizzati

La memorizzazione dei parametri di bacino nel database PostgreSQL consente di effettuare rapidamente la stima degli L-momenti regionali. Le relazioni regionali definite nel capitolo 3 (eq. 3.10, 3.12 e 3.13) vengono infatti definite come query sui parametri di bacino e i risultati, uniti alle geometrie PostGIS (geometrie di bacino o nodi delle sezioni di chiusura), sono direttamente visualizzabili in ambiente GIS attraverso una connessione al database.

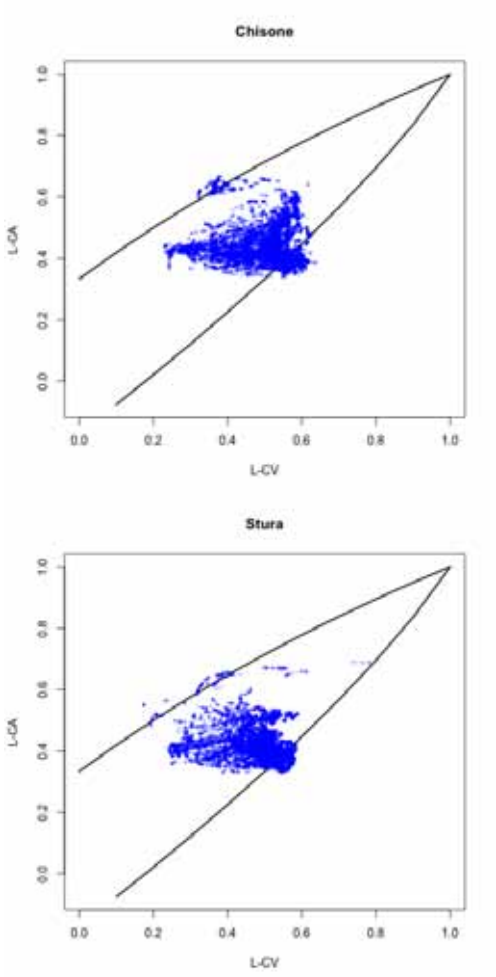


Figura 41: *L-momenti regionali per tutti i sottobacini dei i bacini campione*

La portata media, stimata in mm/anno dalle relazioni, è stata anche trasformata in m^3/s, tenendo conto della superficie dei bacini calcolata con le funzioni native implementata in Postgis, con la relazione:

$$Q_{[m^3/s]} = \frac{Q_{[mm]} \cdot A_{[km^2]}}{31536} \tag{4.1}$$

In merito alle stime della media, si evidenzia che la congruenza al nodo garantita dal metodo 3.2 è verificata anche per i piccoli bacini, a condizione di considerare oltre ai contributi dei nodi di monte anche gli apporti non canalizzati che drenano nel nodo di valle.

4.2 IMPATTO IDROLOGICO DEGLI IMPIANTI ATTUALMENTE IN ESERCIZIO

I regimi di entrambi i bacini campione risultano modificati dai prelievi degli impianti idroelettrici esistenti e da rilevanti prelievi per usi agricoli. Per valutare il potenziale idroelettrico residuo è quindi necessario valutare gli effetti di tali prelievi sui regimi stimati con l'analisi regionale, nonché considerare il rilascio del DMV così come definito delle attuali regolamenti regionali.

4.2.1 Analisi e normalizzazione dei dati sulle derivazioni

La correzione dei regimi idrometrici stimati mediante analisi regionale è condotta considerando le informazioni disponibili circa le derivazioni esistenti, in termini di portate massime e medie derivate. La principale fonte di dati impiegata è l'estrazione aggiornata a luglio 2009 dei dati del database regionale SIRI, dati già utilizzati per il progetto "Criteri e linee guida per la verifica delle potenze nominali degli impianti idroelettrici in Piemonte" e relativi alla descrizione degli impianti ad uso energetico aventi una potenza nominale media annua maggiore o uguale a 220 kW. Tali dati sono stati integrati con l'elenco delle prese con portata superiore a 100 l/s , estratto dal db SIRI dalla Direzione Regionale Ambiente a settembre 2012; nei bacini campione tali informazioni riguardano prevalentemente usi agricoli, anche se non mancano alcune prese per uso idroelettrico. Occorre tuttavia evidenziare come l'insieme dei dati di prelievi e restituzioni utilizzati (riportati in allegato IX), pur includendo per le modalità di selezione i più rilevanti, non è esaustivo dell'insieme delle derivazioni dai corpi idrici in esame e per alcuni tratti potrebbe non risultare pienamente significativo degli impatti. Le informazioni disponibili sono state pertanto organizzate secondo modalità facilmente replicabili disponendo di dati più completi ed aggiornati, mantenendo i campi del db SIRI, integrati dall'indicazione dei livelli SIRI di origine e di un flag di segno negativo in caso di prelevi e positivo per le restituzioni, coerentemente con gli effetti sul bilancio delle portate in alveo.

In linea di principio l'unica elaborazione necessaria per la valutazione dell'impatto idrologico degli impianti in esercizio risulterebbe l'associazione del punto di presa o restituzione (memorizzato nel db SIRI) con il nodo del reticolo più prossimo. Tale associazione può essere condotta ricercando automaticamente il nodo più vicino, ma è comunque necessaria una verifica da parte di un utente esperto. In realtà l'analisi dei dati disponibili ha evidenziato incongruenze e necessità di aggiustamenti anche rilevanti per consentire un corretto impiego. Le strategie adoperate sono sintetizzate in tabella 19; il dettaglio dei casi più complessi è riportato in appendice IX.

La necessità di risolvere le incongruenze evidenziate dai dati SIRI è rilevante per l'analisi perché limita fortemente l'automazione dei processi e induce incertezze nelle stime, difficilmente superabili senza approfondimenti specifici sulle caratteristiche di dettaglio degli impianti.

Tabella 19: *Incongruenze sui dati relativi a prelievi e restituzioni*

Incongruenza	Strategia di soluzione
Portate prelevate aggregate e assegnate alla presa principale	Portate medie e massime ripartite proporzionalmente alle portate medie deantropizzate
Idem, con prelievi multipli dalla medesima asta	Portate derivate a valle proporzionali all'incremento delle portate naturali tra prelievo a monte prelievo in esame
Dati di prelievo e restituzione non congruenti per presenza di ulteriori derivazioni da condotta o canale	Soluzione non univoca, tipicamente ridotta la portate restituita
Impianti in serie con prelievi da scarichi	Verifica di congruenza tra portate restituite e derivate; valutazione di caso in caso delle eventuali portate rilasciate in alveo
Dati di prelievo ad uso energetico privi di informazioni sulla restituzione	Ricerca su BUR e procedure di VIA, georiferimento restituzioni
Informazioni di dettaglio in nota	Se rilevanti, normalizzate e inserite nei campi corretti
Dati di restituzione assenti	Portata restituita posta pari alla sommatoria dei prelievi
Errori di inputazione	Risolti per confronto con gli altri dati disponibili

4.2.2 Calcolo del DMV di base

A supporto della valutazione dell'impatto degli impianti attualmente in esercizio e in assenza della definizione dei fattori correttivi per il calcolo del DMV ambientale, per le sezioni dei bacini campione si è proceduto alla calcolo del DVM idrologico e di base, così come definito dal Decreto della Presidente della Giunta Regionale 17 luglio 2007, n. 8/R - Regolamento regionale recante: "Disposizioni per la prima attuazione delle norme in materia di deflusso minimo vitale (Legge regionale 29 dicembre 2000, n. 61)". Il calcolo è stato condotto applicando la relazione

$$DMV_{base} = k \cdot q_{media} \cdot S \cdot M \cdot A \tag{4.2}$$

dove:

- k: frazione della portata media annua;
- q_{media}: portata specifica media annuale per unità di superficie di bacino sotteso;
- S: superficie bacino sotteso;
- M: parametro morfologico;
- A: parametro di interazione tra acque superficiali e acque sotterranee.

Nei bacini campione:

- k è pari a 0.15;
- $q_{media} \cdot S$ è la porta media stimata con le relazioni regionali 3.10;
- M ed A sono stati ricavati dal PTA, tavola A.2.12 "Regolazione del Deflusso Minimo Vitale", i cui stralci di interesse sono stati georiferiti a supporto delle analisi in ambiente GIS.

Si evidenzia che dal confronto tra cartografie di piano, norme e Regolamento sono emerse piccole incongruenze e refusi:

- per quanto riguarda il parametro A, relativamente al bacino dello Stura di Demonte, il tratto a classe 2 termina in corrispondenza della bealera Deona, che invece è indicata come Bealera Leona sul Regolamento);
- per quanto riguarda il parametro M, relativamente al bacino del Chisone, il tratto in classe morfologica 2 è riportato in norma a partire dalla confluenza del Germanasca di Massello, mentre nelle cartografie è indicato dalla confluenza con il Germanasca; sulla scorta della morfologia si è assunta come corretta quest'ultima indicazione.

Nel calcolo, non sono state considerate eventuali modalità di rilascio alternative per i bacini inferiori o uguali a 50 km^2, così come previste all'art. 6. In merito alle deroghe previste all'art. 9 (tratti di corsi d'acqua soggetti a ricorrenti deficit idrici estivi) il DMV medio annuo è stato stimato considerando la riduzione ad 1/3 del DMV tra il 1° giugno e 15 settembre, secondo la relazione

$$DMV_{deroga} = \frac{1}{3} \cdot DMV \cdot \frac{106gg}{365gg} + DMV \cdot \frac{259gg}{365gg} \tag{4.3}$$

pari a

$$DMV_{deroga} \simeq 0.81 \cdot DMV \tag{4.4}$$

I tratti per i quali è ammessa la deroga sono stati individuati in base alle indicazioni dell'allegato B, sulla scorta dalle informazioni riportate sui dati SIRI relativi alle prese, dalla toponomastica indicata in CTR o di ricerche bibliografiche.

4.2.3 Stima degli L-momenti antropizzati

La stima degli L-momenti antropizzati si effettua applicando le relazioni definite nel capitolo 3.4 alle stime regionali. Per quanto riguarda la media, assumendo una curva delle durate esponenziale (come definita da 2.3) e richiamando la relazione:

$$Q_A = Q_N \cdot e^{-\frac{Q_{max}}{Q_N}} \tag{4.5}$$

si ha di conseguenza:

$$Q_{DER} = Q_N \cdot (1 - e^{-\frac{Q_{max}}{Q_N}}) \tag{4.6}$$

considerando il rilascio del DMV, si ottiene l'espressione:

$$Q_{DER} = Q_N \cdot (1 - e^{-\frac{Q_{max}+DMV}{Q_N}}) - Q_N \cdot (1 - e^{-\frac{DMV}{Q_N}}) \tag{4.7}$$

che raccogliendo diventa:

$$Q_{DER} = Q_N \cdot e^{\frac{-DMV}{Q_N}} \cdot (1 - e^{-\frac{Q_{max}}{Q_N}}) \tag{4.8}$$

In ogni nodo in cui è presente un prelievo, si applica la 4.8. Per garantire la congruenza delle medie ai nodi si assume:

- DMV: calcolato alla sezione di interesse;
- Q_{max}: portata massima derivabile dello specifico prelievo;

- Q_N: portata naturale da stime regionali ovvero, per i tratti sottesi da altre prese a monte, portata residua in alveo.

In un sistema complesso con presenza di più prelievi, per conoscere la quantità Q è quindi necessario svolgere il calcolo di Q_N iterativamente dai nodi, secondo la loro connessione topologica, ovvero processando prima i più lontani dalla sezione di chiusura sino ai più vicini in ordine crescente di area contribuente. L'algoritmo prevede le seguenti fasi:

1. la Q regionale viene assegnata come q in alveo;
2. per ogni prelievo viene stimata la portata derivata calcolata con l'equazione (4.7);
3. la stima della portata derivata viene memorizzata su db come attributo della presa;
4. la variazione di portata indotta da ogni prelievo (negativa) viene propagata a valle lungo il percorso di drenaggio, sino alla sezione di chiusura del bacino;
5. viene ricalcolata la Q residua in alveo;
6. ad ogni restituzione, interrogando il db viene calcolata la sommatoria delle portate prelevata a monte dallo stesso impianto;
7. nel caso di più restituzioni del medesimo impianto, il rilascio avviene proporzionalmente alle portate restituite indicate in SIRI;
8. nel caso di usi con ulteriori prelievi da condotta, la portata restituita è ridotta considerando il rapporto tra portate degli ulteriori usi e portate prelevate da corpo idrico;
9. la variazione di portata (positiva) viene propagata a valle lungo il percorso di drenaggio, sino alla sezione di chiusura del bacino, bilanciando (del tutto o parzialmente) le precedenti variazioni (negative) dovute ai prelievi;
10. viene ricalcolata la Q residua in alveo.

Si può evidenziare come l'algoritmo operi effettuando il bilancio idraulico dei ciascun impianto per garantire la congruenza delle medie ai nodi ma al contempo ne estenda i risultati al reticolo naturale, con operazioni GIS di map algebra su dati raster. Inoltre, per poter svolgere correttamente le elaborazioni, oltre ad associare a ciascun nodo il valore di area contribuente, è necessario specificare:

- per tutti i nodi, l'ordine di processamento nel caso che punti di presa e di restituzione siano associati al medesimo nodo del reticolo
- per ciascuna restituzione, il rapporto tra portata restituita e totale della portate derivate dall'impianto ovvero il rapporto tra prelievi da condotta/canale e portate restituita

Al termine delle elaborazioni si ottene una nuova stima della portata media derivata in ciascun punto di prelievo (Figura 42), che può essere confrontata con il dato di Q_{media} disponibile con SIRI.

Dal confronto si rileva in generale una buona stima delle Q_{medie} (Figura 43); tra gli scostamenti più rilevanti si osservano:

Figura 42: Q_{medie} antropizzate nei bacini campione

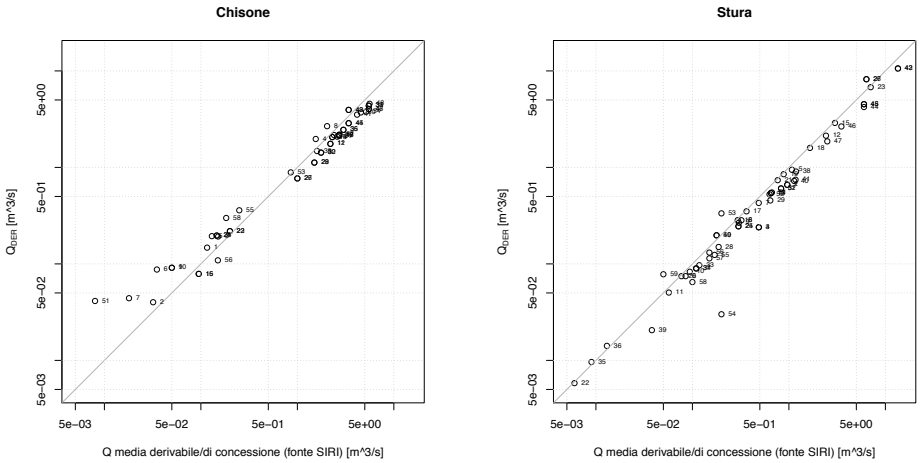


Figura 43: Confronto tra i dati di Q_{media}

- sovrastime per le prese per le quali si ha una tra Q_{max} di concessione nettamente superiore alla Q_{media} di concessione (in particolare nel bacino del Chisone, uso agricolo, idroelettrico e civile);
- sottostime per le prese posizionate su aste già impattate da prelievi a monte (in particolare bacino della Stura di Demonte, uso idroelettrico e agricolo).

Per la correzione di L-CV e L-CA si applicano le formule riportate in 3.22 e assumendo:

- Q_{max}: la sommatoria con segno di tutte le portate massime derivate e restituite a monte;
- Q_N la stima della portata media naturale da analisi regionale.

in questo caso l'algoritmo di calcolo prevede:

1. la Q_{max} di ogni presa e restituzione (con segno) viene propagata a valle lungo il percorso di drenaggio, sino alla sezione di chiusura del bacino,
2. dopo aver considerato tutte le prese viene calcolata la sommatoria sul reticolo di tutte le Q_{max};

3. per tutti i nodi in cui la sommatoria è diversa da 0, si calcola il parametro z come Q_{max}/Q_N e si correggono L-CV e L-CA.

Al termine della procedura per ogni nodo del reticolo sono noti gli L-momenti antropizzati (Figura 44).

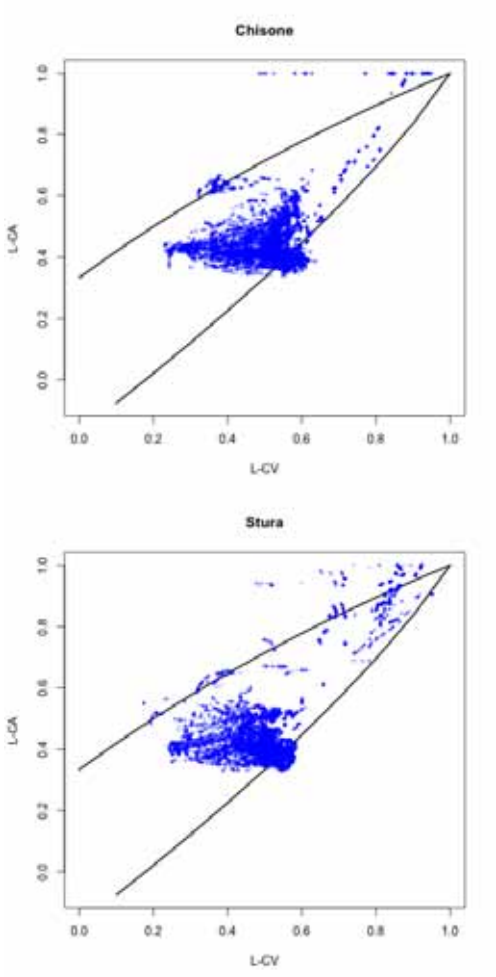


Figura 44: *L-momenti antropizzati per tutti i sottobacini dei i bacini campione*

Stime più precise degli effetti antropici possono essere verificate con i dati osservati delle sezioni idrometriche presenti anche storicamente nei bacini campione (Tabella 20).

4.3 CALCOLO E RAPPRESENTAZIONE DEL RETICOLO DEL POTENZIALE IDROELETTRICO

Conclusa nella sezione precedente la stima ad alta risoluzione delle portata medie antropizzate, per valutare il potenziale residuo di produzione idroelettrica occorre procedere alla valutazione, con la medesima risoluzione, del massimo salto geodetico, fissata una distanza di recapito.

Tabella 20: *L-momenti alle sezioni strumentate dei bacini campione*

Sezione	$\overline{Q}_{oss}$ $[m^3/s]$	$\overline{Q}_{antr}$ $[m^3/s]$	LCV_{oss}	LCV_{antr}	LCA_{oss}	LCA_{antr}	note
CHSSB	2.42	2.20	0.483	0.520	0.482	0.410	
CHSFE	3.10	0.96	0.441	0.896	0.421	1	serie oss. non corretta perchè precedente costruzione centrale
GERPE	3.14	3.38	0.708	0.688	0.627	0.625	serie oss. corretta
CHSSM	12.66	11.29	0.470	0.595	0.488	0.499	
RPIPPZ	0.79	0.37	0.398	0.812	0.38	0.803	serie oss. non corretta perchè precedente costruzione centrale
RBABV	2.1	0.85	0.456	0.921	0.465	0.996	serie oss. non corretta perchè precedente costruzione centrale
SDEPI	4.63	2.48	0.351	0.814	0.448	0.873	serie oss. non corretta perchè precedente costruzione centrale
SDEVI	2.62	2.48	0.482	0.814	0.536	0.873	serie oss. corretta
SDEGA	16.18	15.93	0.350	0.505	0.402	0.441	

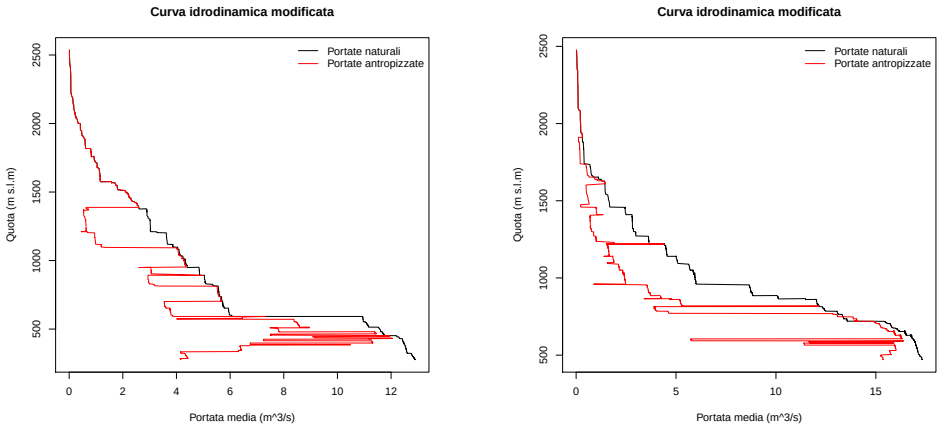


Figura 45: *Curve Idrodinamiche modificate per i bacini campione, asta principale*

4.3.1 Curva idrodinamica, curva idrodinamica modifica e reticolo del potenziale idroelettrico

Le rappresentazioni classiche della curva idrodinamica (relazione quota − area contribuente) di un bacino permettono una prima valutazione del potenziale idroelettrico, approssimato al valore idrodinamico, ovvero all'area sottesa alla curva. Queste rappresentazioni, seppur di notevole interesse, sono tipicamente limitate all'asta principale e ai suoi contribuenti.
La disponibilità di informazioni circa il deflusso medio annuo sull'intero reticolo consente invece la ricostruzione non solo di curve idrodinamiche modificate (relazione quota / portate) con un maggior contenuto informativo (Figura 45), ma estende l'applicazione della curva idrodinamica classica all'intero reticolo, che può essere indicato più significativamente come "reticolo del potenziale idroelettrico" (RPI). Diventa infatti possibile valutare il potenziale idroelettrico lordo per ogni possibile percorso di drenaggio, come prodotto oltre che del peso specifico dell'acqua del deflusso medio annuo, e del salto geodetico, grazie alla possibilità di interrogare in ambiente gis i dati di deflusso (nel punto di prelievo) e di quota (in entrambi i

punti).
Per poter disporre di mappe o rappresentazioni sintetiche del reticolo del potenziale idroelettrico residuo lordo, occorre tuttavia stimare per ogni punto di prelievo il salto geodetico locale in una o più ipotetiche configurazioni impiantistiche.

4.3.2 Strategie di individuazione del massimo salto geodetico locale

La valutazione del salto geodetico locale viene effettuata esplorando l'andamento altimetrico nell'intorno di ogni nodo del reticolo (assunto come possibile sezione di presa) su finestre mobili di ampiezze predeterminate fissate in 1km, 2.5 km e 5 km, assumendo tali distanze come significative di differenti taglie di impianto.
La tecnica più semplice per il calcolo del salto consiste nella ricerca, per ogni nodo del reticolo, del punto a quota minima presente in buffer circolare di raggio di 1, 2.5 e 5 km, con tale distanza calcolata in proiezione. Il calcolo è rapido, individua un recapito sulla rete di drenaggio (per congruenza con le procedura di estrazione automatica del reticolo), ma non distingue tra recapito posizionato nello stesso bacino della presa (ovvero sul percorso di drenaggio tra la presa e la sezioni di chiusura) e recapito ricadente in un diverso sottobacino.
Una diversa possibilità consiste nel procedere alla ricerca del punto di quota minima, vincolando la ricerca proprio alle aste che costituiscono il percorso di drenaggio. L'area nell'intorno della presa viene quindi analizzata all'interno dei medesimi buffer concentrici di ampiezza data ed in ognuno di essi viene individuato come recapito il punto sull'asta di drenaggio alla massima distanza, che è in generale il punto di massimo salto geodetico.
Una strategia alternativa consiste nel mantenere la ricerca del punto di recapito lungo il percorso di drenaggio, ma procedere alla valutazione delle distanza secondo coordinate curvilinee misurate lungo l'asta stessa anziché secondo la metrica polare dei buffer.
Il confronto tra le due modalità di stima (Figura 46) permette la valutazione di un range di potenzialità per configurazioni semplici che escludano contributi e recapiti relativi a bacini differenti da quello della presa.
Si evidenzia che nel casi di anomalie indotte da incongruenze altimetriche del DEM (come l'apparente assenza di salto), la stima del potenziale non viene effettuata. Inoltre la ricerca dei punti di recapito viene limitata all'area del bacino campione e pertanto i risultati non sono considerati significativi (e di conseguenza annullati) per i nodi che risultano troppo prossimi alla sezione di chiusura.

4.3.3 Rappresentazioni del Reticolo del Potenziale Idroelettrico: gis desktop e Google Earth

La rilevante quantità e l'intrinseca complessità delle informazioni disponibili sul reticolo richiedono una particolare attenzione anche alle tecniche di rappresentazione. In ambito GIS desktop, tipicamente bidimensionale, la rappresentazione di una terza e di una quarta variabile (tra deflusso, salto, potenziale) può essere ottenuta assegnando ai nodi dei reticolo colori e dimensioni diverse (Figure 47 e 48).

Tutti i dettagli (dal valore dei parametri di bacino a quelli degli L-momenti al DMV di base) sono comunque ricavabili dall'interrogazione dei livelli vettoriali puntuali generati dalla vettorializzazione del reticolo raster e memorizzati nel db, cui vengono collegati con query tutti gli attributi di interesse.
Sì è tuttavia valutato opportuno sperimentare modalità di esplorazione e rappresentazione dai dati pensate per la fruizione anche di utenti finali non esperti in sistemi

Figura 46: *Buffer (metrica polare) e possibili punti di recapito in metrica curvilinea*

Figura 47: *Rappresentazione GIS desktop del RPI sul bacino del Chisone*

GIS. Si è optato per una rappresentazione 2.5D in formato *kmz* per Google Earth, con la quale:

- i dati sono rappresentati nel sistema di riferimento WGS84, in coordinate geografiche;
- i nodi del reticolo sono rappresentati come prismi, con altezza pari al salto geodetico e quota al piede al livello del terreno;
- il potenziale idroelettrico è rappresentato da una scala di colori assegnata ai nodi, che varia dai toni più chiari (potenziale minimo) a quelli più accesi (potenziale massimo);
- le informazioni di salto, portata e potenziale sono riportate come etichette memorizzate su livelli singolarmente attivabili;
- le ulteriori informazioni sono visualizzabili interrogando il singolo nodo.

Questo tipologia di rappresentazione permette di esplorare il RPI dinamicamente (Figure 49 e 50), soffermandosi sulle aree a maggior potenziale e leggendo imme-

Figura 48: *Rappresentazione GIS desktop del RPI sul bacino della Stura di Demonte*

Figura 49: *Rappresentazione RPI: navigazione e interrogazione*

diatamente i valori di interesse, in un ambiente tridimensionale, con il supporto di immagini satellitari in inquadramento.

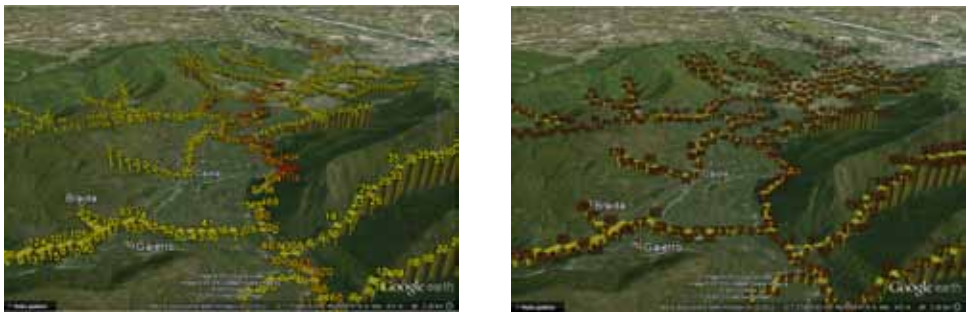


Figura 50: *Rappresentazione RPI: etichette dati (Potenziale e Salto geodetico)*

BIBLIOGRAFIA

Autorità di bacino del fiume Po. Criteri idrologici di identificazione delle criticità dei deflussi reali lungo il reticolo idrografico principale. Technical report, Autorità di bacino del fiume Po, 2005.

E. Bartolini, P. Allamano, F. Laio, and P. Claps. Analisi spaziale delle precipitazioni medie ed intense su piemonte e valle d'aosta. Working Paper 02, Politecnico di Torino, September 2011.

L.R. Beard. Statistical analysis in hydrology. In *Trans ASCE*, pages 1110–60, 1943.

D. Bocchiola, C. De Michele, and R. Rosso. The derived distribution approach in assessing the iso-frequency of extreme floods and storms. *Int. Proceedings Mathematical and Statistical Methods for Hydrological Series Analysis (Metodi Statistici E Matematici Per L'Analisi Delle Serie Idrologiche*, pages 165–176, 2003. cited By (since 1996) 1.

DH. Burn. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. *Water Resour. Res.*, 26(10):2257–2265, 1990.

I. W. Burr. Cumulative frequency functions. *The Annals of Mathematical Statistics*, 13 (2):215–232, Jun. 1942.

D. Carriero. *Analisi della distribuzione delle caratteristiche idrologiche dei suoli per applicazioni di modelli di simulazione afflussi-deflussi*. PhD thesis, Università degli studi della Basilicata, 2004.

A. Castellarin, G. Galeati, L. Brandimarte, A. Brath, and A. Montanari. Regional flow–duration curves: reliability for ungauged basins. *Advances in Water Resources*, 27(10):953–65, 2004.

A. Castellarin, G. Camorani, and A. Brath. Predicting annual and long-term flow-duration curves in ungauged basins. *Advances in Water Resources*, 30(4):937–953, 2007.

P. Claps and M. Fiorentino. Probabilistic flow duration curvers for use in environmental planning and management, in harmancioglu et al. (eds.) integrated approach to environmental data management systems. *Kluwer*, (31):255–266, 1997.

P Claps and F Laio. Updating of the procedures for flood evaluation in piemonte - vol. i. Technical report, Politecnico di Torino, 2008. URL http://www.idrologia.polito.it/piene/PienePiemonte08_Volume1.pdf. Aggiornamento delle procedure di valutazione delle piene in Piemonte, con particolare riferimento ai bacini sottesi da invasi artificiali - vol. I (in Italian).

P. Claps, F. Laio, and A. Viglione. Valutazione delle risorse idriche utilizzabili per obiettivi multipli attraverso la realizzazione di alcuni grandi invasi artificiali in piemonte. Technical report, Dipartimento di Idraulica, Trasporti e Infrastrutture Civili, Politecnico di Torino, 2007.

Curve Number Work Group. *National Engineering Handbook*, volume Section 4. U.S. Department of Agriculture - Soil Conservation Service, SCS, Washington DC, 1972 edition, 2004.

European Environment Agency. Corine land cover. URL http://www.eea.europa.eu/publications/COR0-landcover/page001.html.

Tom G. Farr, Paul A. Rosen, Edward Caro, Robert Crippen, Riley Duren, Scott Hensley, Michael Kobrick, Mimi Paller, Ernesto Rodriguez, Ladislav Roth, David Seal, Scott Shaffer, Joanne Shimada, Jeffrey Umland, Marian Werner, Michael Oskin, Douglas Burbank, and Douglas Alsdorf. The shuttle radar topography mission. *Rev. Geophys.*, 45(2), 05 2007. doi: 10.1029/2005RG000183. URL http://dx.doi.org/10.1029/2005RG000183.

N.M. Fennessey. *A hydro-climatological model of daily streamflow for the northeast United States*. PhD thesis, Tufts University, 1994.

N.M. Fennessey and R.M. Vogel. Regional flow-duration curves for ungauged sites in massachusetts. *J Water Resour Plann Manage*, 116(4):531–49, 1990.

M. Franchini and M. Suppo. Regional analysis of flow duration curves for a limestone region. *Water Resour. Manage*, (10):199–218, 1996.

D. Ganora, P. Claps, F. Laio, and A. Viglione. An approach to estimate nonparametric flow duration curves in ungauged basins. *Water Resour. Res.*, 2009.

Geoportale Nazionale. Catalogo servizi wms. URL http://www.pcn.minambiente.it/PCNDYN/catalogowms.jsp.

A. Gustard, A. Bullock, and J.M. Dixon. Low flow estimation in the united kingdom. Technical Report 108, Institute of Hydrology, Wallingford, UK, 1992.

JRM Hosking and JR Wallis. *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press, 1997.

V. Iacobellis. Probabilistic model for the estimation of t year flow duration curves. *Water Resour. Res.*, 2008.

ISPRA. Implementazione della direttiva 2000/60/ce. analisi e valutazione degli aspetti idromorfologici. versione 1.1. Technical report, Istituto Superiore per la Protezione e la Ricerca Ambientale, Roma, 2011.

Isprambiente. Reticolo idrografico nazionale 1:250.000 wgs 84 utm 32. URL http://www.sinanet.isprambiente.it/it/idrografia.

J. Jasiewicz and M. Metz. A new grass gis toolkit for hortonian analysis of drainage networks. *Computers and Geosciences*, 2011.

N.T. Kottegoda and R. Rosso. *Statistics, probability and reliability methods for civil and environmental engineers*. McGraw-Hill, New York, 1997.

G. Laaha and G. Bloshl. A national low flow estimation procedure for austria. *Hydrological Sciences - Journal des Sciences Hydrologiques*, 52(4):625–644, 2007.

F. Laio. Cramer-von mises and anderson-darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resour. Res.*, 40:W09308, 2004.

F. Laio, D. Ganora, P. Claps, and G. Galeati. Spatially smooth regional estimation of the flood frequency curve (with uncertainty). *Journal of Hydrology*, 408:67–77, 2011. doi: 10.1016/j.jhydrol.2011.07.022.

M. Metz, H. Mitasova, and R.S. Harmon. Efficient extraction of drainage networks from massive, radar-based elevation models with least cost path search. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2011.

M. Mimikou and S. Kaemaki. Regionalization of flow duration characteristics. *J Hydrol*, (82):77–91, 1985.

D. Montgomery, E. Peck, and G. Vining. *Introduction to linear regression analysis*. Wiley, New York, 2001.

Saralees Nadarajah and Samuel Kotz. Discussion of models for extremes using the extended three-parameter burr xii system with application to flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal-Journal des Sciences Hydrologiques*, 51(6):1203 – 1204, 2006. ISSN 0262-6667.

NASA. Normalized difference vegetation index (ndvi). URL http://earthobservatory.nasa.gov/Features/MeasuringVegetation.

Provincia di Sondrio. Bilancio idrico della provincia di sondrio. Technical report, Provincia di Sondrio, 2008.

R.G. Quimpo, A.A. Alejandrino, and T.A. MCNally. Regionalised flow duration curves for philippines. *J. Water Res. Plan. Manag*, Vol.109(4):pp. 329–330, 1983.

R. Rigon. Fluid turtle: opensource c libraries for pratical scientific programming with focus in hydrology and geomorphology. 1998.

A. Robson and D. Reed. *Statistical procedures for flood frequency estimation. In Flood Estimation Handbook*, volume 3. Institute of Hydrology Crowmarsh Gifford, 1999.

R. N. Rodriguez. A guide to the burr type xii distributions. *Biometrika*, 64(1):129–134, Apr. 1977.

Q. X. Shao, H. Wong, J. Xia, and W. C. Ip. Models for extremes using the extended three-parameter burr xii system with application to flood frequency analysis. *Hydrological Sciences Journal-Journal des Sciences Hydrologiques*, 49(4):685 – 702, 2004. ISSN 0262-6667.

R.D. Singh, S.K. Mishra, and H. Chowdhary. Regional flow-duration models for large number of ungauged himalayan catchments for planning microhydro projects. *J Hydrol Eng*, 6(4):310–6, 2001.

V.U. Smakhtin. Low flow hydrology: a review. *J Hydrol Eng*, 240:147–86, 2001.

V.U. Smakhtin, D.A. Hughes, and E. Creuse-Naudine. Regionalization of daily flow characteristics in part of the eastern cape, south africa. *Hydrol. Sci. J*, 42(6):919–36, 1997.

A. Viglione. Determinazione automatica di parametri morfometrici dei bacini idrografici. Technical report, Dipartimento di Idraulica, Trasporti e Infrastrutture Civili, Politecnico di Torino, 2003.

P. Villani. Rapporto sulla valutazione delle piene in piemonte. In *Relazione delle attività del CUGRI fino al 2001*, pages 89–118. Del Paguro, Fisciano, 2003.

APPENDICI

A ANALISI REGIONALE

Esistono diversi metodi di "regionalizzazione" delle CDP. Sulla base della letteratura esistente ed, in particolare, delle classificazioni presentate da Castellarin et al. [2004] e Smakhtin [2001] si possono delineare tre diversi approcci. Il primo è quello di suddividere la regione di studio in varie zone, nelle quali le CDP adimensionali osservate risultano statisticamente simili. Successivamente, ad ogni regione viene assegnata una CDP che è la media delle CDP presenti in quella regione. Questo metodo è stato ad esempio utilizzato da Smakhtin et al. [1997] per stimare le curve di durata della portata media giornaliera in una regione centro occidentale del Sud Africa e recentemente da Ganora et al. [2009] utilizzando un criterio di similitudine/diversità per raggruppare assieme le curve nell'Italia nord-occidentale. Questo approccio prende anche il nome di metodo grafico.

Diversamente, è possibile regionalizzazione direttamente i quantili delle curve di durata, come per esempio le portate associate a particolari durate, Q_{95}, Q_{50}, Q_1 (portate eccedenti il 95%, il 50% e l'1% della durata). I singoli qunatili vengono messi in relazione con caratteristiche di bacino mediante relazioni regressive per consentirne la stima in bacini non strumentati. Il metodo è stato utilizzato soprattutto per la stima delle portate di magra [Gustard et al., 1992, Smakhtin, 2001, Laaha and Bloshl, 2007], mentre risulta più complesso estenderlo alla stima dell'intera curva di durata delle portate. E' necessario infatti imporre che i quantili regionalizzati formino una funzione monotona decrescente, condizione che non è necessariamente soddisfatta se vengono regionalizzati i singoli quantili separatamente.

Il metodo probabilmente più utilizzato per la regionalizzazione della curva di durata è quello basato sulla regionalizzazione dei parametri delle curve. In questo metodo viene stabilita a priori la forma della curva di durata, per poter stabilire relazioni a validità regionale tra i parametri della curva e caratteristiche dei bacini. Tra i molti esempi in letteratura si segnalano Fennessey and Vogel [1990] e Beard [1943], per esempio, che regionalizzano una distribuzione log-Normale a due parametri mediante regressioni multivariate, stimando i due parametri in funzione di informazioni idrometriche e geomorfoclimatiche a scala di bacino. In Claps and Fiorentino [1997], invece, si considerano 14 bacini del sud Italia e si adatta ai dati, per ogni bacino, una distribuzione log-Normale a due parametri. Osservato che per ogni sito le serie dei parametri annuali sono distribuite normalmente, gli autori propongono un modello regionale per stimare i parametri della distribuzione per i siti non strumentati. Quimpo et al. [1983], per le Filippine, stimano i parametri della CDP in funzione dell'area di ciascun bacino non strumentato. In [Mimikou and Kaemaki, 1985] si propone un lavoro simile a quello di Quimpo et al. [1983] dove i parametri sono regionalizzati con quattro modelli in funzione della precipitazione media annua, dell'area drenante, della differenza di quota tra il punto più alto e il più basso del bacino e della lunghezza media del corso d'acqua. In Franchini and Suppo [1996], invece, si propone un approccio parametrico diverso. I parametri della funzione analitica vengono definiti imponendo il passaggio per tre portate legate a tre durate differenti che servono ad imporre la concavità alla CDP. Vengono presentate diverse relazioni per definire le portate sopra citate.

I tre approcci di regionalizzazione descritti vanno analizzati tenendo conto di un altro aspetto molto importante nella regionalizzazione, la delineazione di regio-

ni omogenee, caratterizzate dalla validità dello stesso modello di CDP. Il metodo tradizionale è quello di dividere il territorio oggetto di regionalizzazione in regioni omogenee ed associare a ciascuna di esse la stessa curva adimensionale. Le zone omogenee possono essere identificate per continuità geografica, similitudine climatica o similitudine tra le caratteristiche di bacino.

Quale che sia lo spazio nel quale si effettua la suddivisione (spazio geografico, spazio delle caratteristiche di bacino), la suddivisione in regioni può essere effettuata in diversi modi, tra i quali si annoverano la ripartizione dei siti in regioni disgiunte [v. es. Hosking and Wallis, 1997, Claps et al., 2007]) e la regione di influenza. Nel metodo delle regioni disgiunte, le regioni sono ottenute in un'unica procedura di cluster analysis e separate da confini fissi. Diversamente, l'approccio della regione di influenza [ROI, Burn, 1990] permette di definire per ogni sito di interesse una regione diversa; esso è stato utilizzato per la redazione del Flood Estimation Handbook inglese [Robson and Reed, 1999]. Si consideri l'esempio riportato in figura 51 in cui i siti sono rappresentati nello spazio delle variabili di classificazione. Con i pallini vuoti si sono indicati i siti provvisti di dati, mentre con il pallino pieno un ipotetico sito non monitorato per il quale si vuole stimare la curva di crescita relativa alla grandezza misurata negli altri siti. Nel caso di figura 51 (A) si dispone di una suddivisione in regioni omogenee ottenuta con il metodo a regioni disgiunte. Il sito di interesse ricade nella Regione 4 per cui si utilizzerà la curva adimensionale ottenuta dai dati di quella regione. Nel caso rappresentato, però, il pallino pieno si trova al confine con le Regioni 2 e 3. È sufficiente una piccola differenza nelle variabili di classificazione ad esso associate per determinarne l'appartenenza ad un'altra regione. Questo problema non si presenta nel caso del metodo ROI, visualizzato nella figura 51 (B), con il quale il sito di interesse è sempre al centro della regione omogenea a cui appartiene. La procedura ROI è quindi particolarmente efficace quando è richiesta una transizione continua tra le regioni. Infatti essa non è soggetta al problema di assegnare siti adiacenti nello spazio delle variabili di classificazione, e quindi presumibilmente aventi curve adimensionali simili, a due diverse regioni.

L'approccio utilizzato in questo lavoro differisce dai precedenti (vedere le analogie con il modello di analisi di frequenza delle piene ARPIEM, [Laio et al., 2011, Claps and Laio, 2008]) per due importanti motivi: il primo riguarda le variabili da regionalizzare, che sono gli L-momenti (non i quantili, né i parametri di una distribuzione); il secondo è la modalità di regionalizzazione che non richiede la suddivisione in regioni (né fisse, né variabili).

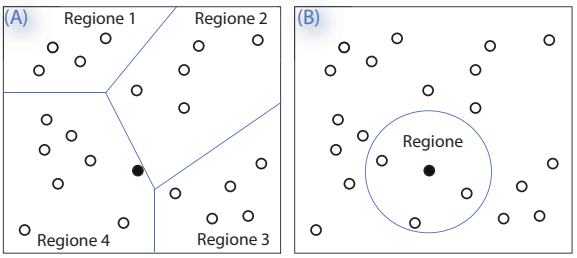


Figura 51: *Differenze tra regioni disgiunte e regione di influenza: nel pannello (A) si sono individuate quattro regioni omogenee disgiunte a partire dai dati dei siti rappresentati con i pallini vuoti; nel pannello (B) si è costruita una regione di influenza intorno al sito per cui si vuole stimare la curva di crescita, rappresentato dal pallino pieno*

B L-MOMENTI

Nelle procedure regionalizzazione della curva di durata l'obiettivo è quello di fornire una rappresentazione analitica delle CDP mediante l'uso di distribuzioni di probabilità. I momenti campionari ordinari, in particolare media, scarto, skewness e kurtosis, sono spesso utilizzati per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità. Hosking and Wallis [1997] suggeriscono di utilizzare, al posto dei momenti ordinari, gli L-momenti perchè adatti a descrivere più distribuzioni, più robusti nella stima da campioni poco consistenti e in presenza di outliers e meno soggetti a distorsione nella stima. In questa appendice, tratta da Hosking and Wallis [1997], si definiscono gli L-momenti in maniera formale.

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, specificata dalla sua distribuzione di frequenza cumulata

$$F(x) = P[X \leqslant x], \tag{B.1}$$

dove $P(A)$ indica la probabilità dell'evento $X = A$. $F(x)$ 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 $P[X = t] = 0$ per ogni t, ovvero a nessun valore è associata una probabilità non nulla. In questa caso la funzione F è una funzione continua ed ha una funzione inversa corrispondente x, detta funzione dei quantili di X. Data una qualsiasi u, dove $0 < u < 1$, $x(u)$ e l'unico valore che soddisfa

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

Per ogni probabilità u, $x(u)$ è il quantile di non superamento della probabilità u, ovvero il valore per cui la probabilità che X non superi $x(u)$ e pari a u.
Se $F(x)$ è differenziabile, la sua derivata $f(x) = \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dx}} F(x)$ e la densità di probabilità di X. II valore atteso della variabile casuale X e definito come:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x\mathrm{dF(x)} = \int_{-\infty}^{\infty} \mathrm{xf(x)dx} \tag{B.3}$$

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

$$E(X) = \int_{0}^{1} x(u)\mathrm{du} \tag{B.4}$$

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

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)\mathrm{dF(x)} = \int_{-\infty}^{\infty} \mathrm{g(x)f(x)dx} = \int_{0}^{1} \mathrm{g(x(u))du} \tag{B.5}$$

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

$$\text{var}(X) = E\left[\{X - E(X)\}^2\right] \tag{B.6}$$

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:

$$\text{cov}(X, Y) = E\left[\{X - E(X)\}\{Y - E(Y)\}\right] \tag{B.7}$$

La correlazione tra X e Y è invece misurata da

$$\text{corr}(X, Y) = \text{cov}(X, Y)/\{\text{var}(X)\text{var}(Y)\}^{1/2} \tag{B.8}$$

che è il corrispettivo adimensionale della covarianza e 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 $\theta_1, \ldots, \theta_p$. Sia $x(u; \theta_1, \ldots, \theta_p)$ 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

$$x(u; \xi, \ldots, \theta_p) = \xi + x(u; 0, \ldots, \theta_p). \tag{B.9}$$

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

$$x(u; \alpha, \ldots, \theta_p) = \alpha \cdot x(u; 1, \ldots, \theta_p). \tag{B.10}$$

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

$$x(u; \xi, \alpha, \ldots, \theta_p) = \xi + \alpha(u; 0, 1, \ldots, \theta_p). \tag{B.11}$$

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 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

$$\text{bias}(\hat{\theta}) = E(\hat{(}\theta) - \theta), \qquad RMSE(\hat{\theta}) = E\{E(\hat{(}\theta) - \theta)^2\}^{1/2} \tag{B.12}$$

e caratterizzate dall'avere 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 $E(\hat{\theta}) = 0$. 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 delle stimatore $\hat{\theta}^{(2)}$ rispetto allo stimatore $\hat{\theta}^{(1)}$. La radice dell'errore quadratico medio pub essere anche scritta come

$$RMSE(\hat{\theta}) = \left[\{\text{bias}(\hat{\theta})\}^2 + \text{var}(\hat{\theta})\right]^{1/2}, \tag{B.13}$$

da cui si vede come $RMSE$ combini distorsione e variabilità di $\hat{\theta}$ e dia 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 I'RMSE di $\hat{\theta}$ e 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 $F(.)$ sono le quantità:

$$M_{p,r,s} = E\left[X^p\{F(X)\}^r\{1-F(X)\}^2\right] \tag{B.14}$$

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.5) e (B.14) si ottiene:

$$\alpha_r = \int_0^1 x(u)(1-u)^r \mathrm{du}, \qquad \mathrm{fi_r} = \int_0^1 \mathrm{x(u)u^r du}. \tag{B.15}$$

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 probabilita 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 (perche definiti nell'intervallo [0,1] invece che nell'intervallo [-1,+1]) i polinomi P_r^* con $r = 0, 1, \ldots,$ che godono delle seguenti proprieta:

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

I polinomi di Legendre sfasati hanno la forma esplicita

$$P_r^*(u) = \sum_{k=0}^{r} p_{r,k}^* u^k, \tag{B.16}$$

dove

$$p_{r,k} = (-1)^{r-k}\binom{r}{k}\binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k}(r+k)!}{(k!)^2(r-k)!} \tag{B.17}$$

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

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u) P^*_{r-1} \mathrm{du} \tag{B.18}$$

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

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^{r} p^*_{r,k} \alpha_k = \sum_{k=0}^{r} p^*_{r,k} \beta_k. \tag{B.19}$$

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

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, r = 3, 4 \tag{B.20}$$

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

$$LCA = \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2}, \tag{B.21}$$

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

$$Lkur = \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2}, \tag{B.22}$$

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

$$LCV = \tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}. \tag{B.23}$$

B.3.1 Proprietà degli L-momenti

Gil L-momenti λ_1 e λ_2,L_{cv},L_{ca} e L_{kur} sono le quantità che Hosking e Wallis (1997) consigllano di utilizzare per descrivere Ie 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;
- Significatività. Gil 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; $\lambda_2 \geqslant 0$ per esempio in caso di distribuzione che assuma solo valori positivi; $0 \leqslant L_{cv} < 1$; gli L-coefficienti soddisfano l'uguagllanza $|\tau_r| < 1$ per ogni $r \geqslant 3$. Limiti più precisi possono essere trovati per ogni τ_r,: ad esempio, dato L_{ca}, allora $(5L^2_{ca} - 1)/4 \leqslant L_{kur} < 1$ e per distribuzioni che assumono solo valori positivi, dato L_{cv} si ha che $2L_{cv} - 1 \leqslant L_{ca} < 1$;
- 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 $\lambda^*_1 = a\lambda_1 + b$, $\lambda^*_2 = |a|\lambda_2$ e $\tau^*_r = (sign(a))^r \tau_r$ per $r \geqslant 3$;

- Simmetria. Sia X una variabile casuale simmetrica con media μ, ossia $P[X \geqslant \mu + x] = P[X \geqslant \mu - x]$ per ogni x. Allora tutti i rapporti degli L-momenti di ordine dispari valgono o, ovvero $\tau_r = 0$ se $r = 3, 5, \ldots$.

Gli L-momenti sono stati calcolati per molte distribuzioni. 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 $r \geqslant 3$) valgono zero per la distribuzione uniforme. La distribuzione Normale, per il fatto di essere 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 52. 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 sui 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, essendo caratterizzata dai parametri di posizione, scala e forma, viene rappresentata sui 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.

B.4 L-MOMENTI CAMPIONARI

Gli L-momenti sono stati definiti per una distribuzione di probabilità, ma nella pratica devono essere stimati a partire da campioni finiti. La loro stima è basata su un campione di lunghezza n, ordinato in senso crescente: $x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \cdots \leq x_{n:n}$. È conveniente cominciare dalla definizione dello stimatore del momento pesato in probabilità β_r. Uno stimatore indistorto di β_r è

$$b_r = n^{-1} \binom{n-1}{r}^{-1} \sum_{j=r+1}^{n} \binom{j-1}{r} x_{j:n} \,, \tag{B.24}$$

ovvero

$$b_r = n^{-1} \sum_{j=r+1}^{n} \frac{(j-1)(j-2)\ldots(j-r)}{(n-1)(n-2)\ldots(n-r)} x_{j:n} \,. \tag{B.25}$$

Sulla base dei momenti pesati in probabilità, gli L-momenti campionari sono definiti come

$$\begin{aligned} l_1 &= b_0 \,, \\ l_2 &= 2b_1 - b_0 \,, \\ l_3 &= 6b_2 - 6b_1 + b_0 \,, \\ l_4 &= 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \,, \end{aligned} \tag{B.26}$$

e, in generale,

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^{r} p^*_{r,k} b_k \,, \quad r = 0, 1, \ldots, n-1 \,, \tag{B.27}$$

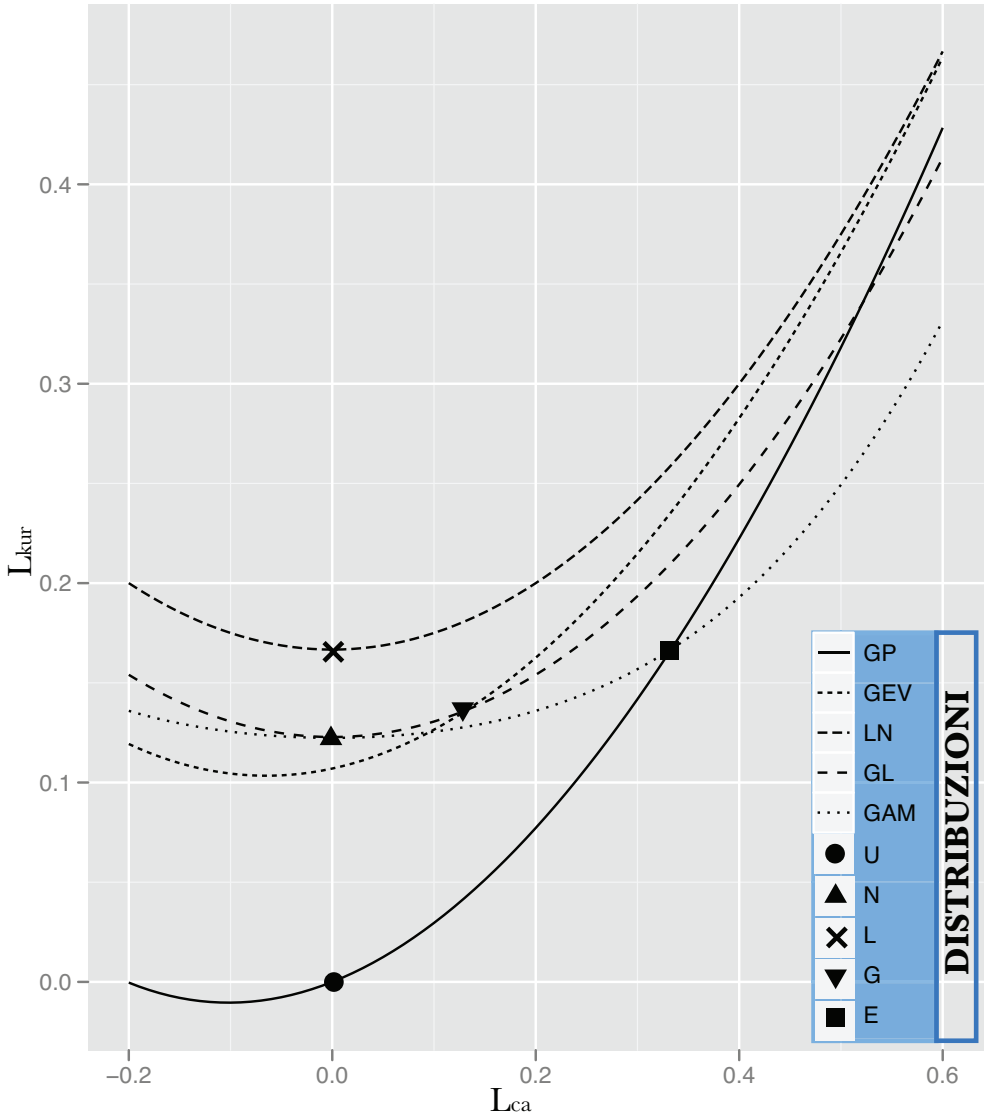


Figura 52: *Diagramma del rapporti tra gli L-momenti. Le distribuzioni a due e a tre parametri sono riportate come punti e come linee rispettivamente. Le a due parametri sono: esponenziale (E), Gumbel (G), lognormale (L), normale (N), uniforme (U). Quelle a tre parametri sono: logistica generalizzata (GL), generalizzata del valore estremo (GEV), Pareto generalizzata (GP), lognormale a tre parametri (LN), Pearson tipo III (GAM).*

dove i coefficienti $p^*_{r,k}$ sono definiti dall'Equazione B.17. L'L-momento campionario l_r è uno stimatore indistorto di λ_r.

I rapporti adimensionali degli L-momenti campionari sono definiti con

$$t_r = l_r / l_2 \,, \quad r = 3, 4, \ldots \,, \tag{B.28}$$

e l'L-CV campionario con

$$t = l_2 / l_1 \,. \tag{B.29}$$

Questi sono gli stimatori naturali di τ_r e di τ rispettivamente, ma non sono indistorti. Ad ogni modo la loro distorsione è molto piccola per campioni di lunghezza moderata o grande. Si può dimostrare che il bias relativo asintotico di t_3 per una

distribuzione Gumbel vale $0.19n^{-1}$, e che vale $0.03n^{-1}$ per t_4 di una distribuzione Normale (n è la lunghezza del campione). Hosking and Wallis [1997] hanno calcolato il bias per campioni piccoli estratti da diverse distribuzioni con metodi di simulazione Monte-Carlo. Ad esempio, si è visto come generalmente il bias di t sia trascurabile per campioni con $n \geq 20$. Per quanto riguarda i bias di t_3 e t_4, essi sono certamente piccoli in confronto alle differenze negli L-momenti delle diverse famiglie di distribuzioni. Ciò significa che ci si può aspettare che l'identificazione di un tipo di distribuzione generatrice a partire dagli L-momenti di un campione sia comunque indistorta, a prescindere dalla distorsione degli stimatori. Ad ogni modo sia l'L-skewness che l'L-kurtosis sono molto meno distorti dello skewness e del kurtosis ordinari.

B.5 STIMA DEI PARAMETRI MEDIANTE GLI L-MOMENTI

Un problema che ci si pone comunemente in statistica è la stima, a partire da un campione casuale di n dati, della distribuzione di probabilità la cui specificazione coinvolge un numero finito, p, di parametri incogniti. Analogamente all'usuale metodo dei momenti, il *metodo degli L-momenti* ottiene una stima dei parametri sostituendo i primi p L-momenti campionari ai corrispondenti L-momenti della distribuzione. Ciò richiede di conoscere l'espressione dei parametri in termini degli L-momenti.

Le distribuzioni esatte degli stimatori dei parametri ottenuti con il metodo degli L-momenti sono generalmente difficili da derivare, ma approssimazioni possono essere ottenute dalla teoria asintotica. Per molte distribuzioni si è riscontrato che tali stimatori sono asintoticamente distribuiti secondo una distribuzione Normale [Hosking and Wallis, 1997], e si sono derivati gli errori standard e gli intervalli di confidenza.

Sempre Hosking and Wallis [1997] sostengono che spesso, con campioni di lunghezza piccola o moderata, il metodo degli L-momenti è più efficiente di quello della massima verosimiglianza.

B.5.1 Distribuzione di Pareto Generalizzata

La distribuzione di Pareto Generalizzata è molto usata nell'analisi degli eventi estremi 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 spessa 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 $k \leq 0$.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} e^{-(1-k)y} \tag{B.30}$$

dove

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

$$F(x) = 1 - e^{-y} \tag{B.32}$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha[1-(1-F)^k]/k\,, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(1-F)\,, & k = 0 \end{cases} \tag{B.33}$$

Casi speciali: $k = 0$ è la distribuzione esponenziale; $k = 1$ è la distribuzione uniforme nell'intervallo $\xi \leq x \leq \xi + \alpha$.

L-momenti

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

$$\lambda_1 = \xi + \alpha/(1+k) \tag{B.34}$$

$$\lambda_2 = \alpha/[(1+k)(2+k)] \tag{B.35}$$

$$\tau_3 = (1-k)/(3+k) \tag{B.36}$$

$$\tau_4 = (1-k)(2-k)/[(3+k)(4+k)] \tag{B.37}$$

La relazione tra τ_3 e τ_4 è data da

$$\tau_4 = \frac{\tau_3(1+5\tau_3)}{5+\tau_3}\,. \tag{B.38}$$

Parametri

Se si conosce ξ, i due parametri α e k sono dati da

$$k = (\lambda_1 - \xi)/\lambda_2 - 2\,, \quad \alpha = (1+k)(\lambda_1 - \xi)\,. \tag{B.39}$$

Se invece ξ è incognito, i tre parametri sono dati da

$$k = \frac{1-3\tau_3}{1+\tau_3}\,, \quad \alpha = (1+k)(2+k)\lambda_2\,, \quad \xi = \lambda_1 - (2+k)\lambda_2\,. \tag{B.40}$$

B.5.2 Distribuzione Logistica Generalizzata

La funzione logistica e la distribuzione logistica sono state utilizzate in moltissimi diversi campi di applicazione. Da un punto di vista puramente statistico, la distribuzione logistica nasce come distribuzione limite ($n \to \infty$) delle medie standardizzate dei valori estremi (grandi e piccoli) di campioni casuali di lunghezza n. Esistono differenti forme di generalizzazione della distribuzione logistica.

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 $k < 0$.

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1+e^{-y})^2} \tag{B.41}$$

dove

$$y = \begin{cases} -k^{-1}\log\{1-k(x-\xi)/\alpha\}\,, & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha\,, & k = 0 \end{cases} \tag{B.42}$$

$$F(x) = \frac{1}{1+e^{-y}} \tag{B.43}$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha[1 - \{(1-F)/F\}^k]/k\,, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log\{(1-F)/F\}\,, & k = 0 \end{cases} \tag{B.44}$$

Casi speciali: $k = 0$ è la distribuzione logistica.

L-momenti

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

$$\lambda_1 = \xi + \alpha[1/k - \pi/\sin(k\pi)] \tag{B.45}$$

$$\lambda_2 = \alpha k\pi/\sin(k\pi) \tag{B.46}$$

$$\tau_3 = -k \tag{B.47}$$

$$\tau_4 = (1+5k^2)/6 \tag{B.48}$$

Parametri

$$k = -\tau_3\,, \quad \alpha = \frac{\lambda_2 \sin(k\pi)}{k\pi}\,, \quad \xi = \lambda_1 - \alpha\left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\sin(k\pi)}\right)\,. \tag{B.49}$$

B.5.3 Distribuzione Lognormale a 3 parametri

È noto come la distribuzione log-Normale sia applicabile ad una gran varietà di fenomeni idrologici, specialmente quando le variabili hanno limite inferiore. Difatti 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 log-Normale sia adattabile all'applicazione in svariati campi, dalla modellazione di picchi di portata, alla descrizione delle concentrazioni di inquinanti in atmosfera. È interessante notare che esiste anche una giustificazione teorica all'uso di tale distribuzione: si consideri il prodotto di una serie di variabili $X = W_1 W_2 \ldots W_N$; facendo il logaritmo di ambo i membri si ricava $ln(X) = ln(W_1) + ln(W_2) + \ldots + ln(W_N)$, 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 $k < 0$.

$$f(x) = \frac{e^{ky - y^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}} \tag{B.50}$$

dove

$$y = \begin{cases} -k^{-1}\log\{1 - k(x-\xi)/\alpha\}\,, & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha\,, & k = 0 \end{cases} \tag{B.51}$$

$$F(x) = \Phi(y) \tag{B.52}$$

dove $\Phi(.)$ 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.
Casi speciali: $k = 0$ è la distribuzione Normale con parametri ξ e α.
In questa parametrizzazione della distribuzione lognormale, proposta in Hosking and Wallis [1997], la variabile casuale X è legata alla variabile casuale Y, che è distribuita secondo una Normale standard, da

$$X = \begin{cases} \xi + \alpha(1 - e^{-kZ})/k \,, & k \neq 0 \\ \xi + \alpha Z \,, & k = 0 \end{cases} \tag{B.53}$$

La parametrizzazione standard, esprimibile come

$$F(x) = \Phi\left(\frac{\log(x - \zeta) - \mu}{\sigma}\right) \,, \quad \zeta \leq x < \infty \tag{B.54}$$

può essere ottenuta a partire dalla parametrizzazione di Hosking e Wallis considerando che

$$k = -\sigma \,, \quad \alpha = \sigma e^{\mu} \,, \quad \xi = \zeta + e^{\mu} \,. \tag{B.55}$$

L-momenti

Gli L-momenti sono definiti per tutti i valori di k.

$$\lambda_1 = \xi + \alpha(1 - e^{k^2/2})/k \tag{B.56}$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{k} e^{k^2/2}[1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})] \tag{B.57}$$

Non esistono espressioni semplici per i rapporti degli L-momenti τ_r con $r \geq 3$. Essi sono funzione del solo parametro k e possono essere calcolati tramite integrazione numerica. Hosking and Wallis [1997] propongono un approssimazione per τ_3 e τ_4 che ha un'accuratezza rispettivamente migliore di 2×10^{-7} e 5×10^{-7} per $|k| \leq 4$, ovvero per $|\tau_3| \leq 0.99$ e $\tau_4 \leq 0.98$:

$$\tau_3 \approx -k \frac{A_0 + A_1 k^2 + A_2 k^4 + A_3 k^6}{1 + B_1 k^2 + B_2 k^4 + B_3 k^6} \,, \tag{B.58}$$

$$\tau_4 \approx \tau_4^0 + k^2 \frac{C_0 + C_1 k^2 + C_2 k^4 + C_3 k^6}{1 + D_1 k^2 + D_2 k^4 + D_3 k^6} \,, \tag{B.59}$$

dove i coefficienti sono riportati in Tabella 21.

Parametri

Il parametro di forma k è funzione del solo τ_3. Non esiste una soluzione esplicita possibile, ma la seguente approssimazione ha un'accuratezza relativa di 2.5×10^{-6} per $|\tau_3| \leq 0.94$, corrispondente a $|k| \leq 3$:

$$k \approx -\tau_3 \frac{E_0 + E_1 \tau_3^2 + E_2 \tau_3^4 + E_3 \tau_3^6}{1 + F_1 \tau_3^2 + F_2 \tau_3^4 + F_3 \tau_3^6} \,. \tag{B.60}$$

Tabella 21: Coefficienti di approssimazione per le Equazioni (B.58), (B.59) e (B.60).

$\tau_4^0 = 1.2260172 \times 10^{-1}$		
$A_0 = 4.8860251 \times 10^{-1}$	$C_0 = 1.8756590 \times 10^{-1}$	$E_0 = 2.0466534$
$A_1 = 4.4493076 \times 10^{-3}$	$C_1 = -2.5352147 \times 10^{-3}$	$E_1 = -3.6544371$
$A_2 = 8.8027039 \times 10^{-4}$	$C_2 = 2.6995102 \times 10^{-4}$	$E_2 = 1.8396733$
$A_3 = 1.1507084 \times 10^{-6}$	$C_3 = -1.8446680 \times 10^{-6}$	$E_3 = -0.20360244$
$B_1 = 6.4662924 \times 10^{-2}$	$D_1 = 8.2325617 \times 10^{-2}$	$F_1 = -2.0182173$
$B_2 = 3.3090406 \times 10^{-3}$	$D_2 = 4.2681448 \times 10^{-3}$	$F_2 = 1.2420401$
$B_3 = 7.4290680 \times 10^{-5}$	$D_3 = 1.1653690 \times 10^{-4}$	$F_3 = -0.21741801$

I coefficienti usati nell'approssimazione sono quelli indicati in Tabella 21. Gli altri parametri sono quindi ottenibili come

$$\alpha = \frac{\lambda_2 k e^{-k^2/2}}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})}, \quad \xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k}(1 - e^{k^2/2}) . \tag{B.61}$$

B.5.4 Distribuzione di Gamma o di Pearson Tipo III

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 produce una PDF asimmetrica che può essere limitata superiormente o inferiormente a seconda che il valore del parametro di scala sia negativo o positivo, rispettivamente.

Definizioni

Parametri (3): ξ (posizione), β (scala), α (forma). Il legame con i momenti ordinari μ, σ e γ è dato da $\alpha = 4/\gamma^2$, $\beta = \frac{1}{2}\sigma|\gamma|$ 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 $-\infty < x \leq \xi$.

$$f(x) = \frac{1}{|\beta|\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x-\xi}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta} \tag{B.62}$$

$$F(x) = \begin{cases} G\left(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta}\right)/\Gamma(\alpha) & \text{per } \beta > 0 \\ 1 - G\left(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta}\right)/\Gamma(\alpha) & \text{per } \beta < 0 \end{cases} \tag{B.63}$$

dove $\Gamma(.)$ indica la funzione Gamma e

$$G(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt \tag{B.64}$$

è la funzione gamma incompleta.
La funzione dei quantili $x(F)$ non può essere esplicitata analiticamente, quindi deve essere valutata numericamente.
Casi speciali: se $\alpha > 100$, cioè assume valori elevati, la distribuzione Gamma si comporta come una Normale, con parametri μ e σ.

L-momenti

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

$$\lambda_1 = \xi + \alpha\beta \tag{B.65}$$

$$\lambda_2 = \pi^{-1/2}\beta\Gamma(\alpha + 1/2)/\Gamma(\alpha) \tag{B.66}$$

$$\tau_3 = 6I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3 \tag{B.67}$$

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

$$I_x(p, q) = \frac{\Gamma(p + q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \int_0^x t^{p-1}(1 - t)^{q-1} dt \tag{B.68}$$

Per τ_4 non esiste un'espressione semplice. Per esprimere τ_3 e τ_4 in funzione di α possono essere usate delle approssimazioni con accuratezza 10^{-6}. Se $\alpha \geq 1$

$$\tau_3 \approx \alpha^{-1/2} \frac{A_0 + A_1\alpha^{-1} + A_2\alpha^{-2} + A_3\alpha^{-3}}{1 + B_1\alpha^{-1} + B_2\alpha^{-2}}\,, \tag{B.69}$$

$$\tau_4 \approx \frac{C_0 + C_1\alpha^{-1} + C_2\alpha^{-2} + C_3\alpha^{-3}}{1 + D_1\alpha^{-1} + D_2\alpha^{-2}}\,, \tag{B.70}$$

se $\alpha < 1$

$$\tau_3 \approx \frac{1 + E_1\alpha + E_2\alpha^2 + E_3\alpha^3}{1 + F_1\alpha + F_2\alpha^2 + F_3\alpha^3}\,, \tag{B.71}$$

$$\tau_4 \approx \frac{1 + G_1\alpha + G_2\alpha^2 + G_3\alpha^3}{1 + H_1\alpha + H_2\alpha^2 + H_3\alpha^3}\,. \tag{B.72}$$

I coefficienti delle approssimazioni sono riportati in Tabella 22.

Tabella 22: Coefficienti di approssimazione per le Equazioni (B.69)-(B.72).

$A_0 = 3.2573501 \times 10^{-1}$	$C_0 = 1.2260172 \times 10^{-1}$
$A_1 = 1.6869150 \times 10^{-1}$	$C_1 = 5.3730130 \times 10^{-2}$
$A_2 = 7.8327243 \times 10^{-2}$	$C_2 = 4.3384378 \times 10^{-2}$
$A_3 = -2.9120539 \times 10^{-3}$	$C_3 = 1.1101277 \times 10^{-2}$
$B_1 = 4.6697102 \times 10^{-1}$	$D_1 = 1.8324466 \times 10^{-1}$
$B_2 = 2.4255406 \times 10^{-1}$	$D_2 = 2.0166036 \times 10^{-1}$
$E_1 = 2.3807576$	$G_1 = 2.1235833$
$E_2 = 1.5931792$	$G_2 = 4.1670213$
$E_3 = 1.1618371 \times 10^{-1}$	$G_3 = 3.1925299$
$F_1 = 5.1533299$	$H_1 = 9.0551443$
$F_2 = 7.1425260$	$H_2 = 2.6649995 \times 10^{-1}$
$F_3 = 1.9745056$	$H_3 = 2.6193668 \times 10^{-1}$

Parametri

Per stimare α occorre invertire l'Equazione (B.67). È possibile stimare il parametro α con una precisione di 5×10^{-5}. Se $0 < |\tau_3| < \frac{1}{3}$, si assume che $z = 3\pi\tau_3^2$ e si utilizza

$$\alpha \approx \frac{1 + 0.2906z}{z + 0.1882z^2 + 0.0442z^3} , \tag{B.73}$$

se $\frac{1}{3} \leq |\tau_3| < 1$, si assume che $z = 1 - |\tau_3|$ e si utilizza

$$\alpha \approx \frac{0.36067z - 0.59567z^2 + 0.25361z^3}{1 - 2.78861z + 2.56096z^2 - 0.77045z^3} . \tag{B.74}$$

Noto il parametro α è possibile ricavare gli altri parametri come

$$\gamma = 2\alpha^{-1/2}\text{sign}(\tau_3) , \quad \sigma = \lambda_2\pi^{1/2}\alpha^{1/2}\Gamma(\alpha)/\Gamma(\alpha + 1/2) , \quad \mu = \lambda_1 . \tag{B.75}$$

Se $\alpha > 100$, cioè assume valori elevati, la distribuzione Gamma si comporta come una Normale, con parametri σ e $\mu = \lambda_1$, in quanto τ_3 è circa nullo; in questi casi è possibile ricavare σ utilizzando $\sigma = \lambda_2\pi^{1/2}\frac{1}{1-1/(8\alpha)+1/(128\alpha^2)}$. Una volta noto σ si ricava il parametro β da

$$\beta = \frac{1}{2}\sigma|2\alpha^{-1/2}| . \tag{B.76}$$

A questo punto se il parametro β è positivo il parametro di posizione vale $\xi = \lambda_1 - \alpha\beta$, mentre se β è negativo vale $\xi = \lambda_1 + \alpha\beta$.

C MODELLI DI REGRESSIONE SEMPLICE E MULTIPLA

L'analisi regressiva è una tecnica statistica per analizzare e modellare la relazione esistente tra variabili. Nel seguito viene presentato il caso della regressione lineare semplice, utile per comprendere la multipla, ed alcuni metodi per la verifica di adeguatezza del modello.

C.1 REGRESSIONE LINEARE SEMPLICE

Supponiamo di voler trovare una relazione $y = f(x)$ tra due grandezze x e y in base alla conoscenza di esse in un numero finito di casi (i punti di Figura 2.2). Solitamente non conosciamo la forma della $f(x)$, quindi, per semplicità, supponiamo che sia di tipo lineare ($y = \beta_0 + \beta_1 x$). Il modello di regressione lineare semplice è quello in cui vi è una sola variabile esplicativa x legata alla variabile dipendente y da una relazione che, geometricamente, è una linea retta. Il modello viene solitamente espresso come

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \epsilon, \tag{C.1}$$

dove l'intercetta β_0 e la pendenza β_1 sono costanti incognite (coefficienti della regressione) ed ϵ è la componente di errore casuale. Su quest'ultima vengono fatte alcune ipotesi: ovvero che il suo valore atteso sia nullo ($E(\epsilon) = 0$) e che i valori che assume siano incorrelati tra di loro.

C.1.1 Stima dei coefficienti con il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari

Se si suppone di avere n osservazioni indipendenti della coppia (x, y), il metodo dei minimi quadrati ordinari fornisce una stima dei parametri β_0 e β_1 in modo che la somma dei quadrati delle differenze tra le n osservazioni y_i e la linea retta sia minima. In pratica si vuole minimizzare la funzione

$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2 \tag{C.2}$$

Cercando gli zeri delle derivate della funzione S rispetto ai due coefficienti, si ottiene, dopo alcuni semplici passaggi

$$\begin{cases} \hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta_1}\overline{x} \\ \hat{\beta}_1 = S_{xy}/S_{xx}. \end{cases} \tag{C.3}$$

dove

$$\begin{cases} \overline{x} = 1/n \sum_{i=1}^{n} x_i \quad S_{xx} = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2 \\ \overline{y} = 1/n \sum_{i=1}^{n} y_i \quad S_{xy} = \sum_{i=1}^{n} y_i (x_i - \overline{x}). \end{cases} \tag{C.4}$$

sono, rispettivamente, le medie aritmetiche di x_i e di y_i, la somma corretta con la media dei quadrati degli x_i e la somma corretta dei prodotti incrociati tra x_i e y_i. Le stime della variabile dipendente sono quindi

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i, \tag{C.5}$$

ed i residui, che rivestono un ruolo importante nel determinare l'adeguatezza del modello regressivo,

$$\hat{\epsilon}_i = y_i - \hat{y}_i = y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i), i = 1, 2, ..., n \tag{C.6}$$

Nel caso in cui si utilizzi il Modello (C.4) per la stima dei coefficienti della regressione, oltre alle ipotesi già citate sulla componente ϵ di errore casuale, occorre che valga l'ulteriore ipotesi di omoschedasticità, ovvero che la varianza dei residui sia costante ($\text{var}(\epsilon) = \sigma^2 = \text{cost}$). Se valgono tutte queste ipotesi il metodo dei minimi quadrati ordinari fornisce la migliore stima lineare indistorta dei parametri (detti stimatori BLUE, Best Linear Unbiased Estimators). L'importanza dell'ipotesi di omoschedasticità è ben spiegata con l'esempio di figura 53. Si supponga che esista una relazione lineare che lega y ad x, rappresentata dal modello 'esatto' $E(y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$. I punti (x_i, y_i), ovvero le osservazioni, non ricadono esattamente sulla retta poichè sono affetti da variabilità statistica. Nel caso rappresentato i punti in basso a sinistra si conoscono con un grado di accuratezza superiore al punto in alto a destra (le curve a campana rappresentano la distribuzione di probabilità delle y_i). Se utilizziamo uno stimatore dei coefficienti β_0 e β_1 come il metodo dei minimi quadrati ordinari, che non tiene conto dell'eteroschedasticità del campione, rischiamo di stimare un modello $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$ distorto (alquanto diverso da quello indistorto $E(y|x)$, come si può vedere in figura 53).

C.2 REGRESSIONE LINEARE MULTIPLA

Qualora la variabile dipendente y sia messa in relazione con più di una variabile esplicativa, il modello regressivo costruito si dice di regressione lineare multipla ed è del tipo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + ... + \beta_{p-1} x_{p-1} + \epsilon, \tag{C.7}$$

dove x_i è una delle $p-1$ variabili esplicative, i β_i sono i p coefficienti della regressione ed ϵ è il termine di errore che è supposto essere distribuito indipendentemente ed identicamente con media o e varianza σ^2. Nel trattare i modelli di regressione multipla è più conveniente esprimere le equazioni in notazione matriciale, per cui l'equazione (C.8) diventa

$$y = X\beta + \epsilon, \tag{C.8}$$

con

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \dots & x_{1,p-1} \\ \vdots & & & \\ 1 & x_{n,1} & \dots & x_{n,p-1} \end{bmatrix} \qquad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_{p-1} \end{bmatrix} \qquad \epsilon = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix} \tag{C.9}$$

C.2.1 Stima dei coefficienti con il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari (OLS)

Avendo a disposizione n osservazioni (con n maggiore del numero di parametri p da stimare), ed indicando con y_i la i-esima osservazione della variabile dipendente e con x_{ij} la i-esima osservazione della j-esima variabile esplicativa, come per l'equazione

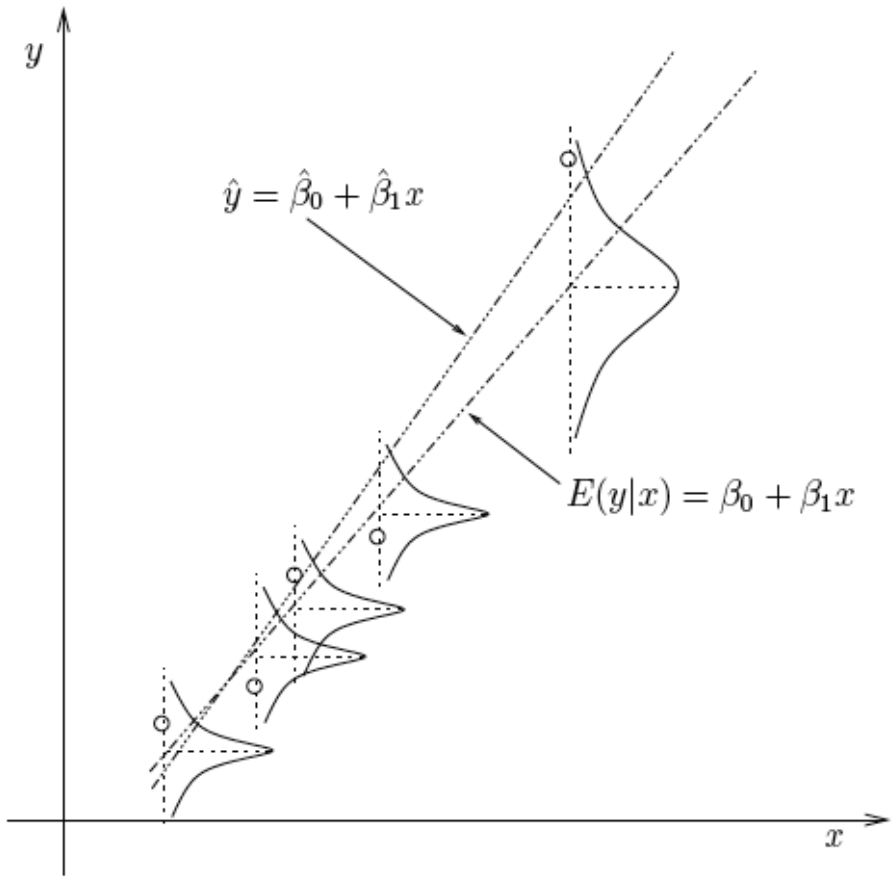


Figura 53: *Esempio di eteroschedasticità; il modello lineare $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$ stimato dai dati con il metodo dei minimi quadrati ordinari è distorto rispetto al modello reale $E(y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$ in quanto si è dato lo stesso peso a tutte le osservazioni, quando una di esse (in questo caso determinante nella stima della retta poichè staccata da tutte le altre) si conosce con un'incertezza superiore alle altre.*

(C.2) della regressione lineare semplice il metodo dei minimi quadrati consiste nel minimizzare

$$S(\beta_0, \ldots, \beta_{p-1}) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j x_{ij})^2 \tag{C.10}$$

Se ragioniamo in termini matriciali, si dimostra (v.es. Montgomery et al. [2001]) che lo stimatore di β col metodo dei minimi quadrati ordinari è

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y, \tag{C.11}$$

se esiste la matrice inversa $(X^T X)^{-1}$ ovvero se le variabili esplicative sono linearmente indipendenti tra di loro. Il vettore delle stime della regressione è

$$\hat{y} = X\beta = X(X^T X)^{-1} X^T y, \tag{C.12}$$

e quello dei residui

$$\hat{\epsilon} = y - \hat{y} = Y - X\hat{\beta}. \tag{C.13}$$

C.3 LA SCELTA DEL MIGLIORE MODELLO REGRESSIVO

Per ogni tipologia di modello regressivo, occorre confrontare tutte le combinazioni di variabili morfoclimatiche considerate (2^h modelli dove h è il numero di variabili considerate) per capire quali sono le migliori variabili descrittive del modello regressivo.

Esistono poi diversi modelli di regressione multipla che possono essere utilizzati e i cui coefficienti sono stimati attraverso la tecnica dei minimi quadrati ordinari, per esempio:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots \beta_{p-1} x_{p-1} + \epsilon, \tag{C.14}$$

$$y = \alpha x_1^{\beta_1} \dots x_{p-1}^{\beta_{p-1}} + \epsilon, \tag{C.15}$$

$$y^\lambda = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots \beta_{p-1} x_{p-1} + \epsilon, \tag{C.16}$$

Anche la scelta del modello è importante. Considerando che il numero di tipologie di modello sia k allora occorre confrontare un numero $k \cdot 2^h$ di regressioni lineari diverse. Vengono ora presentate le verifiche da fare per la scelta del migliore modello regressivo.

C.3.1 Significatività dei coefficienti

Si devono escludere quei modelli per i quali anche solo una delle variabili esplicative risulta non significativa in base al test della t di Student. Per spiegare il funzionamento del test si consideri la regressione lineare semplice di equazione (C.1). Si vuole testare se il coefficiente angolare della retta regressiva β_1 è uguale ad una costante β^*. L'ipotesi nulla e l'ipotesi alternativa siano, rispettivamente, $H_0 : \beta_1 = \beta^*$ e $H_1 : \beta_1 \neq \beta^*$ e gli errori siano indipendenti e distribuiti con distribuzione normale $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$ (da ciò consegue che i valori osservati della variabile dipendente sono indipendenti e distribuiti come $y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$). Lo stimatore del parametro β_1 dell'equazione (C.3), calcolato col metodo dei minimi quadrati, è lineare nei confronti dei valori y_i e, come dimostrato in Montgomery et al. (2001), distribuito come $\beta_1 \sim N(\beta_1, \sigma^2 / S_{xx})$, dove S_{xx} è la sommatoria dei quadrati delle differenze rispetto alla media espresso nell'equazione (C.4). Quindi, in caso di validità dell'ipotesi nulla H_0,

$$Z = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta^*}{\sigma / \sqrt{S_{xx}}} \sim N(0, 1), \tag{C.17}$$

ovvero Z è distribuita secondo una distribuzione normale standard.
Se conoscessimo σ^2 potremmo usare Z per testare H_0, ma, tipicamente, la varianza dell'errore non è nota. Si può però dimostrare che la statistica

$$\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma} \sim \chi^2_{n-2}, \tag{C.18}$$

ovvero è distribuita secondo una distribuzione chi-quadro con $n = 2$ gradi di libertà, e che le stime di σ^2 e β_1 sono indipendenti. In considerazione delle proprietà della distribuzione t di Student, si può dire che

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta^*}{\hat{(\sigma)} / \sqrt{S_{xx}}} \sim t_{n-2}, \tag{C.19}$$

ovvero che la statistica T è distribuita come una t di Student con $n-2$ gradi di libertà. L'equazione (C.19) diventa quindi la statistica test da utilizzarsi nel caso in cui si voglia testare la significatività del parametro β_1: si pone β^* uguale a zero, si calcola T e si verifica (ad esempio utilizzando le tabelle riportate su Kottegoda and Rosso [1997]) quanto vale la corrispondente t_{limite}, relativa al livello di significatività prescelto. Se $T < t_{limite}$, il parametro non è distinguibile da zero e la variabile esplicativa non deve essere utilizzata nella regressione poichè non è significativamente legata alla variabile dipendente. Perchè il test definito dalla statistica T dell'equazione (C.19) 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 è comunque significativo (Montgomery et al. [2001]). Nel caso della regressione lineare multipla di Equazione (C.8), il procedimento è analogo a quello presentato per la regressione lineare semplice, e viene utilizzato per valutare la significatività di ognuno dei parametri della regressione. In questo modo si possono eliminare una o più delle variabili esplicative scelte se queste non danno un contributo significativo alla somma dei quadrati della regressione. Come per l'Equazione (C.19) si dimostra che

$$T = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^*}{\sqrt{\hat{(\sigma)}^2 c'_{ii}}} \sim t_{n-p}, \tag{C.20}$$

dove c'_{ii} con $i = 1, \ldots, p, \ldots 1$ sono gli elementi della diagonale della matrice $(X^T X)^{-1}$. Il test definito con l'Equazione (C.20) è da considerarsi solo come test parziale sul parametro in analisi poichè la stima di questo dipende da tutte le variabili esplicative usate nel modello.

C.3.2 Coefficiente di determinazione

Valutata la significatività dei coefficienti delle variabili indipendenti occorre valutare la capacità descrittiva di ogni regressione. Dall'analisi della varianza di una regressione lineare si ottiene l'identità

$$\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^{n}(\hat{y} - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y})^2, \tag{C.21}$$

che nel caso della regressione lineare multipla è

$$\left[y^T y - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i)^2\right] = \left[\hat{\beta}^T X^T y - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n} y_i)^2\right] + \left[y^T y - \hat{\beta}^T X^T y\right], \tag{C.22}$$

dove il termine a sinistra rappresenta la somma corretta con la media dei quadrati delle osservazioni che chiamiamo SS_T ed è la misura della variabilità totale delle osservazioni. I due termini a destra, invece, misurano rispettivamente la variabilità delle osservazioni y_i spiegata nella regressione (SS_R) e la variabilità residua inspiegata (SS_{Res}). Definiamo il coefficiente di determinazione come

$$R^2 = \frac{SS_R}{SS_T} = 1 - \frac{SS_{Res}}{SS_T}. \tag{C.23}$$

R^2 rappresenta la porzione di varianza spiegata dalla variabile esplicativa x. Il valore di R^2 è minore o uguale ad 1, più tale valore è elevato e più la variabilità di y è spiegata dal modello regressivo. Per le considerazioni su modelli regressivi con

numero diverso di variabili esplicative si utilizza il coefficiente di determinazione corretto, poichè R^2 aumenta con l'aumentare del numero di variabili esplicative considerato. Il coefficiente di determinazione corretto si definisce come

$$R^2_{adj} = 1 - \frac{SS_{Res}/(n-p)}{SS_T/(n-1)}. \tag{C.24}$$

che cresce solamente quando la media quadratica dei residui si riduce. Il termine $(SS_{Res}/(n-p)$ è la media quadratica dei residui e $SS_T/(n-1)$ è costante a prescindere dal numero di variabili considerate nel modello.

C.3.3 Cross-validazione

Il coefficiente di determinazione R^2_{adj} può essere utilizzato per scegliere il miglior modello tra quelli di una classe ma non può essere usato per confrontare modelli di differente natura. A questo scopo si consiglia di applicare un metodo di cross-validazione, calcolando la radice dell'errore quadratico medio ($RMSE$) dei residui $\hat{y}'_i - y_i$ dove $\hat{y}'_i$ è il valore stimato della i-esima grandezza indice y_i, basato sulla regressione ottenuta utilizzando tutte le osservazioni tranne la $i-$esima. Si definisce

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{1}^{n}(\hat{y}'_i - \tilde{y}_i)^2} \tag{C.25}$$

C.4 VERIFICHE DI ADEGUATEZZA DEL MODELLO

Le verifiche di adeguatezza del modello hanno l'obiettivo di verificare le assunzioni implicite dell'analisi con regressioni lineari: che la relazione tra la variabile indipendente e i descrittori sia lineare, che non ci sia correlazione lineare tra i regressori e che i residui soddisfino alcuni requisiti. In particolare i residui devono essere distribuiti come una normale a media nulla e varianza costante e non devono essere correlati. La distribuzione normale è necessaria per la validità degli intervalli di confidenza e predizione per l'applicazione del test di significatività.

Il diagramma diagnostico più semplice per verificare la bontà del modello è quello di rappresentare la variabile indipendente e la sua stima. Le anomalie si osservano nei punti che si scostano particolarmente dalla retta che identifica l'identità tra la stima e la variabile reale. L'analisi grafica dei residui ϵ_i della regressione nei confronti dei valori stimati $\hat{y}$ può essere molto utile al riconoscimento di alcuni tipi comuni di inadeguatezza del modello. I residui devono essere rappresentati in funzione dei valori stimati e non di quelli misurati perchè normalmente residui ed osservazioni sono correlati tra loro. Se la rappresentazione assomiglia al grafico 55 (a), non ci sono difetti evidenti nel modello. I casi nei pannelli (b) e (c), invece, fanno pensare ad una possibile eteroschedasticità dei residui (che, nel caso (b), sembrano avere varianza proporzionale a $\hat{y}$). La non costanza della varianza dei residui suggerisce che la procedura OLS non è il migliore stimatore lineare non distorto dei coefficienti del modello. Rimane da controllare l'assunzione che i residui si distribuiscono come una distribuzione normale. Per testare questa ipotesi si ricorre alla rappresentazione in carta probabilistica normale. Su tale grafico la funzione di probabilità cumulata di Gauss viene rappresentata come una linea retta. Se $\hat{\epsilon}_1, \ldots, \hat{\epsilon}_n$ sono i residui ordinati in senso crescente, la loro rappresentazione nei confronti della probabilità cumulata $P_i = (i-1)/2/n$ con $i = 1, \ldots, n$ dovrebbe essere una linea retta, come nel caso

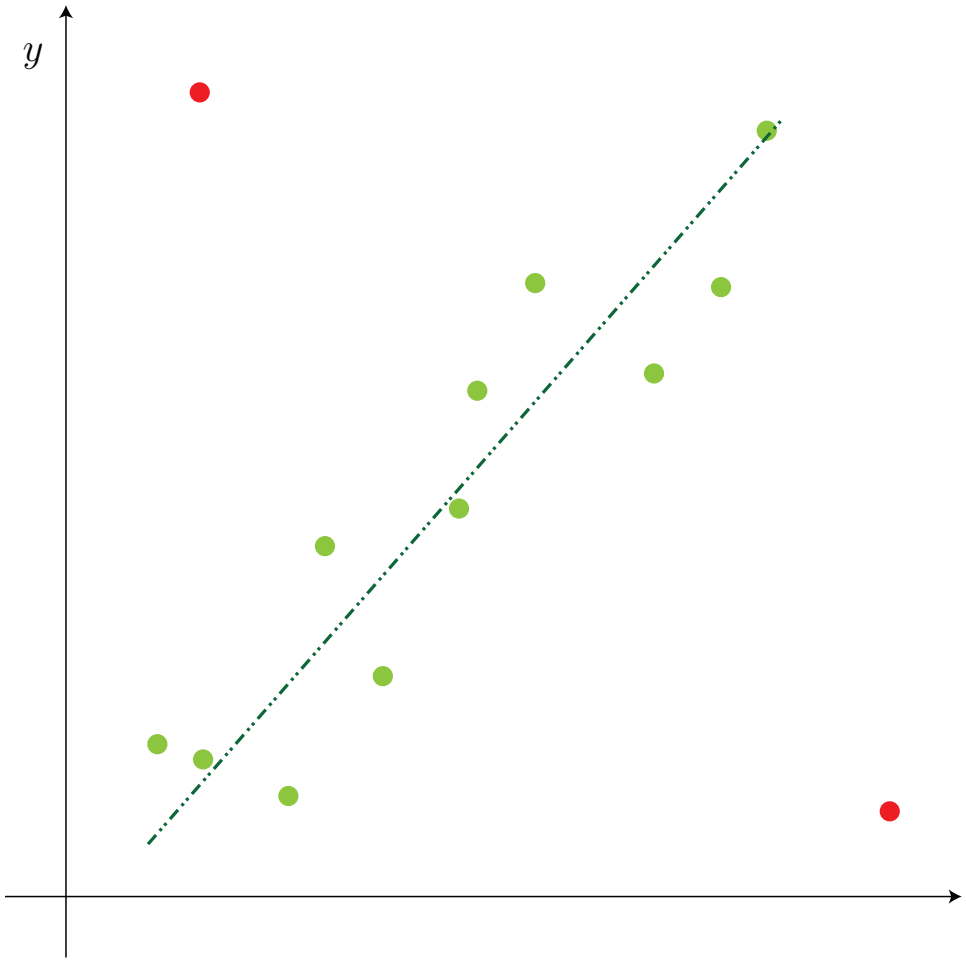


Figura 54: *Esempio di diagramma diagnostico $\hat{y} - y_0$ dove sulle ascisse ci sono i valori stimati con il modello lineare e sulle ordinate i valori osservati. I punti in rosso non si adattano bene al modello regressivo scelto, mentre quelli verdi sono ben rappresentati*

di figura 56 (a). Se, invece, la loro rappresentazione è simile al caso 56 (b) si può ulteriormente indagare la normalità dei residui tramite un test di normalità, per esempio il test di Anderson-Darling (Laio [2004]).

L'ultimo aspetto da verificare è la possibile eccessiva correlazione tra le variabili esplicative (multicollinearità) utilizzate in una regressione lineare multipla. La multicollinearità influenza la procedura dei minimi quadrati determinando problemi di stima dei coefficienti. Il caso rappresentato in figura 57 può essere utile a spiegare gli effetti dovuti alla multicollinearità. Adattare un modello regressivo ai dati (x_1, x_2, y) di figura 57 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 dei punti. Inoltre, benchè il modello può predire abbastanza bene y in punti (x_1, x_2) vicini a quelli dei dati, qualsiasi estrapolazione al di fuori di questi sarà verosimilmente poco affidabile. Una semplice statistica adeguata a misurare la

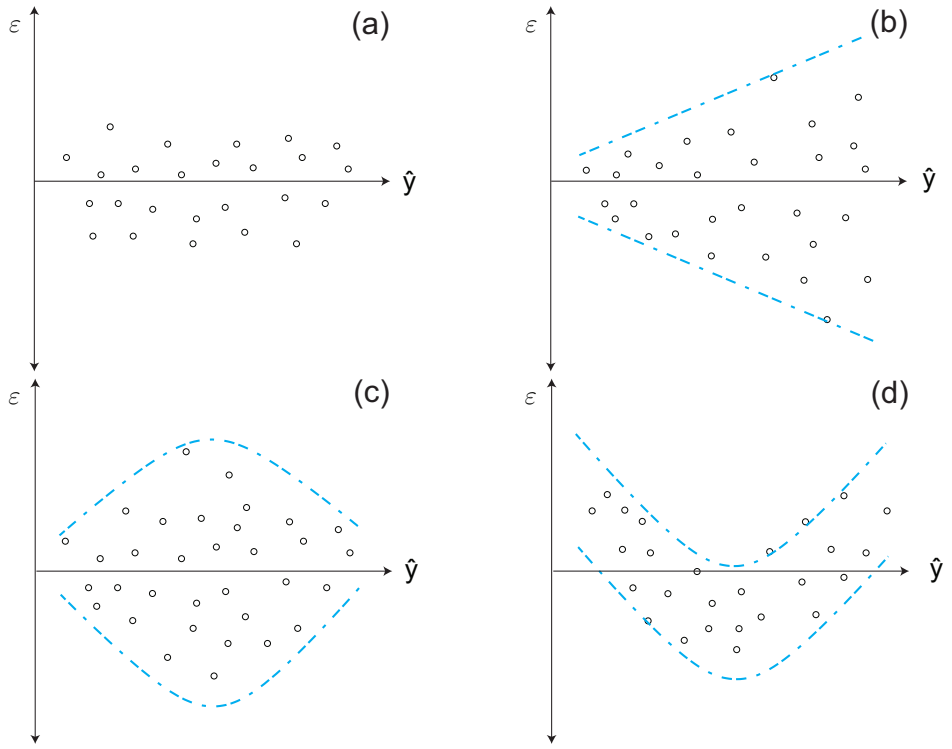


Figura 55: *Grafici dei residui nei confronti delle stime della regressione. La situazione (a) corrisponde ad una situazione soddisfacente, le situazioni (b) e (c) presentano una possibile eteroschedasticità dei residui, mentre la situazione (d) si riferisce ad un caso di non linearità*

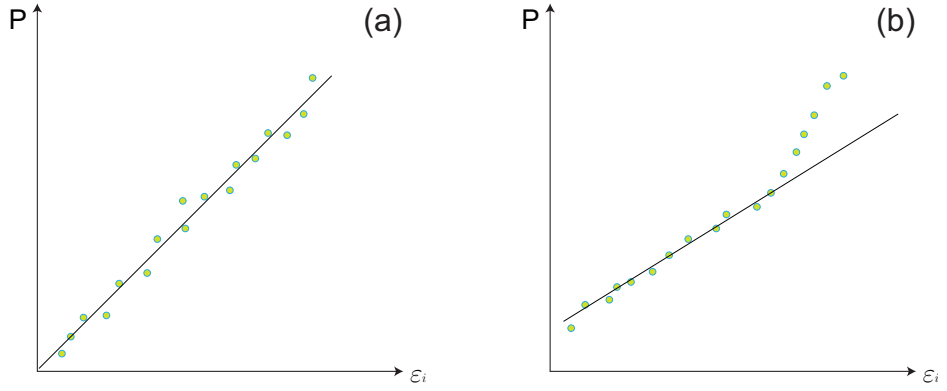


Figura 56: *Grafici dei residui in carta probabilistica normale. La situazione (a) corrisponde ad una situazione soddisfacente di normalità, mentre la situazione (B) presenta una asimmetria positiva che rende i residui non distribuiti normalmente*

presenza di multicollinearità è il variance inflation factor (v.es. Montgomery et al. [2001]):

$$VIF = (1 - R_j^2)^{-1}, \tag{C.26}$$

dove R_j^2 è il coefficiente di determinazione della regressione lineare tra la variabile indipendente x_j e i $p - 1$ regressori rimanenti. Dall'esperienza pratica si desume

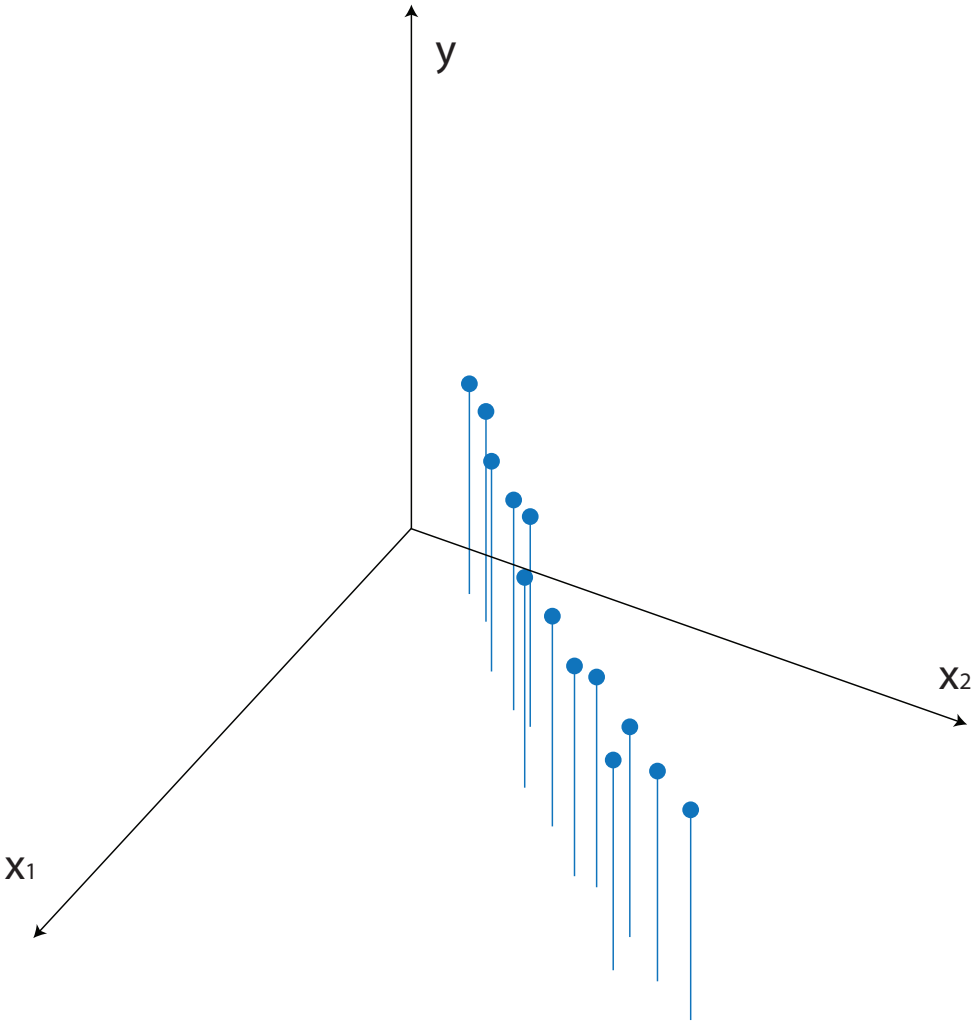


Figura 57: *Set di dati affetti da multicollinearità*

che se uno dei VIF assume valore superiore a 5, la possibilità che i coefficienti della regressione siano stati stimati male a causa di multicollinearità è elevata.

Il migliore modello lineare deve quindi essere accompagnato dalla verifica di adeguatezza di tutte queste ipotesi.

C.5 MODELLI DI REGRESSIONE PESATI

Tutte le considerazioni fatte sinora sono basate sull'ipotesi che la varianza dei residui $\hat{y} - y$ sia circa costante per tutti i punti del campione. Come è stato detto nei paragrafi precedenti l'ipotesi di omoschedasticità consente di stimare i coefficienti di regressione lineare tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari. Tuttavia occorre considerare che la varianza di una variabile casuale possa variare tra le diverse osservazioni campionarie. In questo caso vengono meno alcune delle ipotesi classiche del modello di regressione lineare. Quando viene a mancare l'ipotesi di omoschedasticità si ricorre al metodo dei minimi quadrati pesati (Weigthed Least

Square, W.L.S.) che fornisce una stima di $\beta_0, \ldots, \beta_p$ tramite la minimizzazione della funzione

$$S(\beta_0, \ldots, \beta_{p-1}) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - w_i(\beta_0 - \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j x_{i,j})^2 \tag{C.27}$$

che attribuisce ai valori stimati un peso pari a w_i che è tipicamente inversamente proporzionale alla precisione di ciascuna misura.
Di conseguenza il valore di $RMSE$ risulta

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} [\sqrt{n_i}(y_i - \hat{y}_i)^2]} \tag{C.28}$$

D CARATTERISTICHE DEI BACINI IDROGRAFICI

Per determinare le caratteristiche fisiche dei bacini imbriferi è necessario associare in modo univoco la linea di spartiacque del bacino alla coordinata corrispondente alla sua sezione di chiusura. Se la procedura viene effettuata sulla base di un modello digitale del terreno (DEM), come in questo caso, è essenziale che le modalità di riconoscimento dello spartiacque siano robuste ed esattamente riproducibili, in modo che l'oggetto geografico associato alla sezione di chiusura sia univocamente determinato. Dal momento che l'accuratezza con cui viene ricostruito il perimetro del bacino dipende dalla risoluzione del modello digitale del terreno, le informazioni essenziali per garantire la riproducibilità della procedura sono relative allo specifico DTM ed al pacchetto software di calcolo automatico utilizzati.

Il modello digitale del terreno adoperato è il DEM allestito dal Politecnico di Milano a partire dai dati NASA SRTM (Shuttle Radar Topography Mission) elaborato dalla NASA nel 2000 [Farr et al., 2007]. Tale matrice di quote ha risoluzione pari a 3 archi di secondo, che corrispondono circa a 90 metri.
Dal modello digitale del terreno viene innanzitutto determinata la mappa delle direzioni di drenaggio, che indica in ogni cella la direzione verso la quale la cella stessa trasferisce il deflusso superficiale. Elaborando la mappa delle direzioni di drenaggio si ricostruisce la matrice dell'area drenata cumulata (TCA, Total Cumulated Area): questa matrice riporta per ogni cella il numero di celle che complessivamente contribuiscono al deflusso che si raccoglie nella cella considerata. Da questa matrice viene quindi determinata l'area che contribuisce al deflusso di ogni specifica cella del bacino.

La TCA permette di individuare facilmente il reticolo idrografico in corrispondenza di quelle celle che hanno un'area drenata particolarmente elevata rispetto alle celle contigue (che rappresentano invece i versanti e che hanno un'area drenata inferiore). Identificando la sezione di chiusura di un bacino sul reticolo estratto, e sulla base delle informazioni sulle direzioni di drenaggio, è possibile delimitare automaticamente lo spartiacque. La definizione della soglia di area drenata che implica il formarsi di una rete di drenaggio (detta 'soglia di canalizzazione') è frutto di un bilancio tra il vantaggio di tenere versanti grandi e reticolo poco esteso e lo svantaggio di rischiare una rappresentazione poco accurata. Considerando le raccomandazioni reperibili in letteratura, è stato stabilito di usare una soglia di canalizzazione pari a 100 pixel che, con un dtm avente risoluzione 100 m porta ad avere aree non canalizzate di dimensione pari ad 1 km^2.

Con riferimento alla porzione di territorio interna allo spartiacque (area del bacino) è quindi possibile definire le proprietà di numerose grandezze che sono rappresentabili in quella porzione di spazio, siano esse attributi topografici o geografici o mappe climatiche. Valori sintetici associati a queste grandezze (ad esempio le medie spaziali) vengono chiamati descrittori di bacino. Questi possono essere facilmente costruiti utilizzando procedure di calcolo automatico basate sul software GRASS [Viglione, 2003].

D.1 ANALISI PRELIMINARI AL CALCOLO DEI DESCRITTORI

D.1.1 Riposizionamento delle sezioni di chiusura

Talvolta il reticolo determinato automaticamente dal DEM non corrisponde perfettamente al reticolo reale e quindi le sezioni di chiusura del bacino (di coordinate note sul reticolo reale) non necessariamente vi appartengono. La soluzione è il riposizionamento manuale delle sezioni di misura che non cadono sul reticolo determinato dal DEM. Laddove ci siano dubbi sulla posizione, ci si basa su informazioni di riferimento fornite da ARPA Piemonte assieme ai dati delle stazioni di misura. Come si osserva in figura 58, gli spostamenti delle sezioni di chiusura sono solitamente moderati, dell'ordine delle centinaia di metri. Il controllo delle posizioni ha

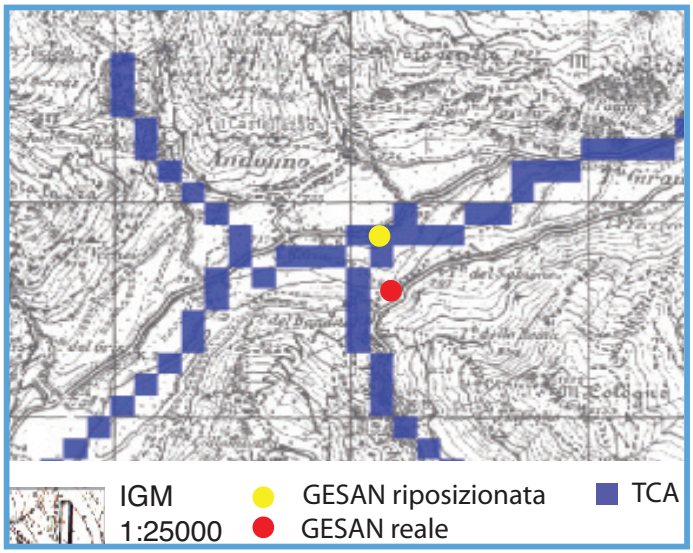


Figura 58: Esempio di riposizionamento di una generica stazione sul reticolo idrografico determinato automaticamente sulla base del modello digitale del terreno.

permesso di individuare alcuni errori macroscopici nei valori di area di riferimento precedentemente forniti dall'Arpa nelle stazioni di Bormida a Murialdo, Corsaglia a Frabosa Soprana, Gesso ad Andonno e Negrone a Pornassino e la mancanza del dato di posizione geografica per le stazioni della Dora Riparia ad Avigliana e del Maira a Dronero. Gli errori nei valori di area di riferimento sono stati corretti, mentre non c'è stata possibilità di assegnare una posizione alle stazioni della Dora Riparia ad Avigliana e del Maira a Dronero che sono state, pertanto, eliminate con una perdita di 3 anni-stazione.
La procedura di estrazione del reticolo, e quindi di delimitazione del bacino, è in genere molto affidabile quando i dislivelli sono piuttosto marcati (come in ambiente montano o collinare) e anche DEM a risoluzione non troppo elevata permettono di individuare correttamente le direzioni di drenaggio reali. In questi casi, l'unica manipolazione manuale che può essere necessaria è il riposizionamento della sezione di chiusura sopra il reticolo di drenaggio derivato dal DEM. Tuttavia, in aree pianeggianti la procedura non è sempre in grado di distinguere in modo esatto la direzione di drenaggio reale ed occorre, pertanto, intervenire manualmente forzando il reticolo DEM in modo da correggere la TCA. La non conformità tra il reticolo

reale ed il reticolo ricavato dal DEM ha portato alla eliminazione dei dati relativi alla stazione del Grana a Levaldigi. Tale operazione è fortemente dipendente dall'area in cui si opera e dalla risoluzione del DEM, ed in genere deve essere valutata di caso in caso.

D.1.2 Forzatura del DEM

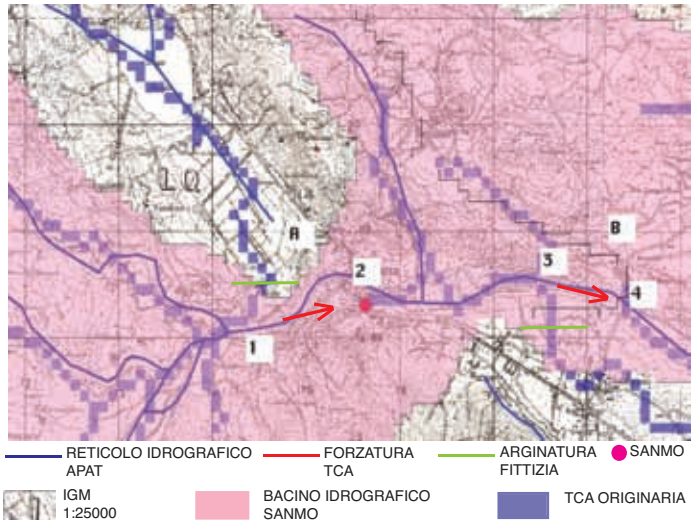
Le operazioni di forzatura del DEM si rendono necessarie quando il reticolo idrografico derivante dalla TCA segue andamenti inizialmente poco diversi dal reticolo reale ma che poi portano a coinvolgere o escludere aree contribuenti non corrette. Queste operazioni sono state condotte nei 13 bacini riportati in tabella 23 e consistono nella modifica manuale delle direzioni di drenaggio. Si utilizzano come supporto per definire esattamente il reticolo idrografico le mappe dell'IGM 1:25000, le ortofoto a colori 2006 [Geoportale Nazionale] e il reticolo idrografico nazionale [Isprambiente].
A titolo di esempio, si osservi la figura 59 dove viene riportato un caso di reticolo

Tabella 23: *Bacini dove si è operata la forzatura manuale del DEM*

Agogna a Momo	Agogna a Novara
Brobbio a Margarita	Pesio a Carrù
Cervo a Quinto Vercellese	Belbo a Rocchetta Belbo
Varaita a Polonghera	Maria a Racconigi
Grana a Levaldigi	Ghiandone a Staffarda
Scrivia a Guazzore	

idrografico in una zona di pianura. Per facilitare la comprensione del problema il reticolo è stato sovrapposto ad ana cartografia esistente che permette di identificare il reale andamento del corso d'acqua. Si può vedere come occorra, nel punto A, unire il reticolo dal punto 1 al punto 2 e nel punto B unire i tratti 3 a 4, seguendo le frecce rosse. Questa forzatura può essere fatta, per esempio, inserendo un rilievo fittizio al DEM lungo le linee verdi, in modo tale che le direzioni di drenaggio identificate dal software vengano convogliate lungo le linee rosse.

Figura 59: *Esempio di forzatura della TCA volta a "ricongiungere" due tratti di reticolo separati.*



D.2 DETERMINAZIONE DEI DESCRITTORI DI BACINO

In questa sezione vengono presentati tutti i descrittori di bacino utilizzati: parametri morfologici, climatici e indici di uso del suolo. In Figura 60 viene riportata una scheda bacino ad esempio di quelle disponibili sull'Atlante Cartografico dei Bacini Piemontesi.

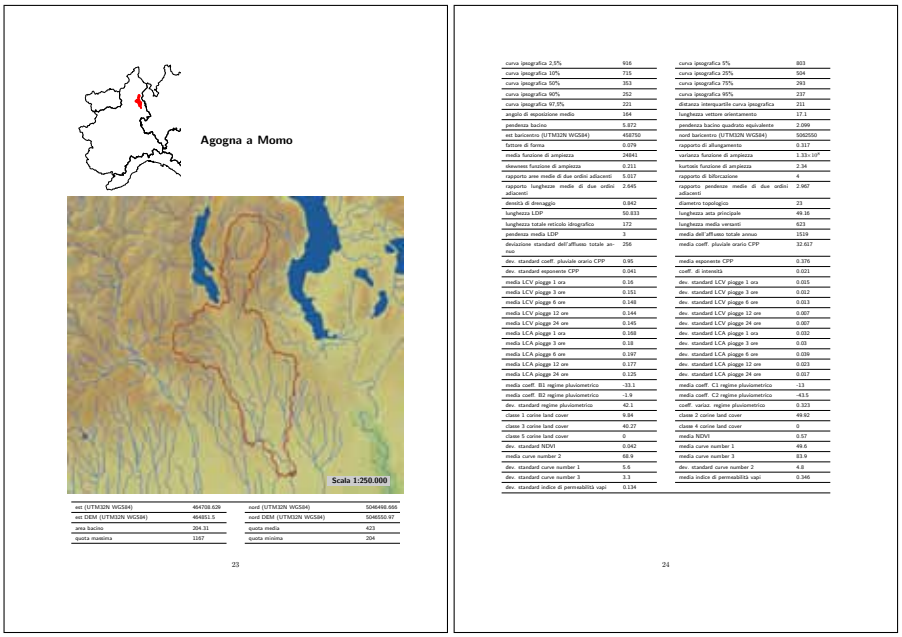


Figura 60: *Esempio di scheda bacino tratta dall'Atlante dei Bacini Imbriferi Piemontesi.*

Parametri morfologici

I parametri morfologici calcolati sono:

Altimetria e geometria

- **Coordinate della Sezione di Chiusura**, *(easting, northing)* $[m]$, coordinate della sezione di chiusura definite nel sistema di riferimento UTM-WGS84.
- **Area del Bacino** *(area_bacinokm)* $[km^2]$, area del bacino calcolata moltiplicando l'area di ogni cella per il numero di celle ricadenti nel bacino.
- **Quota Media** *(quota_media)* $[ms.l.m.]$, fornisce la ripartizione delle superfici comprese in fasce altimetriche di ampiezza costante. La disponibilità della quota di ogni pixel consente di effettuare un calcolo senza interpolazione, in quanto è possibile risolvere la curva in ogni pixel usando il concetto della cumulata delle aree superiori ad ogni data quota. La curva ha quindi come ordinata un valore di quota e come ascissa la percentuale di superficie del bacino posta al di sopra della quota considerata. Le ordinate sono date dal vettore, ordinato in senso decrescente, delle quote dei pixel. Le ascisse sono date dalla posizione del pixel nella sequenza ordinata, proporzionale all'area sovrastante la data quota, diviso il numero totale di celle. La curva è rappresentata tramite le quote corrispondenti a percentuali di area sovrastata pari a (2.5%, 5%, 10%, 25%, 50%, 75%, 90%, 95%, 97.5%).

- **Interquantile della Curva Ipsografica** *(delta_zeta)* [*ms.l.m.*], distanza interquantile tra le quote corrispondenti al 25 e 75% di area sovrastata.
- **Aspect del Bacino** *(aspect_medio)* [°], rappresenta l'angolo di esposizione di una cella sul piano orizzontale, espresso in gradi. Il valore calcolato è la media dei valori di aspect associati ad ogni pixel. Per questo parametro si è adottata la convenzione che il nord sia uguale a 0° e l'orientamento sia in senso orario.
- **Lunghezza del Vettore Orientamento** *(lunghezza_vett_orient_km)* [*km*], rappresenta la lunghezza del segmento che unisce il baricentro del bacino alla sezione di chiusura.
- **Orientamento** *(orientamento)* [°], direzione rispetto al Nord del vettore orientamento.
- **Quota Massima** *(quota_massima)* [*ms.l.m.*], quota massima del bacino.
- **Quota Minima** *(quota_minima)* [*ms.l.m.*], quota minima del bacino.
- **Pendenza Media del Bacino 1** *(slope_medio1)* [%], media dei valori di pendenza associati ad ogni pixel.
- **Pendenza Media del Bacino 2** *(slope_medio2)* [%], angolo alla base 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.
- **Coordinate del Baricentro** *(x_baricentro ,y_baricentro)* [*m*], coordinate del pixel più vicino al baricentro del bacino.
- **Rettangolo Contenente il Bacino** *(x_minimo, y_minimo e x_massimo, y_massimo)* [*m*], latitudine e longitudine minima e massima, cioè vertici del rettangolo che descrive l'area del bacino.

Fattori di forma e funzione di ampiezza

- **Coefficiente di Compatezza** *(c_comp)* [−], coefficiente di compattezza. E' rapporto tra il perimetro del bacino ed il diametro del cerchio avente la stessa area del bacino.
- **Fattore di Forma** *(F_f)* [−], è il rapporto tra l'area del bacino e il quadrato della lunghezza dell'asta principale.
- **Rapporto di Allungamento** *(R_al)* [−], è il rapporto tra il diametro del cerchio di eguale area del bacino e LLDP.
- **Caratteristiche della funzione di ampiezza** *(media_fa, varianza_fa, skewness_fa, kurtosis_fa, fa_percento)*, La funzione di ampiezza è definita contando il numero di pixel aventi uguale distanza metrica dalla sezione di chiusura, distanza misurata seguendo le direzioni di drenaggio. Di questa funzione si sono calcolati i primi 4 momenti statistici (media, varianza, skewness, kurtosi) e il vettore percentili, ovvero le distanze dalla sezione di chiusura entro le quali sono contenute percentuali di pixel pari a: (5%, 15%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 85%, 95%).

Parametri di Horton

- **Rapporto delle Aree** *(R_a)* $[-]$, è il rapporto tra le aree medie drenate dai segmenti di ordine $u+1$ e i segmenti di ordine u, seguendo la numerazione di Horton.
- **Rapporto di Biforcazione** *(R_b)* $[-]$, è il rapporto tra le aste di ordine u e il numero di quelle di ordine $u+1$, avendo numerato le aste seguendo il criterio di Horton.
- **Rapporto delle Lunghezze** *(R_l)* $[-]$, è il rapporto tra le lunghezze medie di due ordini adiacenti u e $u+1$, avendo numerato le aste seguendo il criterio di Horton.
- **Rapporto delle Pendenze** *(R_s)* $[-]$, è il rapporto tra le pendenze medie di due ordini adiacenti u e $u+1$, con le aste numerate secondo il criterio di Horton.
- **Numeri di Horton Strahler**, matrice di 10 righe, ognuna corrispondente ad un ordine di Horton, avente per colonne: il numero di aste *(numero_aste)*, la lunghezza media dellel aste di un dato ordine,*(lung_media_aste)*, l'area contribuente media per ogni ordine *(area_contr_media_aste)* e la pendenza media delle aste di ciascun ordine *(pendenza_media_aste)* (ogni pendenza è calcolata come rapporto tra il dislivello fra gli estremi e la lunghezza del segmento), con $i = 1, 10$.

Reticolo Idrografico

- **Densità di Drenaggio** *(densita_drenaggio)* $[km^{-1}]$, è il rapporto tra la lunghezza complessiva del reticolo e l'area del bacino. Presenta generalmente valori molto alti nelle aree interessate dalla presenza di terreni impermeabili e diminuisce all'aumentare della permeabilità o del grado di copertura vegetale del bacino idrografico.
- **Diametro Topologico** *(diam_topol)* $[-]$, numero di segmenti (link) che formano l'asta principale. Indica il numero delle confluenze rilevate sull'asta principale.
- **Lunghezza LDP** *(longest_drainage_path_length_km)* $[km]$, è il percorso tra la sezione di chiusura ed il punto più lontano da essa, sul bordo del bacino, seguendo le direzioni di drenaggio. Esso coincide per la maggior parte del suo percorso con l'asta principale fino a quando si arriva ai limiti superiori del bacino. L'asta principale, infatti, ha sorgente più a valle e all'interno del bacino, mentre il LDP comincia su un punto appartenente al contorno dello stesso.
- **Lunghezza dell'Asta Principale** *(lunghezza_asta_principale_km)* $[km]$, intesa come la più lunga asta del reticolo, ovvero la successione più lunga di segmenti che congiungono una sorgente alla sezione di chiusura del bacino. Con sorgenti si indicano quei punti della rete idrografica posti alle estremità di monte da cui il reticolo stesso ha origine.
- **Lunghezza Complessiva (lunghezza_complessiva)** $[km]$, è la lunghezza totale del reticolo idrografico.
- **Lunghezza Media dei Versanti** *(lungh_media_vers)* $[km]$, media delle distanze, misurate seguendo le direzioni di drenaggio, di tutti i pixel non appartenenti al reticolo, a partire dal primo pixel del reticolo in cui drenano.
- **Pendenza Media dell'asta principale LDP** *(pendenza_media_LDP)* $[\%]$, calcolata come rapporto tra la differenza tra le quote massime e minime dei pixel del DEM e la LLDP.

Parametri climatici

Sono stati esaminati diversi parametri climatici connessi alle precipitazioni intense e ai regimi pluviometrici relativi al territorio considerato. Sono innanzitutto disponibili informazioni relative a:

- **IDF_a** *(IDF_a)* $[mm/h]$, coefficiente pluviale orario della curva di possibilità pluviometrica nella forma $h = ad^n$.
- **IDF_n** *(IDF_n)* $[mm/h]$, esponente di invarianza di scala della curva di possibilità pluviometrica nella forma $h = ad^n$.
- **MAP [mm]** *(MAP)* $[mm]$, afflusso totale medio annuo.
- **CV_{1h}, CV_{3h}, ..., LCV_{3h}, ..., LCA_{6h}, ..., $Lkur_{12h}$, ...** $[-]$ della precipitazione massima annuale per durata pari a 1, 3, 6, 12 e 24 ore

Per ognuna di queste grandezze il valore utilizzato corrisponde al valore medio a scala di bacino. E' anche possibile calcolare altre statistiche spaziali delle grandezze sopra descritte, come la deviazione standard (suffisso *_std*) e il coefficiente di variazione (suffisso *_cv*). Pertanto, può essere utilizzata come descrittore la deviazione standard del coefficiente di variazione CV_{3h}, grandezza che assumerebbe il nome-variabile di CV_3h_std. E' stato anche calcolato un **coefficiente di intensità** *(c_int)* di precipitazione definito come il rapporto tra il coeficiente pluviale orario e la precipitazione media annua:

$$c_{int} = \frac{IDF_a}{MAP} \tag{D.1}$$

La stima puntuale di questi parametri è stata sviluppata in [Bartolini et al., 2011] attraverso una procedura per la caratterizzazione statistica della distribuzione spaziale delle precipitazioni sul territorio piemontese. In particolare sono stati analizzati gli eventi estremi di precipitazione (massimi annuali di pioggia per durate pari a 1, 3, 6, 12 e 24 ore), è stata ricostruita la curva di probabilità pluviometrica e sono stati calcolati gli indici necessari alla caratterizzazione probabilistica delle precipitazioni sull'intero territorio piemontese su una griglia a maglia regolare di 250 metri di lato. I diversi descrittori climatici vengono associati ad ogni bacino applicando una media del parametro sul numero di celle che costituisce il bacino. Ad esempio, per il coefficiente pluviale orario si ottiene

$$a_{BACINO} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} a_i \tag{D.2}$$

con N numero di pixel del bacino. In figura 61 si riporta una mappa dell'afflusso totale medio annuo in mm sul territorio in esame.

Per descrivere i regimi idrologici è stata utilizzata una rappresentazione mediante serie di Fourier, che consente di descrivere la forma del regime con un numero di parametri inferiore ai 12 valori medi mensili da cui questo viene costituito. Per il teorema di Fourier, infatti, un'onda armonica di periodo τ e pulsazione $\omega = 2\pi/\tau$ e di forma qualunque, sotto opportune ipotesi può essere espressa come

$$f(t) = A_0 + \sum_{i=1}^{N} A_i \cos(i\omega t + \phi_i), \tag{D.3}$$

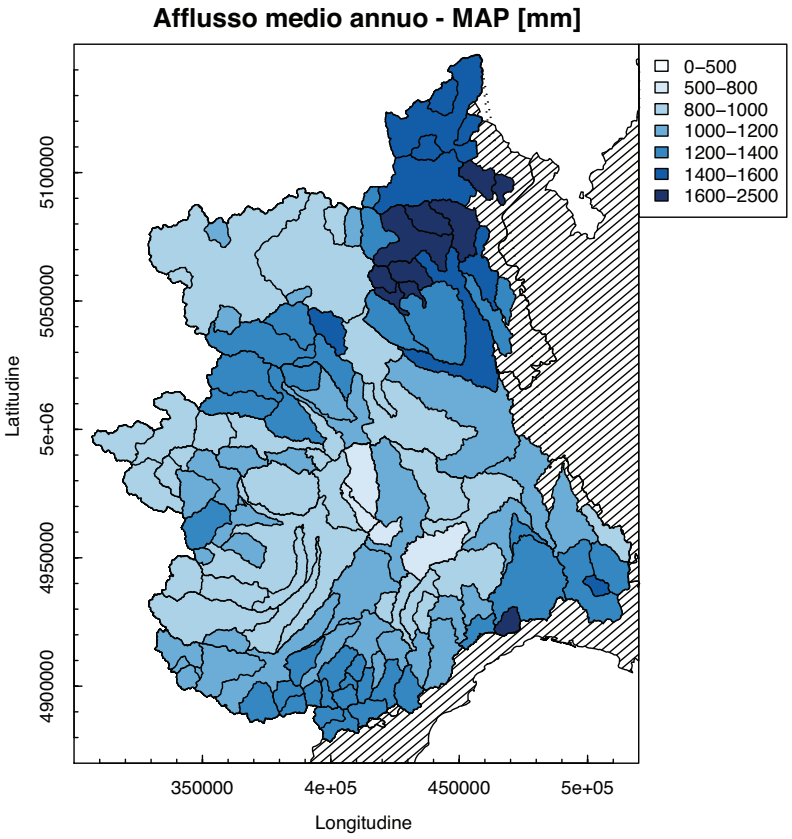


Figura 61: *Afflusso totale medio annuo*

dove t indica il tempo, A_0 è la media di $f(t)$ sul periodo t, N è il numero di armoniche, A_i la loro ampiezza e ϕ_i la fase. Nel caso di due armoniche la serie può essere scritta come:

$$f(t) = A_0 + A_1 \cos\left(\frac{2\pi}{\tau} + \phi_1\right) + A_2 \cos\left(\frac{4\pi}{\tau} + \phi_2\right), \tag{D.4}$$

da cui si ottiene:

$$f(t) = A_0 + A_1 \cos\left(\frac{2\pi}{\tau}t\right) \cdot \cos(\phi_1) - A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{\tau}t\right) \cdot \sin(\phi_1) + A_2 \cos\left(\frac{4\pi}{\tau}t\right) \cdot \cos(\phi_2) - A_2 \sin\left(\frac{4\pi}{\tau}t\right) \cdot \sin(\phi_2).$$

Separando le grandezze che non dipendono da t:

$$B_1 = A_1 \cos(\phi_1) \qquad B_2 = A_2 \cos(\phi_2)$$
$$C_1 = -A_1 \sin(\phi_1) \qquad C_2 = -A_2 \sin(\phi_2)$$

da quelle che ne dipendono:

$$X_1(t) = \cos\left(\frac{2\pi}{\tau}t\right) \qquad X_2(t) = \cos\left(\frac{4\pi}{\tau}t\right)$$
$$Y_1(t) = \sin\left(\frac{2\pi}{\tau}t\right) \qquad Y_2(t) = \sin\left(\frac{4\pi}{\tau}t\right)$$

si può riscrivere la (D.4) come:

$$f(t) = A_0 + B_1 \cdot X_1(t) + C_1 \cdot Y_1(t) + B_2 \cdot X_2(t) + C_2 \cdot Y_2(t). \tag{D.5}$$

Questa notazione è molto utile perché permette di adattare l'armonica ad una funzione conosciuta $f(t)$ stimando i coefficienti A_0 (media), B_1, B_2, C_1 e C_2 con il metodo dei minimi quadrati. L'ampiezza e la fase dell'armonica si ottengono secondo le relazioni

$$A_1 = \sqrt{B_1^2 + C_1^2} \qquad \phi_1 = \text{sign}\left(-\frac{C_1}{A_1}\right) \cdot \arccos\left(\frac{B_1}{A_1}\right) \tag{D.6}$$

A_2 e ϕ_2 si ottengono in modo analogo come

$$A_2 = \sqrt{B_2^2 + C_2^2} \qquad \phi_2 = \text{sign}\left(-\frac{C_2}{A_2}\right) \cdot \arccos\left(\frac{B_2}{A_2}\right) \tag{D.7}$$

Lo notazione (D.5) può essere ulteriormente semplificata considerando, come nel caso in esame, nulla la media A_0 e risolvendo per un periodo $\tau = 2\pi$.
Nel caso in esame sono state calcolate, con riferimento al regime pluviometrico, le mappe dei coefficienti B_1, B_2, C_1 e C_2 su Piemonte, Liguria e Valle d'Aosta. Con procedura automatica sono stati ricavati:

- $\overline{\mathbf{B_1}}, \overline{\mathbf{B_2}}, \overline{\mathbf{C_1}}, \overline{\mathbf{C_2}}$ *(fourier_B1, fourier_B2, fourier_C1, fourier_C2)* $[-]$, valori medi dei coefficienti della rappresentazione in serie di Fourier dei regimi pluviometrici.
- $\overline{\mathbf{A_1}}, \overline{\mathbf{A_2}}, \overline{\mathbf{PHI_1}}, \overline{\mathbf{PHI_2}}$ *(fourier_A1, fourier_A2, fourier_PHI1, fourier_PHI2)* $[-]$, valori medi di ampiezza e fase delle due armoniche ricavati tramite le relazioni (D.7).
- **Deviazione Standard del Regime Pluviometrico** *(st_rp)* $[mm]$, deviazione standard del regime pluviometrico medio sul bacino, considerando i 12 valori medi mensili.
- **Coefficiente di Variazione del Regime Pluviometrico** *(cv_rp)* $[-]$, coefficiente di variazione del regime pluviometrico medio sul bacino, considerando i 12 valori medi mensili.
- **Periodo Intercorso tra Massimo e Minimo delle Piogge Medie Mensili** $(delta_mese)$ $[mesi]$, numero di mesi intercorsi tra l'occorrenza del massimo annuale di precipitazione e il minimo successivo.

Indici di permeabilità ed uso del suolo

Sono stati utilizzati cinque indici di uso del suolo, definiti raggruppando classi simili tra quelle definite nel progetto CORINE Land Cover, terzo livello, (COoRdination of INformation on Environment, [European Environment Agency]) e un indice l'$NDVI$, Normalized Difference Vegetation Index, definito da misurazioni della Nasa [NASA], rese disponibili tramite il database gestito dal USGS, United States Geological Survey. In particolare le classi di copertura del suolo sono:

- **Corine Land Cover$_1$** *(clc_1)* [%], percentuale, sull'area del bacino, di zone urbanizzate con tessuto continuo e di aree urbanizzate discontinue (classi CORINE 111, 112);
- **Corine Land Cover$_2$** *(clc_2)* [%], percentuale, sull'area del bacino, di boschi (311, 312, 313), vegetazione arborea, vegetazione arbustiva, cespugliati (324, 323, 321, 322);

- **Corine Land Cover$_3$** *(clc_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);
- **Corine Land Cover$_4$** *(clc_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);
- **Corine Land Cover$_5$** *(clc_5)* [%], percentuale, sull'area del bacino, di zone umide (411, 512, 521).

I codici in parentesi si riferiscono alla legenda del progetto CORINE Land Cover, riportata in tabella (24).

- **NDVI** *(NDVI)* E' un indice di vegetazione misurato da satellite, compreso tra 0 ed 1. Il valore utilizzato corrisponde alla sua media spaziale a scala di bacino. Sono state anche calcolate la deviazione standard (*NDVI_std*) e il coefficiente di variazione (*NDVI_cv*).

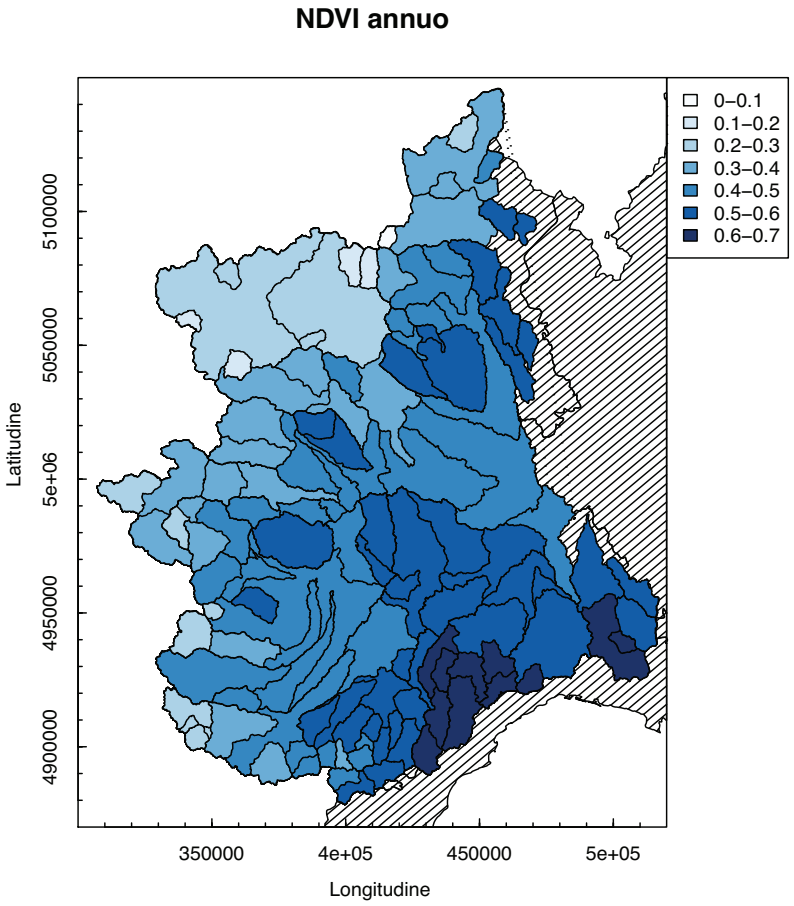


Figura 62: *Copertura vegetale da satellite*

Gli indici di permeabilità del suolo disponibili per questo lavoro sono:

- **Curve Number** *(CN1, CN2, CN3)* [−], è un parametro empirico utilizzato in idrologia per definire la parte di pioggia che si infiltra nel terreno [Curve

Tabella 24: *Legenda CORINE Land Cover e definizione delle percentuali stimate di tipologia di copertura alla scala di ogni codice*

Codice	Descrizione	Alberi [%]	Prati [%]	Suolo nudo [%]	Impermeabile [%]
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
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

Number Work Group, 2004]. Sono a disposizione tre tipi di curve number che variano a seconda del contenuto di umidità nel suolo. Il contenuto di umidità

nel suolo varia tra due estremi, saturazione nulla del terreno e saturazione totale cioè terreno secco e terreno umido. Il curve number relativo al terreno secco è il CN_1, quello relativo al terreno umido è il CN_3. Viene poi utilizzato il CN_2 per descrivere il curve number di un terreno con contenuto medio di umidità del suolo. I valori utilizzati in questo studio sono stati ricavati da una cartografia a scala nazionale prodotta da [Carriero, 2004]

- **Coefficiente di Permeabilità C_f** *(c_f)* $[-]$, è un indice di permeabilità utilizzato nel progetto Vapi [Villani, 2003]. Tale coefficiente è stato ottenuto mediante classificazione ed assegnazione di valore di permeabilità in condizioni di piena mediante bilanciamento della formula razionale.

Anche per gli indici CN e C_f il valore utilizzato corrisponde al valore medio a scala di bacino. Sono state anche calcolate la deviazione standard (suffisso *_std*) e il coefficiente di variazione (suffisso *_cv*), pari al rapporto tra deviazione standard e media (sempre a scala di bacino).

ALLEGATI

I COLLOCAZIONE DELLE STAZIONI DI MISURA

Viene di seguito riportata la collocazione sul reticolo idrografico delle stazioni di misura i cui dati sono usati nell'analisi regionale

1	AGOMO	Agogna a Momo	43	DRITO	Dora Riparia a Torino	85	SANMO	Sangone a Moncalieri
2	AGONO	Agogna a Novara	44	ELLMO	Ellero a Mondovì	86	SANTR	Sangone a Trana
3	ANZMA	Anza a Macugnaga	45	ELLRA	Ellero a Rastello	87	SAVER	Savara a Eau Rousse
4	ARTSO	Artanavaz a Saint Oyen	46	ELVCA	Elvo a Carisio	88	SBESA	San Bernardino a Santino
5	AYACH	Ayasse a Champorcher	47	ERRCA	Erro a Cartosio	89	SCRGU	Scrivia a Guazzora
6	BANPO	Banna a Poirino	48	ERRSA	Erro a Sassello	90	SCRSE	Scrivia a Serravalle Scrivia
7	BANSA	Banna a Santena	49	EVACH	Evancon a Champoluc	91	SDEFO	Stura di Demonte a Fossano
8	BELCA	Belbo a Castelnuovo Belbo	50	GERPE	Germanasca a Perrero	92	SDEGA	Stura di Demonte a Gaiola
9	BELRO	Belbo a Rocchetta Belbo	51	GESEN	Gesso di Entracque ad Entracque	93	SDEPI	Stura di Demonte a Pianche
10	BOBBA	Borbera a Baracche	52	GHIST	Ghiandone a Staffarda	94	SDEVI	Stura di Demonte a Vinadio
11	BOGPC	Bogna a Ponte Caddo	53	GRAMO	Grana a Monterosso	95	SESBO	Sesia a Borgosesia Ponte Aranco
12	BOMCA	Bormida di Millesimo a Camerana	54	ISOPO	Isorno a Pontetto	96	SESCA	Sesia a Campertogno
13	BOMCE	Bormida di Millesimo a Cessole	55	LYSGR	Lys a Gressoney Saint Jean	97	SESPA	Sesia a Palestro
14	BOMMU	Bormida di Millesimo a Murialdo	56	MAIBU	Maira a Busca	98	SGIVE	San Giovanni a Verbania
15	BORAL	Bormida ad Alessandria	57	MAIRC	Maira a Racconigi	99	SLALA	Stura di Lanzo a Lanzo
16	BORCA	Bormida a Cassine	58	MALBR	Malone a Brandizzo	100	SLATO	Stura di Lanzo a Torino
17	BOSMB	Bormida di Spigno a Mombaldone	59	MALFR	Malone a Front	101	SOAPO	Soana a Pont Canavese
18	BOSPC	Bormida di Spigno a Piana Crixia	60	MASPF	Mastallone a Varallo	102	SSEPR	Sessera a Pray
19	BROMA	Brobbio a Margarita	61	MONMO	Mongia a Mombasiglio	103	STGGR	Strona di Omegna a Gravellona Toce
20	BRRSD	Borbore a San Damiano d'Asti	62	NEGPO	Negrone a Ormea	104	STMCO	Strona di Vallemosso a Cossato
21	CASMO	Casotto a Monasterolo Casotto	63	ORBBA	Orba a Basaluzzo	105	SVIGE	Stura di Viù a Germagnano
22	CEVPA	Cervo a Passobreve	64	ORBCA	Orba a CasalCermelli	106	TANAB	Tanaro ad Alba
23	CEVQU	Cervo a Quinto Vercellese	65	ORBTI	Orba a Tiglieto	107	TANAS	Tanaro ad Asti
24	CEVVI	Cervo a Vigliano Biellese	66	ORCCU	Orco a CuorgnË	108	TANFA	Tanaro a Farigliano
25	CHLLO	Chisola a La Loggia	67	ORCSB	Orco a San Benigno Canavese	109	TANGA	Tanaro a Garessio
26	CHPIN	Chisone a Pinerolo	68	PELLU	Pellice a Luserna San Giovanni	110	TANMA	Tanaro a Masio
27	CHSFE	Chisone a Fenestrelle	69	PELVI	Pellice a Villafranca Piemonte	111	TANMO	Tanaro a Montecastello
28	CHSSB	Chisone a Soucheres Basses	70	PESCA	Pesio a Carrù	112	TANNU	Tanaro a Nucetto
29	CHSSM	Chisone a San Martino	71	PESSB	Pesio a San Bartolomeo	113	TANPI	Tanaro a Piantorre
30	CHUPA	Chiusella a Parella	72	POCA	Po a Carignano	114	TANPN	Tanaro a Ponte di Nava
31	CORFS	Corsaglia a Frabosa Soprana	73	POCM	Po a Casale Monferrato	115	TERCA	Terdoppio a Caltignaga
32	CORPM	Corsaglia a Presa Centrale Molline	74	POCS	Po a Crissolo	116	TOCCA	Toce a Candoglia
33	CORTM	Corsaglia a Torre MondovÏ	75	POCT	Po a Castiglione Torinese	117	TOCDO	Toce a Domodossola
34	CURVO	Curone a Volpedo	76	POIS	Po a Isola Sant'Antonio	118	UZZCO	Uzzone a Cortemilia
35	DBAAO	Dora Baltea ad Aosta	77	POMO	Po a Moncalieri	119	VARPO	Varaita a Polonghera
36	DBATA	Dora Baltea a Tavagnasco	78	POSS	Po a San Sebastiano	120	VARRO	Varaita a Rossana
37	DBAVE	Dora Baltea a Verolengo	79	POTO	Po a Torino Murazzi	121	VARTO	Varaita a Torrette
38	DBRBE	Dora di Bardonecchia a Beaulard	80	POVA	Po a Valenza	122	VERLI	Vermenagna a Limone
39	DEVBA	Devero a Baceno	81	RBABV	Rio Bagni a Bagni di Vinadio	123	VERRO	Vermenagna a Robilante
40	DRIOU	Dora Riparia a Oulx	82	READO	Rea a Dogliani	124	VOBIC	Vobbia a Isola del Cantone
41	DRISA	Dora Riparia a Sant'Antonino di Susa	83	RPIPPZ	Rio del Piz a Pietraporzio			
42	DRISU	Dora Riparia a Susa	84	RUTPR	Rutor a Promise			

DEVBA
ISOPO
BOGPC
TOCDO
ANZMA
TOCCA
SBESA
STGGR
SGIVE
ARTSO
EVACH
MASPF
LYSGR
SESCA
DBAAO
RUTPR
SESBO
SSEPR
AYACH
CEVPA
SAVER
STMCO
AGOMO
DBATA
CEVVI
TERCA
SOAPO
CHUPA
ELVCA
AGONO
ORCCU
CEVQU
SESPA
SLALA
MALFR
SVIGE
ORCSB
MALBR
DBAVE
POSS
DRISU
POCM
DRISA
SLATO
POCT
DRITO
DBRBE
CHSSB
CHSFE
SANTR
POVA
POIS
SCRGU
DRIOU
POTO
SANMO
POMO
CHLLO
GERPE
BANSA
TANMO
POCA
BANPO
BORAL
CHSSM
TANAS
CURVO
TANMA
BRRSD
ORBCA
PELLU
PELVI
VARPO
BELCA
MAIRC
BORCA
ORBBA
GHIST
SCRSE
BOBBA
POCS
TANAB
BOMCE
VOBIC
BELRO
VARTO
UZZCO
ERRCA
VARRO
BOSMB
ORBTI
MAIBU
SDEFO
READO
TANFA
BOSPC
ERRSA
PESCA
BOMCA
GRAMO
TANPI
BROMA
ELLMO
RPIPPZ
MONMO
CORTM
SDEGA
TANNU
SDEPI
CASMO
BOMMU
RBABV
SDEVI
GESEN
VERRO
PESSB
ELLRA
CORPM
CORFS
VERLI
TANGA
NEGPO
TANPN

II PRINCIPALI CARATTERISTICHE DEI BACINI DI INTERESSE

N.	Denominazione	Codice	Area [km^2]	Quota media [m s.l.m.]	Anni disponibili
1	Agogna a Momo	AGOMO	204	423	7
2	Agogna a Novara	AGONO	382	332	9
3	Anza a Macugnaga	ANZMA	41	2657	7
4	Artanavaz a Saint Oyen	ARTSO	69	2239	15
5	Ayasse a Champorcher	AYACH	43	2368	21
6	Banna a Poirino	BANPO	262	288	4
7	Banna a Santena	BANSA	350	287	9
8	Belbo a Castelnuovo Belbo	BELCA	421	372	7
9	Belbo a Rocchetta Belbo	BELRO	119	622	4
10	Borbera a Baracche	BOBBA	202	862	14
11	Bogna a Domodossola	BOGPC	81	1612	7
12	Bormida di Millesimo a Camerana	BOMCA	263	767	12
13	Bormida di Millesimo a Cessole	BOMCE	496	647	7
14	Bormida di Millesimo a Murialdo	BOMMU	127	888	7
15	Bormida ad Alessandria	BORAL	2594	440	11
16	Bormida a Cassine (Presa Canale Carlo Alberto)	BORCA	1516	493	25
17	Bormida di Spigno a Mombaldone	BOSMB	391	491	13
18	Bormida di Spigno a Piana Crixia	BOSPC	252	523	6
19	Brobbio a Margarita	BROMA	127	729	3
20	Borbore a San Damiano d Asti	BRRSD	85	244	4
21	Casotto a Monasterolo Casotto	CASMO	66	1233	3
22	Cervo a Passobreve	CEVPA	75	1505	8
23	Cervo a Quinto Vercellese	CEVQU	1002	504	8
24	Cervo a Vigliano Biellese	CEVVI	133	1257	8
25	Chisola a La Loggia	CHLLO	464	322	8
26	Chisone a Fenestrelle	CHSFE	154	2154	8
27	Chisone a Soucheres Basses	CHSSB	93	2221	15
28	Chisone a San Martino	CHSSM	581	1739	37
29	Chiusella a Parella	CHUPA	152	1308	7
30	Corsaglia a Frabosa Soprana	CORFS	64	1678	3
31	Corsaglia a Presa Centrale Molline	CORPM	89	1525	18
32	Corsaglia a Torre Mondovi	CORTM	140	1266	3
33	Curone a Volpedo	CURVO	154	636	6
34	Dora Baltea ad Aosta	DBAAO	1846	2265	10
35	Dora Baltea a Tavagnasco	DBATA	3321	2087	47
36	Dora Baltea a Verolengo	DBAVE	3903	1862	9
37	Dora di Bardonecchia a Beaulard	DBRBE	207	2193	7
38	Devero a Baceno	DEVBA	106	2057	4
39	Dora Riparia a Oulx	DRIOU	260	2164	19
40	Dora Riparia a Sant Antonino di Susa	DRISA	1041	1899	10
41	Dora Riparia a Susa	DRISU	694	2042	5
42	Dora Riparia a Torino Ponte Washington	DRITO	1322	1655	8
43	Ellero a Mondovi	ELLMO	180	1089	8
44	Ellero a Rastello	ELLRA	43	1853	3
45	Elvo a Carisio	ELVCA	256	603	4
46	Erro a Cartosio	ERRCA	212	499	7
47	Erro a Sassello	ERRSA	91	595	16
48	Evancon a Champoluc	EVACH	102	2634	30
49	Germanasca a Perrero	GERPE	189	1902	9
50	Gesso di Entracque ad Entracque	GESEN	160	1880	12

51	Ghiandone a Staffarda	GHIST	129	605	3
52	Grana a Monterosso	GRAMO	110	1542	40
53	Isorno a Pontetto	ISOPO	70	1617	5
54	Lys a Gressoney Saint Jean	LYSGR	91	2645	7
55	Maira a Busca	MAIBU	573	1689	4
56	Maira a Racconigi	MAIRC	976	1326	9
57	Malone a Brandizzo	MALBR	333	439	9
58	Malone a Front	MALFR	131	675	9
59	Mastallone a Varallo	MASPF	147	1335	30
60	Mongia a Mombasiglio	MONMO	54	818	3
61	Negrone a Ormea	NEGPO	68	1798	3
62	Orba a Basaluzzo	ORBBA	731	467	9
63	Orba a CasalCermelli	ORBCA	801	438	4
64	Orba a Tiglieto	ORBTI	74	814	8
65	Orco a Cuorgne	ORCCU	629	1909	29
66	Orco a San Benigno Canavese	ORCSB	838	1567	5
67	Pellice a Luserna San Giovanni	PELLU	216	1634	3
68	Pellice a Villafranca Piemonte	PELVI	953	1542	9
69	Pesio a Carru	PESCA	360	810	7
70	Pesio a San Bartolomeo	PESSB	57	1571	3
71	Po a Carignano	POCA	3956	1101	13
72	Po a Casale Monferrato	POCM	13732	1257	2
73	Po a Crissolo	POCS	38	2251	28
74	Po a Castiglione Torinese	POCT	7685	1083	8
75	Po a Isola Sant Antonio	POIS	25640	959	12
76	Po a Moncalieri	POMO	5048	927	3
77	Po a San Sebastiano	POSS	9114	1081	3
78	Po a Torino Murazzi	POTO	5355	914	14
79	Po a Valenza	POVA	17291	1117	7
80	Rio Bagni a Bagni di Vinadio	RBABV	61	2142	11
81	Rea a Dogliani	READO	69	558	3
82	Rio del Piz a Pietraporzio	RPIPPZ	22	2182	15
83	Rutor a Promise	RUTPR	46	2525	20
84	Sangone a Moncalieri	SANMO	258	770	5
85	Sangone a Trana	SANTR	145	1125	7
86	Savara a Eau Rousse	SAVER	82	2682	17
87	San Bernardino a San Bernardino Santino	SBESA	122	1259	8
88	Scrivia a Guazzora	SCRGU	949	520	8
89	Scrivia a Serravalle Scrivia	SCRSE	614	682	21
90	Stura di Demonte a Fossano	SDEFO	1327	1518	7
91	Stura di Demonte a Gaiola	SDEGA	560	1819	18
92	Stura di Demonte a Pianche	SDEPI	180	2077	14
93	Stura di Demonte a Vinadio	SDEVI	250	2082	3
94	Sesia a Borgosesia Ponte Aranco	SESBO	703	1504	11
95	Sesia a Campertogno	SESCA	171	2127	15
96	Sesia a Palestro	SESPA	2464	768	6
97	San Giovanni a Verbania	SGIVE	60	933	4
98	Stura di Lanzo a Lanzo	SLALA	578	1780	46
99	Stura di Lanzo a Torino	SLATO	880	1368	5
100	Soana a Pont Canavese	SOAPO	215	1898	5
101	Sessera a Pray	SSEPR	126	1174	5
102	Strona di Omegna a Gravellona Toce	STGGR	235	877	9
103	Strona di Vallemosso a Cossato	STMCO	44	777	7
104	Stura di Viu a Germagnano	SVIGE	233	1759	8
105	Tanaro ad Alba	TANAB	3385	1072	13
106	Tanaro ad Asti	TANAS	4123	922	7
107	Tanaro a Farigliano	TANFA	1502	945	48
108	Tanaro a Garessio	TANGA	249	1435	9
109	Tanaro a Masio	TANMA	4535	855	8
110	Tanaro a Montecastello	TANMO	7956	657	51
111	Tanaro a Nucetto	TANNU	375	1232	29
112	Tanaro a Piantorre	TANPI	500	1067	8
113	Tanaro a Ponte di Nava	TANPN	149	1580	35
114	Terdoppio a Caltignaga	TERCA	89	254	5
115	Toce a Candoglia	TOCCA	1539	1677	31
116	Toce a Domodossola	TOCDO	919	1826	7
117	Uzzone a Cortemilia	UZZCO	87	559	2
118	Varaita a Polonghera	VARPO	577	1389	6
119	Varaita a Rossana	VARRO	402	1797	3
120	Varaita a Torrette	VARTO	184	2339	3
121	Vermenagna a Limone	VERLI	57	1675	15

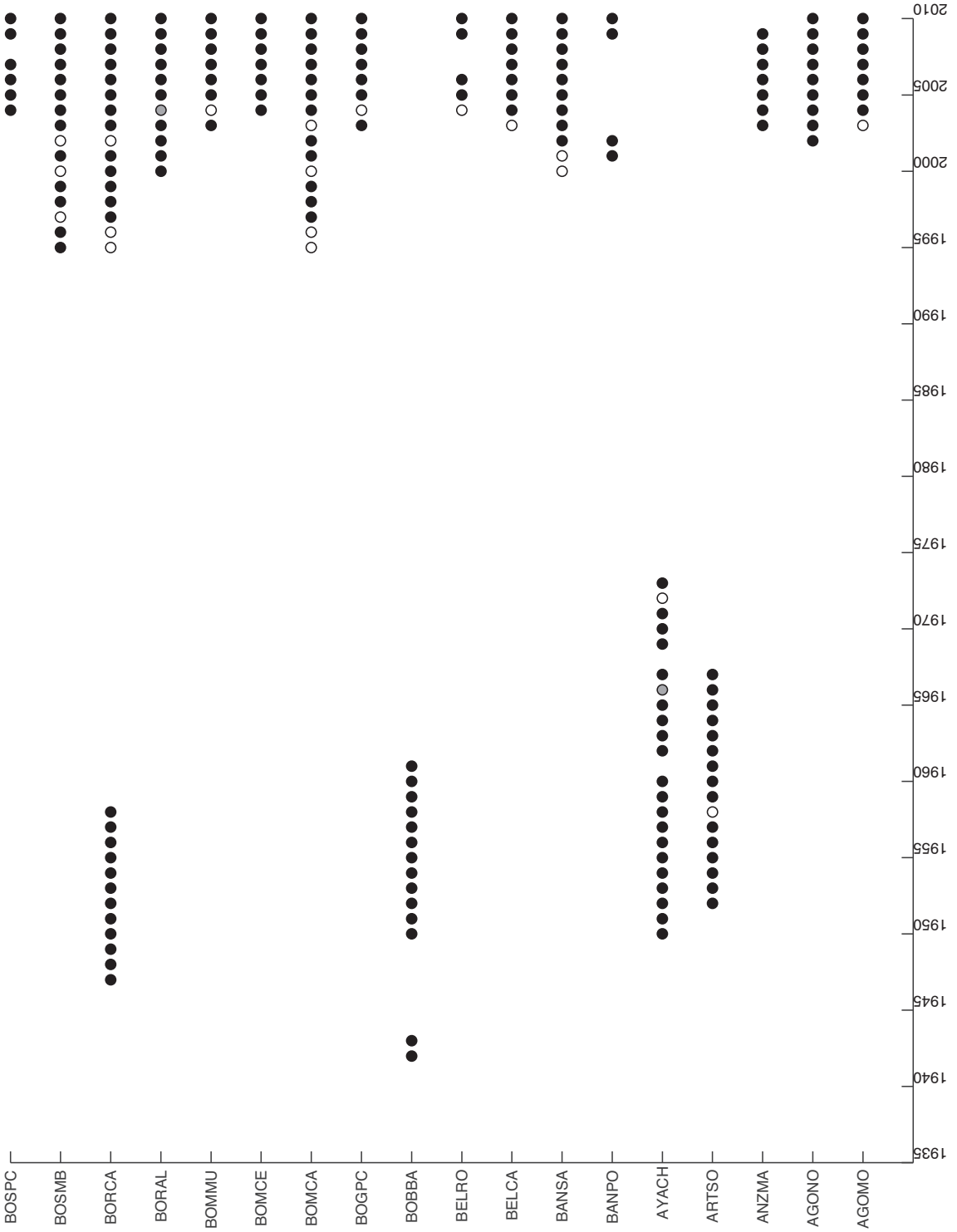
122	Vermenagna a Robilante	VERRO	134	1533	3
123	Vobbia a Isola del Cantone	VOBIC	51	723	4

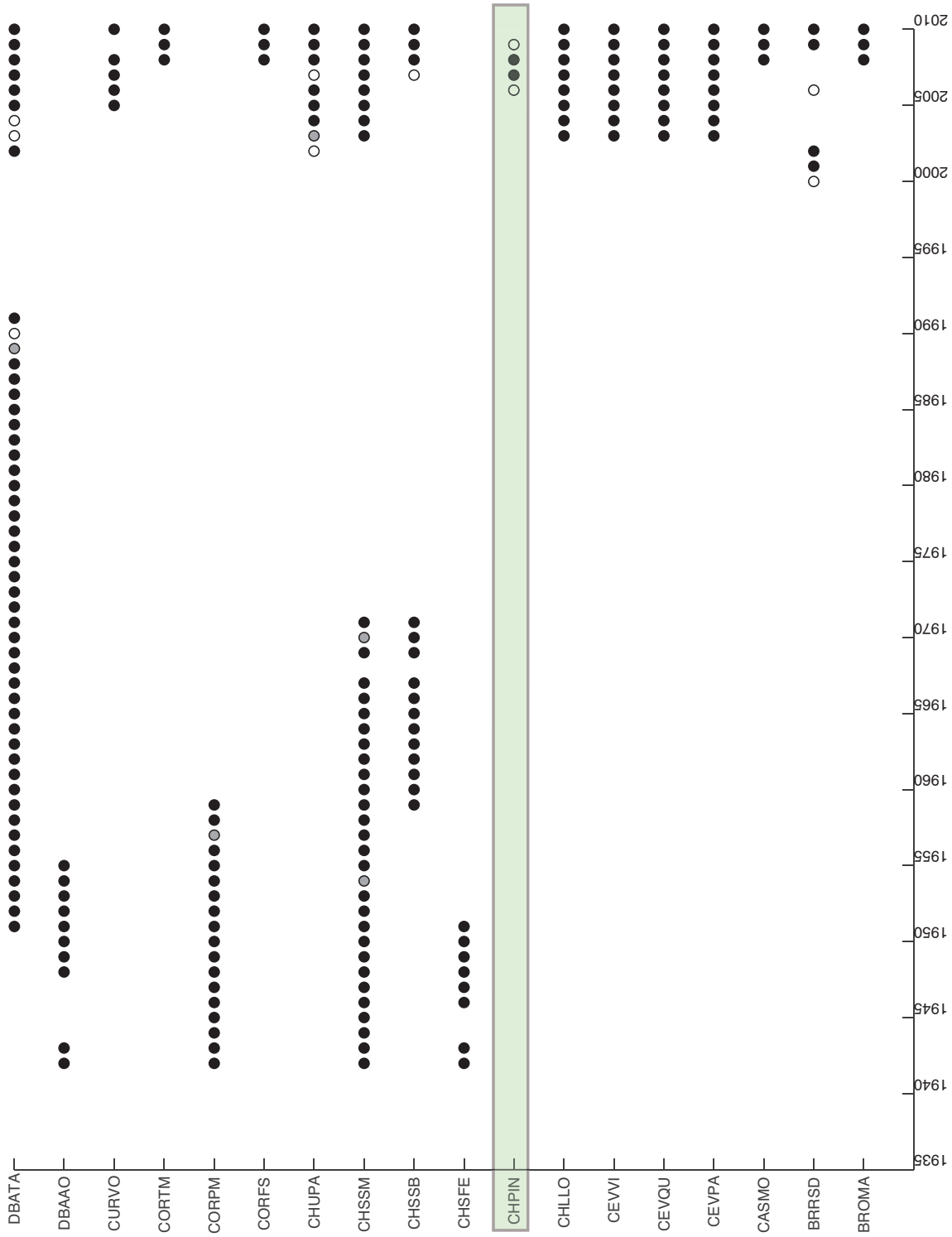
III DIAGRAMMI DI CONSISTENZA DEI DATI

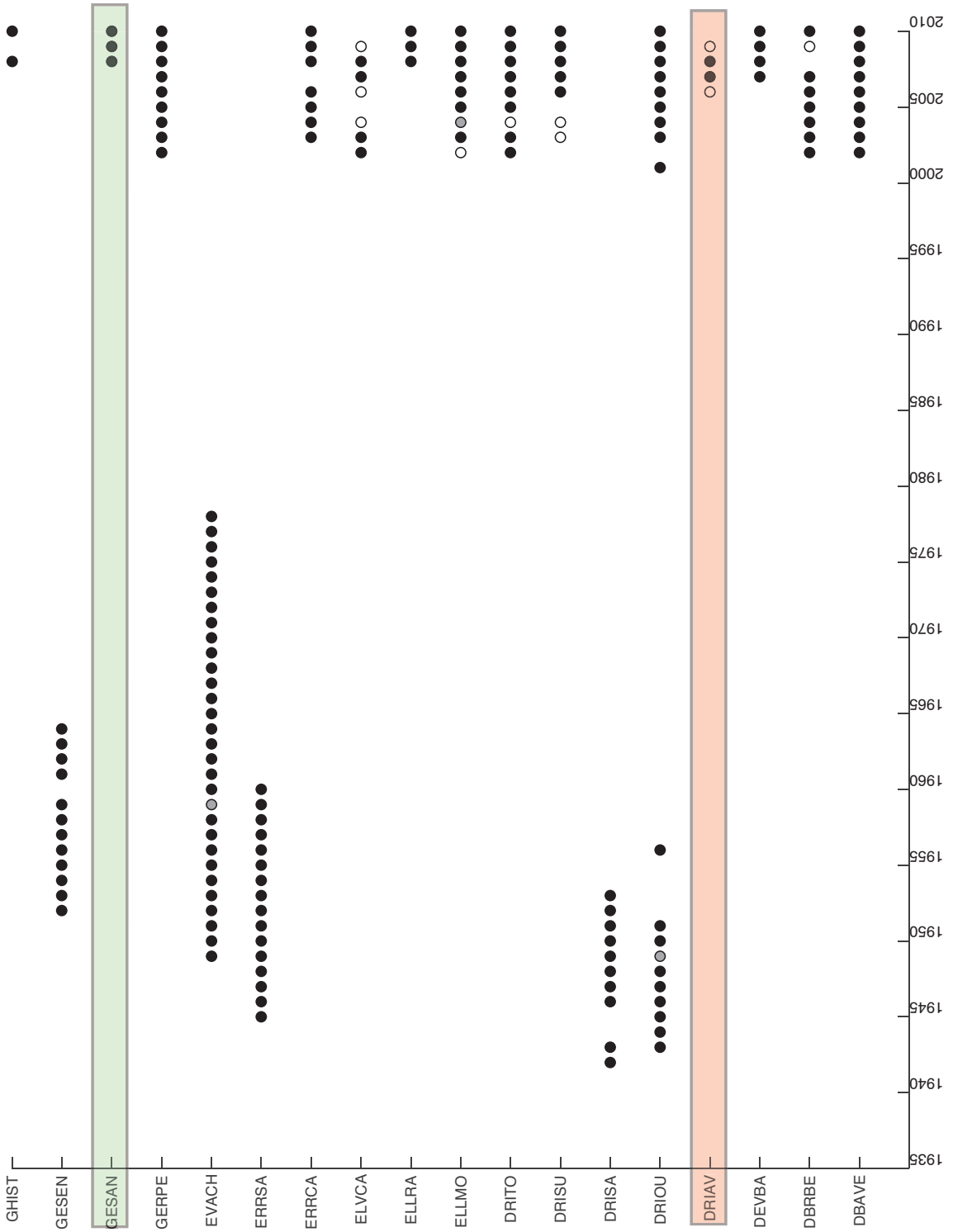
Si riportano nel seguito diagrammi che indicano la consistenza temporale dei dati disponibili nelle stazioni di misura considerate. I codici-stazione fanno riferimento all'elenco riportato nell'allegato I.

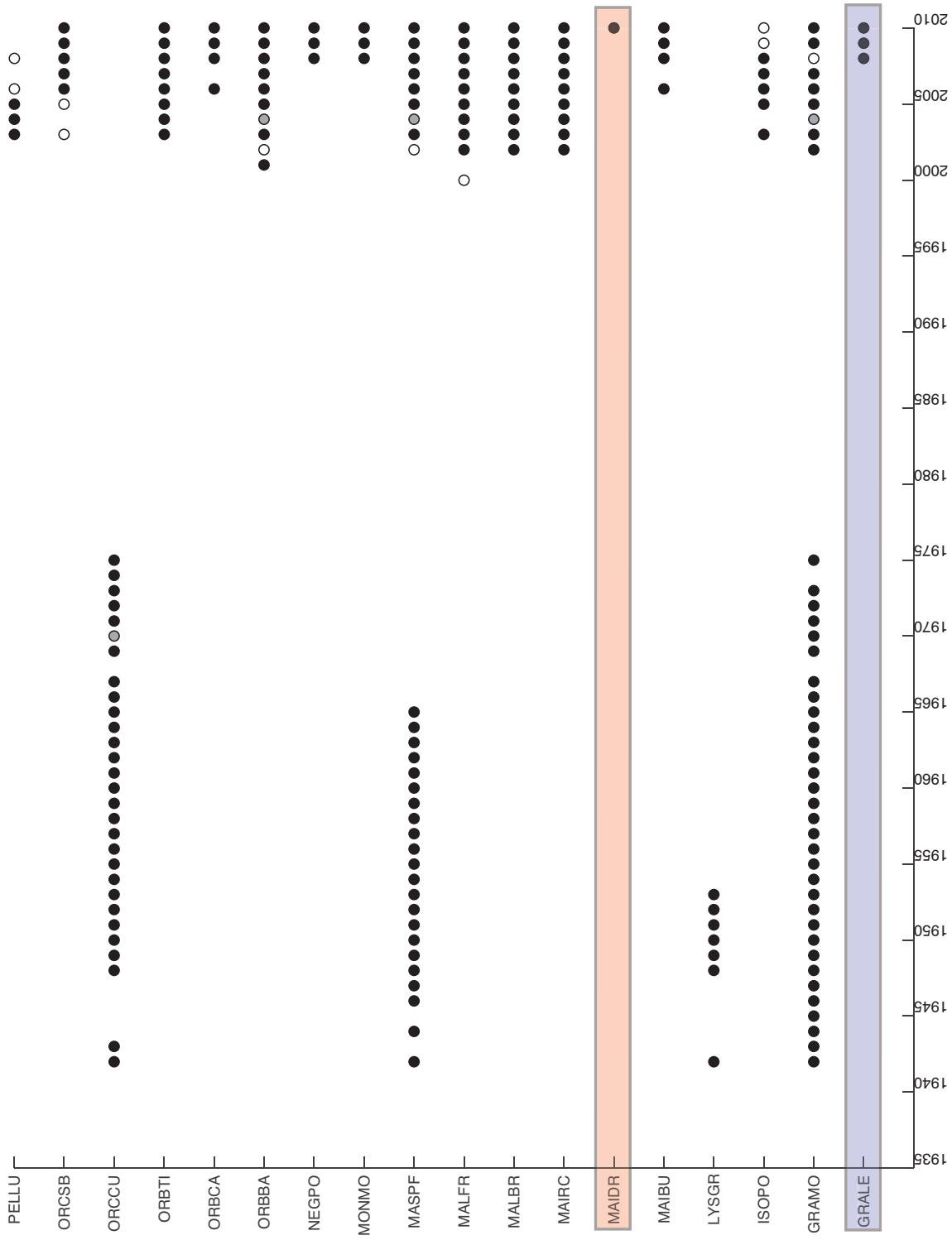
I marker neri corrispondono agli anni con tutti i dati disponibili, i marker grigi corrispondono agli anni con meno di tre dati non disponibili e quelli bianchi corrispondono agli anni con più di tre dati non disponibili.

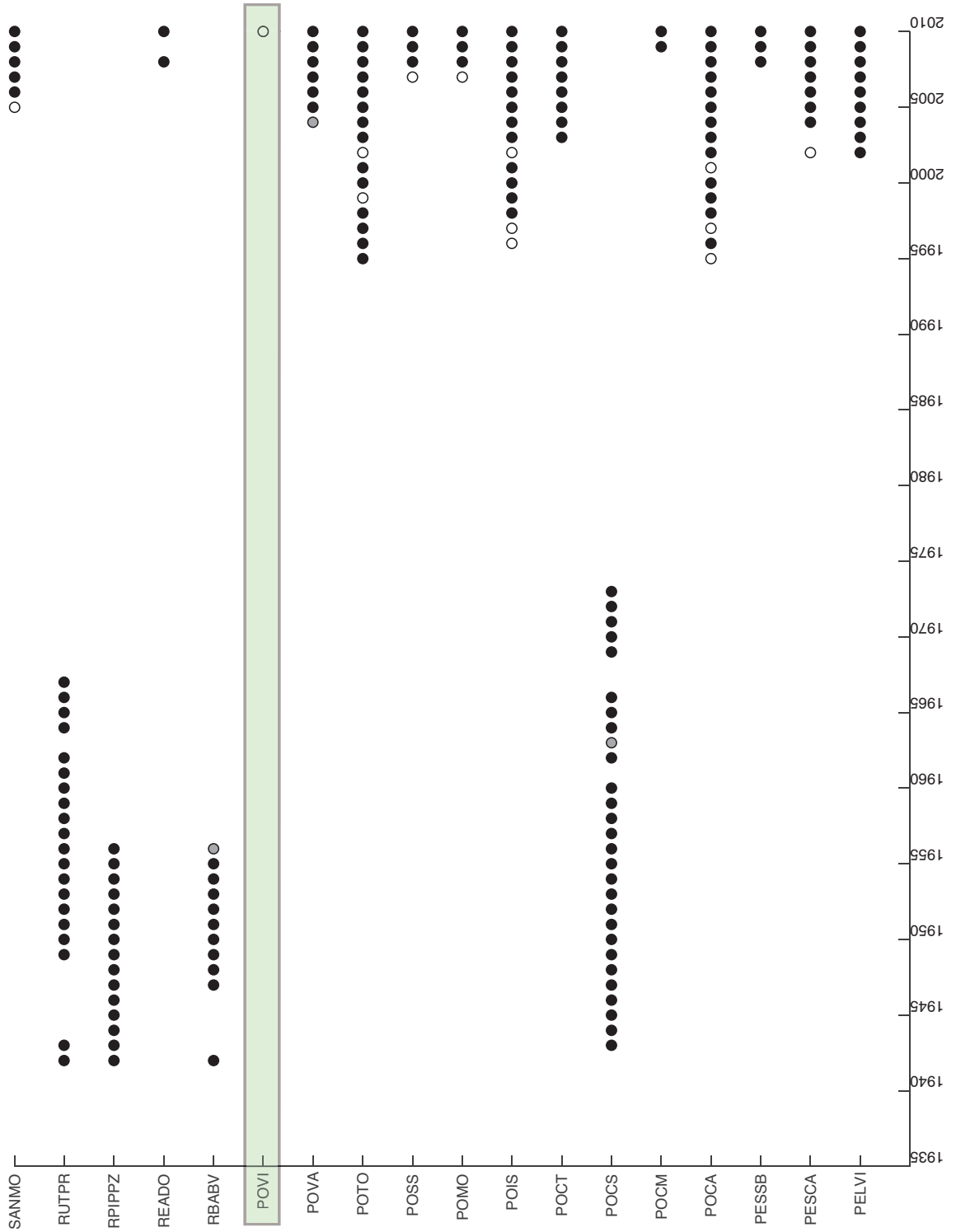
Ulteriori informazioni si deducono dai riquadri colorati: i riquadri arancioni riguardano i casi in cui non vi sono le coordinate della stazione di misura; quelli azzurri rappresentano i casi in cui non è stato possibile delimitare in maniera affidabile il bacino sulla base del modello digitale del terreno disponibile, quelli verdi rappresentano casi in cui vi sono problemi di consistenza delle informazioni idrometriche. Tutte le stazioni di misura evidenziate dai riquadri colorati non sono state considerate nelle analisi, in conformità a quanto riportato nel testo.

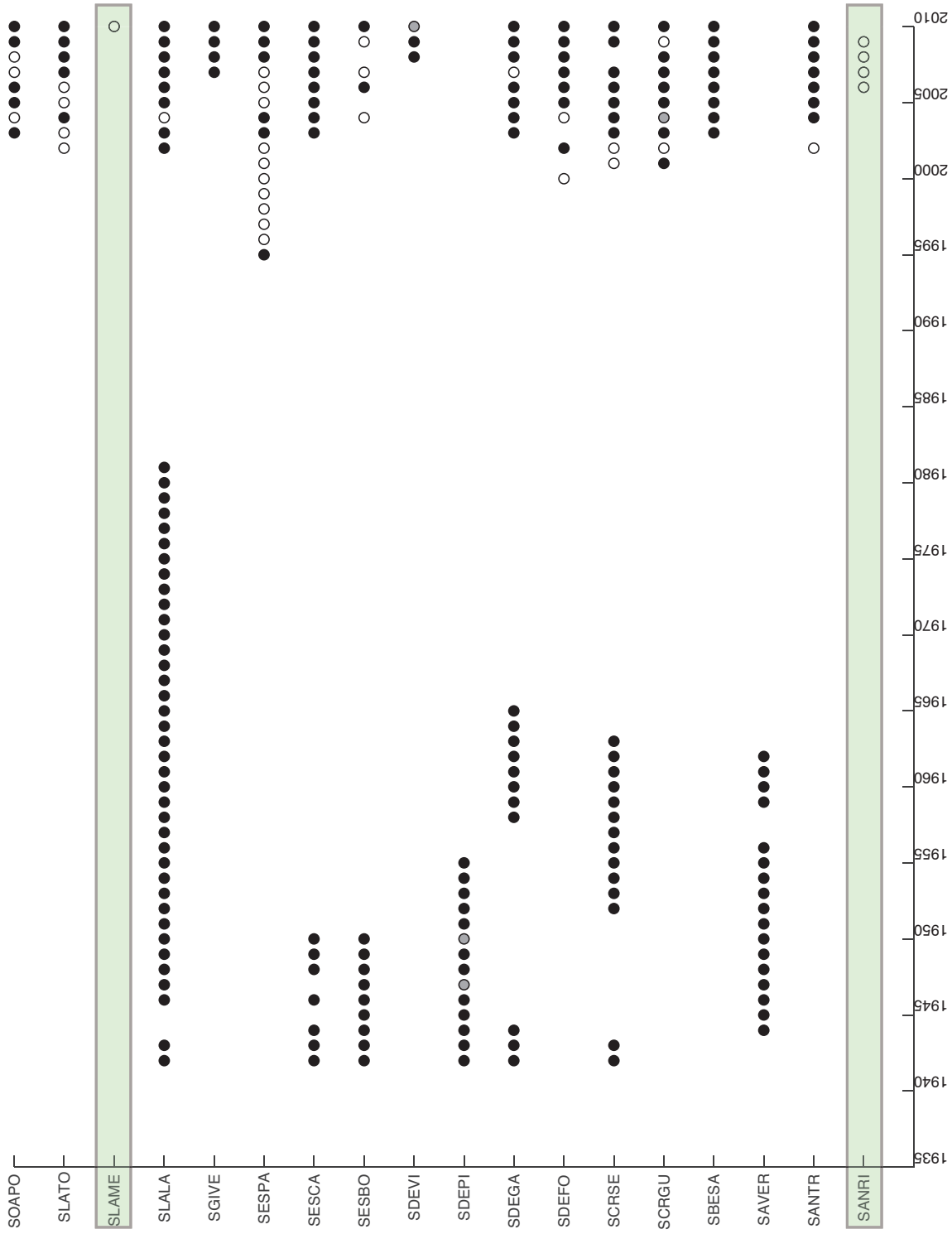

BOSPC
BOSMB
BORCA
BORAL
BOMMU
BOMCE
BOMCA
BOGPC
BOBBA
BELRO
BELCA
BANSA
BANPO
AYACH
ARTSO
ANZMA
AGONO
AGOMO
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010

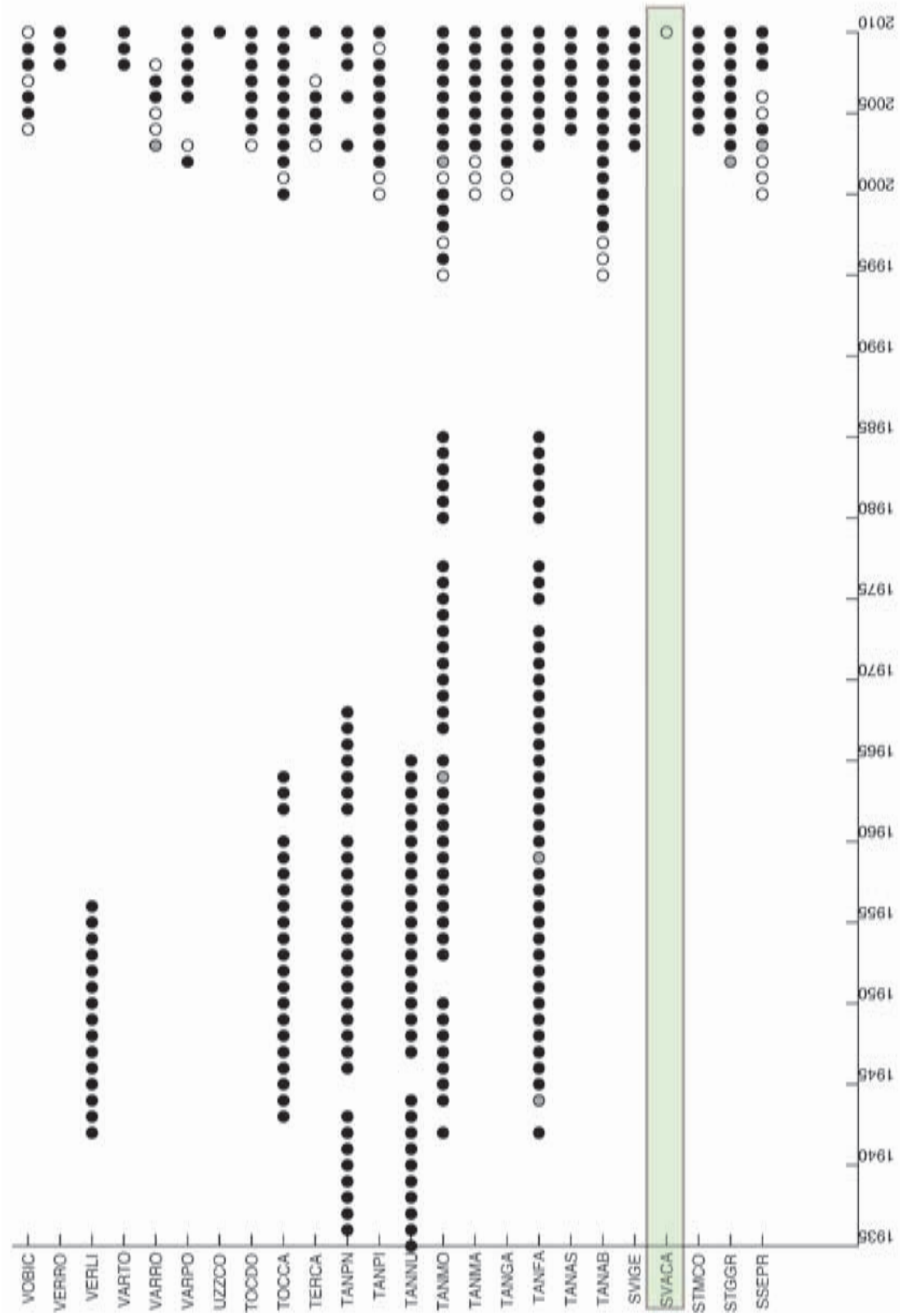

DBATA
DBAAO
CURVO
CORTM
CORPM
CORFS
CHUPA
CHSSM
CHSSB
CHSFE
CHPIN
CHLLO
CEVVI
CEVQU
CEVPA
CASMO
BRRSD
BROMA
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010


GHIST
GESEN
GESAN
GERPE
EVACH
ERRSA
ERRCA
ELVCA
ELLRA
ELLMO
DRITO
DRISU
DRISA
DRIOU
DRIAV
DEVBA
DBRBE
DBAVE
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010


PELLU
ORCSB
ORCCU
ORBTI
ORBCA
ORBBA
NEGPO
MONMO
MASPF
MALFR
MALBR
MAIRC
MAIDR
MAIBU
LYSGR
ISOPO
GRAMO
GRALE
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010

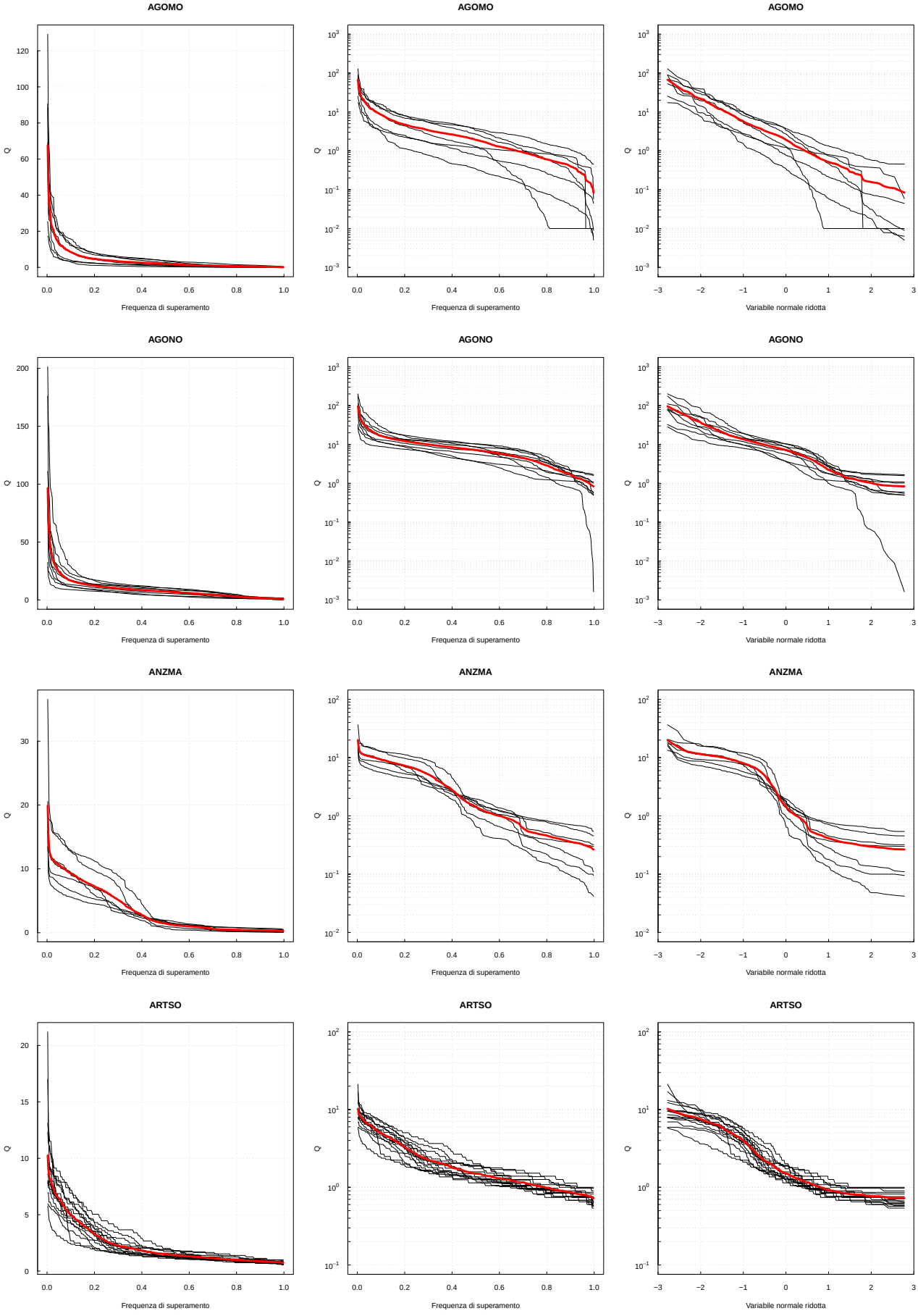

SANMO
RUTPR
RPIPPZ
READO
RBABV
POVI
POVA
POTO
POSS
POMO
POIS
POCT
POCS
POCM
POCA
PESSB
PESCA
PELVI
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010

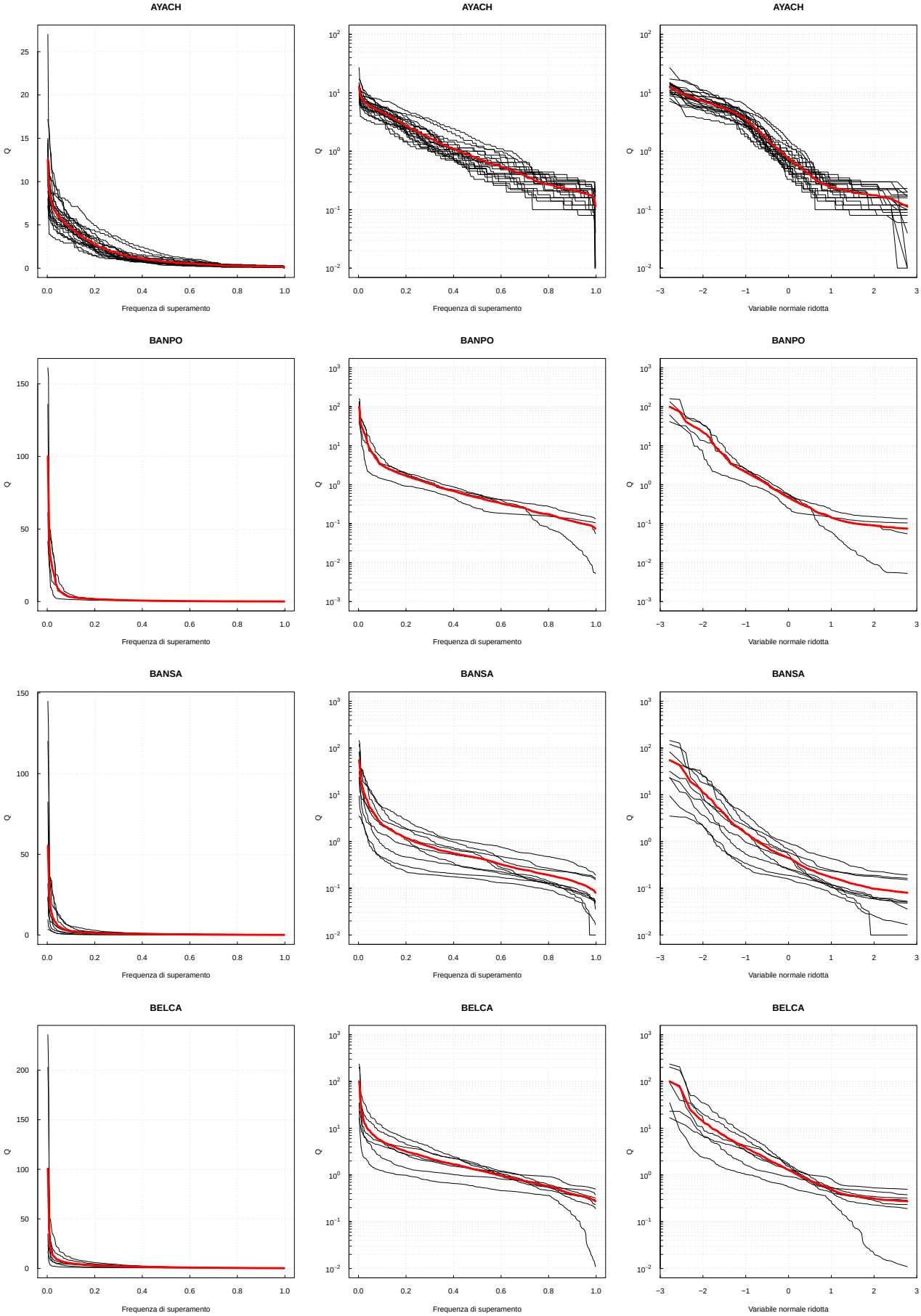

SOAPO
SLATO
SLAME
SLALA
SGIVE
SESPA
SESCA
SESBO
SDEVI
SDEPI
SDEGA
SDEFO
SCRSE
SCRGU
SBESA
SAVER
SANTR
SANRI
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010

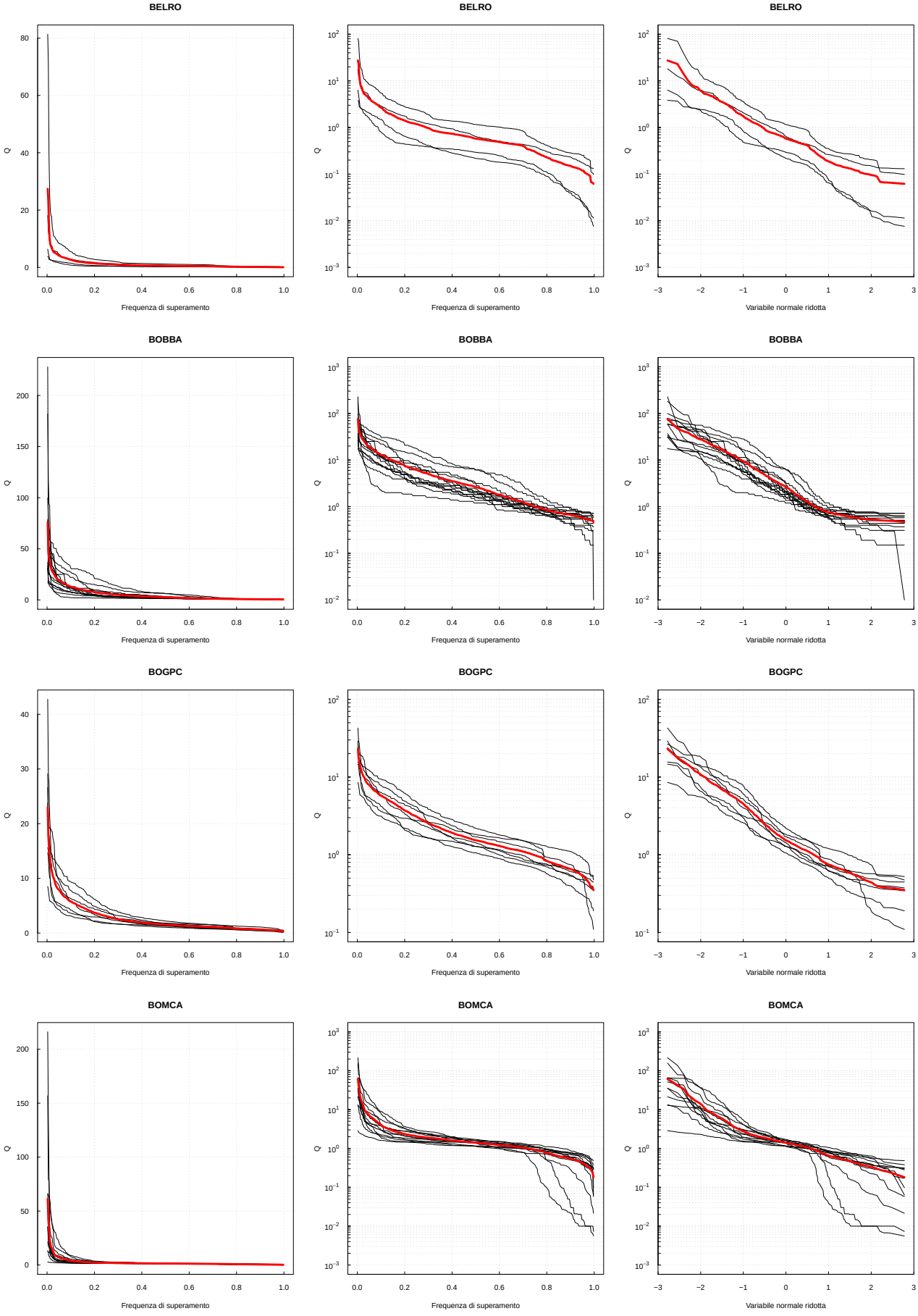

VOBIC
VERRO
VERLI
VARTO
VARRO
VARPO
UZZOO
TOCDO
TOCCA
TERCA
TANPN
TANPI
TANNU
TANMO
TANMA
TANGA
TANFA
TANAS
TANAB
SVIGE
SVACA
STMCO
STGGR
SSEPR
1935
1940
1945
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
1990
1995
2000
2005
2010

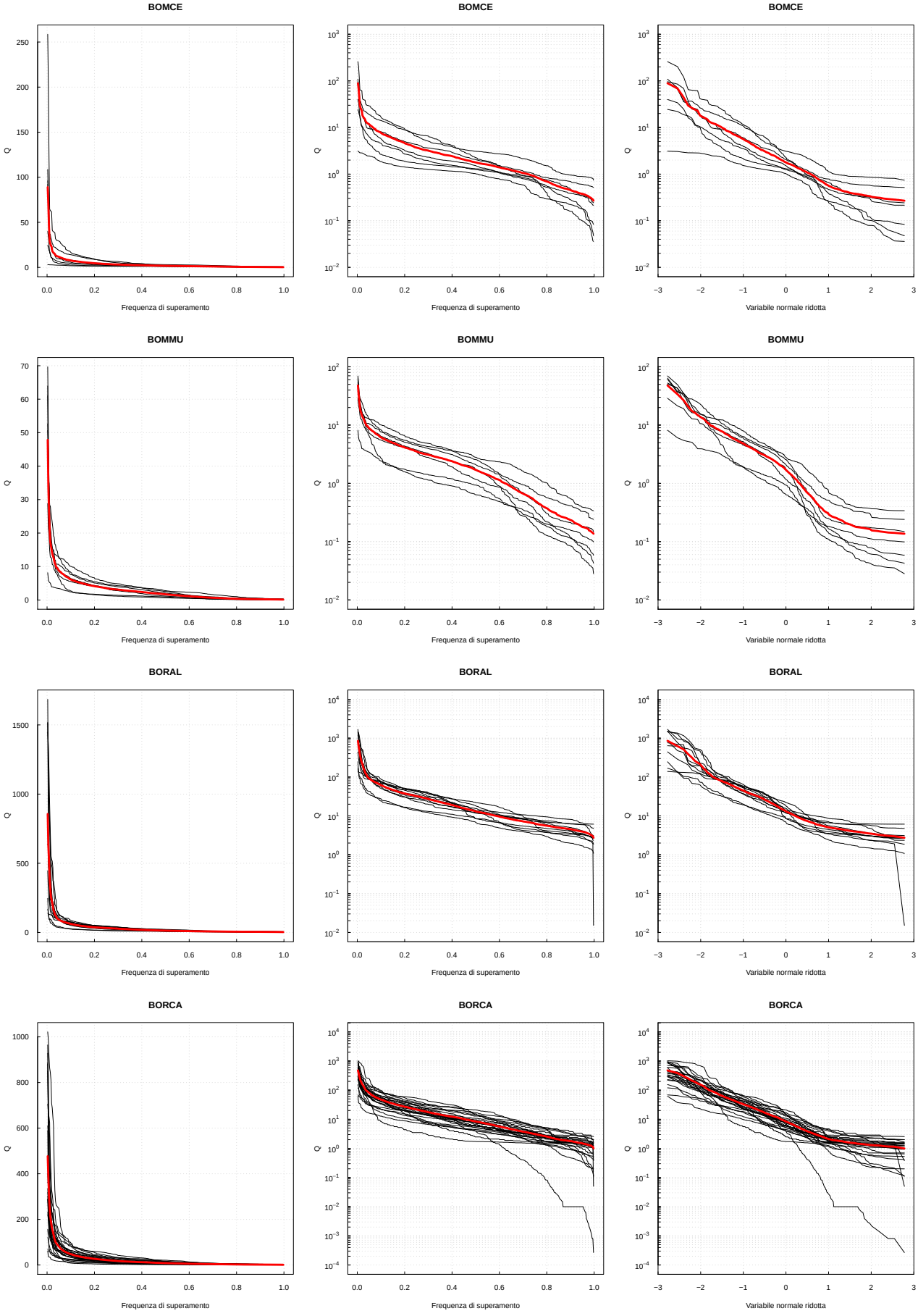
IV CDP EMPIRICHE

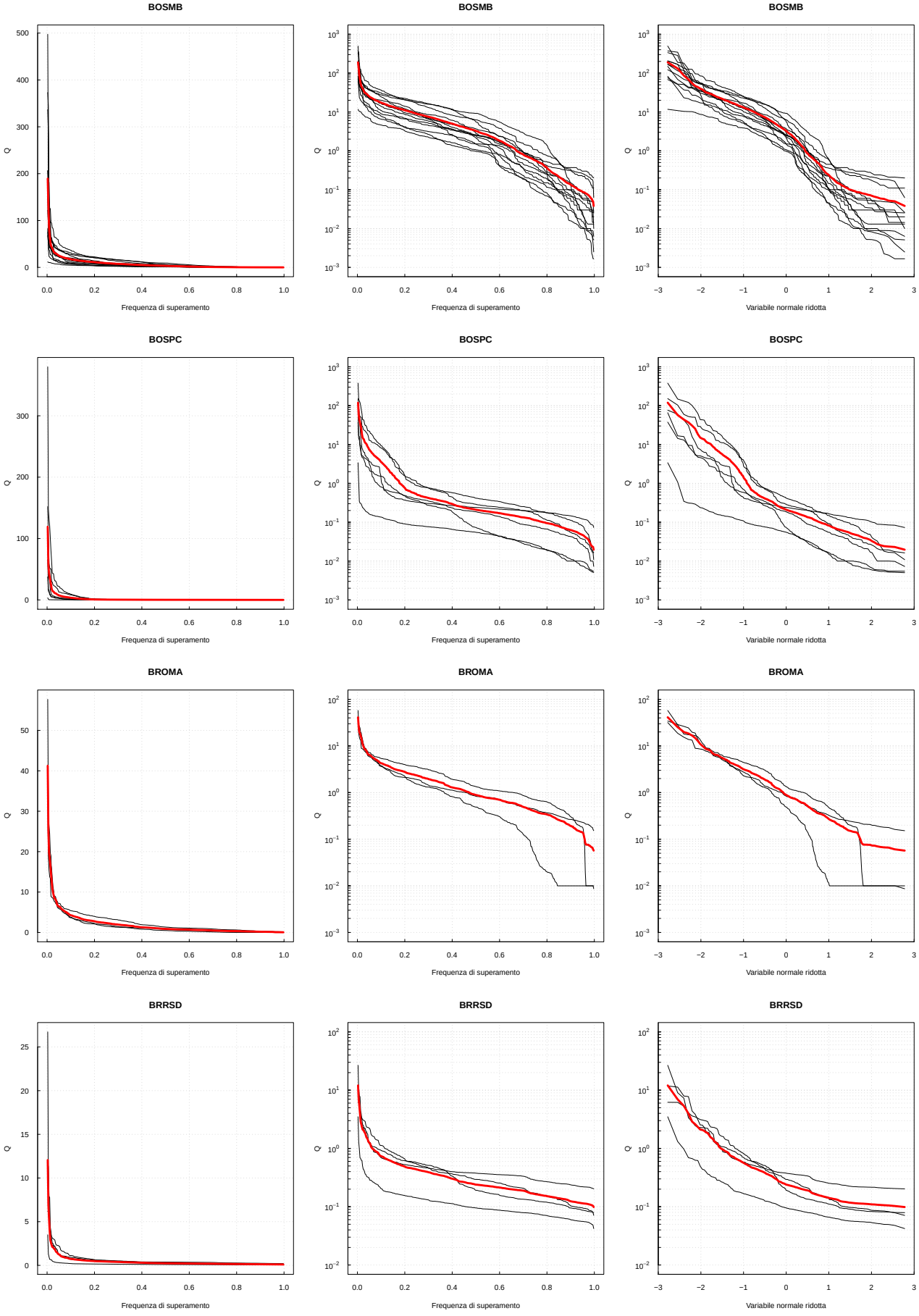
Si riportano le curve di durata delle portate annuali per ogni stazione di misura, assieme alla curva media annua rappresentata con tratto spesso rosso. I codici-stazione fanno riferimento all'elenco riportato nell'allegato I. Il fasci di curve viene riportato, per ogni stazione, in tre diverse rappresentazioni: rappresentazione "lineare" in cui il valore di portata in m^3/s è riportato in funzione della probabilità di superamento; "logaritmica", analoga alla precedente, ma con l'asse delle ascisse in scala logaritmica; rappresentazione "in carta probabilistica log-Normale" dove l'asse delle ascisse rappresenta la variabile ridotta Normale standard.

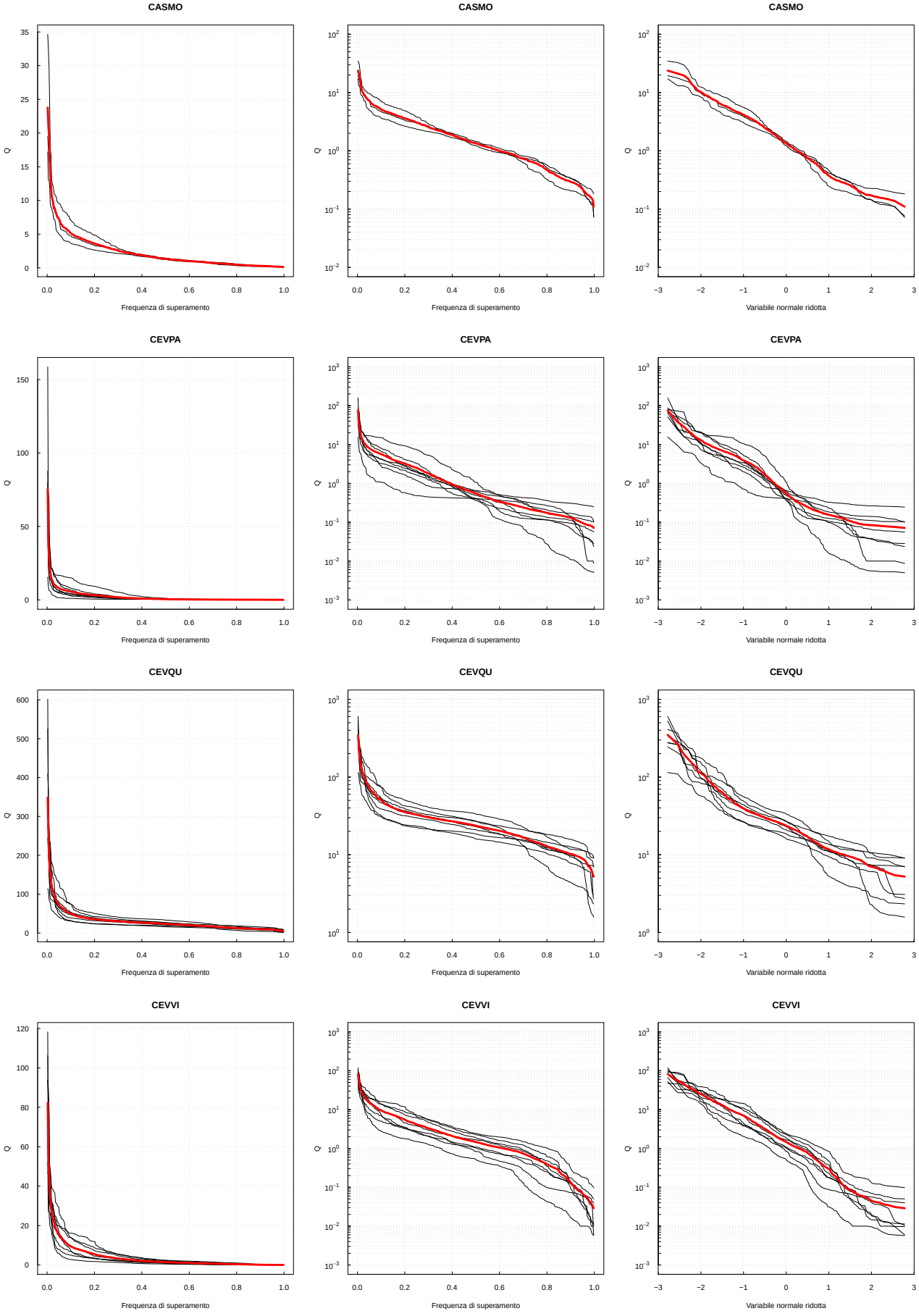

AGOMO
AGOMO
AGOMO
AGONO
AGONO
AGONO
ANZMA
ANZMA
ANZMA
ARTSO
ARTSO
ARTSO
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

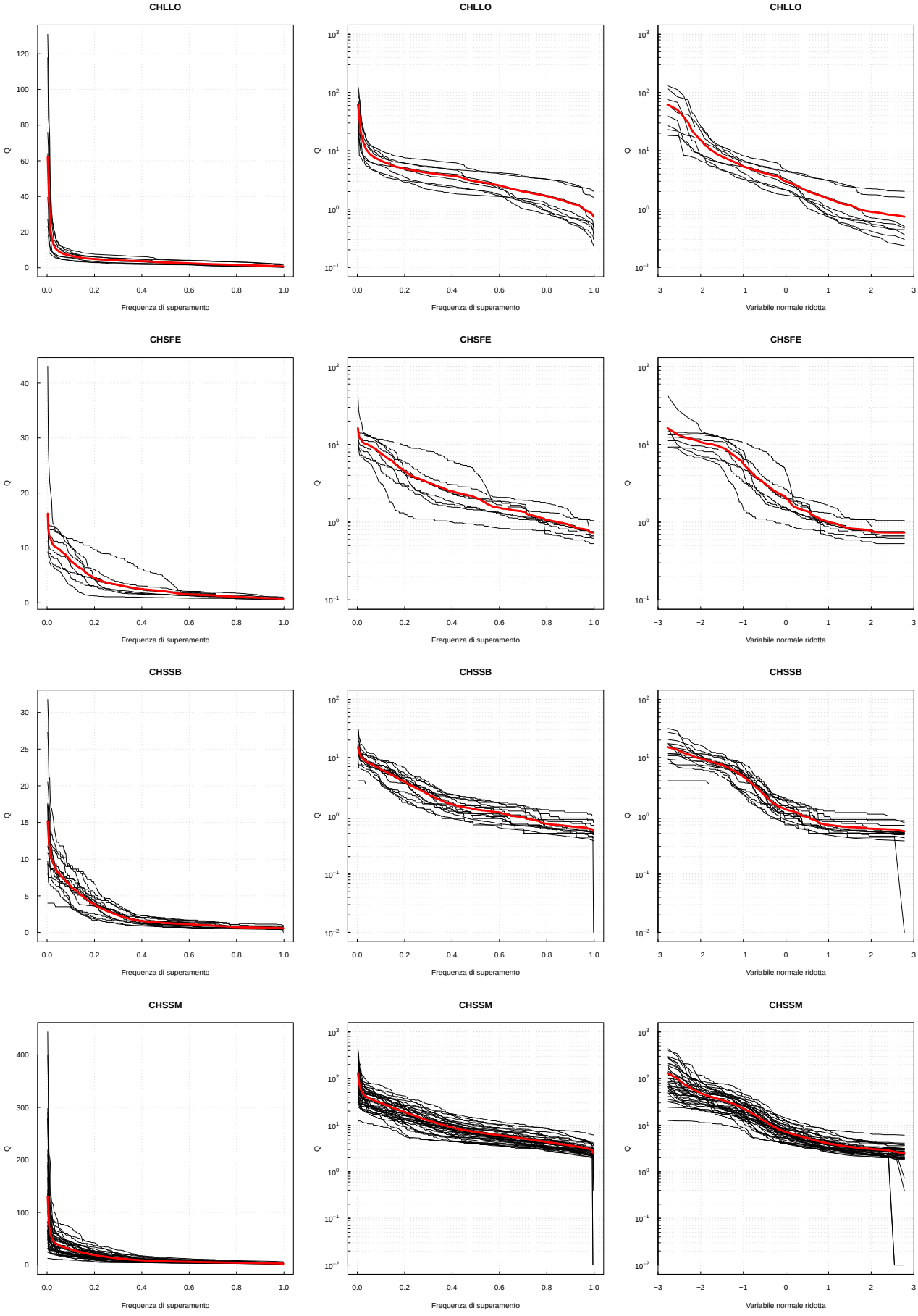

AYACH
AYACH
AYACH
BANPO
BANPO
BANPO
BANSA
BANSA
BANSA
BELCA
BELCA
BELCA
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

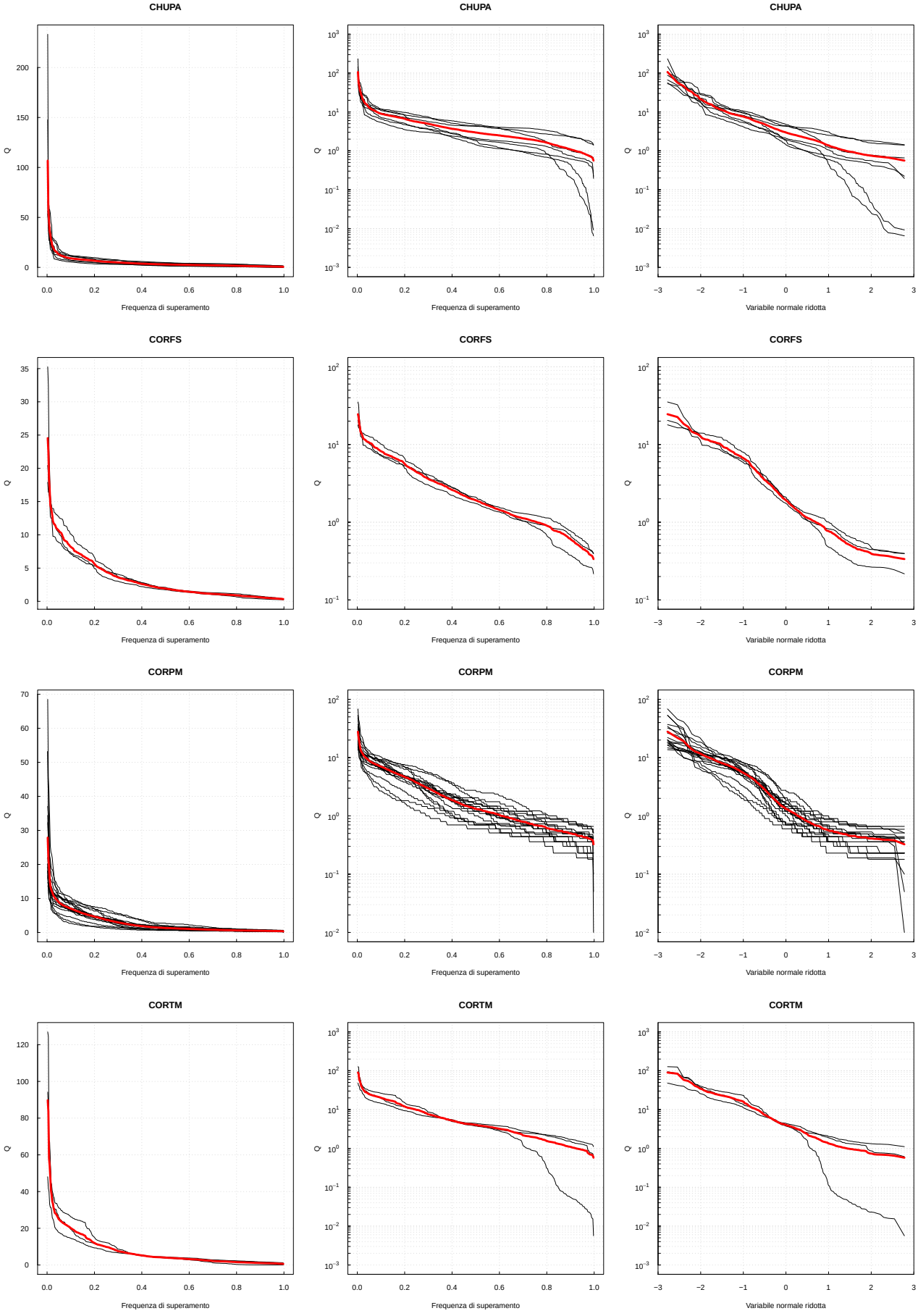

BELRO
Q
Frequenza di superamento
BELRO
Q
Frequenza di superamento
BELRO
Q
Variabile normale ridotta
BOBBA
Q
Frequenza di superamento
BOBBA
Q
Frequenza di superamento
BOBBA
Q
Variabile normale ridotta
BOGPC
Q
Frequenza di superamento
BOGPC
Q
Frequenza di superamento
BOGPC
Q
Variabile normale ridotta
BOMCA
Q
Frequenza di superamento
BOMCA
Q
Frequenza di superamento
BOMCA
Q
Variabile normale ridotta

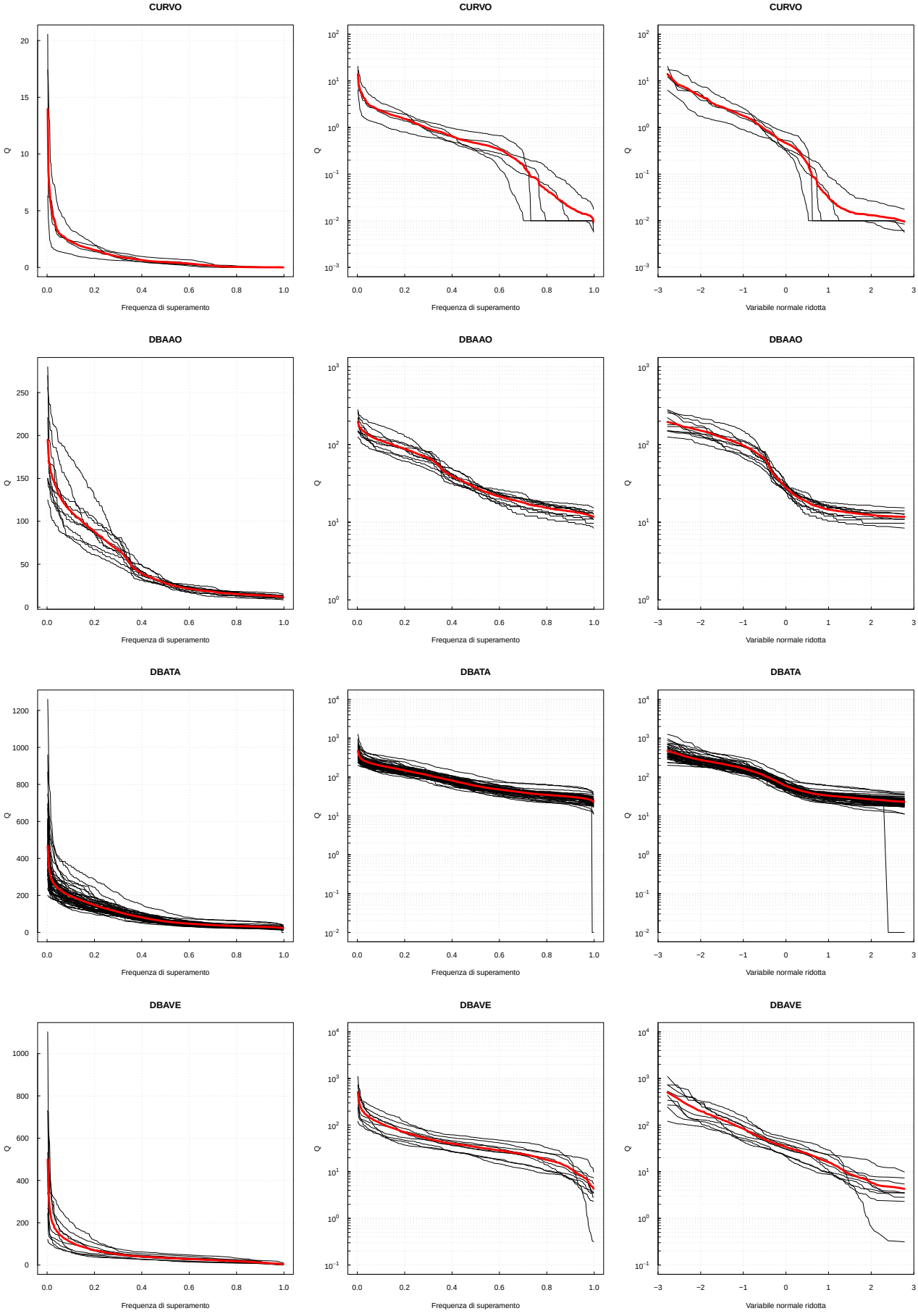

BOMCE
Q
Frequenza di superamento
BOMCE
Q
Frequenza di superamento
BOMCE
Q
Variabile normale ridotta
BOMMU
Q
Frequenza di superamento
BOMMU
Q
Frequenza di superamento
BOMMU
Q
Variabile normale ridotta
BORAL
Q
Frequenza di superamento
BORAL
Q
Frequenza di superamento
BORAL
Q
Variabile normale ridotta
BORCA
Q
Frequenza di superamento
BORCA
Q
Frequenza di superamento
BORCA
Q
Variabile normale ridotta

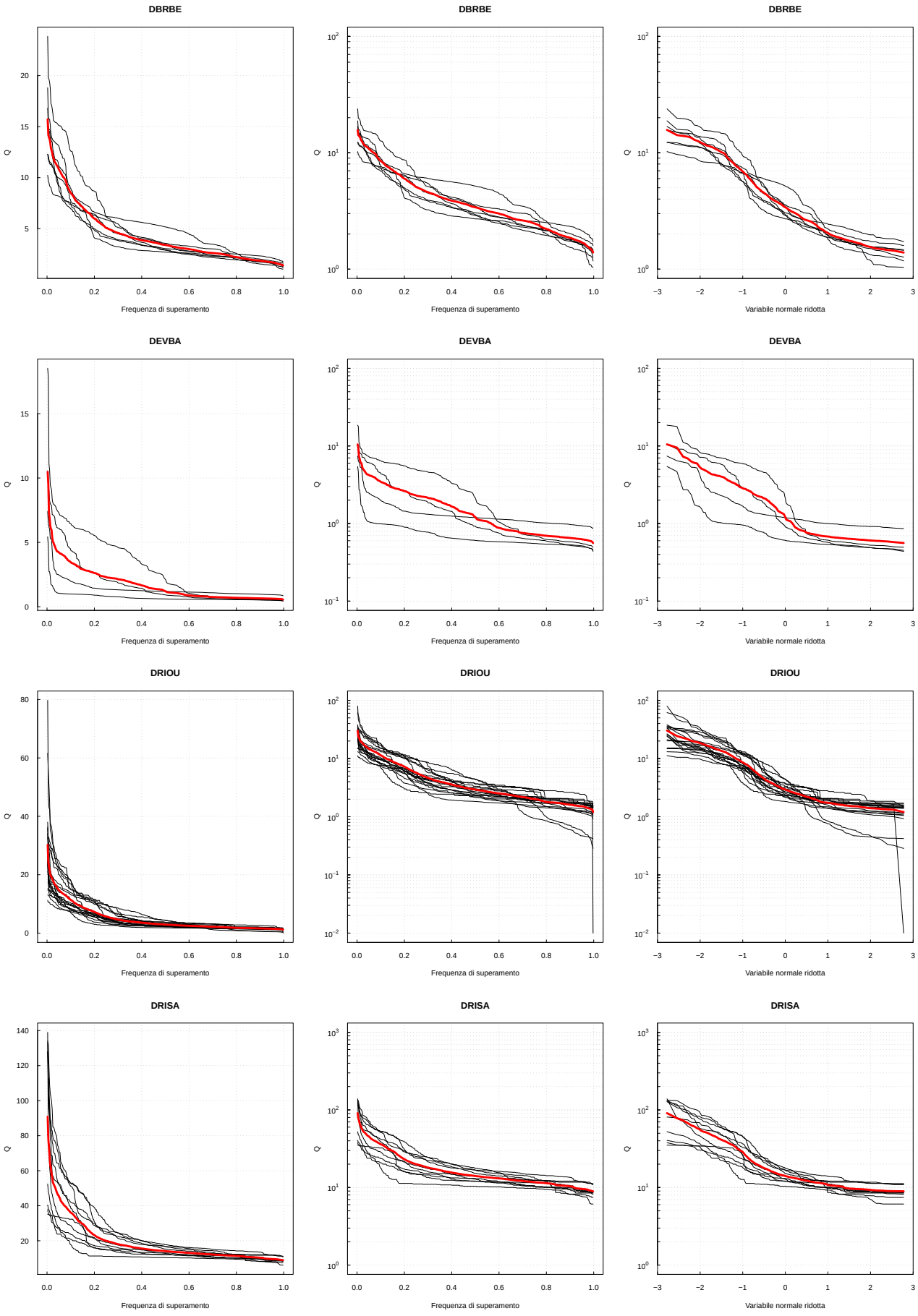

BOSMB
Q
Frequenza di superamento
BOSMB
Q
Frequenza di superamento
BOSMB
Q
Variabile normale ridotta
BOSPC
Q
Frequenza di superamento
BOSPC
Q
Frequenza di superamento
BOSPC
Q
Variabile normale ridotta
BROMA
Q
Frequenza di superamento
BROMA
Q
Frequenza di superamento
BROMA
Q
Variabile normale ridotta
BRRSD
Q
Frequenza di superamento
BRRSD
Q
Frequenza di superamento
BRRSD
Q
Variabile normale ridotta

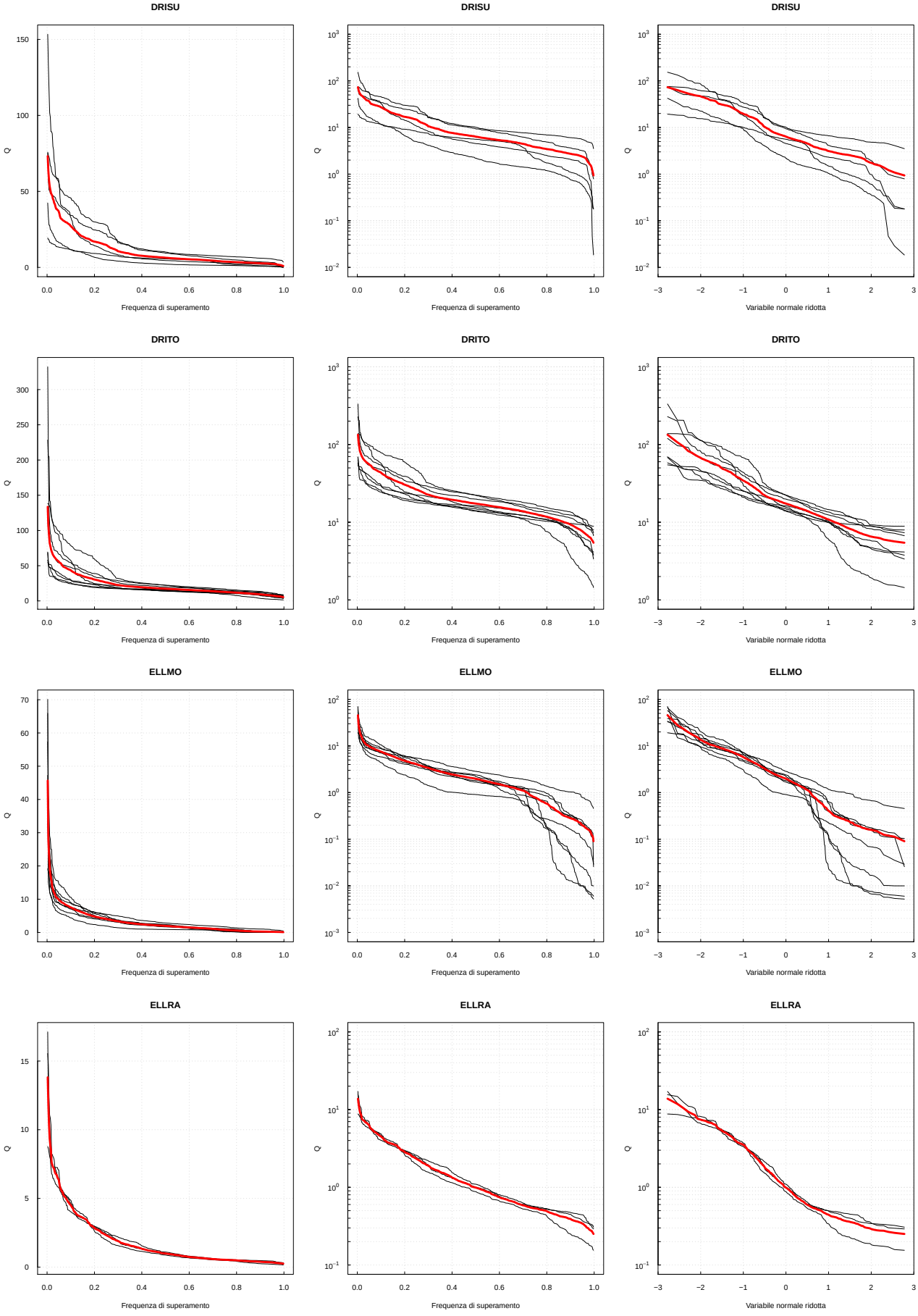

CASMO
CASMO
CASMO
CEVPA
CEVPA
CEVPA
CEVQU
CEVQU
CEVQU
CEVVI
CEVVI
CEVVI
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

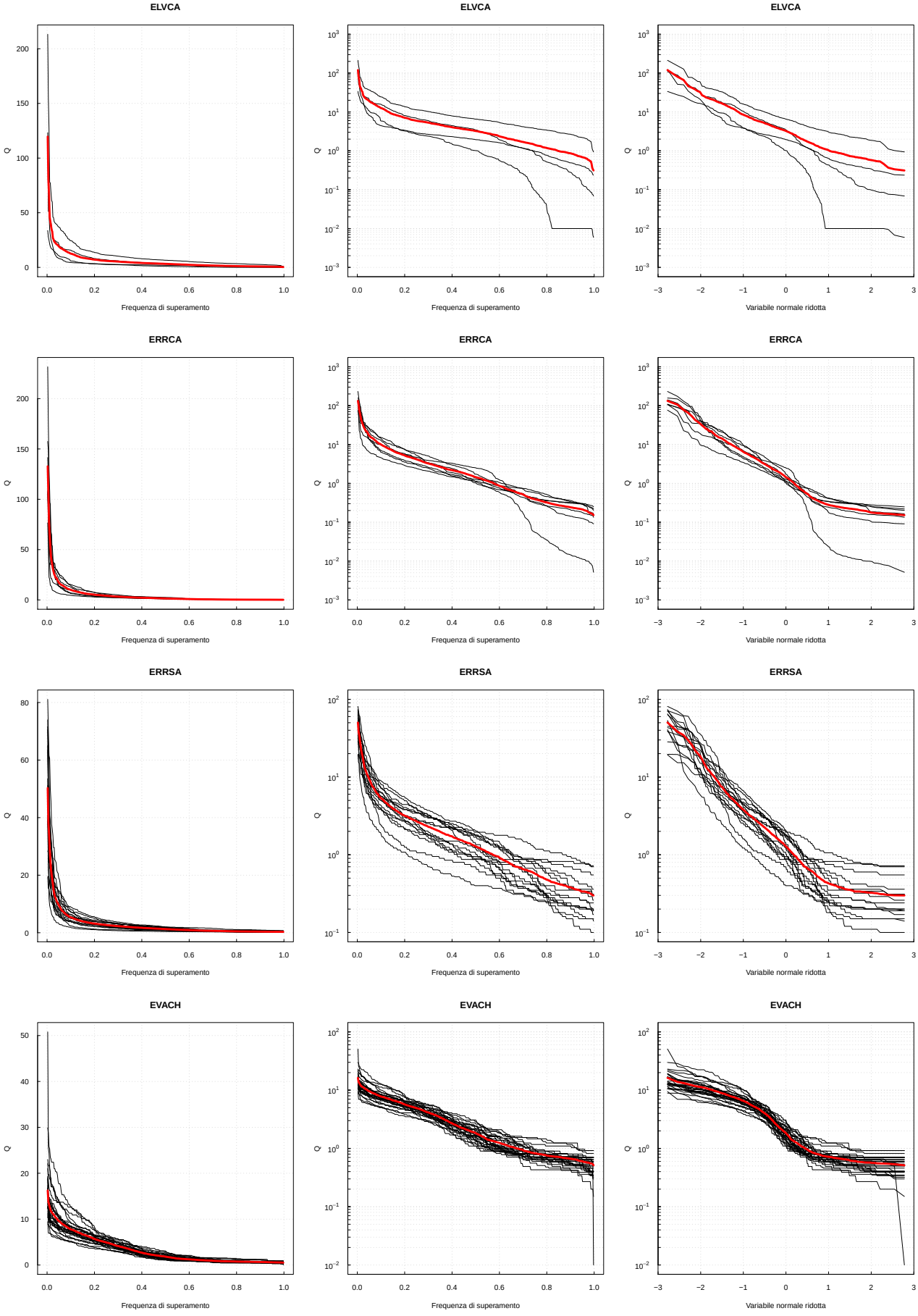

CHLLO
CHLLO
CHLLO
CHSFE
CHSFE
CHSFE
CHSSB
CHSSB
CHSSB
CHSSM
CHSSM
CHSSM
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

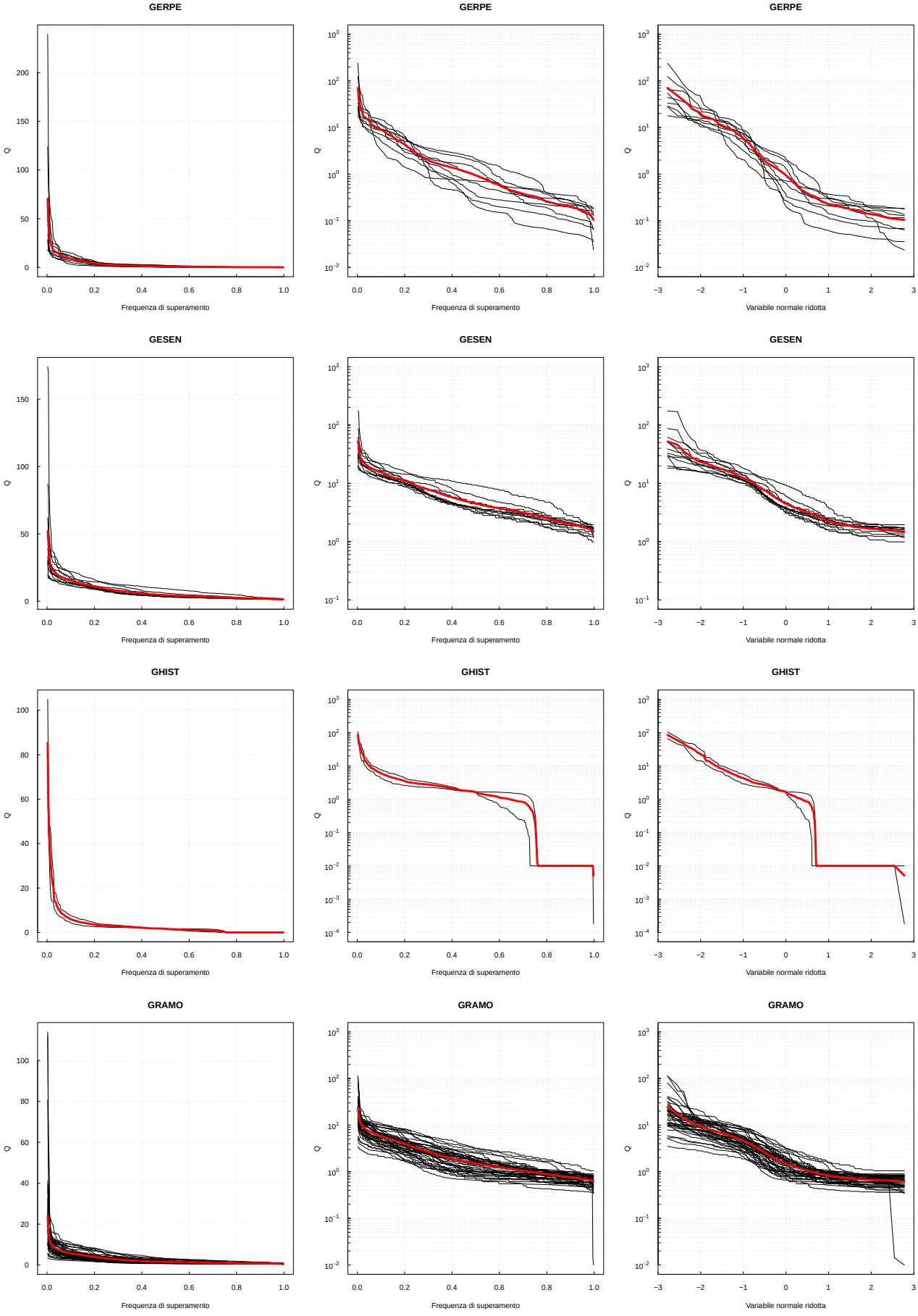

CHUPA
Q
Frequenza di superamento
CHUPA
Q
Frequenza di superamento
CHUPA
Q
Variabile normale ridotta
CORFS
Q
Frequenza di superamento
CORFS
Q
Frequenza di superamento
CORFS
Q
Variabile normale ridotta
CORPM
Q
Frequenza di superamento
CORPM
Q
Frequenza di superamento
CORPM
Q
Variabile normale ridotta
CORTM
Q
Frequenza di superamento
CORTM
Q
Frequenza di superamento
CORTM
Q
Variabile normale ridotta

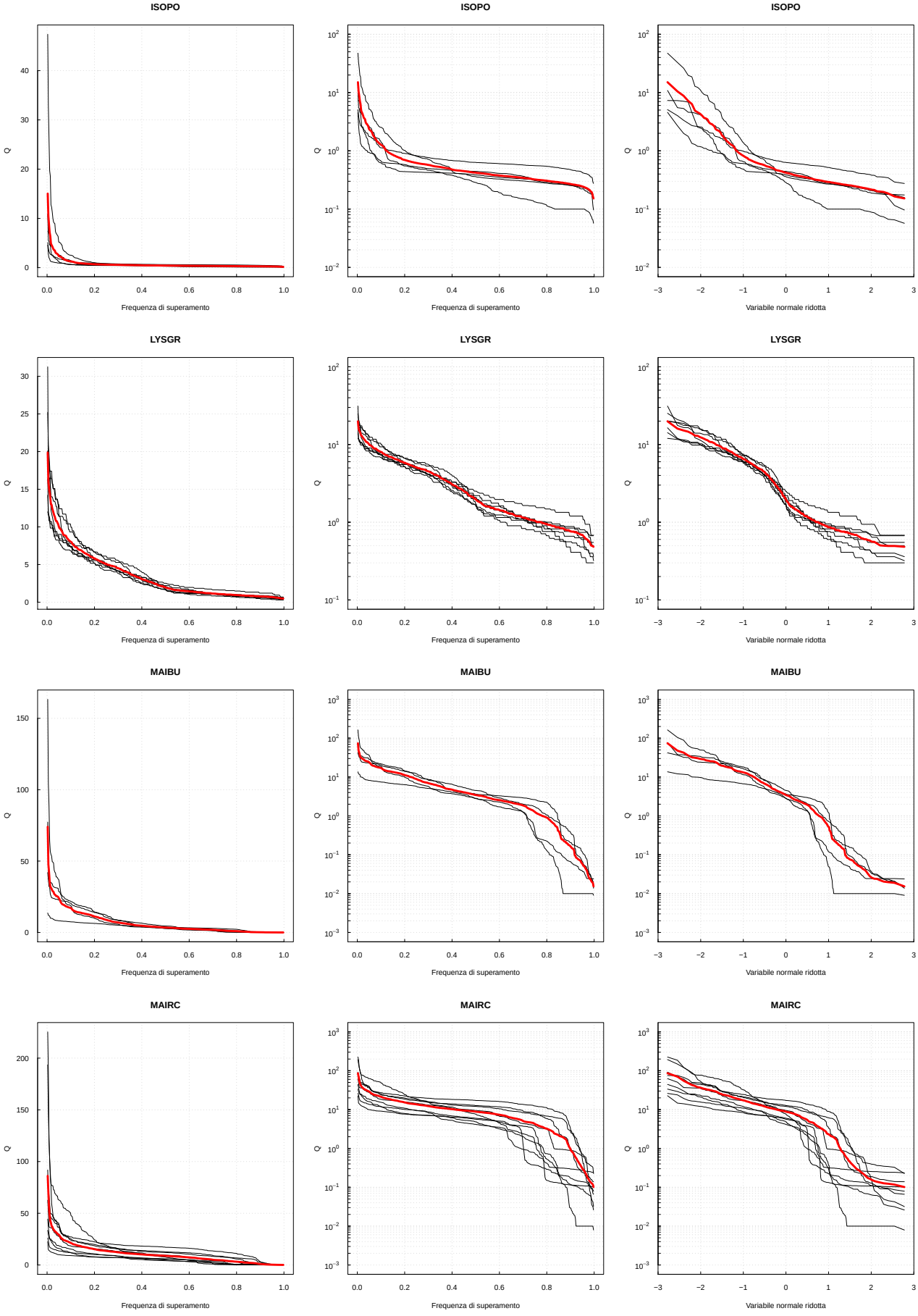

CURVO
Q
Frequenza di superamento
CURVO
Q
Frequenza di superamento
CURVO
Q
Variabile normale ridotta
DBAAO
Q
Frequenza di superamento
DBAAO
Q
Frequenza di superamento
DBAAO
Q
Variabile normale ridotta
DBATA
Q
Frequenza di superamento
DBATA
Q
Frequenza di superamento
DBATA
Q
Variabile normale ridotta
DBAVE
Q
Frequenza di superamento
DBAVE
Q
Frequenza di superamento
DBAVE
Q
Variabile normale ridotta

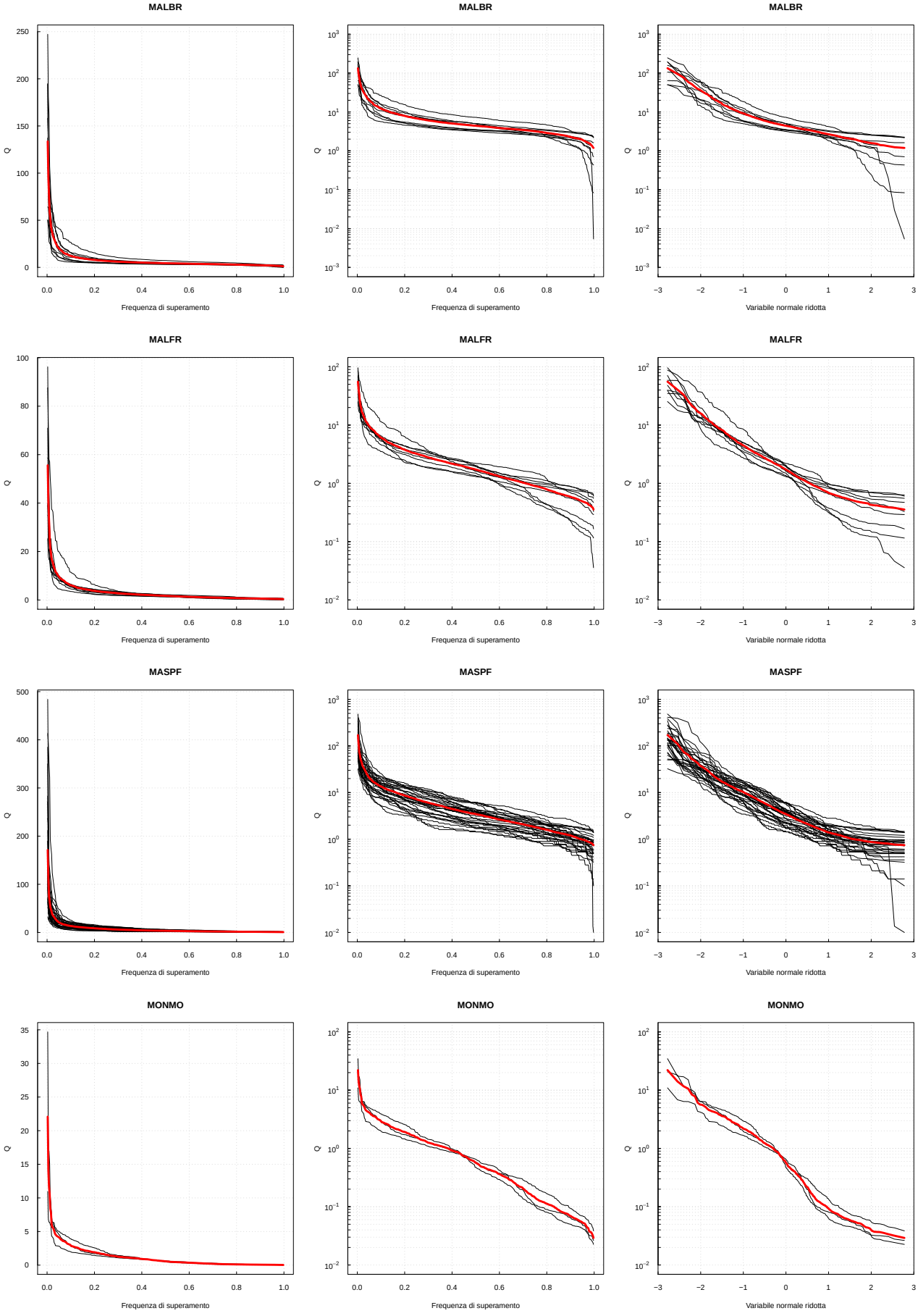

DBRBE
DBRBE
DBRBE
DEVBA
DEVBA
DEVBA
DRIOU
DRIOU
DRIOU
DRISA
DRISA
DRISA
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

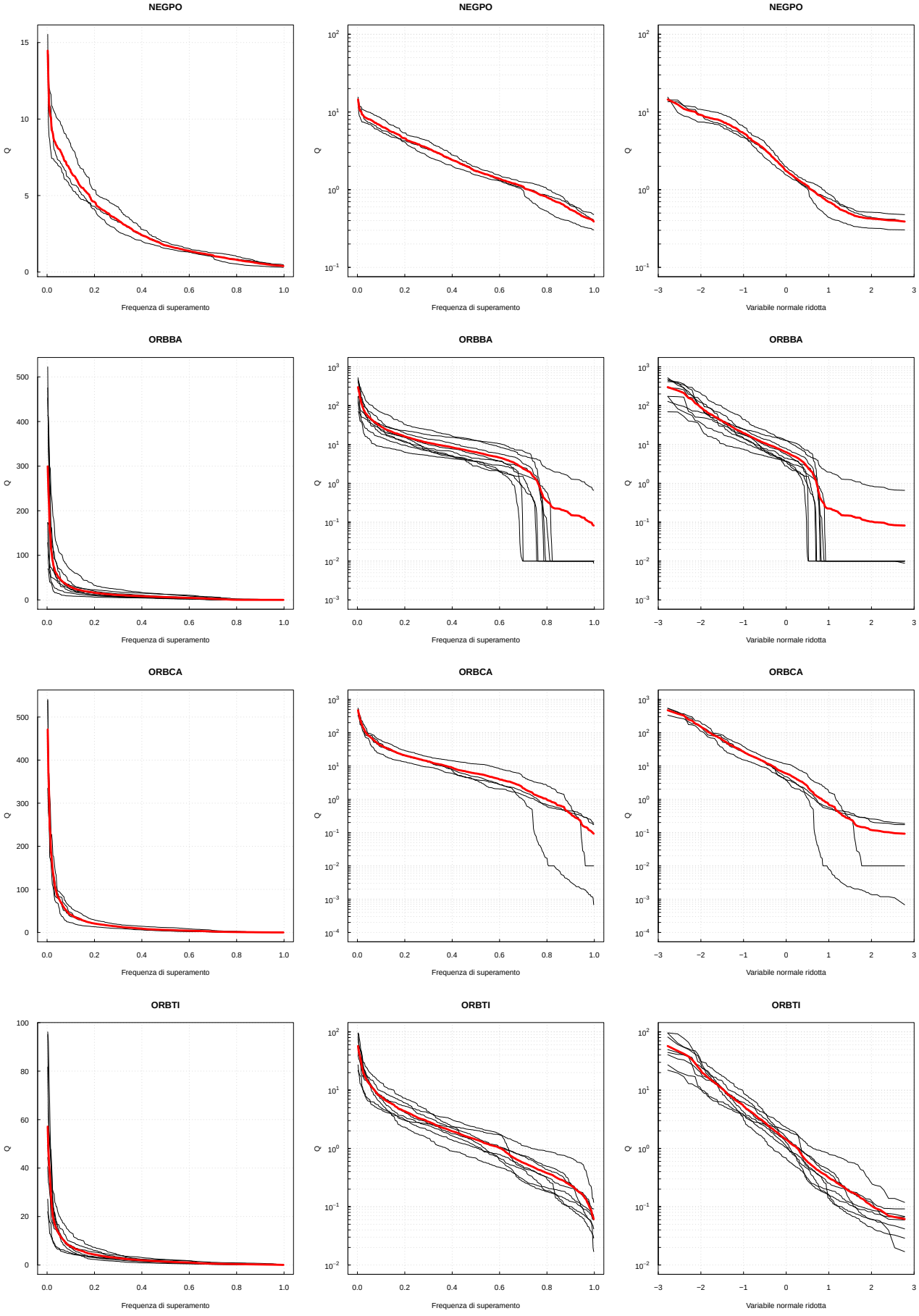

DRISU
Q
Frequenza di superamento
DRISU
Q
Frequenza di superamento
DRISU
Q
Variabile normale ridotta
DRITO
Q
Frequenza di superamento
DRITO
Q
Frequenza di superamento
DRITO
Q
Variabile normale ridotta
ELLMO
Q
Frequenza di superamento
ELLMO
Q
Frequenza di superamento
ELLMO
Q
Variabile normale ridotta
ELLRA
Q
Frequenza di superamento
ELLRA
Q
Frequenza di superamento
ELLRA
Q
Variabile normale ridotta

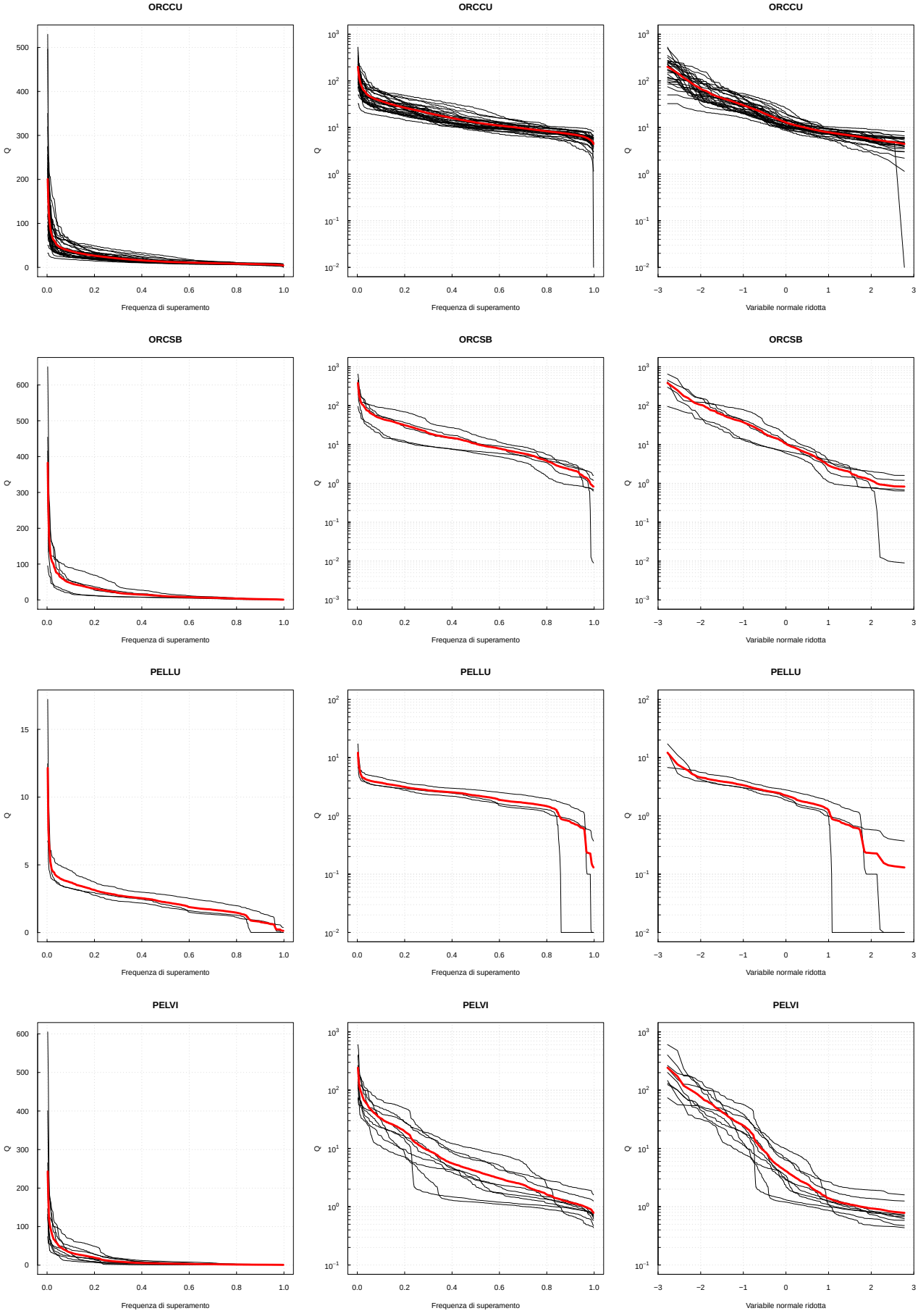

ELVCA
ELVCA
ELVCA
ERRCA
ERRCA
ERRCA
ERRSA
ERRSA
ERRSA
EVACH
EVACH
EVACH
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

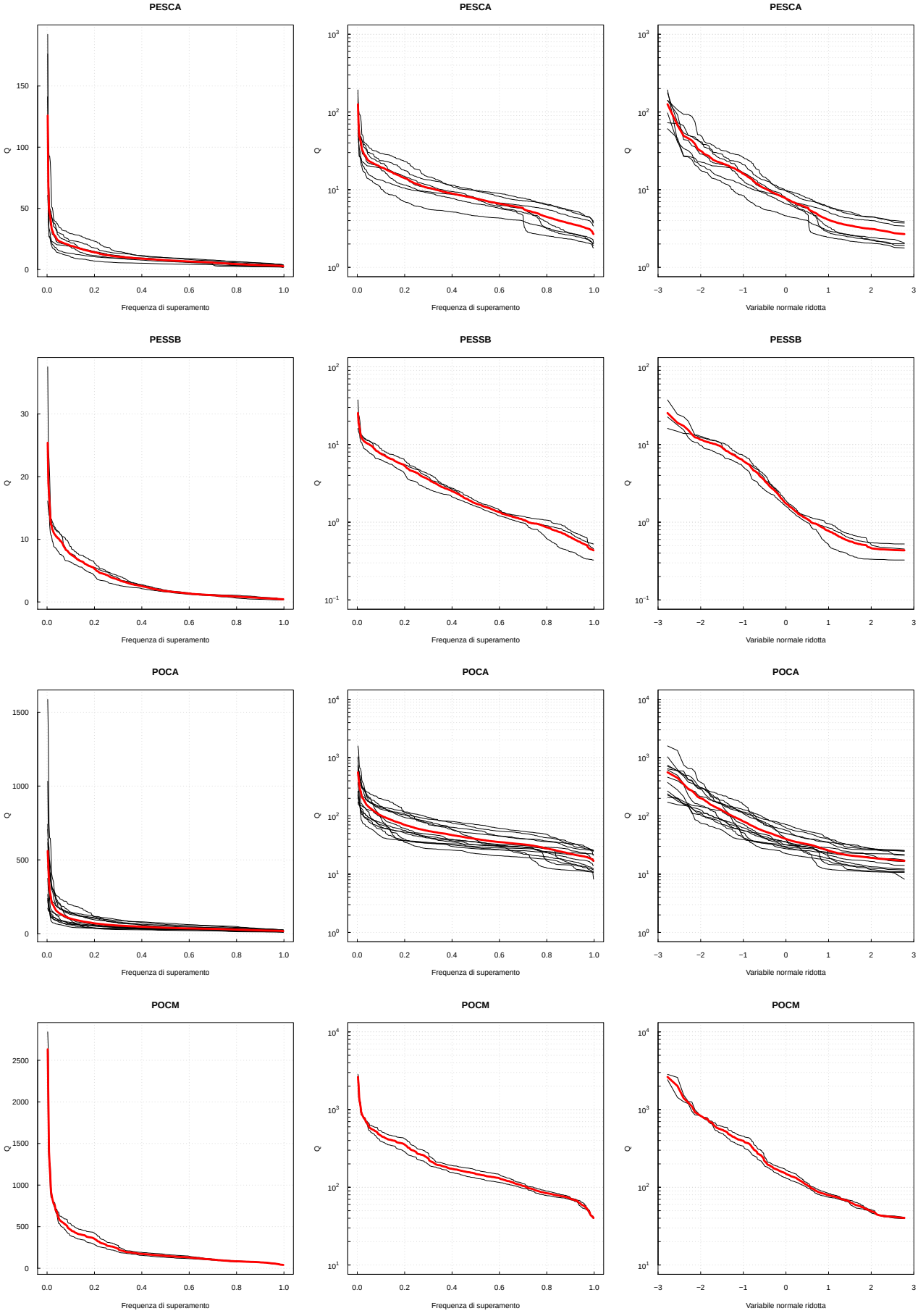

GERPE
Q
Frequenza di superamento
GERPE
Q
Frequenza di superamento
GERPE
Q
Variabile normale ridotta
GESEN
Q
Frequenza di superamento
GESEN
Q
Frequenza di superamento
GESEN
Q
Variabile normale ridotta
GHIST
Q
Frequenza di superamento
GHIST
Q
Frequenza di superamento
GHIST
Q
Variabile normale ridotta
GRAMO
Q
Frequenza di superamento
GRAMO
Q
Frequenza di superamento
GRAMO
Q
Variabile normale ridotta

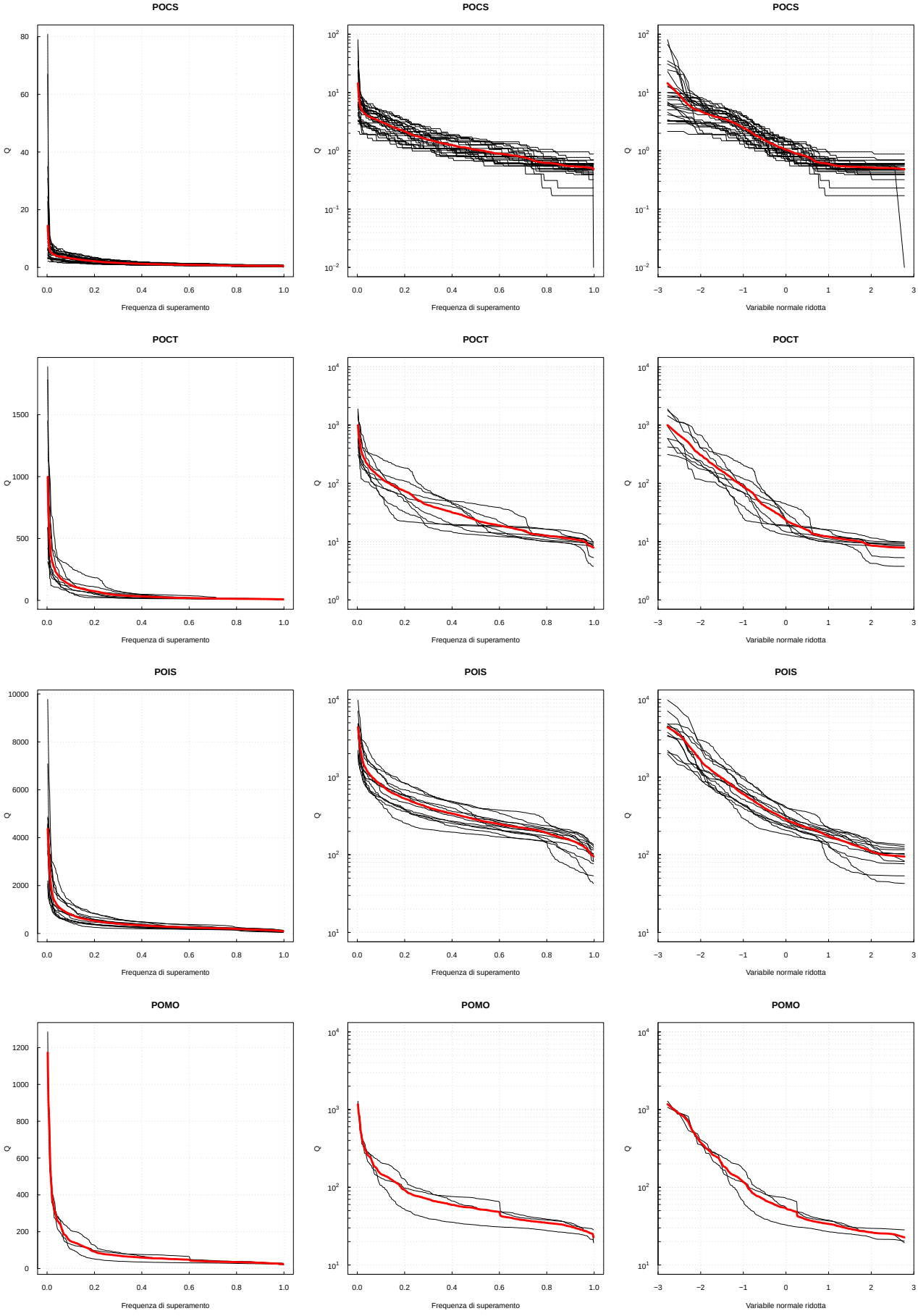

ISOPO
ISOPO
ISOPO
LYSGR
LYSGR
LYSGR
MAIBU
MAIBU
MAIBU
MAIRC
MAIRC
MAIRC
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

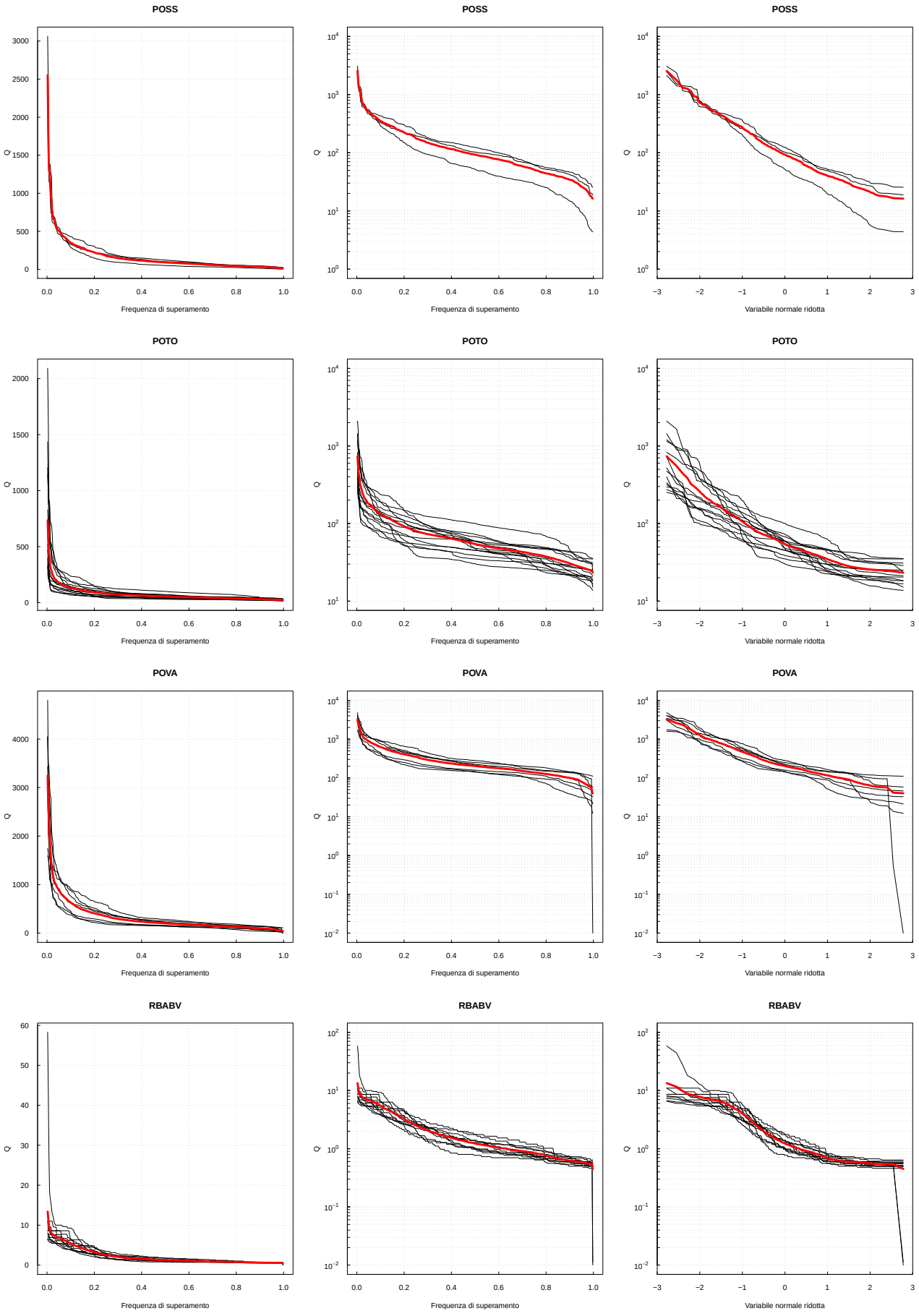

MALBR
MALBR
MALBR
MALFR
MALFR
MALFR
MASPF
MASPF
MASPF
MONMO
MONMO
MONMO
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

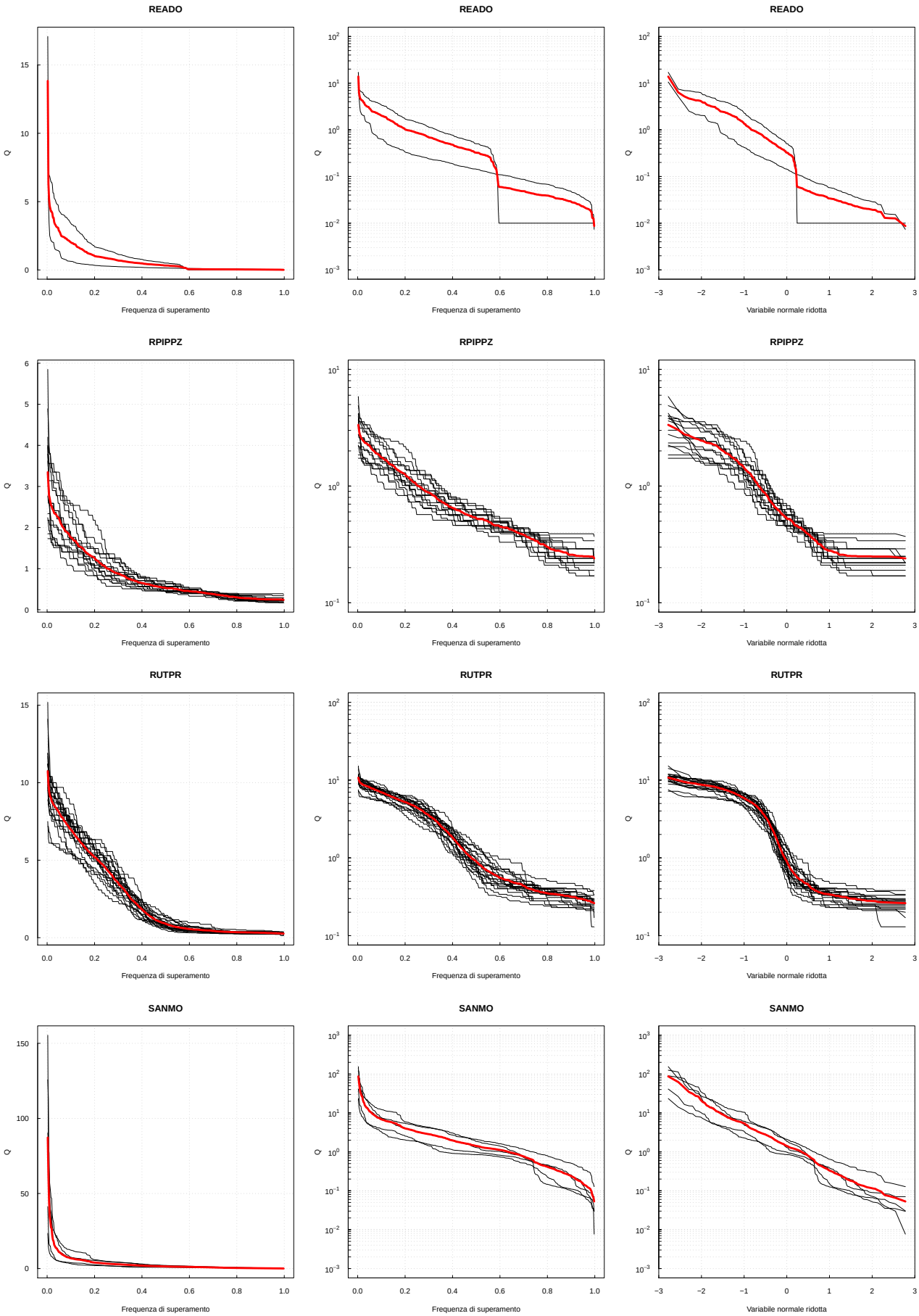

NEGPO
NEGPO
NEGPO
ORBBA
ORBBA
ORBBA
ORBCA
ORBCA
ORBCA
ORBTI
ORBTI
ORBTI
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

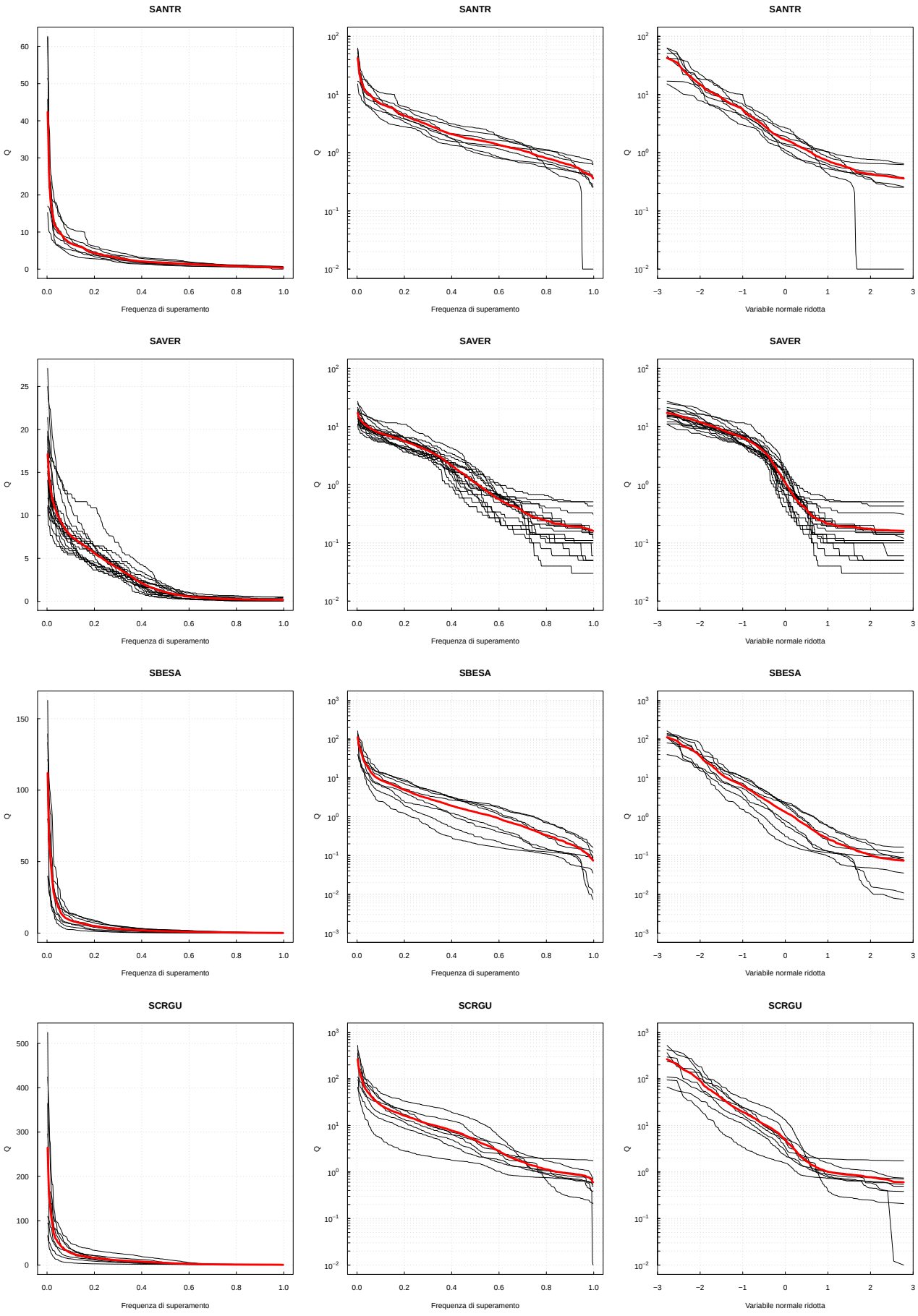

ORCCU
ORCCU
ORCCU
ORCSB
ORCSB
ORCSB
PELLU
PELLU
PELLU
PELVI
PELVI
PELVI
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

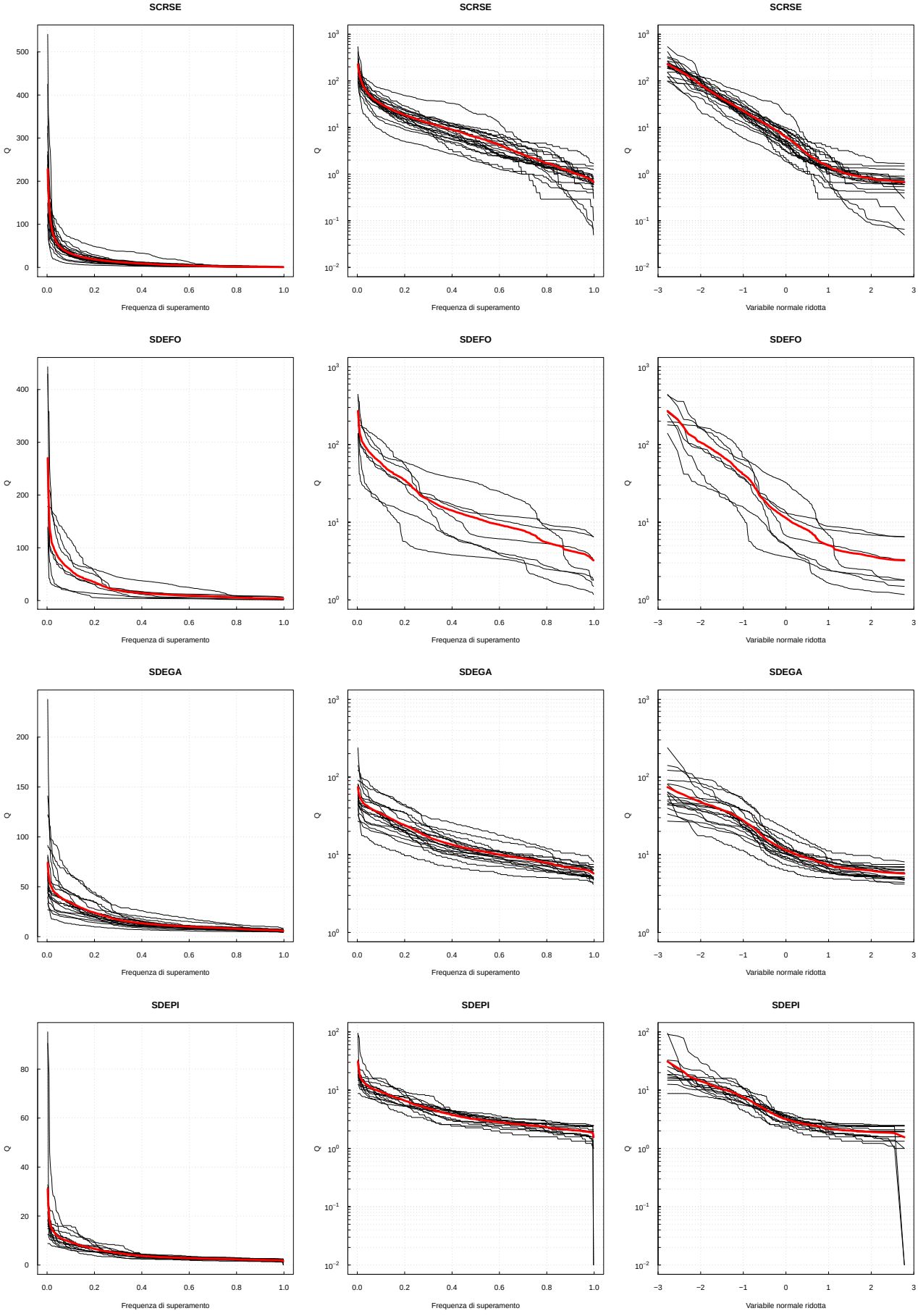

PESCA
Q
Frequenza di superamento
PESCA
Q
Frequenza di superamento
PESCA
Q
Variabile normale ridotta
PESSB
Q
Frequenza di superamento
PESSB
Q
Frequenza di superamento
PESSB
Q
Variabile normale ridotta
POCA
Q
Frequenza di superamento
POCA
Q
Frequenza di superamento
POCA
Q
Variabile normale ridotta
POCM
Q
Frequenza di superamento
POCM
Q
Frequenza di superamento
POCM
Q
Variabile normale ridotta

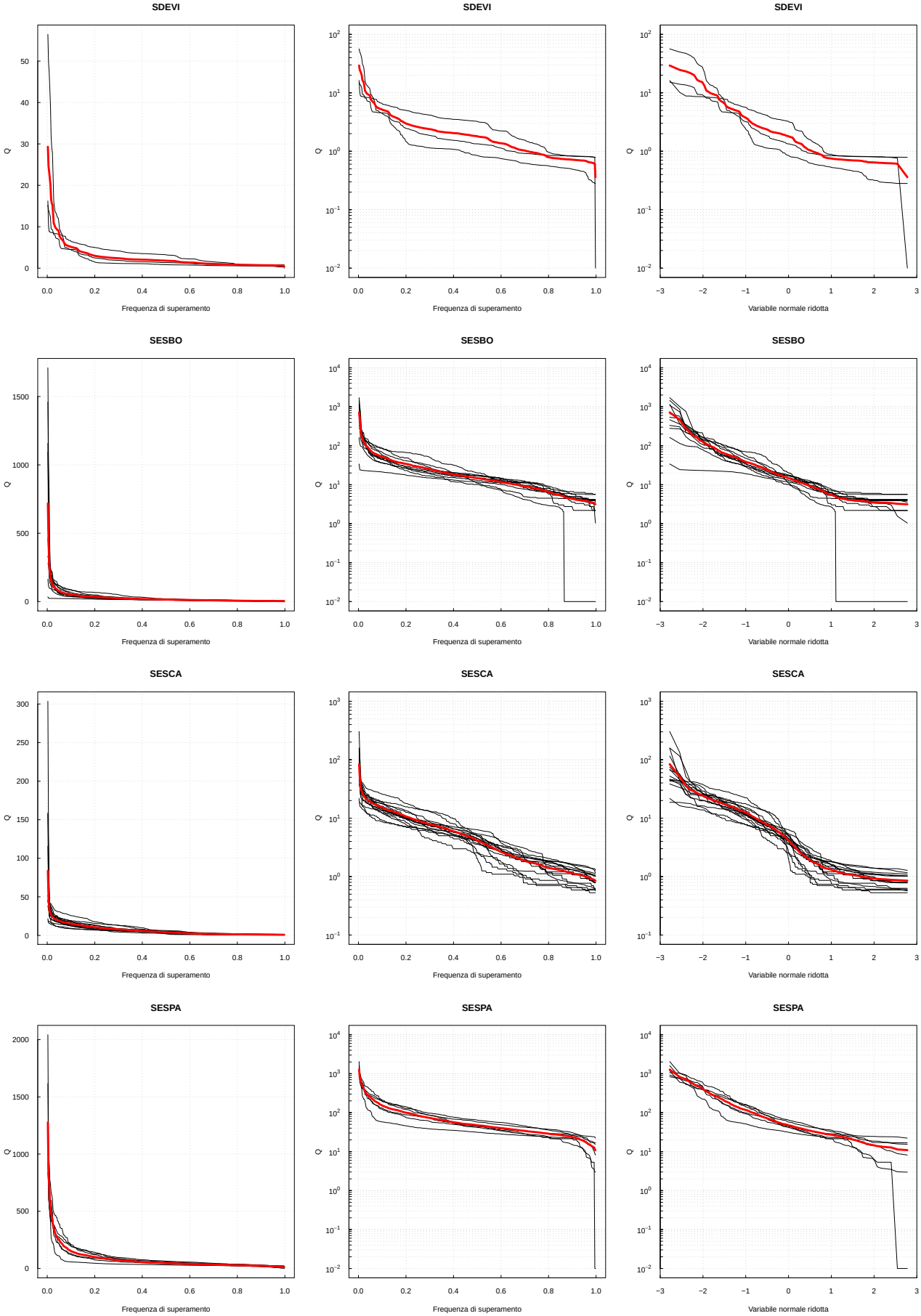

POCS
POCS
POCS
POCT
POCT
POCT
POIS
POIS
POIS
POMO
POMO
POMO
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

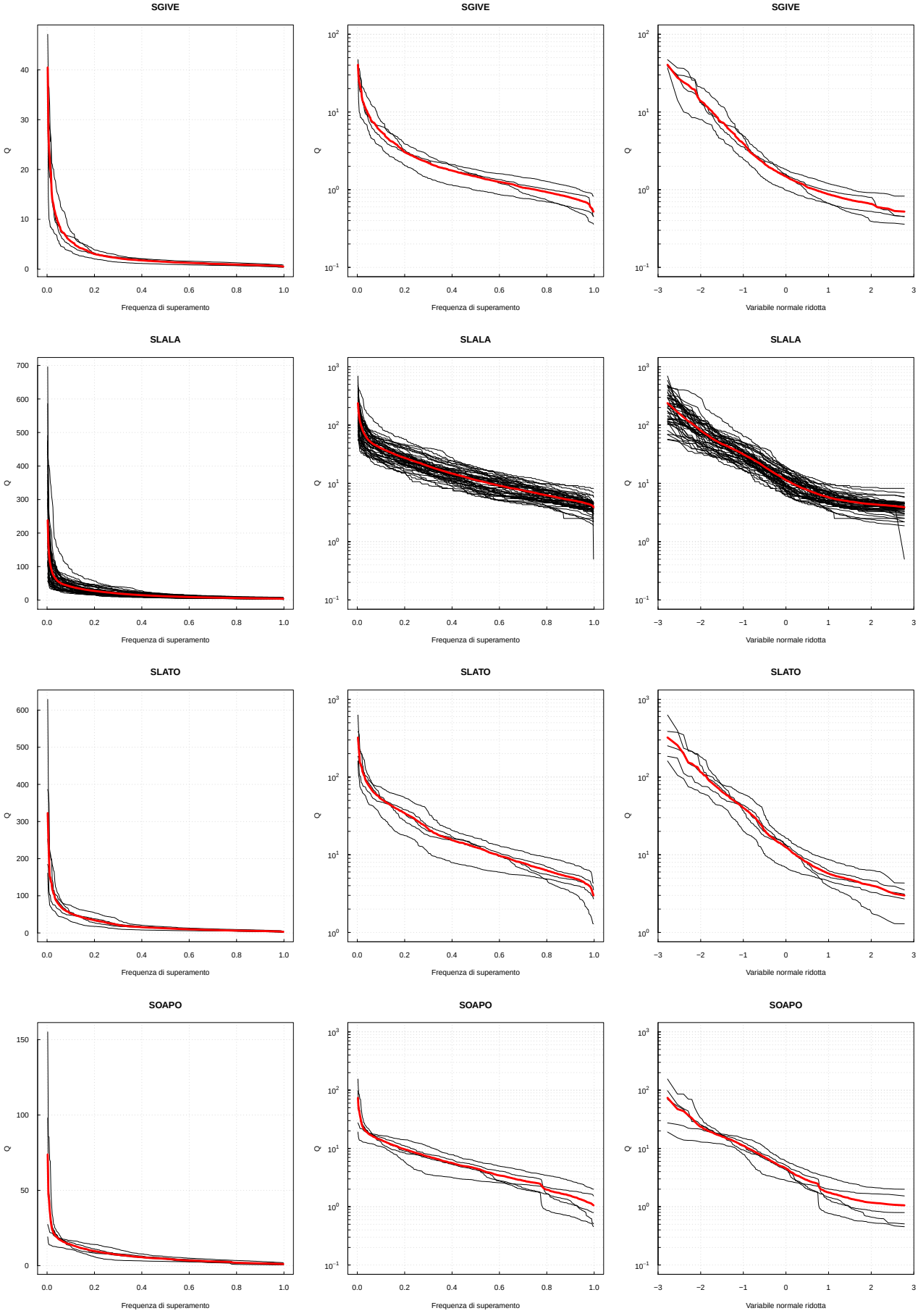

POSS
POSS
POSS
POTO
POTO
POTO
POVA
POVA
POVA
RBABV
RBABV
RBABV
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

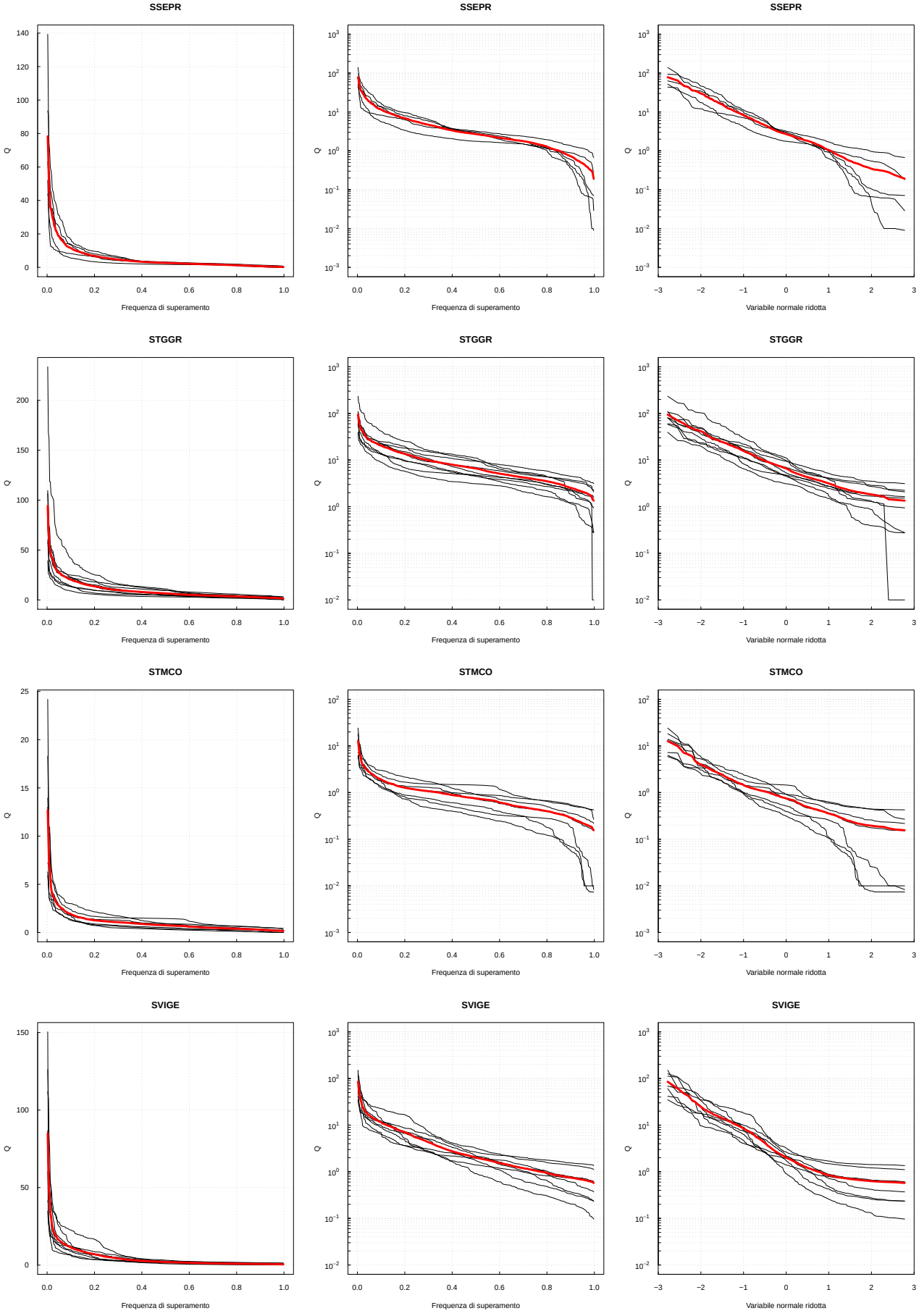

READO
READO
READO
RPIPPZ
RPIPPZ
RPIPPZ
RUTPR
RUTPR
RUTPR
SANMO
SANMO
SANMO
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta

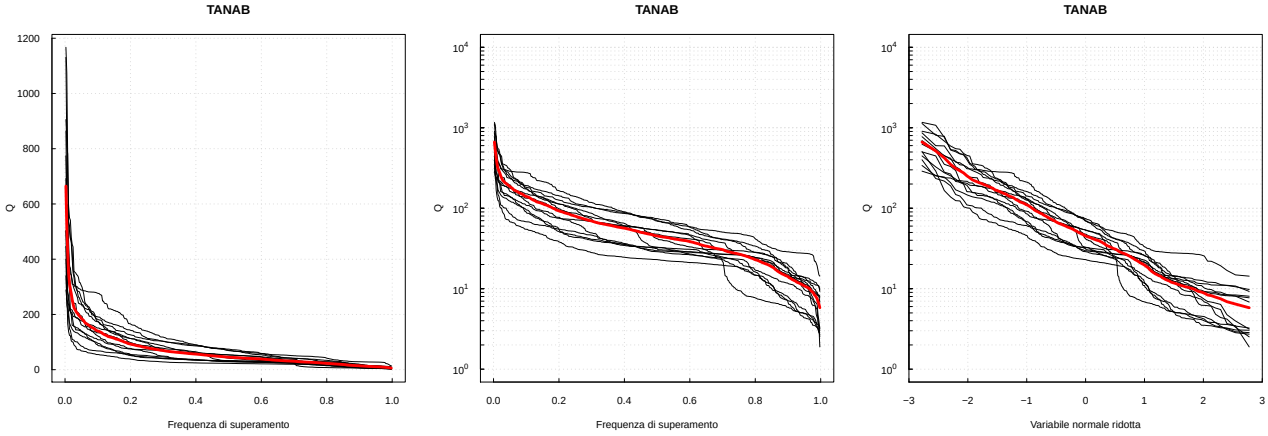

SANTR
SANTR
SANTR
SAVER
SAVER
SAVER
SBESA
SBESA
SBESA
SCRGU
SCRGU
SCRGU
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta


SCRSE
SCRSE
SCRSE
SDEFO
SDEFO
SDEFO
SDEGA
SDEGA
SDEGA
SDEPI
SDEPI
SDEPI
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta


SDEVI
Q
Frequenza di superamento
SDEVI
Q
Frequenza di superamento
SDEVI
Q
Variabile normale ridotta
SESBO
Q
Frequenza di superamento
SESBO
Q
Frequenza di superamento
SESBO
Q
Variabile normale ridotta
SESCA
Q
Frequenza di superamento
SESCA
Q
Frequenza di superamento
SESCA
Q
Variabile normale ridotta
SESPA
Q
Frequenza di superamento
SESPA
Q
Frequenza di superamento
SESPA
Q
Variabile normale ridotta

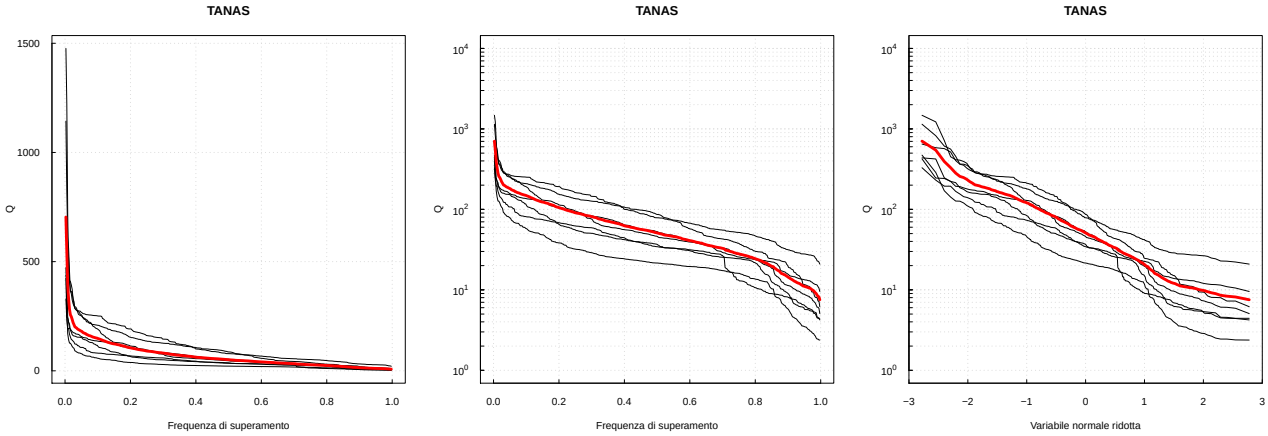

SGIVE
SGIVE
SGIVE
SLALA
SLALA
SLALA
SLATO
SLATO
SLATO
SOAPO
SOAPO
SOAPO
Q
Frequenza di superamento
Variabile normale ridotta


SSEPR
Q
Frequenza di superamento
SSEPR
Q
Frequenza di superamento
SSEPR
Q
Variabile normale ridotta
STGGR
Q
Frequenza di superamento
STGGR
Q
Frequenza di superamento
STGGR
Q
Variabile normale ridotta
STMCO
Q
Frequenza di superamento
STMCO
Q
Frequenza di superamento
STMCO
Q
Variabile normale ridotta
SVIGE
Q
Frequenza di superamento
SVIGE
Q
Frequenza di superamento
SVIGE
Q
Variabile normale ridotta


TANAB
Q
Frequenza di superamento

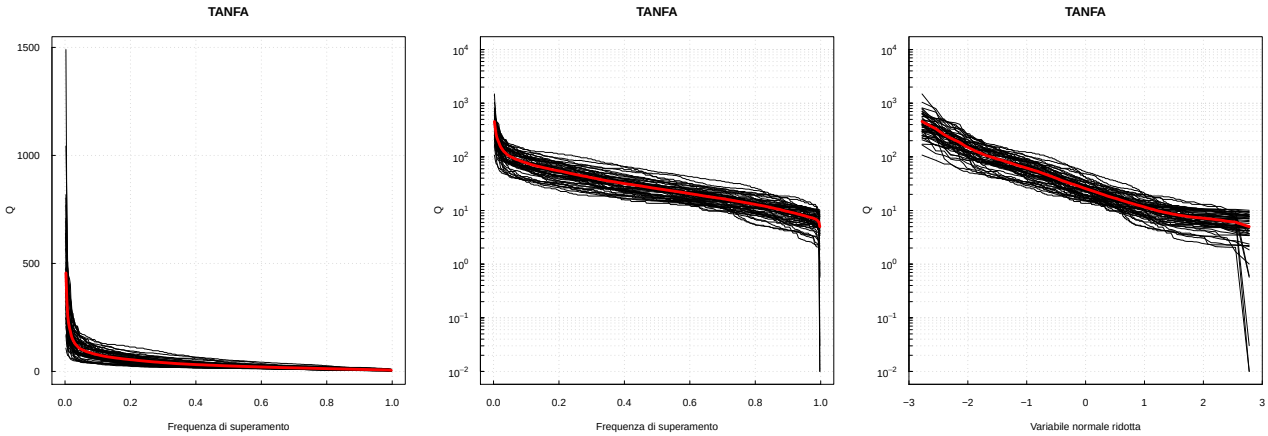
TANAB
Q
Frequenza di superamento

TANAB
Q
Variabile normale ridotta


TANAS
Q
Frequenza di superamento

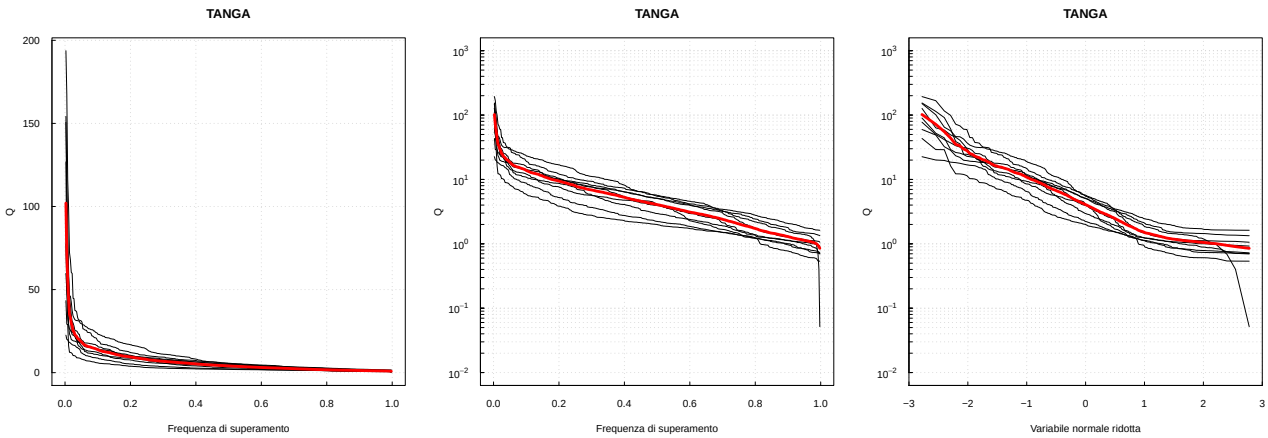
TANAS
Q
Frequenza di superamento

TANAS
Q
Variabile normale ridotta


TANFA
Q
Frequenza di superamento

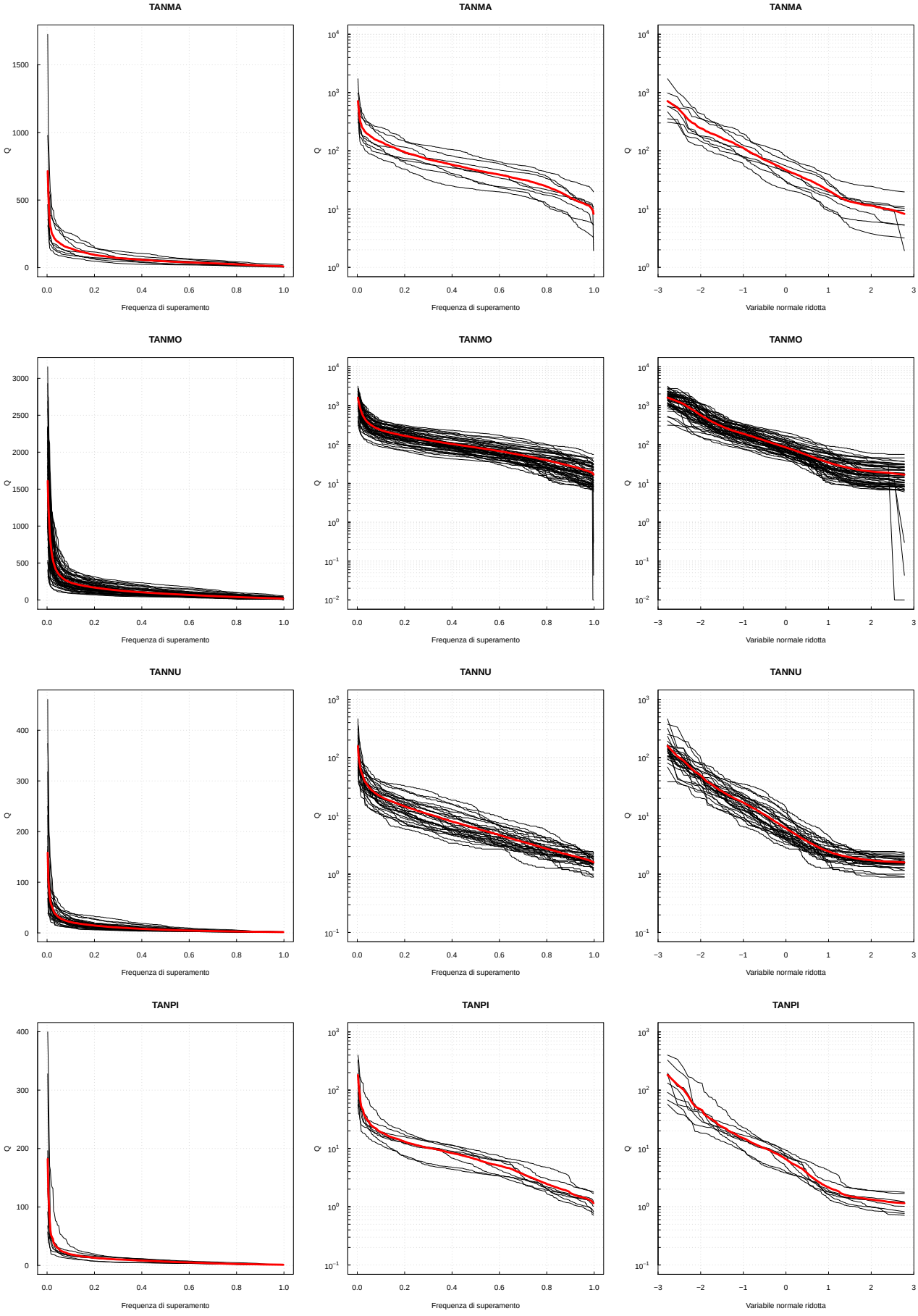
TANFA
Q
Frequenza di superamento

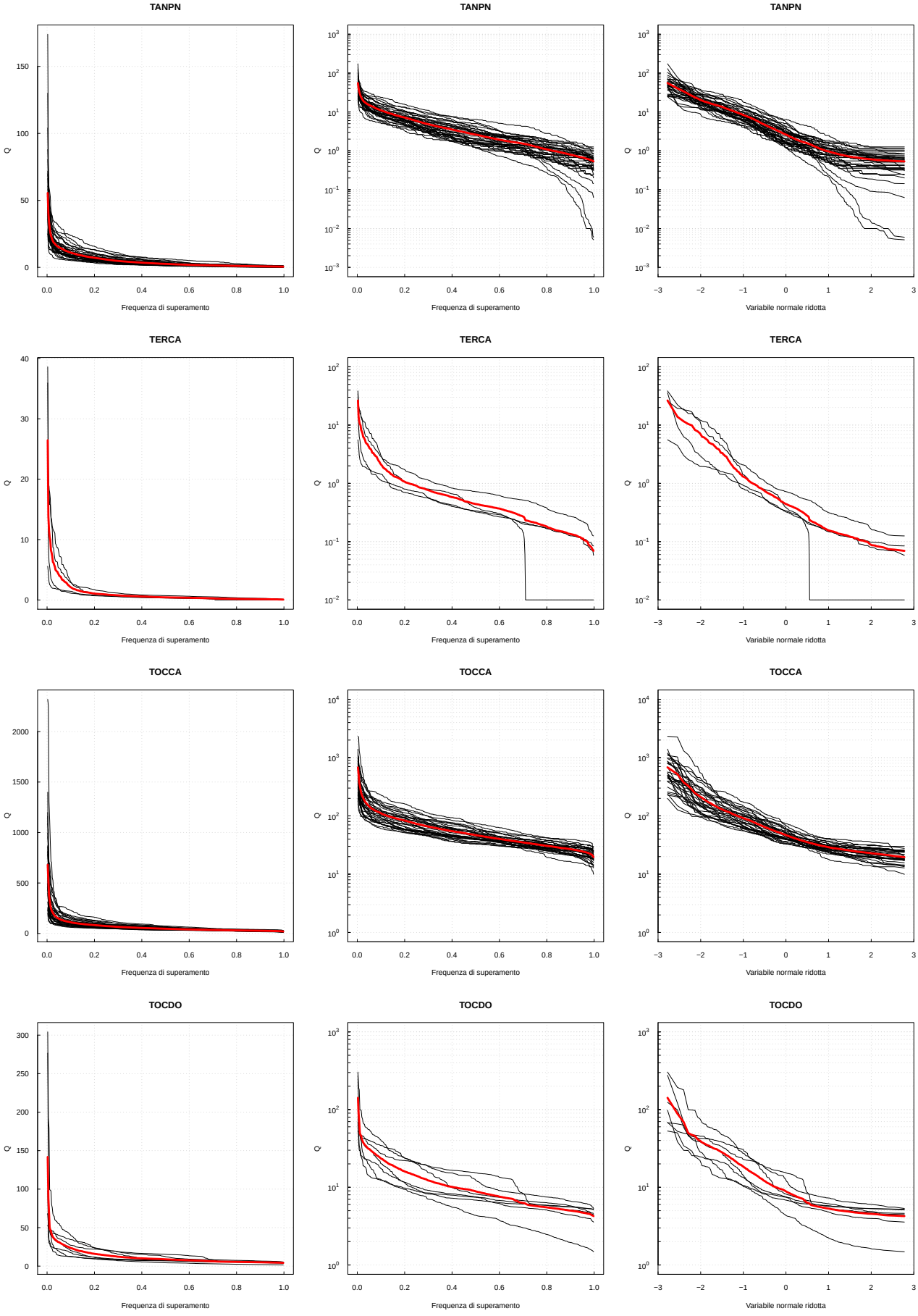
TANFA
Q
Variabile normale ridotta

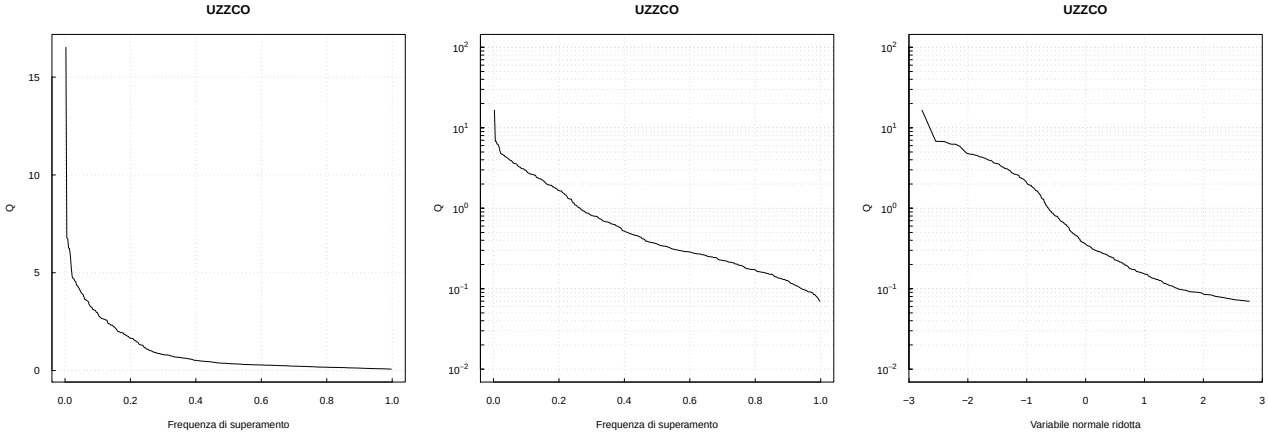

TANGA
Q
Frequenza di superamento

TANGA
Q
Frequenza di superamento

TANGA
Q
Variabile normale ridotta

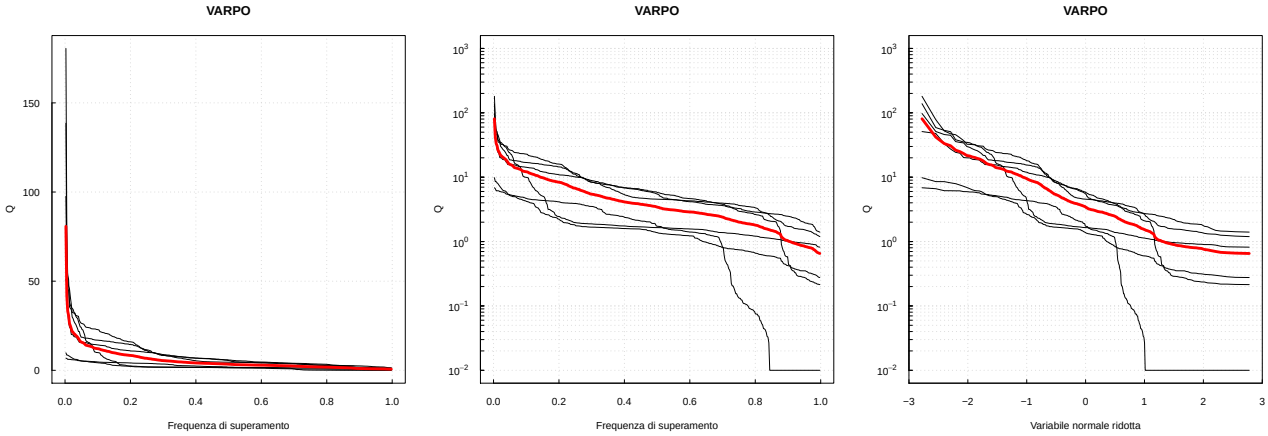

TANMA
Q
Frequenza di superamento
TANMA
Q
Frequenza di superamento
TANMA
Q
Variabile normale ridotta
TANMO
Q
Frequenza di superamento
TANMO
Q
Frequenza di superamento
TANMO
Q
Variabile normale ridotta
TANNU
Q
Frequenza di superamento
TANNU
Q
Frequenza di superamento
TANNU
Q
Variabile normale ridotta
TANPI
Q
Frequenza di superamento
TANPI
Q
Frequenza di superamento
TANPI
Q
Variabile normale ridotta


TANPN
Q
Frequenza di superamento
TANPN
Q
Frequenza di superamento
TANPN
Q
Variabile normale ridotta
TERCA
Q
Frequenza di superamento
TERCA
Q
Frequenza di superamento
TERCA
Q
Variabile normale ridotta
TOCCA
Q
Frequenza di superamento
TOCCA
Q
Frequenza di superamento
TOCCA
Q
Variabile normale ridotta
TOCDO
Q
Frequenza di superamento
TOCDO
Q
Frequenza di superamento
TOCDO
Q
Variabile normale ridotta


UZZCO
Q
Frequenza di superamento

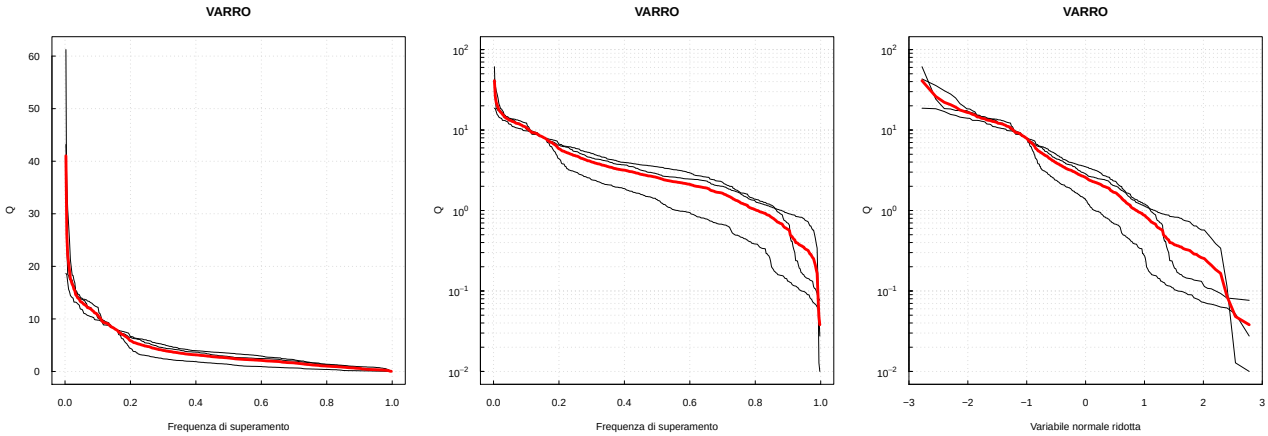
UZZCO
Q
Frequenza di superamento

UZZCO
Q
Variabile normale ridotta


VARPO
Q
Frequenza di superamento

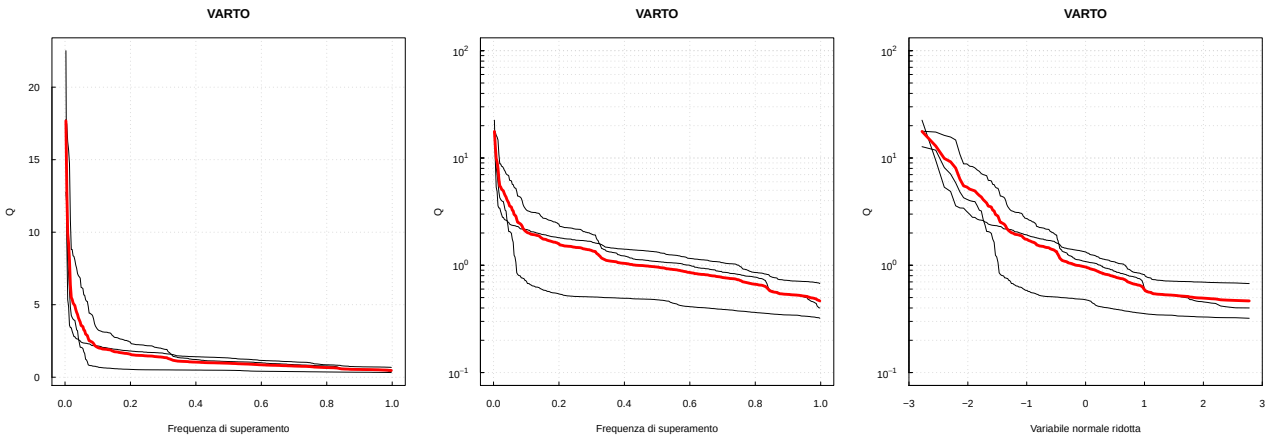
VARPO
Q
Frequenza di superamento

VARPO
Q
Variabile normale ridotta


VARRO
Q
Frequenza di superamento

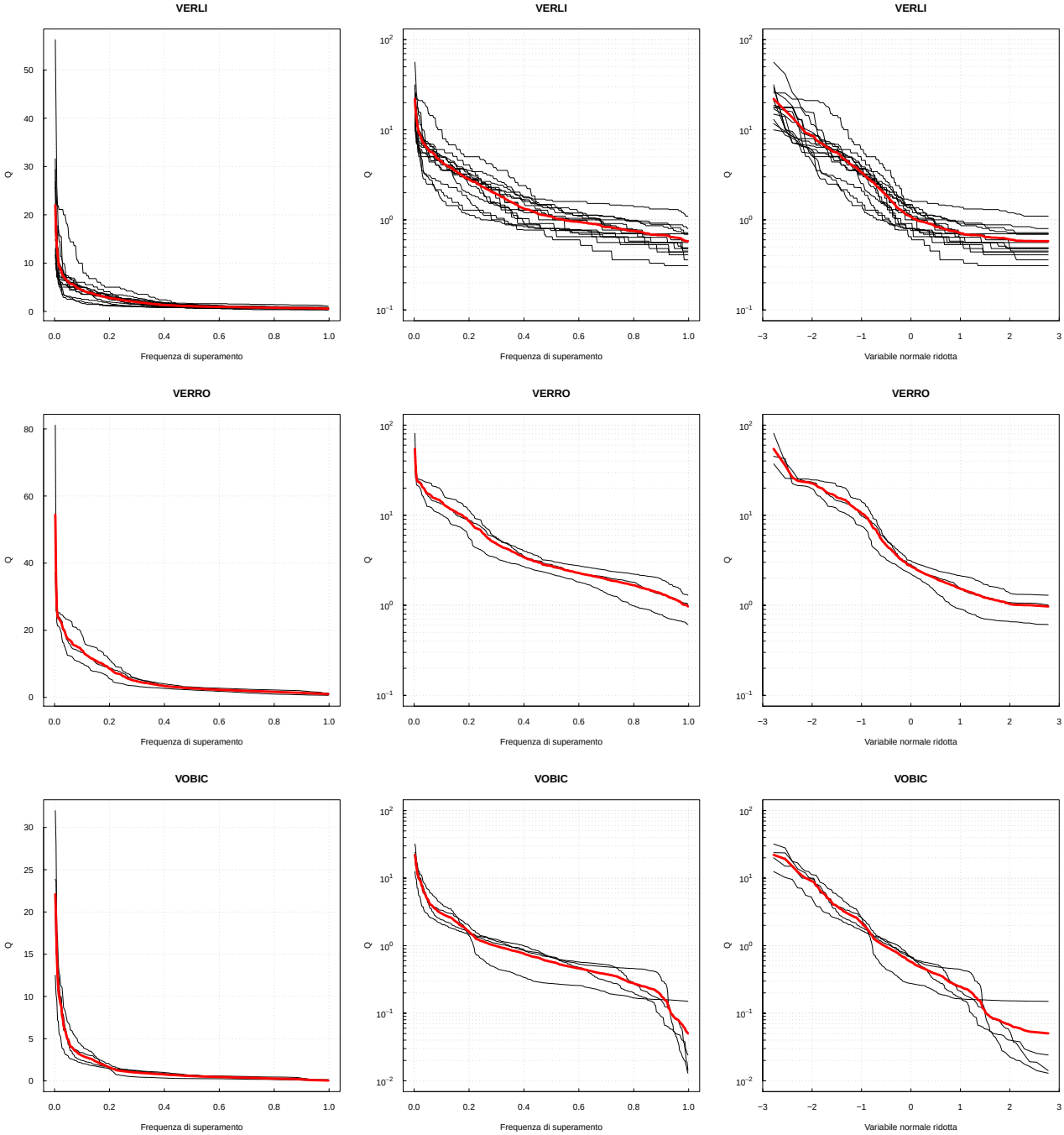
VARRO
Q
Frequenza di superamento

VARRO
Q
Variabile normale ridotta


VARTO
Q
Frequenza di superamento

VARTO
Q
Frequenza di superamento

VARTO
Q
Variabile normale ridotta

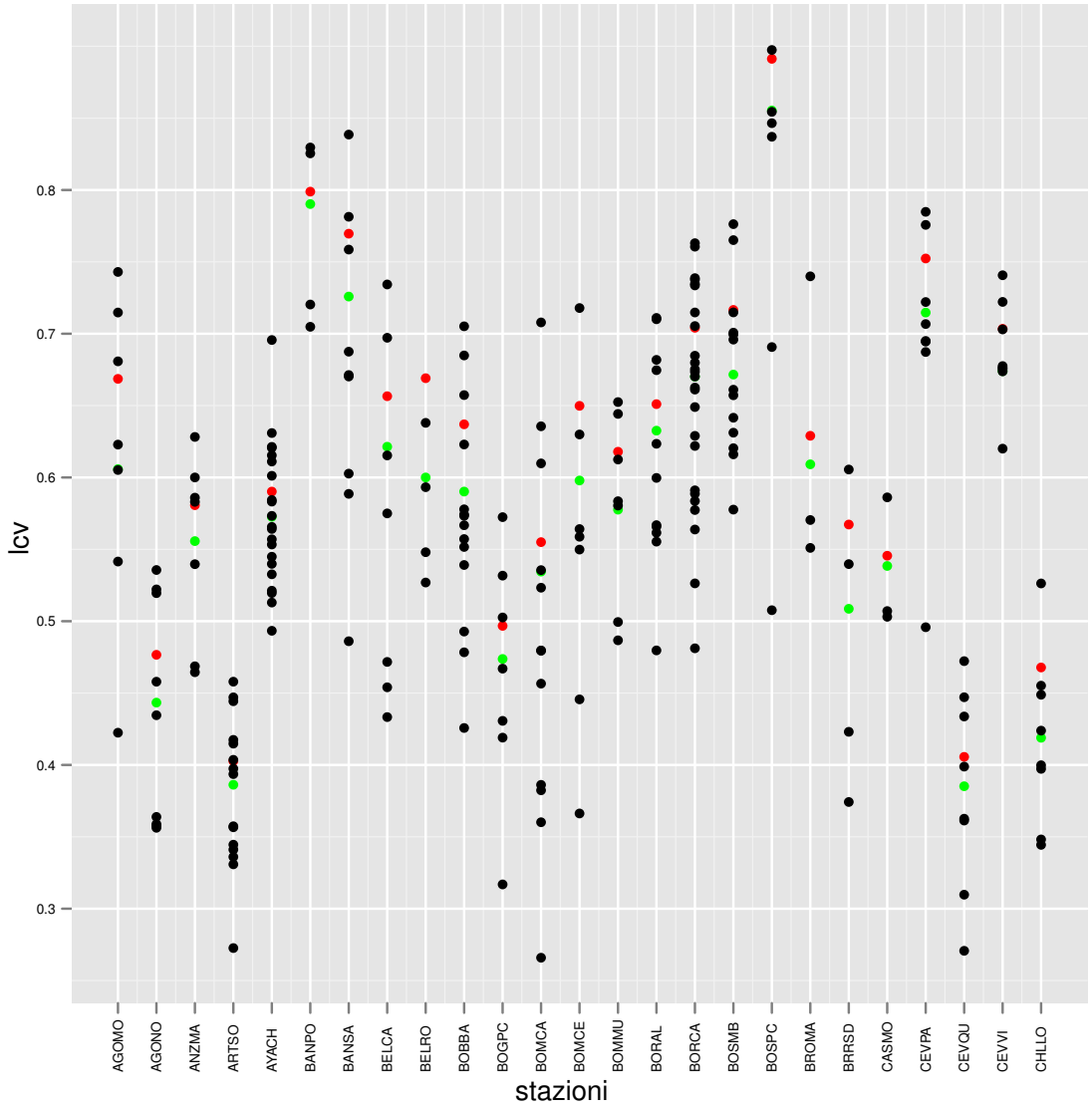

VERLI
Q
Frequenza di superamento
VERLI
Q
Frequenza di superamento
VERLI
Q
Variabile normale ridotta
VERRO
Q
Frequenza di superamento
VERRO
Q
Frequenza di superamento
VERRO
Q
Variabile normale ridotta
VOBIC
Q
Frequenza di superamento
VOBIC
Q
Frequenza di superamento
VOBIC
Q
Variabile normale ridotta

V L-MOMENTI CAMPIONARI E VARIABILITÀ INTERANNUALE

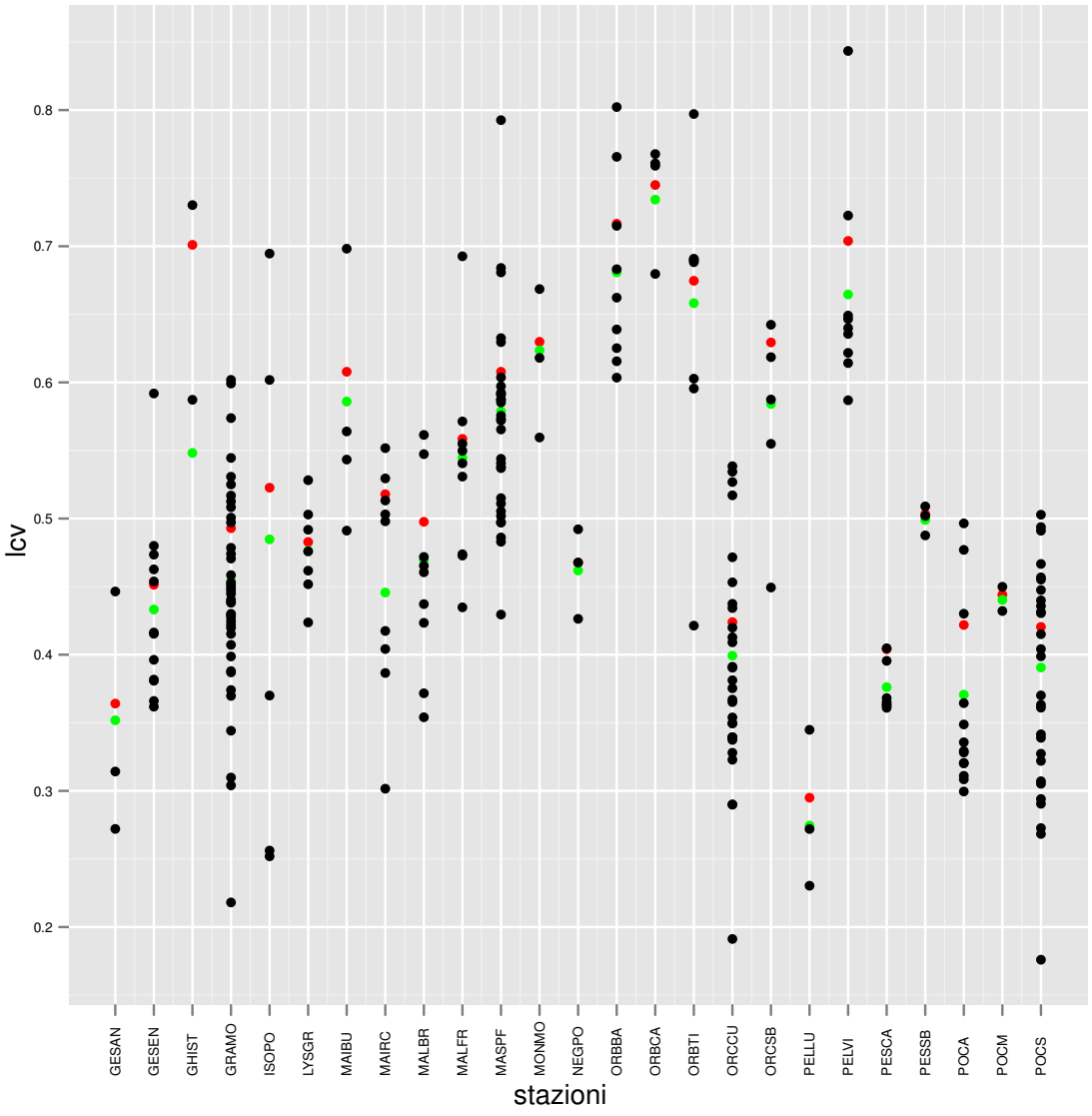
Si riportano i diagrammi che mostrano la variabilità di L-CA, L-CA e L-kurtosi calcolati su base campionaria (ovvero sulle serie osservate senza applicare alcuna correzione). I valori fanno riferimento alle CDP annue, alla CDP media annua e alla CDP totale di ogni bacino. I codici-stazione fanno riferimento all'elenco riportato nell'allegato I.

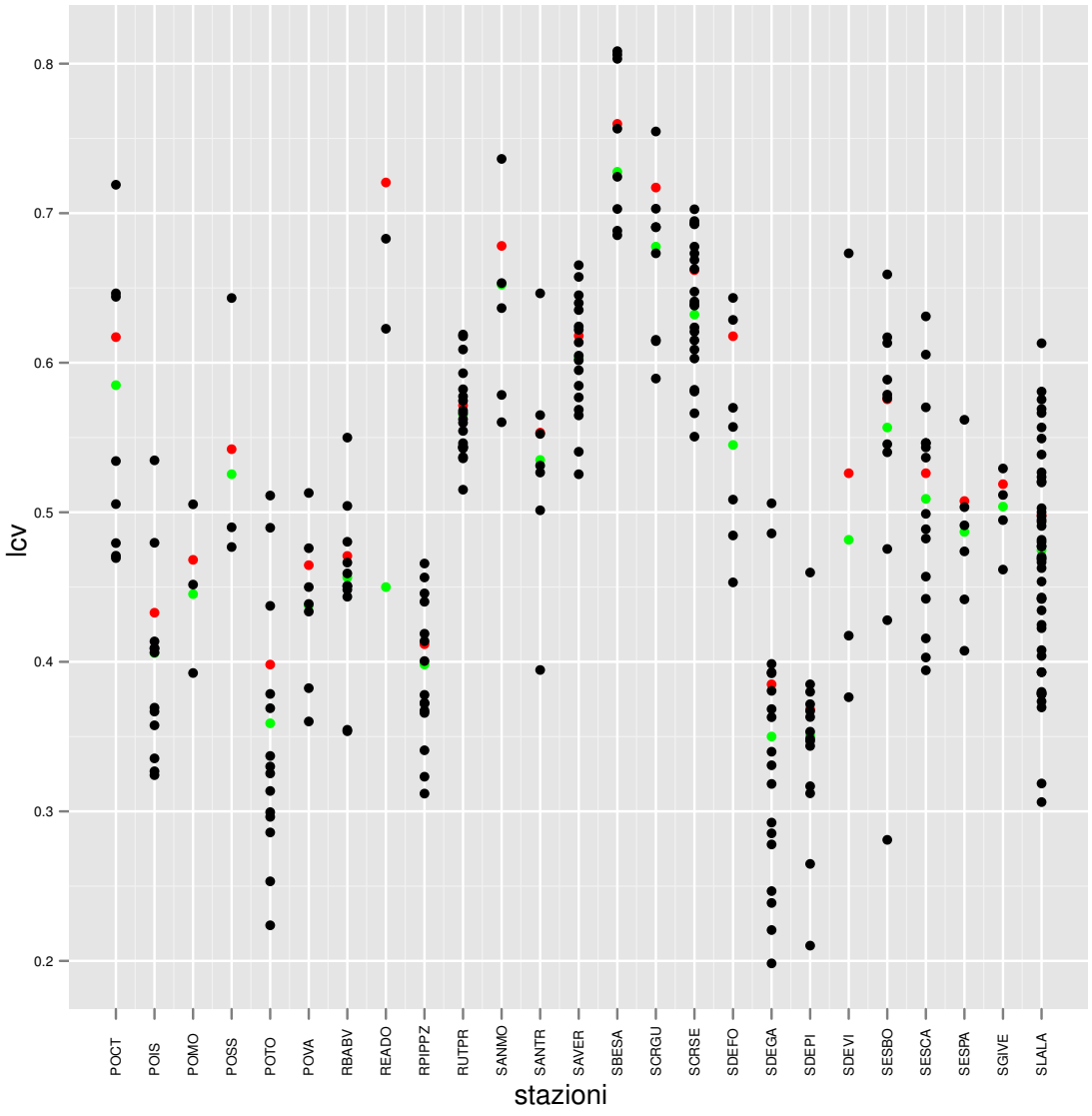
DIAGRAMMI DELLA VARIABILITÀ DEGLI L-CV

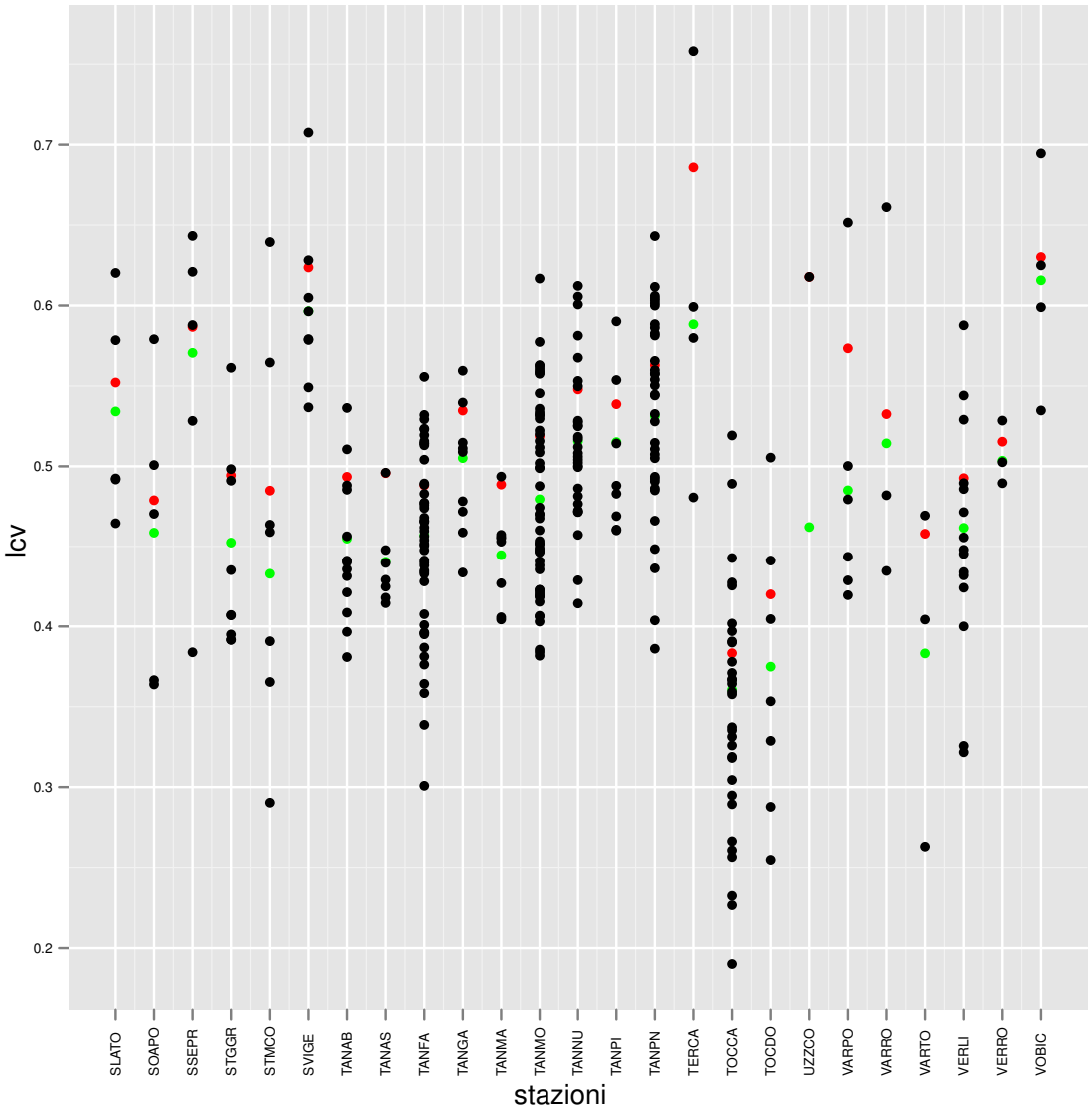
Coefficiente di L-variazione per ogni stazione. I pallini neri indicano l'L-cv relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale.



lcv
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
CHPIN
CHSFE
CHSSB
CHSSM
CHUPA
CORFS
CORPM
CORTM
CURVO
DBAAO
DBATA
DBAVE
DBRBE
DEVBA
DRIOU
DRISA
DRISU
DRITO
ELLMO
ELLRA
ELVCA
ERRCA
ERRSA
EVACH
GERPE
stazioni

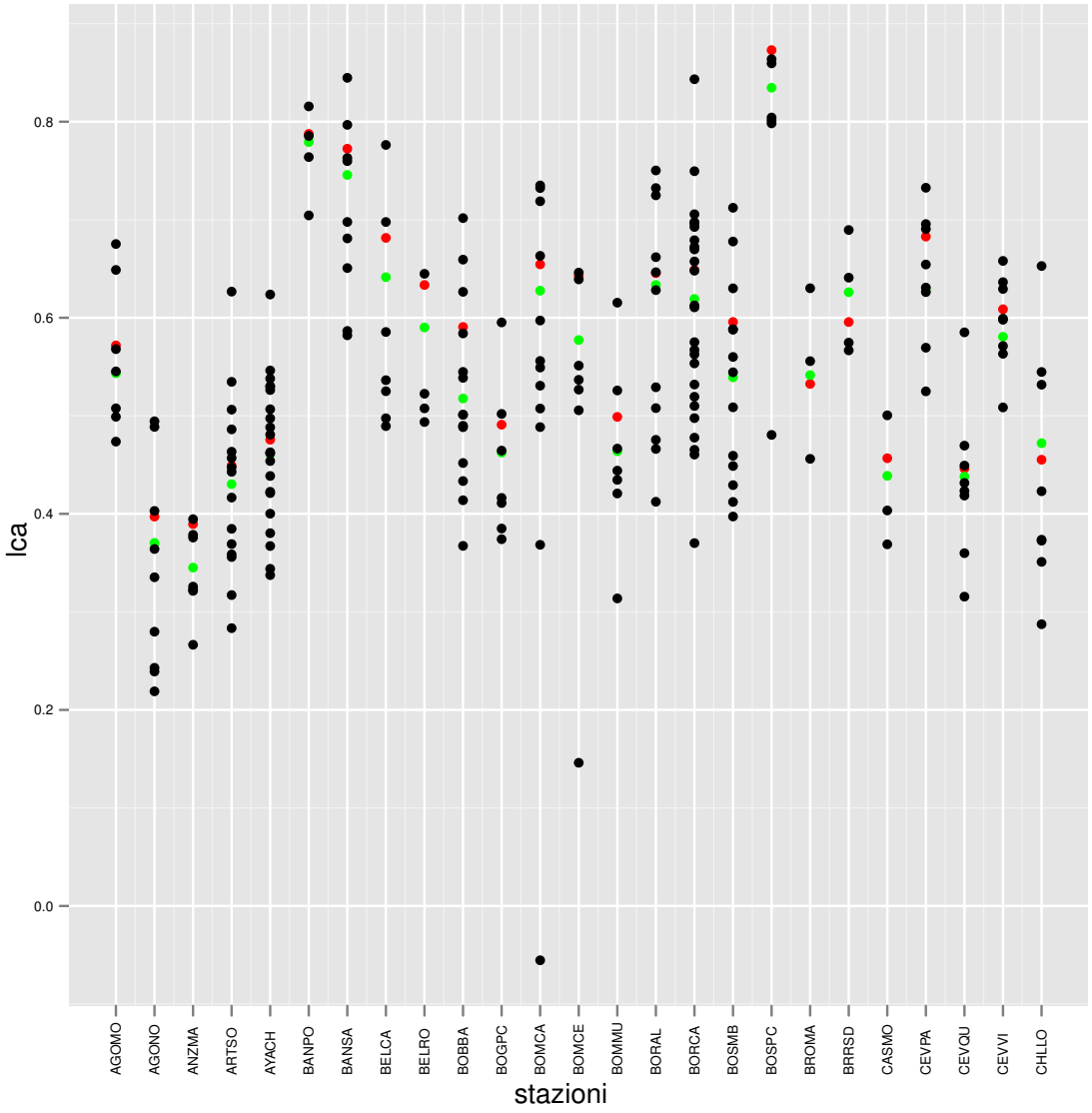

lcv
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
GESAN
GESEN
GHIST
GRAMO
ISOPO
LYSGR
MAIBU
MAIRC
MALBR
MALFR
MASPF
MONMO
NEGPO
ORBBA
ORBCA
ORBTI
ORCCU
ORCSB
PELLU
PELVI
PESCA
PESSB
POCA
POCM
POCS
stazioni

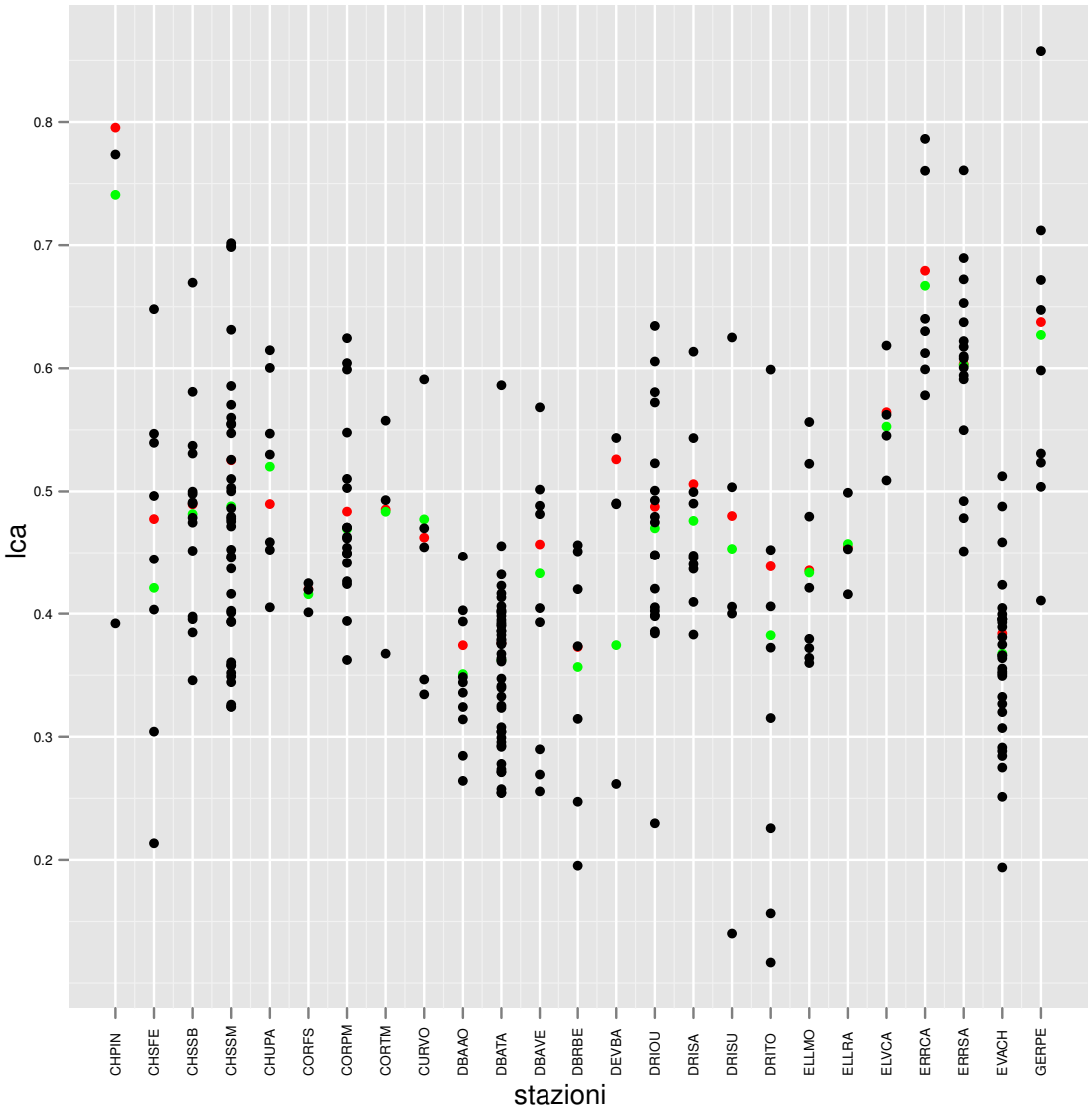

lcv
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
POCT
POIS
POMO
POSS
POTO
POVA
RBABV
READO
RPIPPZ
RUTPR
SANMO
SANTR
SAVER
SBESA
SCRGU
SCRSE
SDEFO
SDEGA
SDEPI
SDEVI
SESBO
SESCA
SESPA
SGIVE
SLALA
stazioni

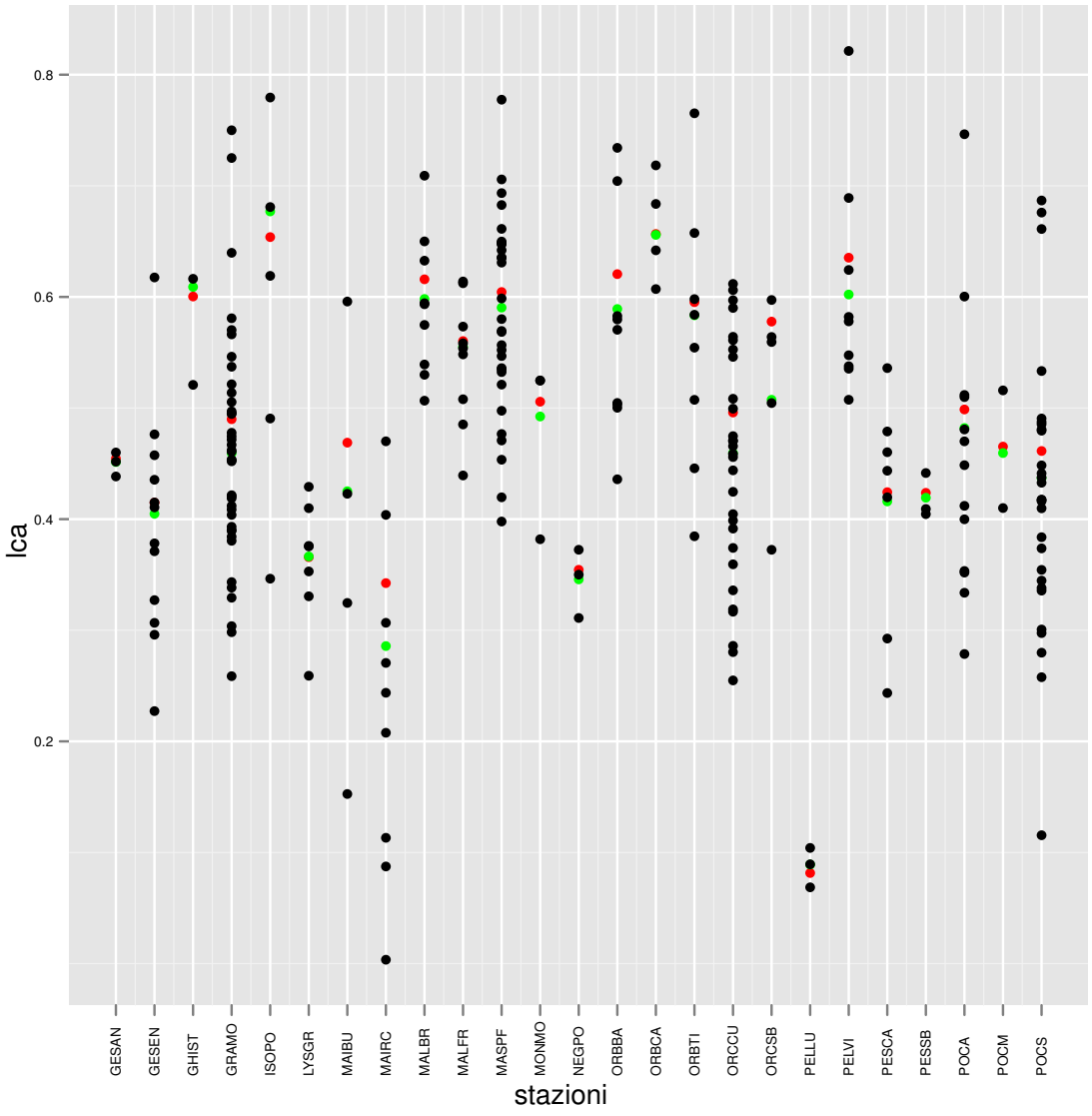

lcv
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
SLATO
SOAPO
SSEPR
STGGR
STMCO
SVIGE
TANAB
TANAS
TANFA
TANGA
TANMA
TANMO
TANNU
TANPI
TANPN
TERCA
TOCCA
TOCDO
UZZCO
VARPO
VARRO
VARTO
VERLI
VERRO
VOBIC
stazioni

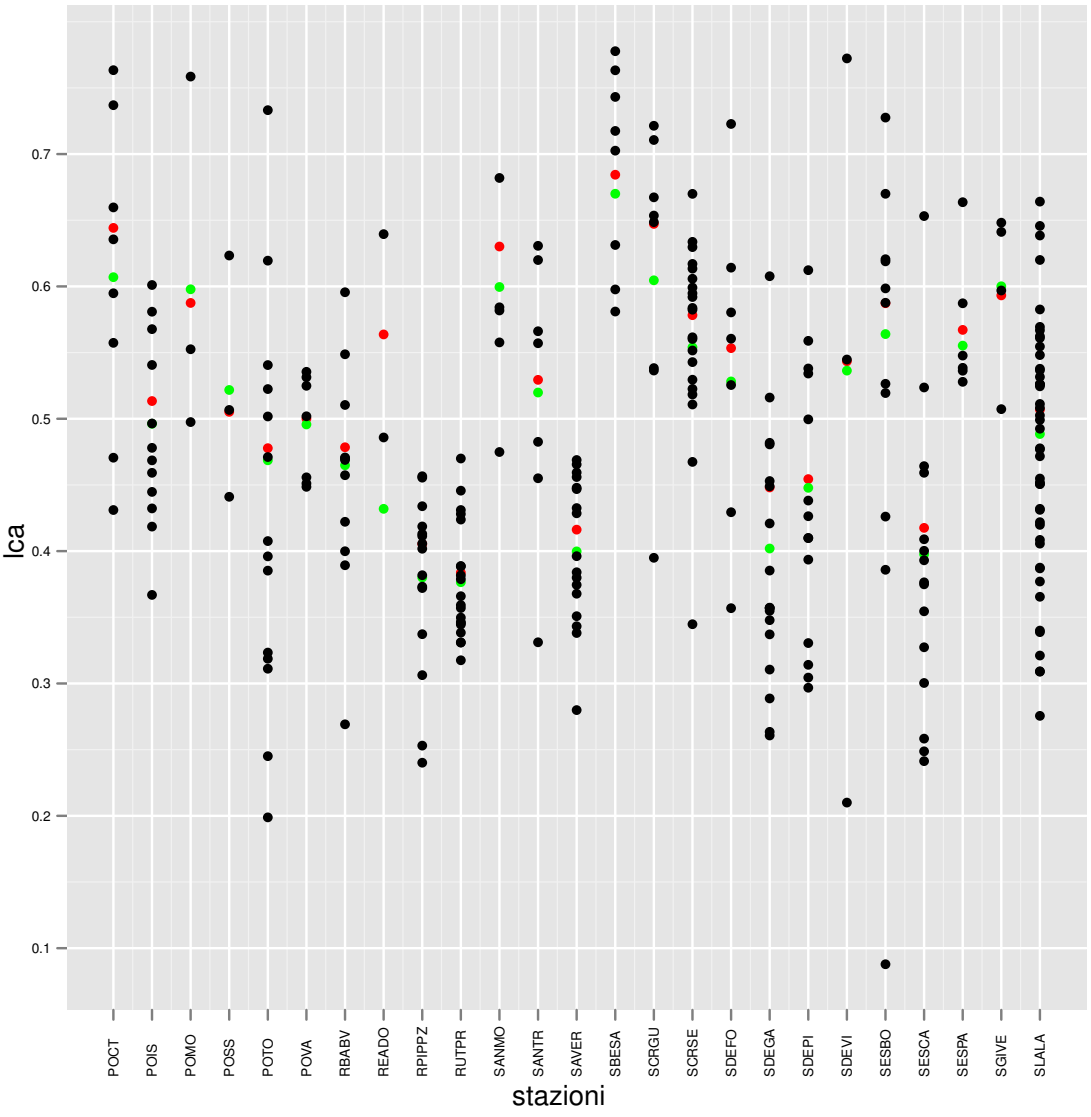
DIAGRAMMI DELLA VARIABILITÀ DELL' L-CA

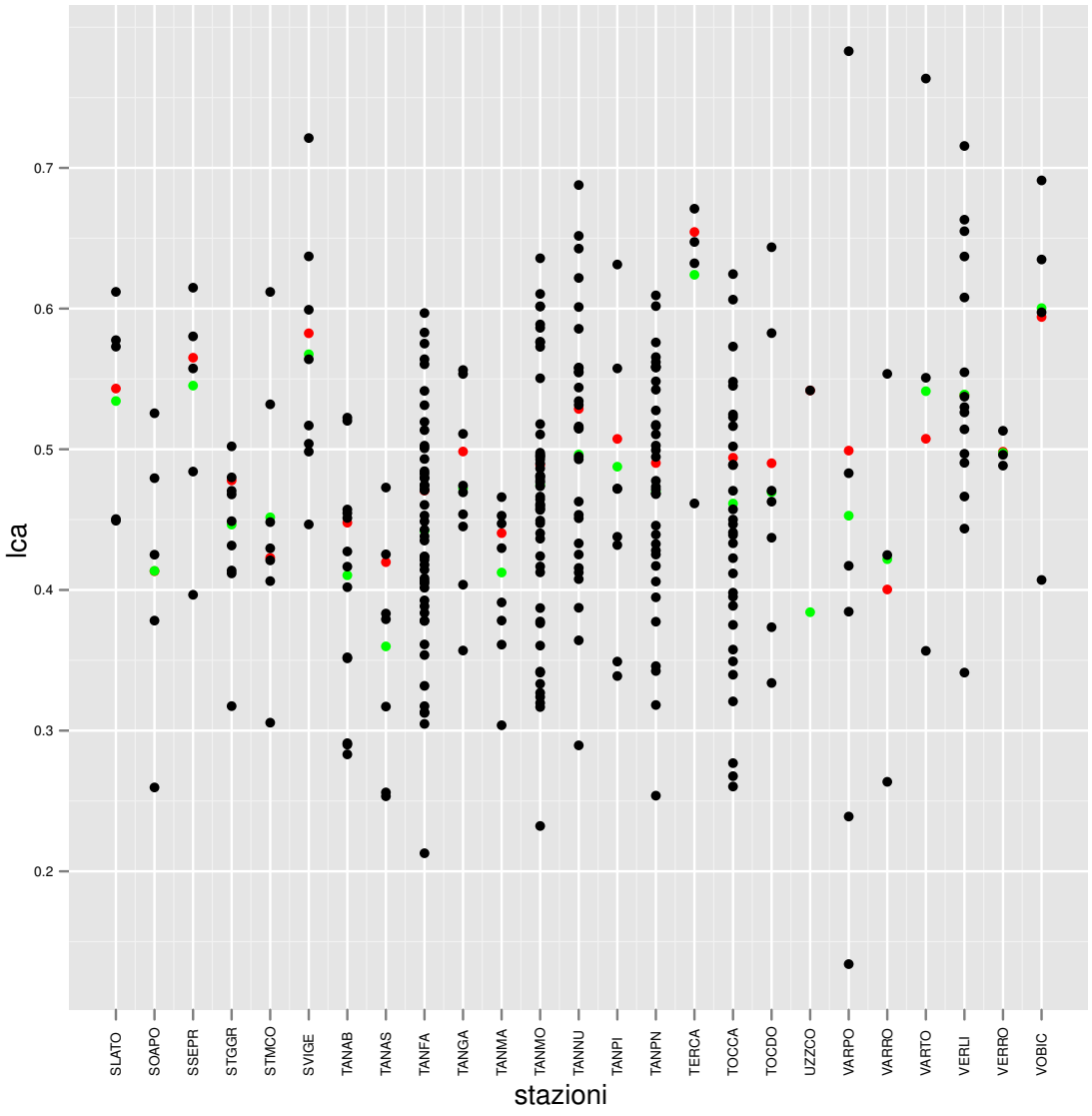
L-ca per ogni stazione. I pallini neri indicano l'L-ca relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale.




lca
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
CHPIN
CHSFE
CHSSB
CHSSM
CHUPA
CORFS
CORPM
CORTM
CURVO
DBAAO
DBATA
DBAVE
DBRBE
DEVBA
DRIOU
DRISA
DRISU
DRITO
ELLMO
ELLRA
ELVCA
ERRCA
ERRSA
EVACH
GERPE
stazioni

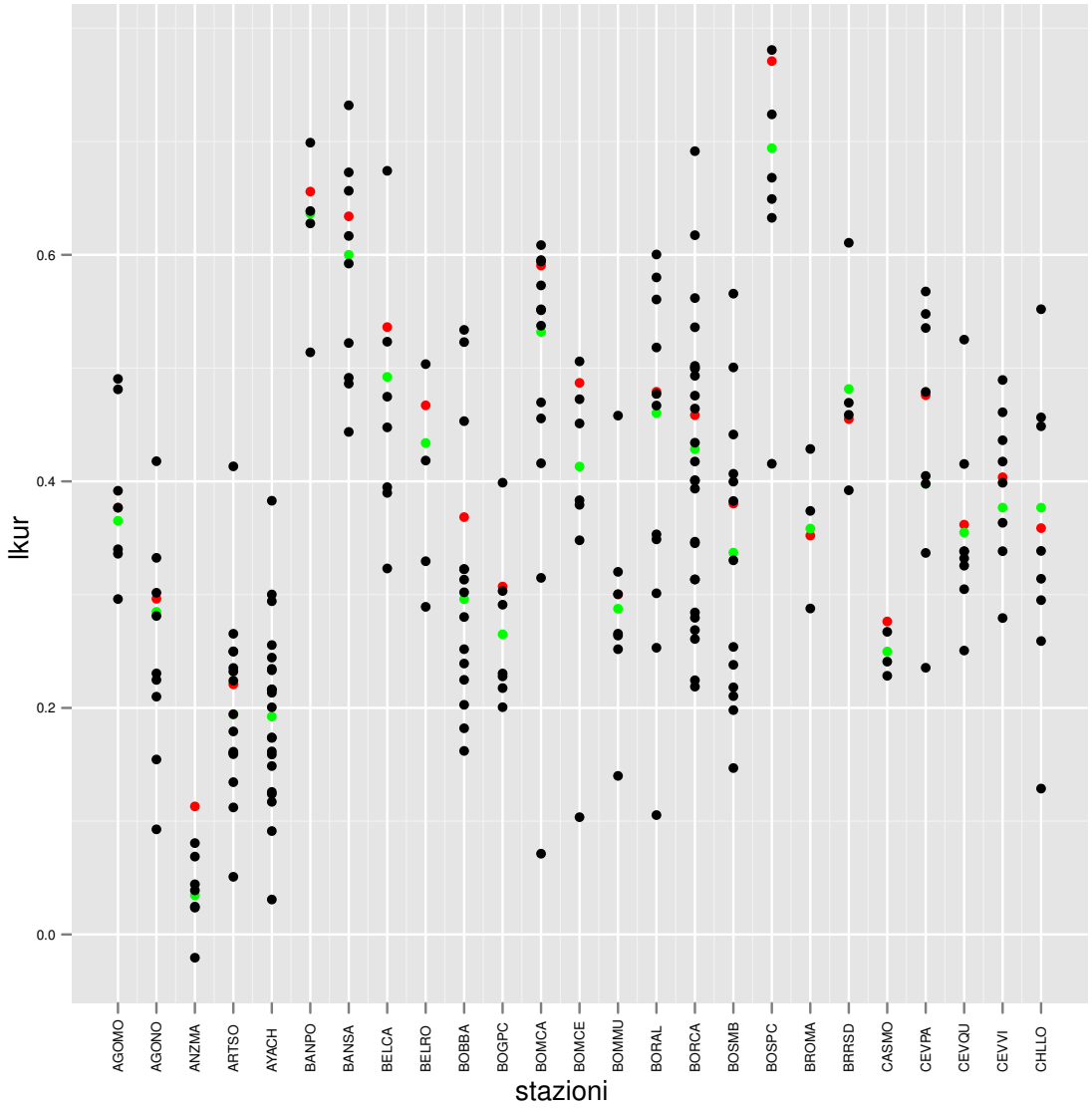

lca
0.8
0.6
0.4
0.2
GESAN
GESEN
GHIST
GRAMO
ISOPO
LYSGR
MAIBU
MAIRC
MALBR
MALFR
MASPF
MONMO
NEGPO
ORBBA
ORBCA
ORBTI
ORCCU
ORCSB
PELLU
PELVI
PESCA
PESSB
POCA
POCM
POCS
stazioni

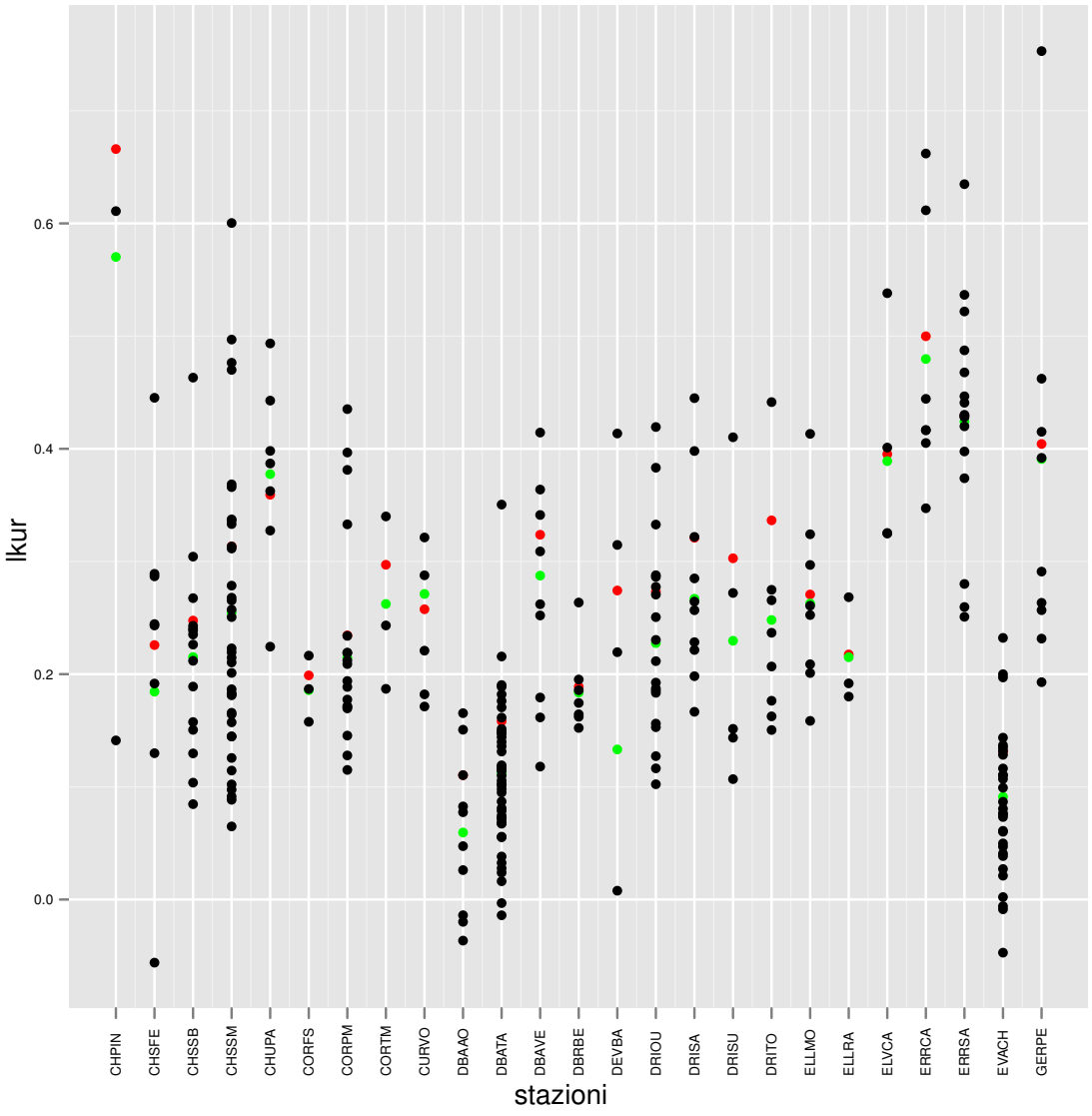

lca
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
POCT
POIS
POMO
POSS
POTO
POVA
RBABV
READO
RPIPPZ
RUTPR
SANMO
SANTR
SAVER
SBESA
SCRGU
SCRSE
SDEFO
SDEGA
SDEPI
SDEVI
SESBO
SESCA
SESPA
SGIVE
SLALA
stazioni

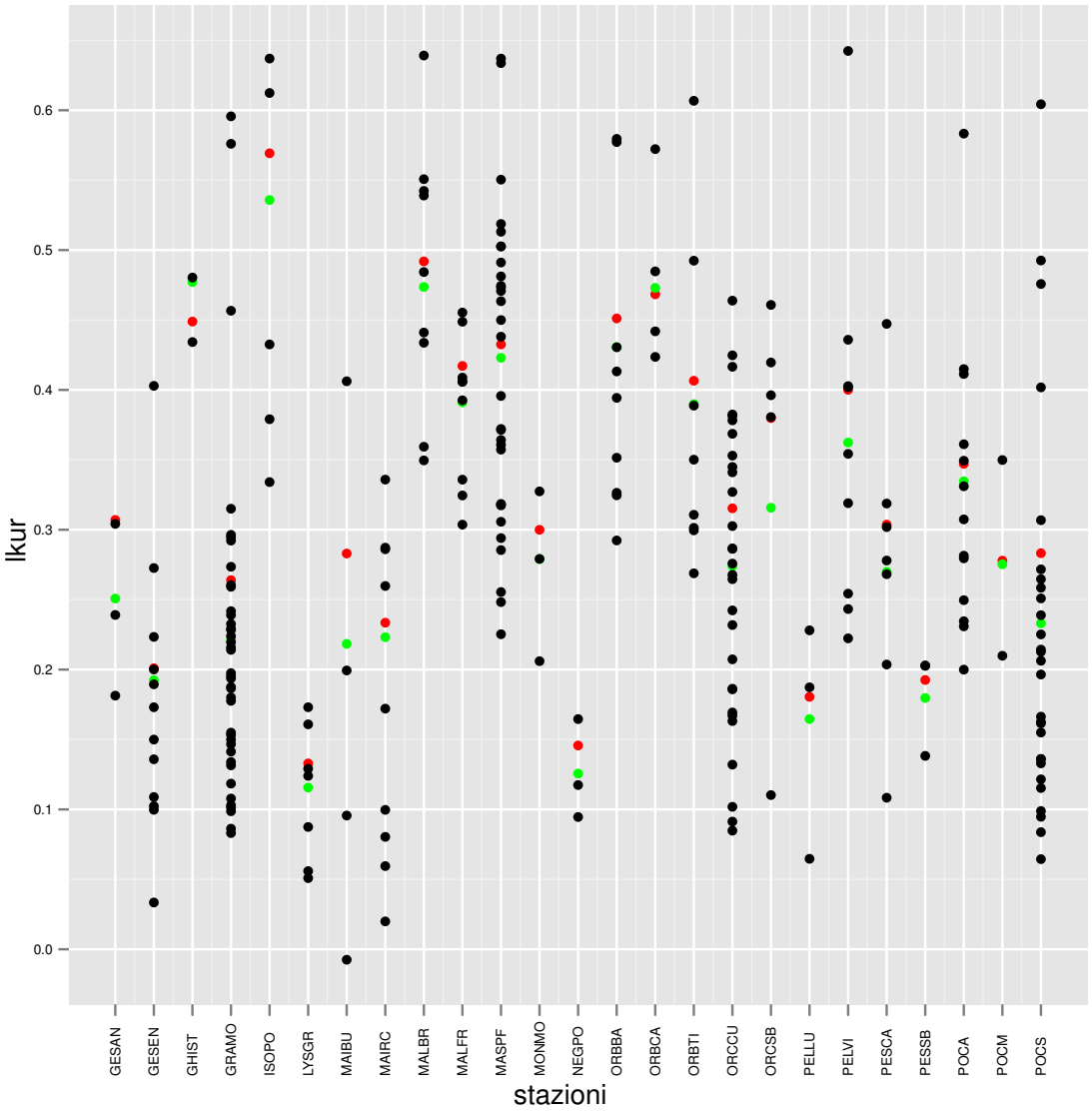

lca
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
SLATO
SOAPO
SSEPR
STGGR
STMCO
SVIGE
TANAB
TANAS
TANFA
TANGA
TANMA
TANMO
TANNU
TANPI
TANPN
TERCA
TOCCA
TOCDO
UZZCO
VARPO
VARRO
VARTO
VERLI
VERRO
VOBIC
stazioni

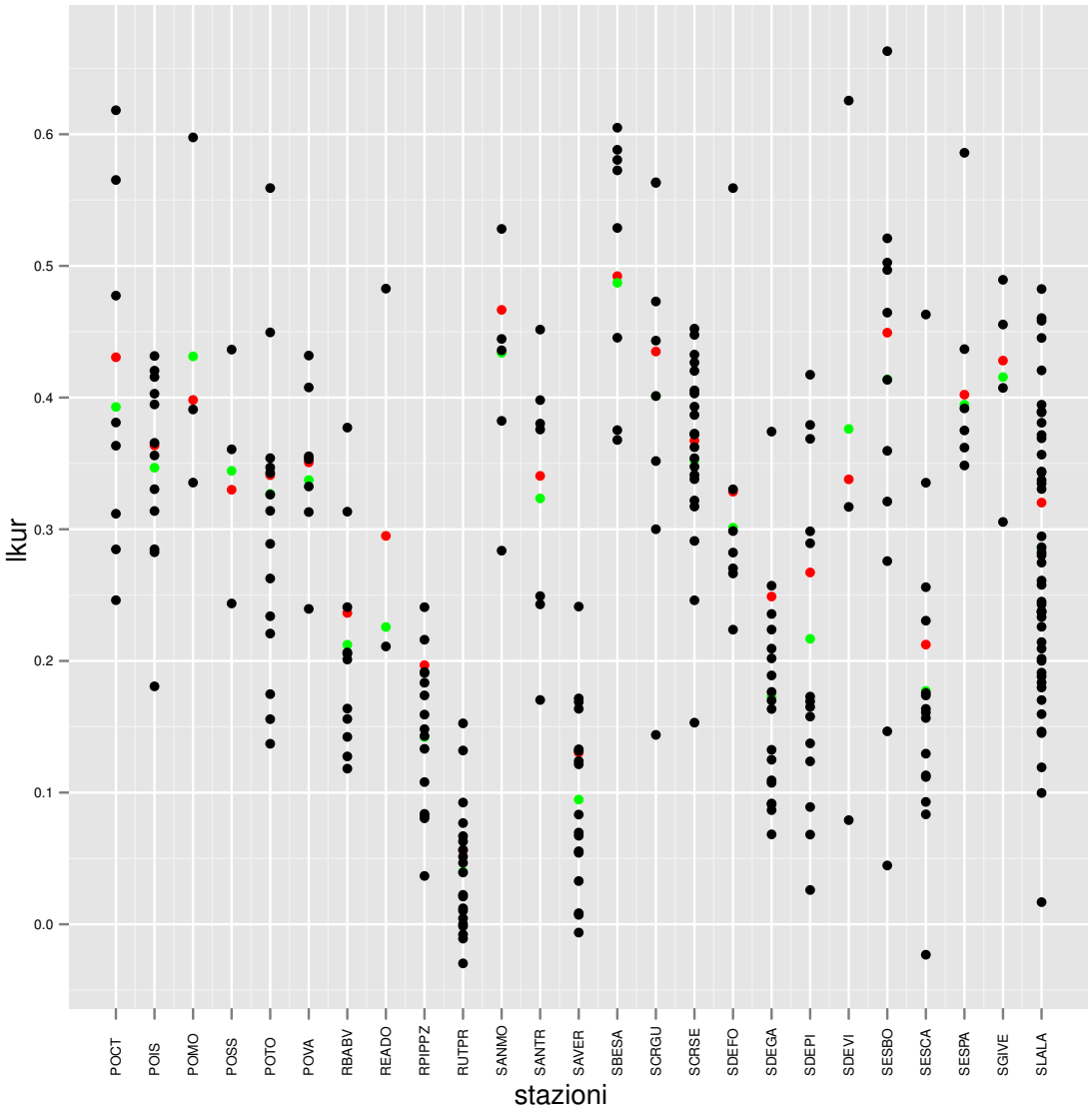
DIAGRAMMI DELLA VARIABILITÀ DEGLI L-KUR

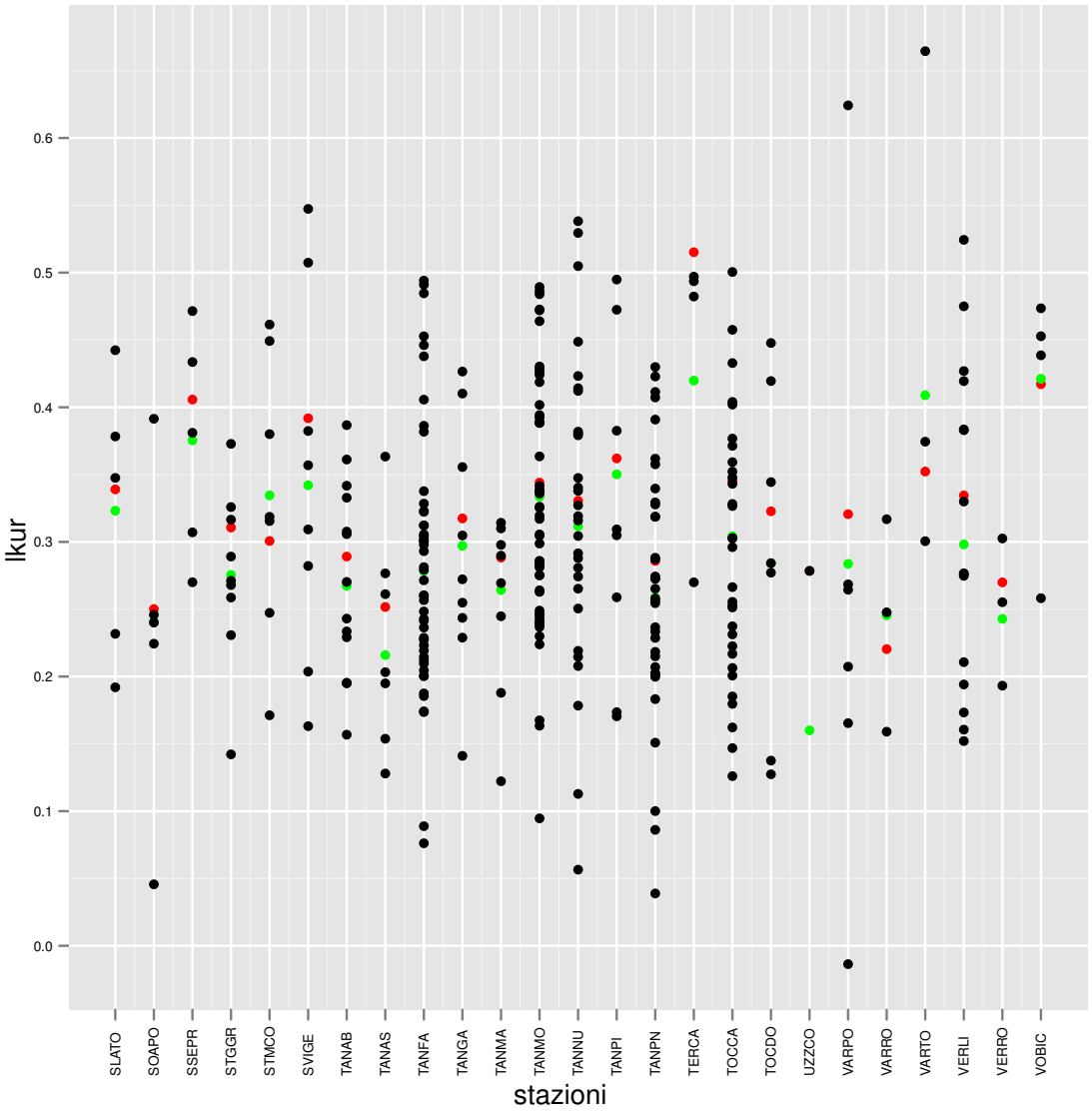
L-kur per ogni stazione. I pallini neri indicano l'L-kur relativo ad ogni singolo anno, i pallini verdi si riferiscono alla curva di durata media e quelli rossi alla curva di durata totale.




lkur
0.0
0.2
0.4
0.6
CHPIN
CHSFE
CHSSB
CHSSM
CHUPA
CORFS
CORPM
CORTM
CURVO
DBAAO
DBATA
DBAVE
DBRBE
DEVBA
DRIOU
DRISA
DRISU
DRITO
ELLMO
ELLRA
ELVCA
ERRCA
ERRSA
EVACH
GERPE
stazioni


lkur
0.0
0.1
0.2
0.3
0.4
0.5
0.6
GESAN
GESEN
GHIST
GRAMO
ISOPO
LYSGR
MAIBU
MAIRC
MALBR
MALFR
MASPF
MONMO
NEGPO
ORBBA
ORBCA
ORBTI
ORCCU
ORCSB
PELLU
PELVI
PESCA
PESSB
POCA
POCM
POCS
stazioni


lkur
0.0
0.1
0.2
0.3
0.4
0.5
0.6
POCT
POIS
POMO
POSS
POTO
POVA
RBABV
READO
RPIPPZ
RUTPR
SANMO
SANTR
SAVER
SBESA
SCRGU
SCRSE
SDEFO
SDEGA
SDEPI
SDEVI
SESBO
SESCA
SESPA
SGIVE
SLALA
stazioni


lkur
0.0
0.1
0.2
0.3
0.4
0.5
0.6
SLATO
SOAPO
SSEPR
STGGR
STMCO
SVIGE
TANAB
TANAS
TANFA
TANGA
TANMA
TANMO
TANNU
TANPI
TANPN
TERCA
TOCCA
TOCDO
UZZCO
VARPO
VARRO
VARTO
VERLI
VERRO
VOBIC
stazioni

VI INCONGRUENZE NEI DATI RELATIVI ALLA DERIVAZIONI E RESTITUZIONI

In questo allegato vengono raccolti i problemi riscontrati nell'analisi di dettaglio degli impianti, per un eventuale uso futuro dei dati. Le restituzioni sono descritte dal loro apposito codice SIRI. Sono presenti tre tabelle, la tabella 26 riguarda i casi in cui non vi è congruenza tra la somma delle portate alle prese e la portata restituita; la tabella 27 riguarda i casi con portata nulla; la tabella 28 riguarda i casi in cui le restituzioni non hanno informazioni sulla collocazione geografica. Si rimanda al testo per la descrizione e la soluzione dei problemi schematizzati nelle tabelle.

Tabella 26: Restituzioni con somma delle portate alle prese diversa dalla portata restituita

AL00006	CN00063	TO00036	TO00315
AL00021	CN00264	TO00040	TO00336
AL00022	CN00266	TO00042	TO00523
BI00019	NO00032	TO00048	TO00563
BI00042	TO00001	TO00134	TO00730
CN00001	TO00003	TO00254	TO10049
CN00002	TO00007	TO00256	TO10233
CN00014	TO00010	TO00257	VB00001
CN00022	TO00011	TO00274	VB00007
CN00023	TO00016	TO00277	VB00015
CN00062	TO00021	TO00292	VC00056

Tabella 27: Restituzioni senza informazioni sulla portata restituita

AL00001	CN00440	TO00766	VB00043	VB00085
AL00002	NO00003	VB00003	VB00044	VB00086
AL00028	NO00018	VB00004	VB00045	VB00087
BI00002	NO00097	VB00005	VB00046	VB00090
BI00021	NO00098	VB00006	VB00047	VB00091
BI00022	NO00107	VB00008	VB00048	VB00092
BI00163	NO00108	VB00009	VB00049	VB00093
CN00009	TO00006	VB00010	VB00050	VB00095
CN00053	TO00008	VB00011	VB00051	VB00097
CN00060	TO00014	VB00013	VB00053	VB00098
CN00066	TO00029	VB00014	VB00054	VB00105
CN00201	TO00030	VB00016	VB00055	VB00116
CN00216	TO00035	VB00017	VB00057	VB00119
CN00236	TO00037	VB00018	VB00058	VB00164
CN00262	TO00050	VB00019	VB00059	VB00189
CN00282	TO00067	VB00020	VB00060	VB00225
CN00294	TO00132	VB00021	VB00062	VB00486
CN00377	TO00161	VB00022	VB00066	VB00639
CN00380	TO00259	VB00023	VB00068	VB00656
CN00384	TO00265	VB00024	VB00070	VB00657
CN00395	TO00276	VB00027	VB00071	VC00057
CN00403	TO00279	VB00034	VB00072	VC00058
CN00404	TO00285	VB00035	VB00075	VC00061
CN00407	TO00286	VB00037	VB00079	VC00062
CN00412	TO00299	VB00039	VB00080	VC00063
CN00424	TO00348	VB00040	VB00081	VC00074
CN00436	TO00716	VB00041	VB00082	VC00076
CN00437	TO00728	VB00042	VB00084	

Tabella 28: Restituzioni senza informazioni sulla posizione geografica

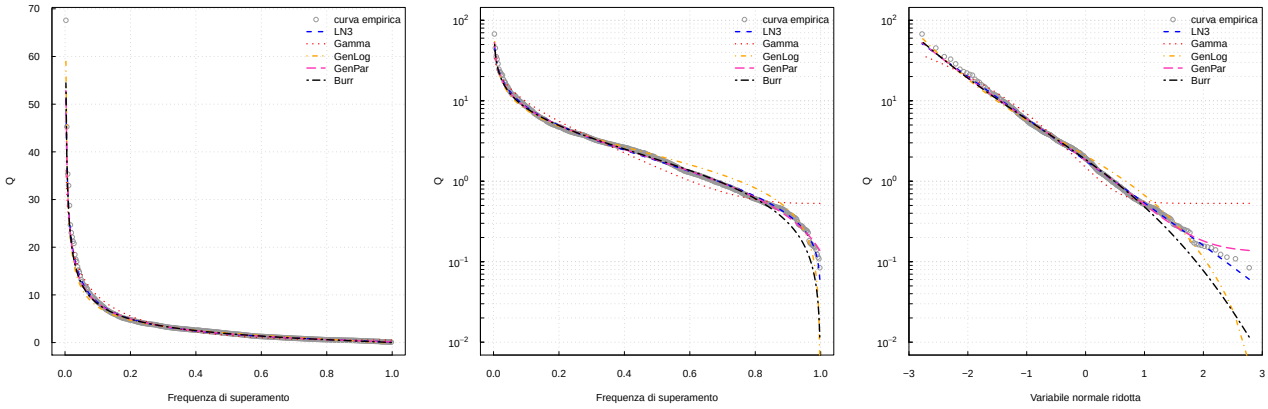
BI00066	TO00326	VB00004
CN00002	TO00328	VB00005
CN00010	TO00330	VB00006
CN00024	TO00336	VB00007
CN00257	TO00338	VB00009
CN00260	TO00346	VB00010
CN00267	TO00488	VB00015
CN00369	TO00502	VB00016
CN00374	TO00521	VB00017
CN00393	TO00523	VB00025
CN00408	TO00525	VB00041
TO00009	TO00527	VB00044
TO00016	TO00529	VB00046
TO00256	TO00533	VB00051
TO00262	TO00535	VB00081
TO00274	TO00549	VB00092
TO00277	TO00563	VB00095
TO00278	TO00622	VB00225
TO00280	TO00718	VB00486
TO00281	TO00730	VB00639
TO00282	TO00896	VB00656
TO00284	TO00911	VB00657
TO00292	TO00976	VC00046
TO00300	TO00978	VC00048
TO00308	TO06067	VC00050
TO00315	TO10039	VC00051
TO00316	TO10040	VC00056
TO00318	TO10041	VC00065
TO00320	TO10049	VC00066
TO00322	TO10233	VC00072
TO00324	VB00001	

VII CDP ANALITICHE

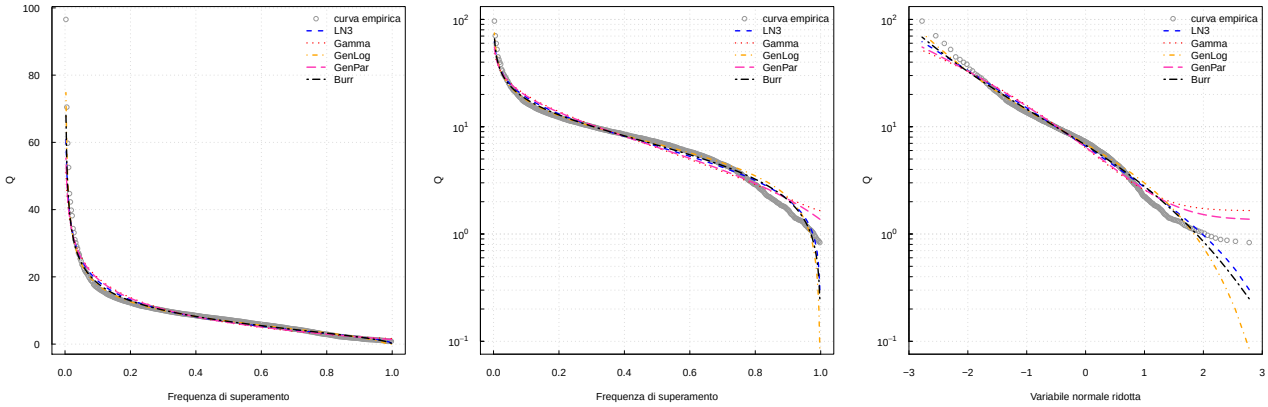
Si riportano per ogni stazione le curve di durata medie annue empiriche assieme alla loro rappresentazione analitica mediante diverse distribuzioni di probabilità. Le distribuzioni utilizzate sono la log-Normale (LN_3), la Gamma, la Logistica Generalizzata (GenLog), la Pareto Generalizzata (GenPar) e la Burr. Tutte le distribuzioni hanno 3 parametri stimati con il metodo degli L-momenti.

I codici-stazione fanno riferimento all'elenco riportato nell'allegato I. Il fasci di curve viene riportato, per ogni stazione, in tre diverse rappresentazioni: rappresentazione "lineare" in cui il valore di portata in m^3/s è riportato in funzione della probabilità di superamento; rappresentazione "logaritmica", analoga alla precedente, ma con l'asse delle ascisse in scala logaritmica; rappresentazione in carta probabilistica log-Normale dove l'asse delle ascisse rappresenta la variabile ridotta Normale standard.

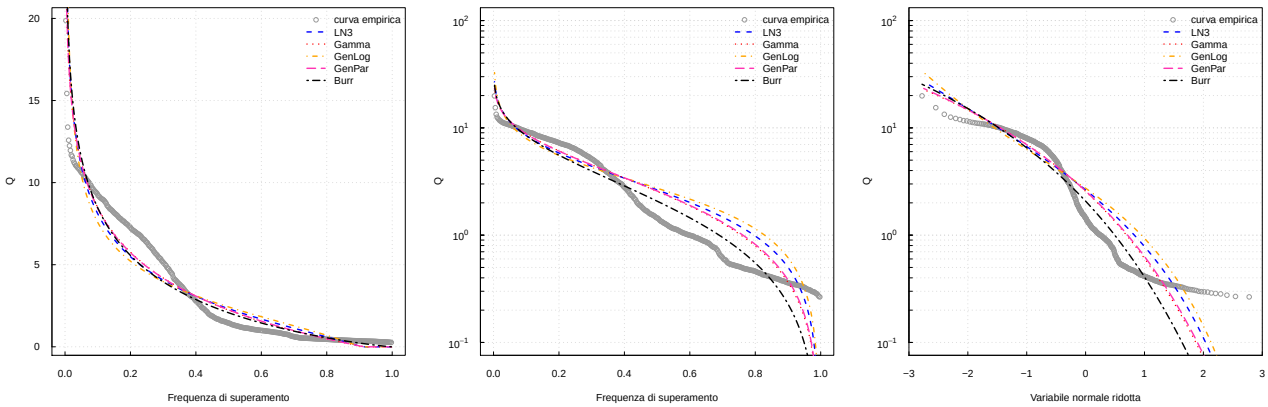
AGOMO



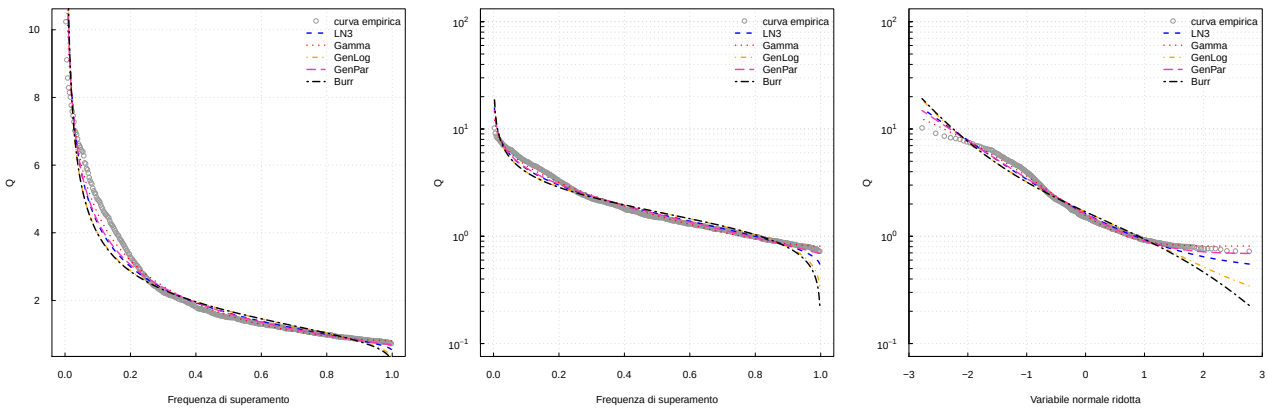
AGONO



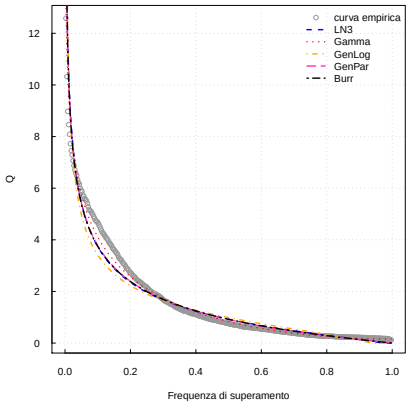
ANZMA

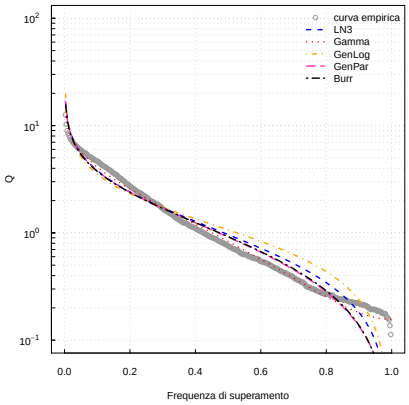


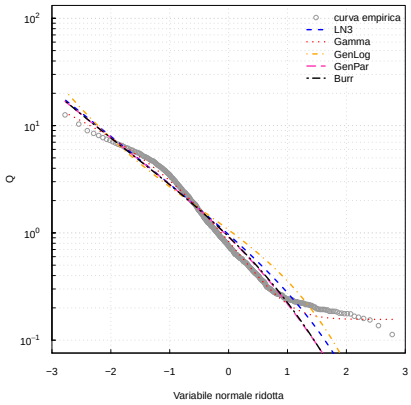
ARTSO



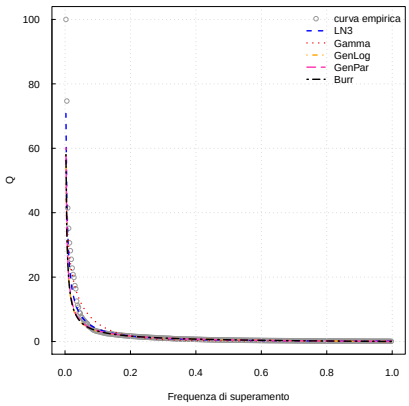
AYACH

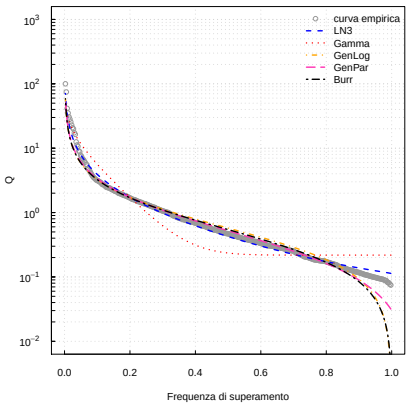


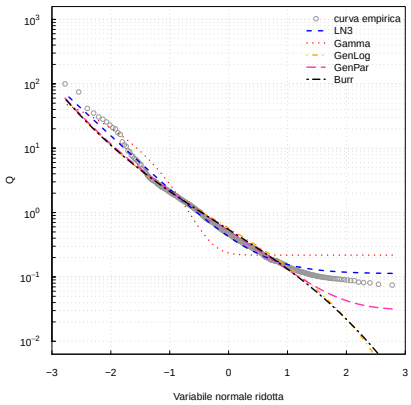




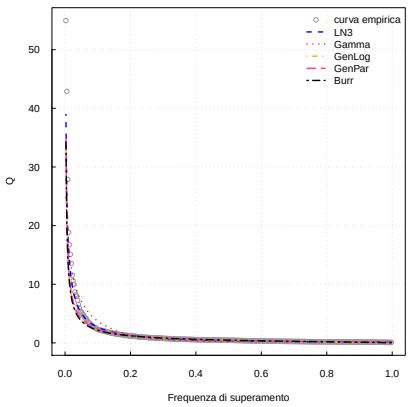
BANPO

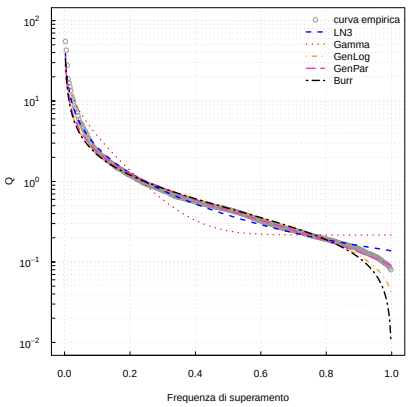


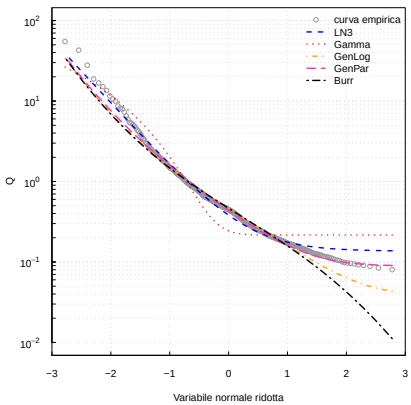




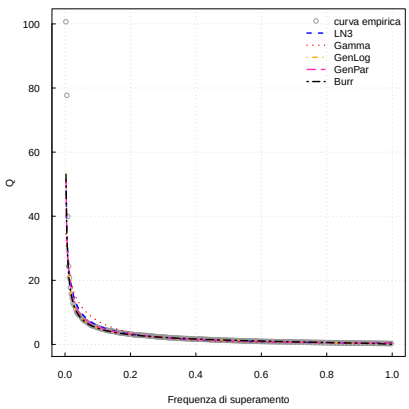
BANSA

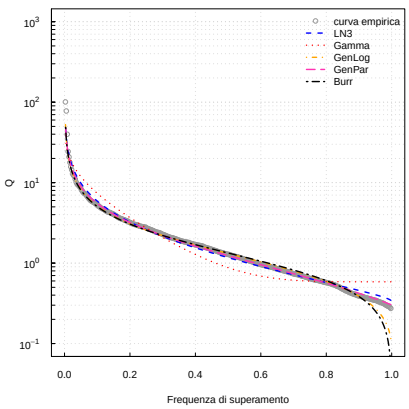


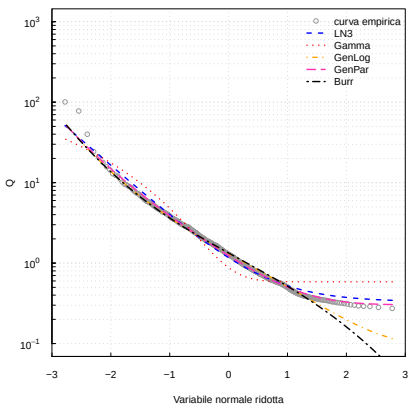




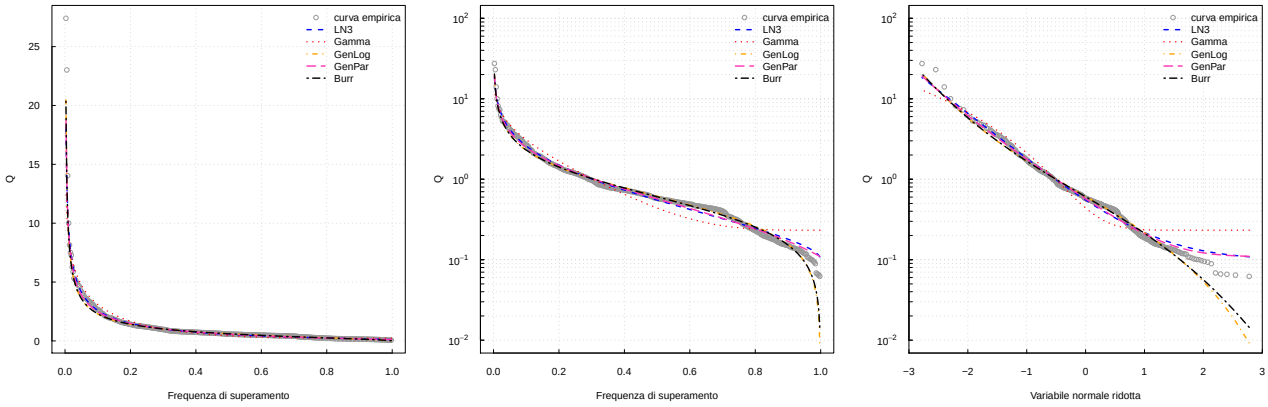
BELCA



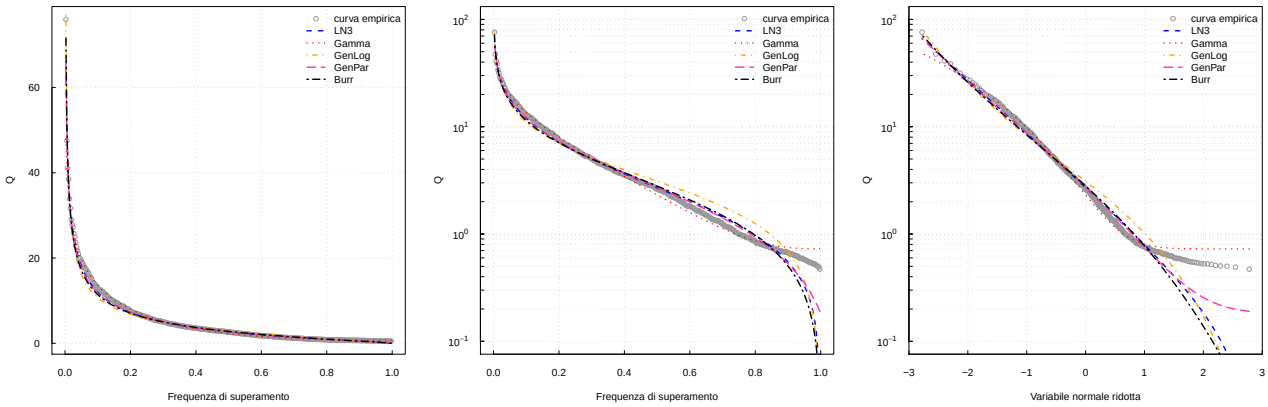




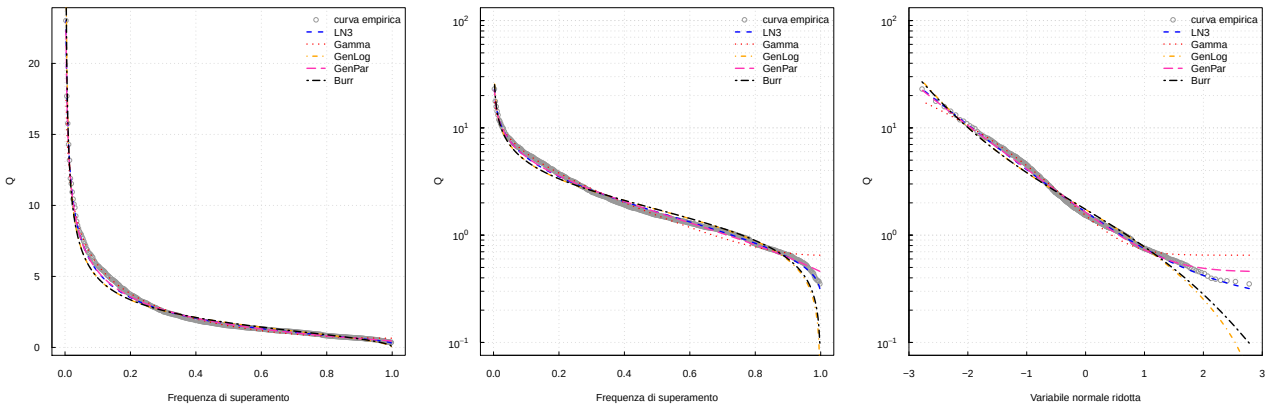
BELRO



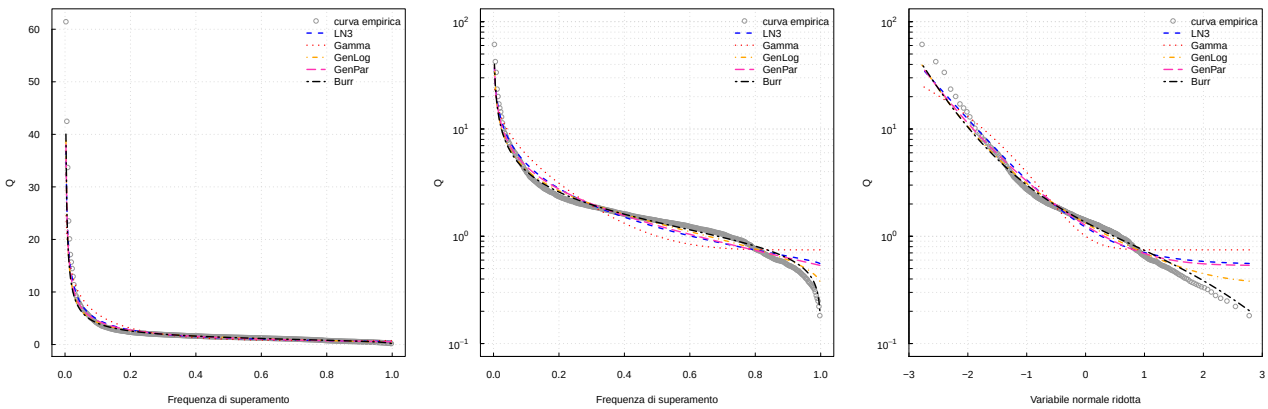
BOBBA



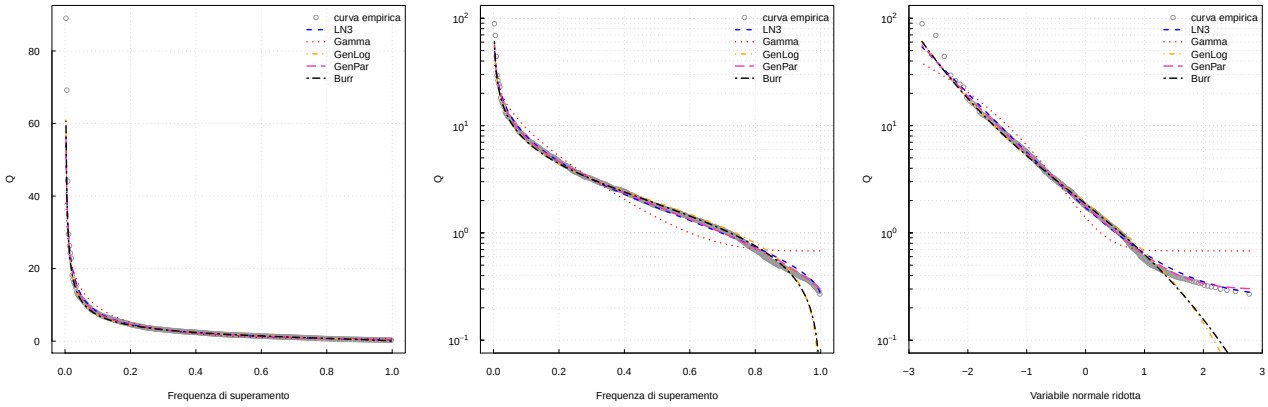
BOGPC



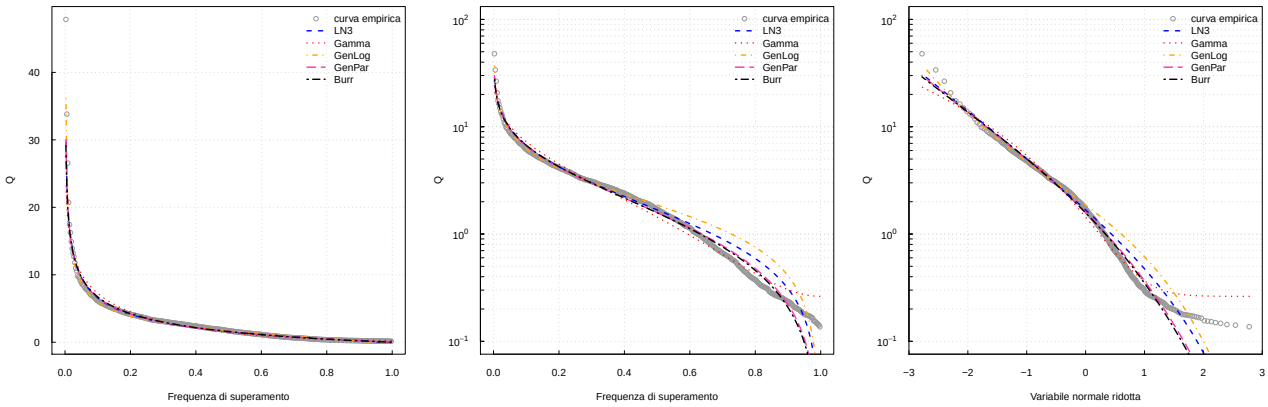
BOMCA



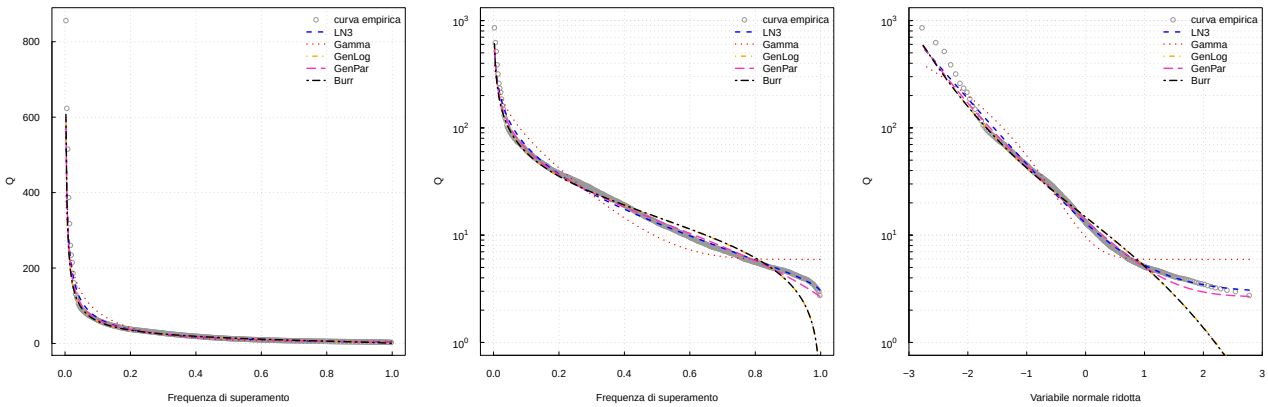
BOMCE



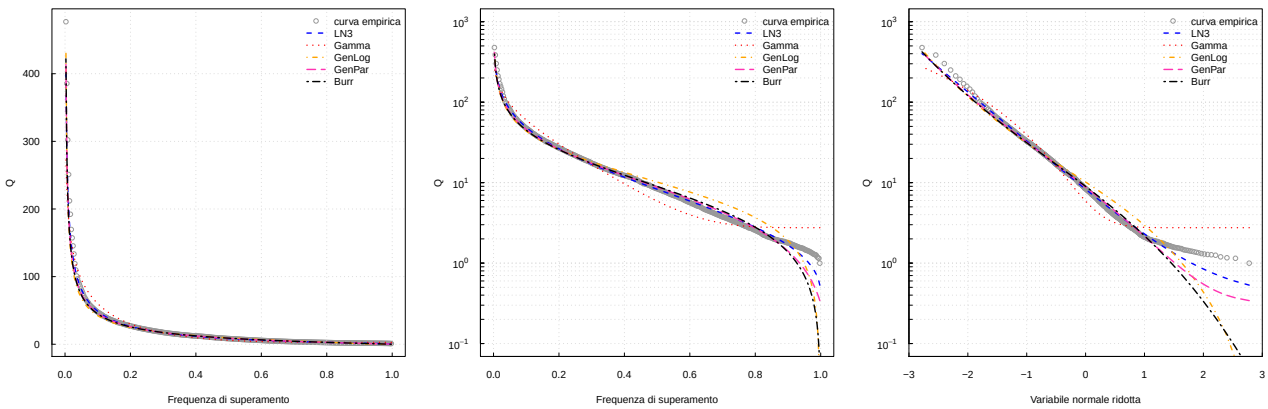
BOMMU



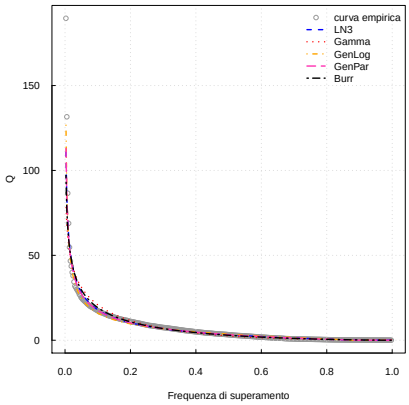
BORAL

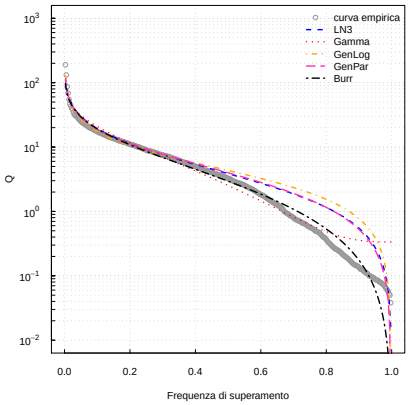


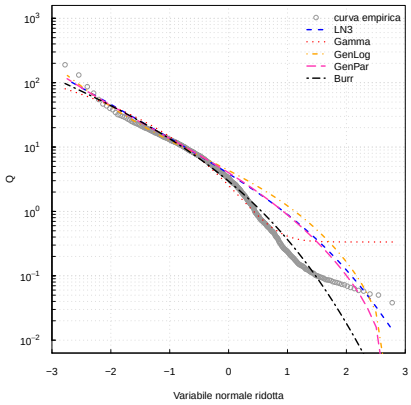
BORCA



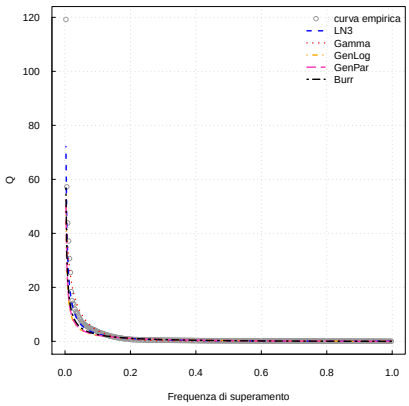
BOSMB

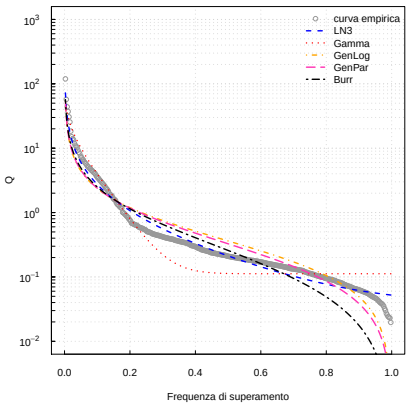


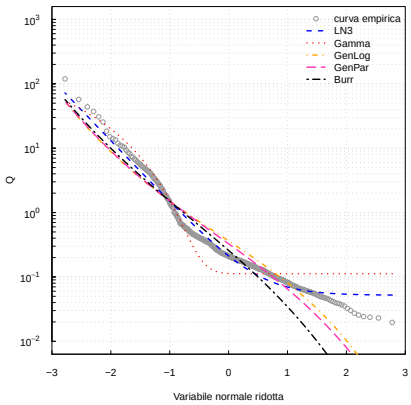




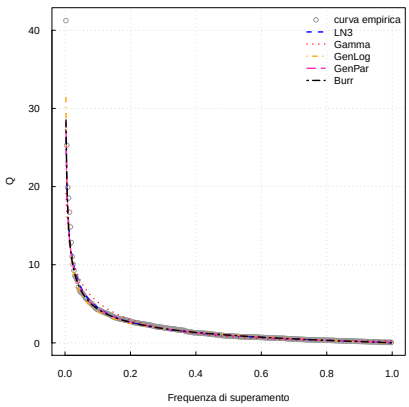
BOSPC

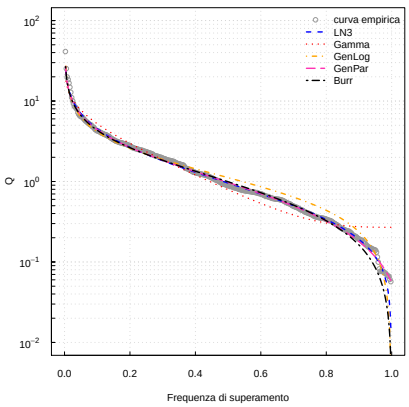


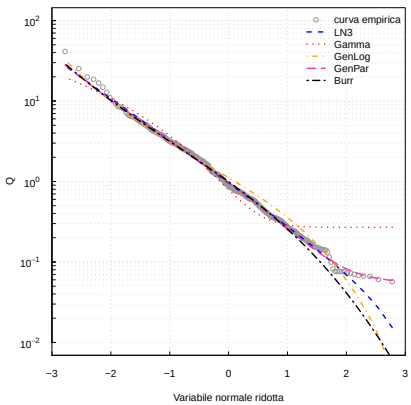




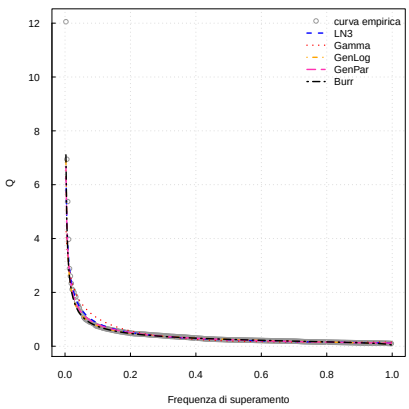
BROMA

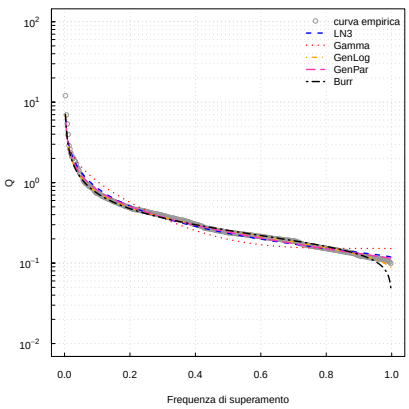


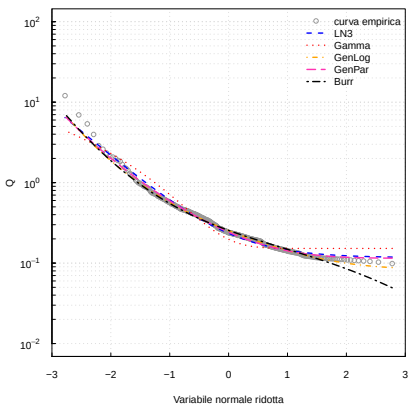




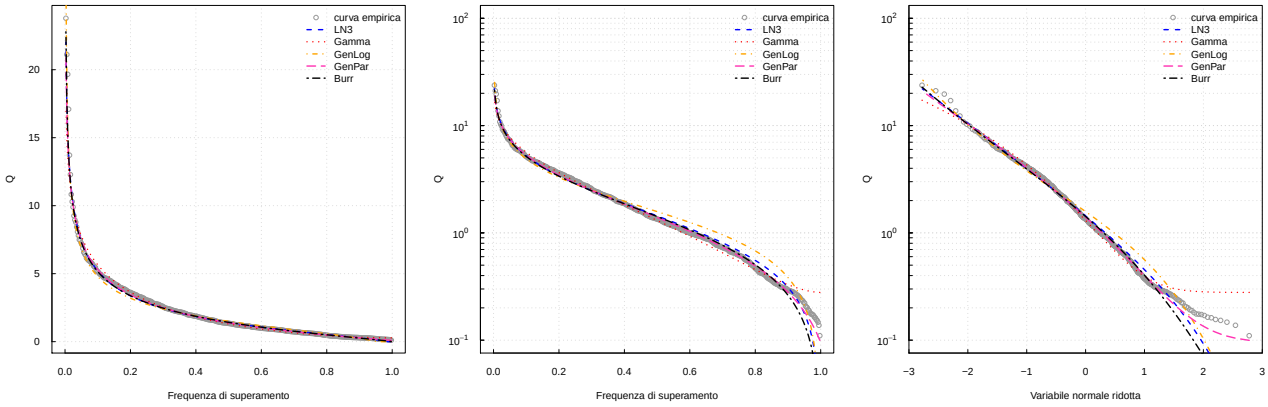
BRRSD



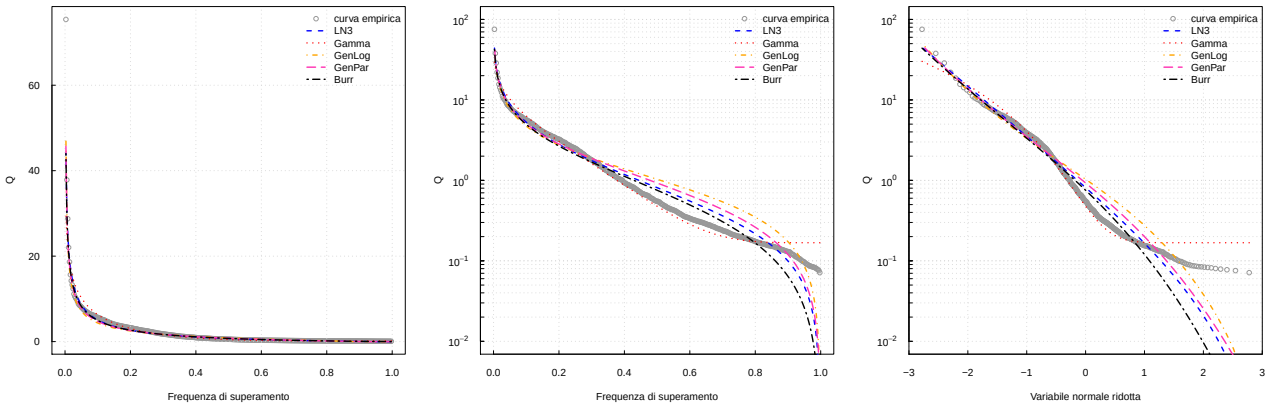




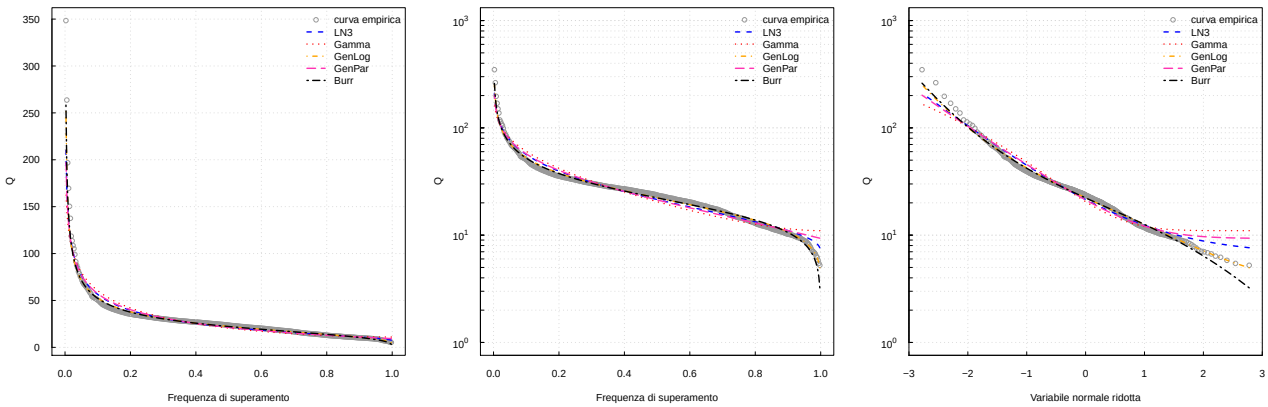
CASMO



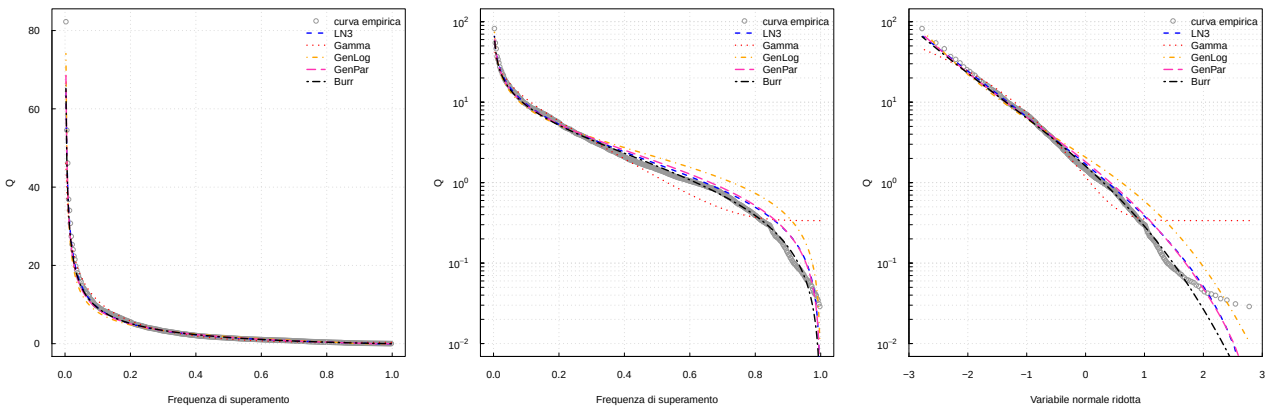
CEVPA



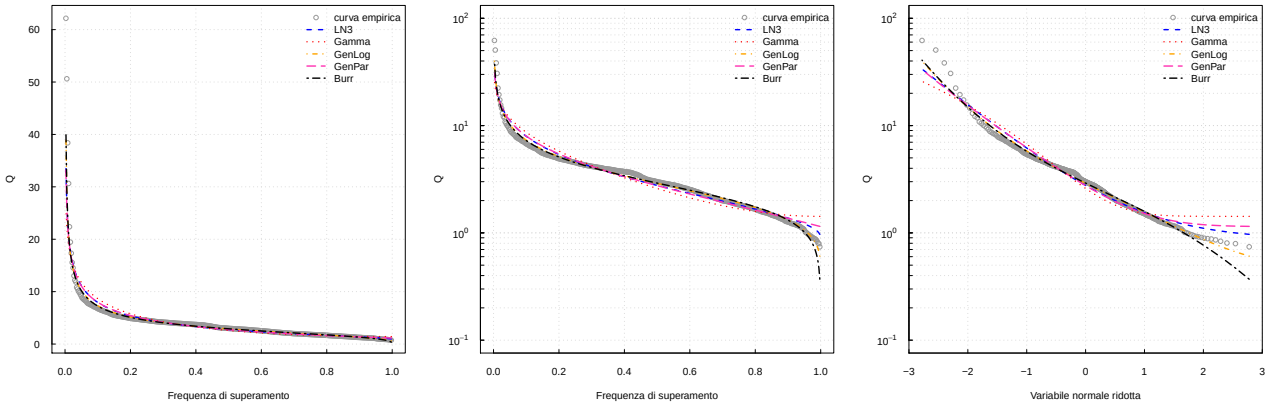
CEVQU



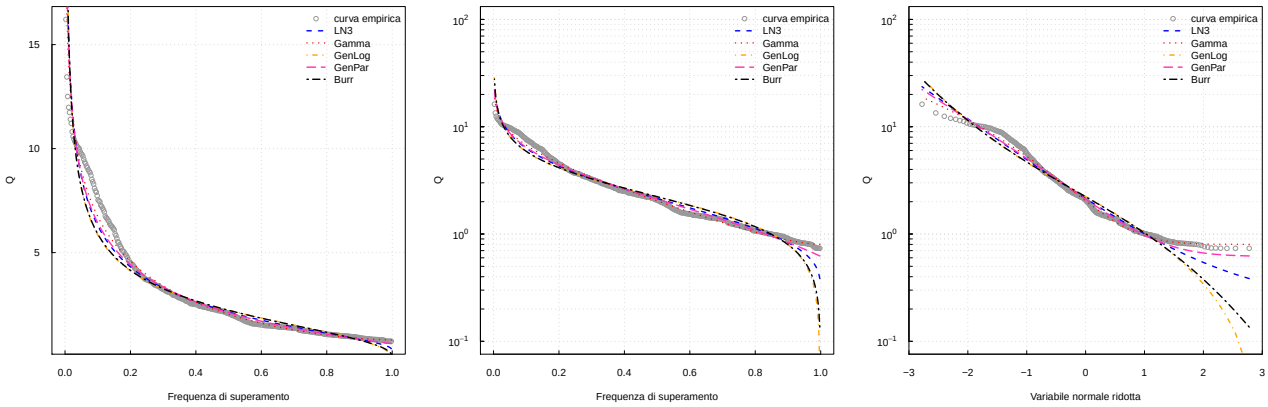
CEVVI



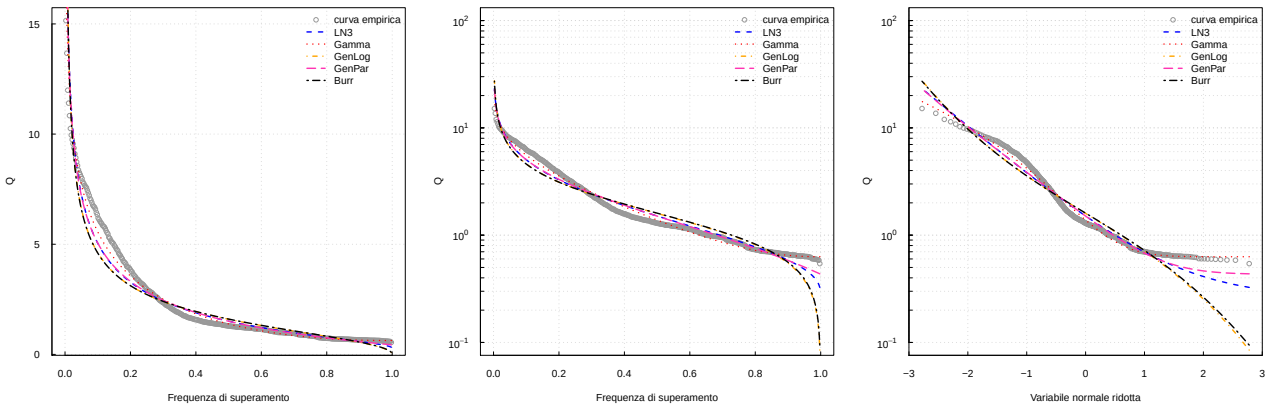
CHLLO



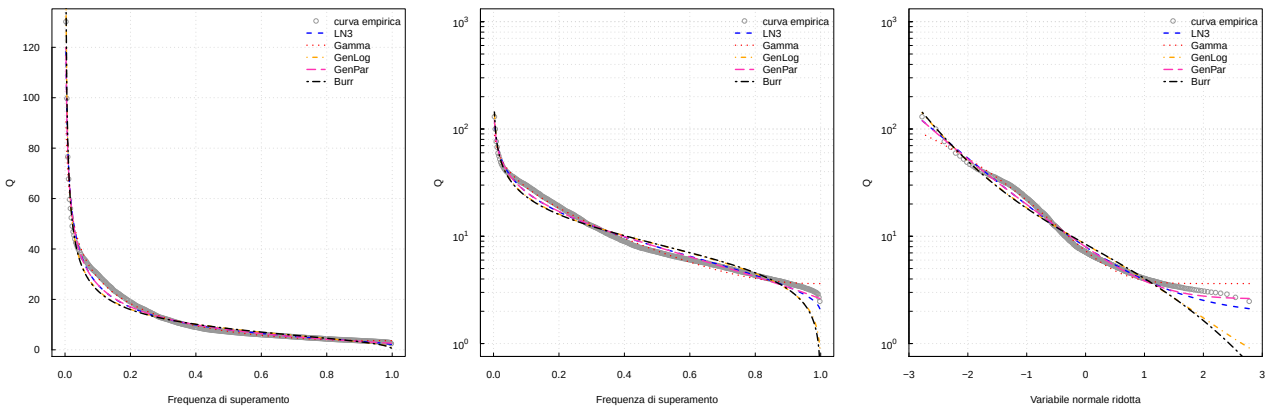
CHSFE



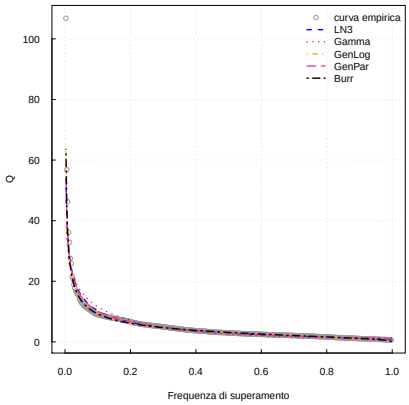
CHSSB

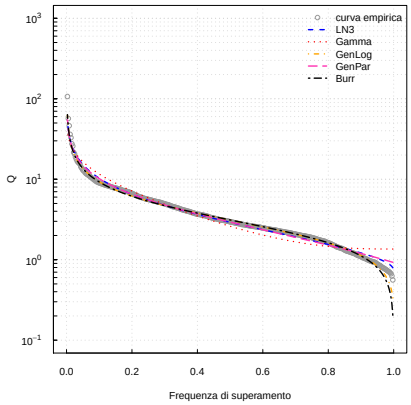


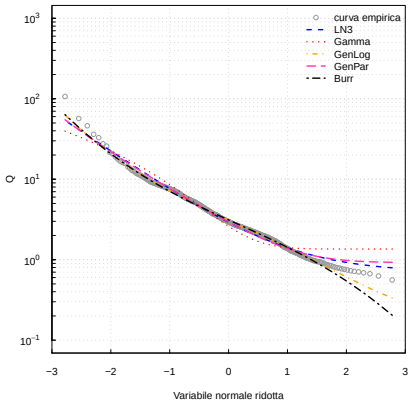
CHSSM



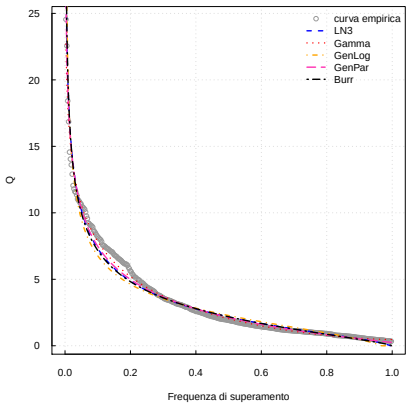
CHUPA

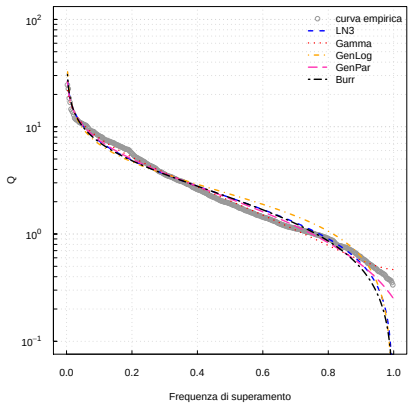


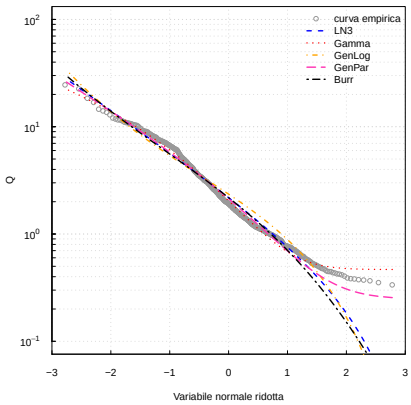




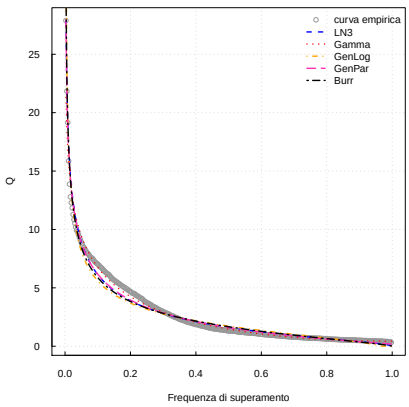
CORFS

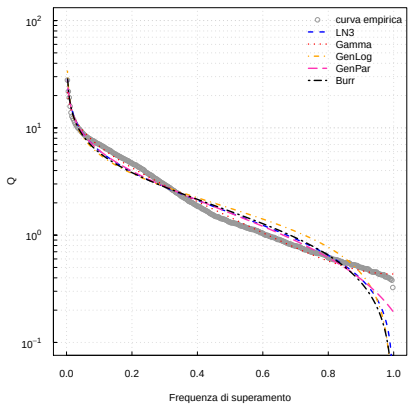


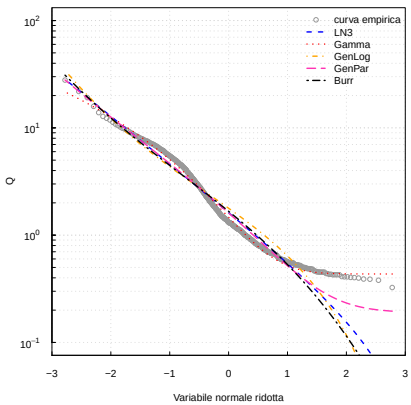




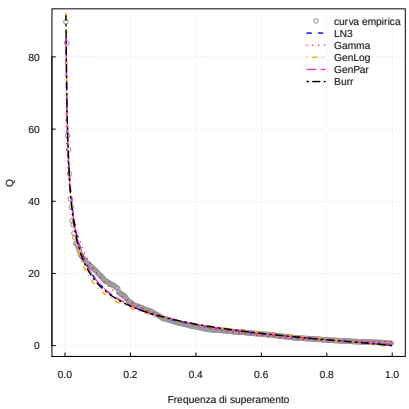
CORPM

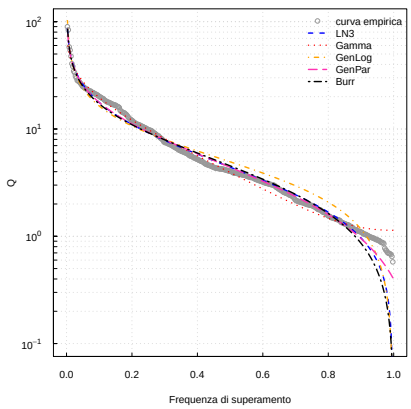


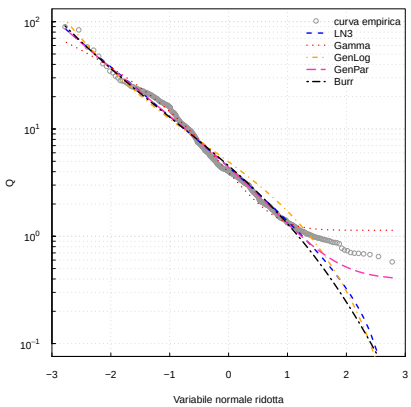




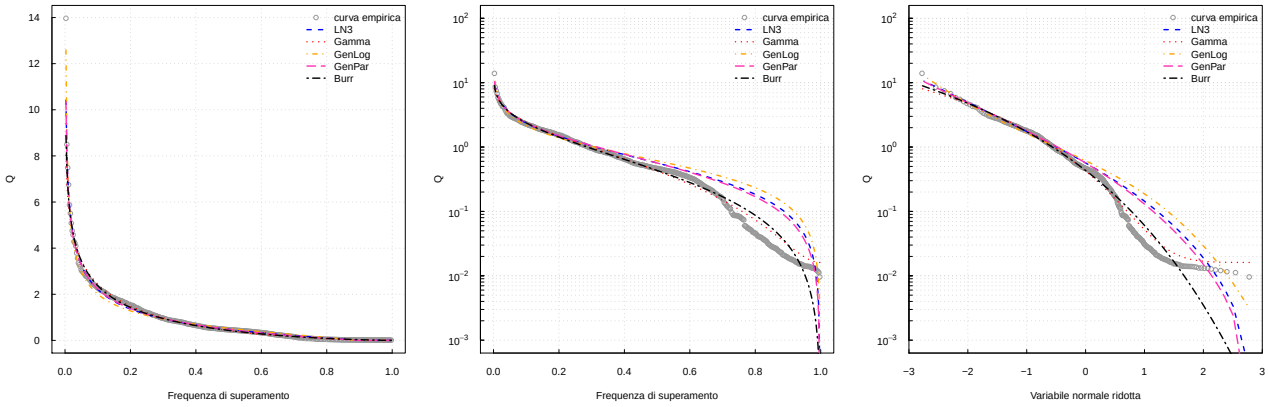
CORTM



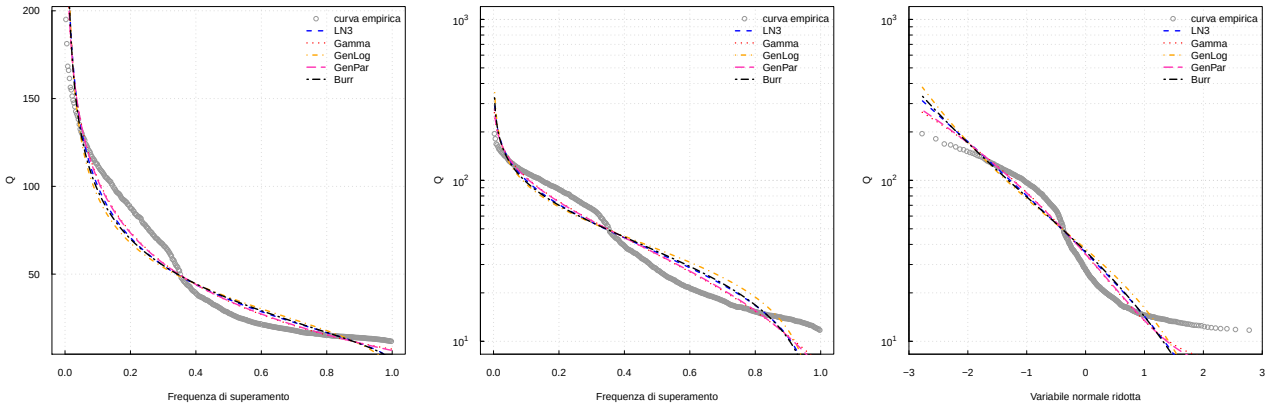




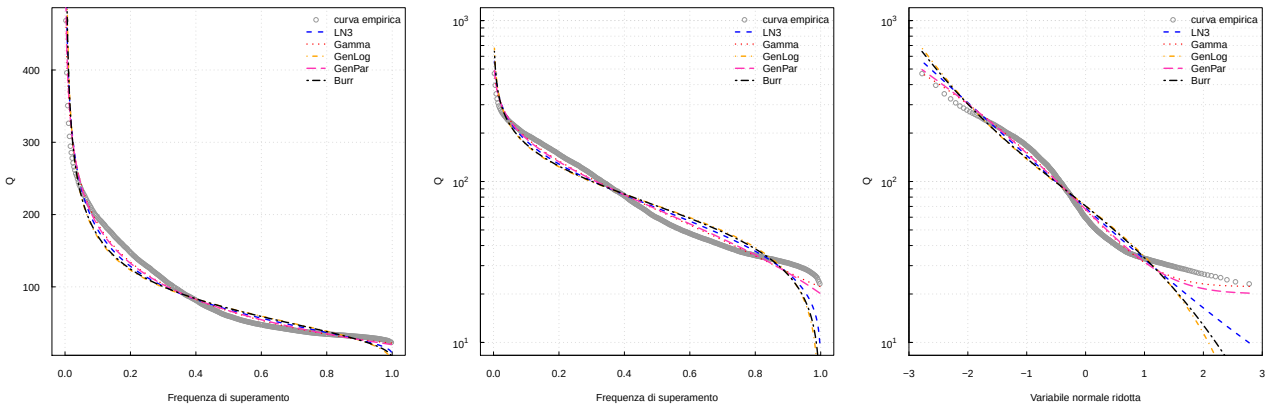
CURVO



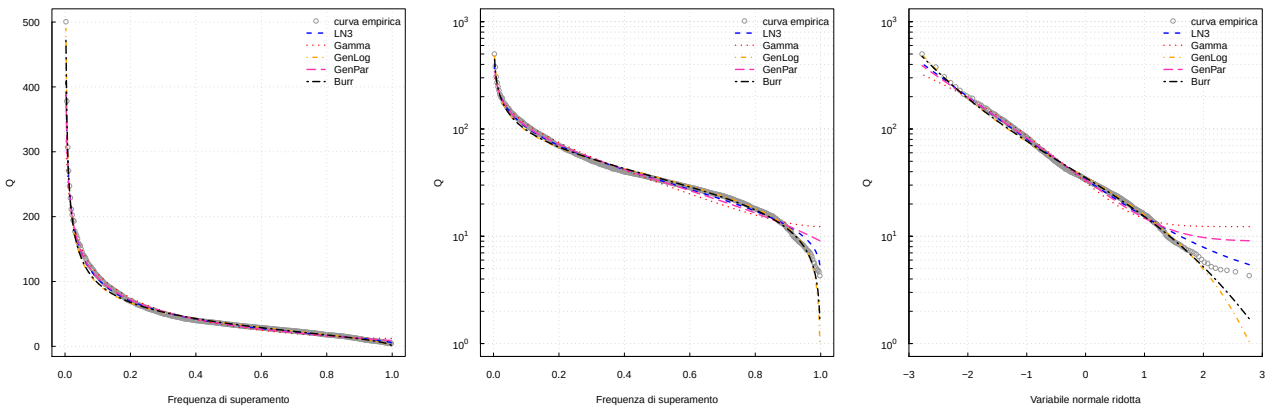
DBAAO



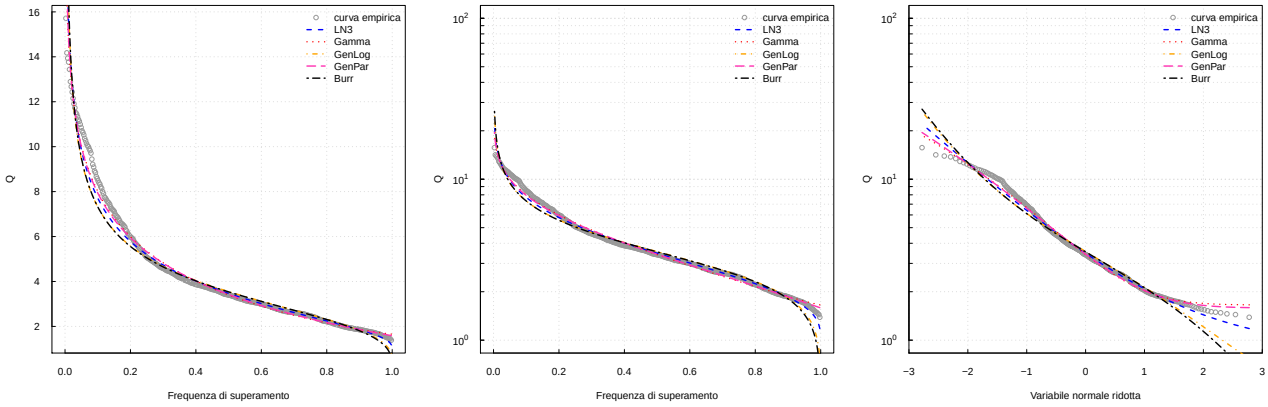
DBATA



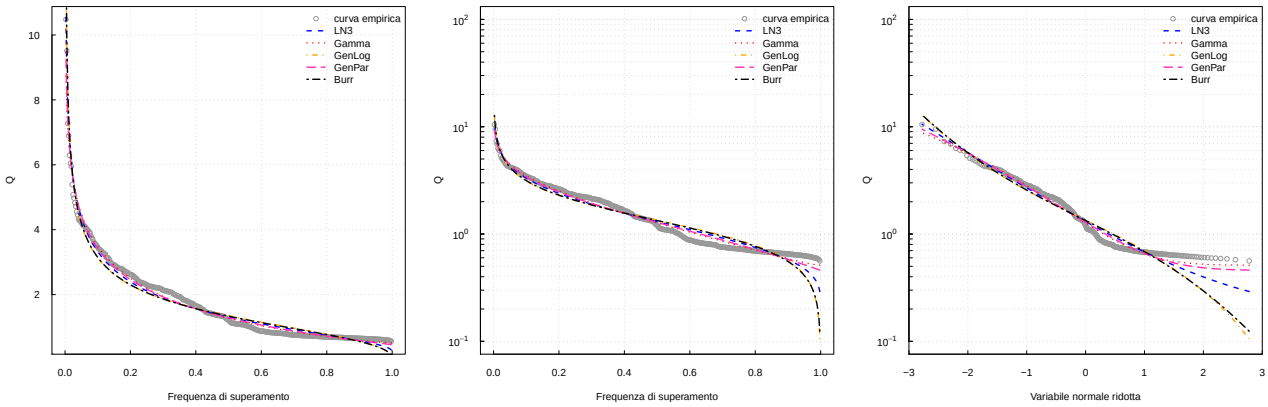
DBAVE



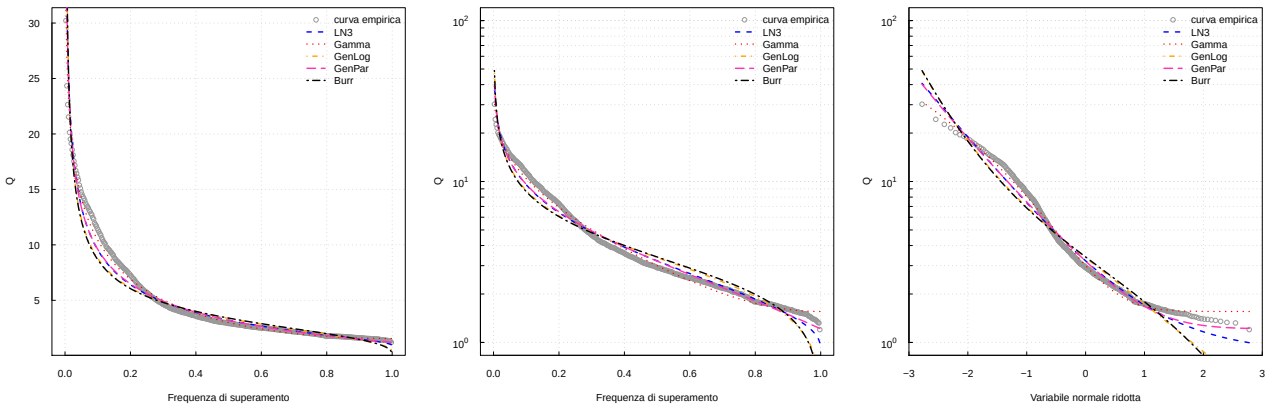
DBRBE



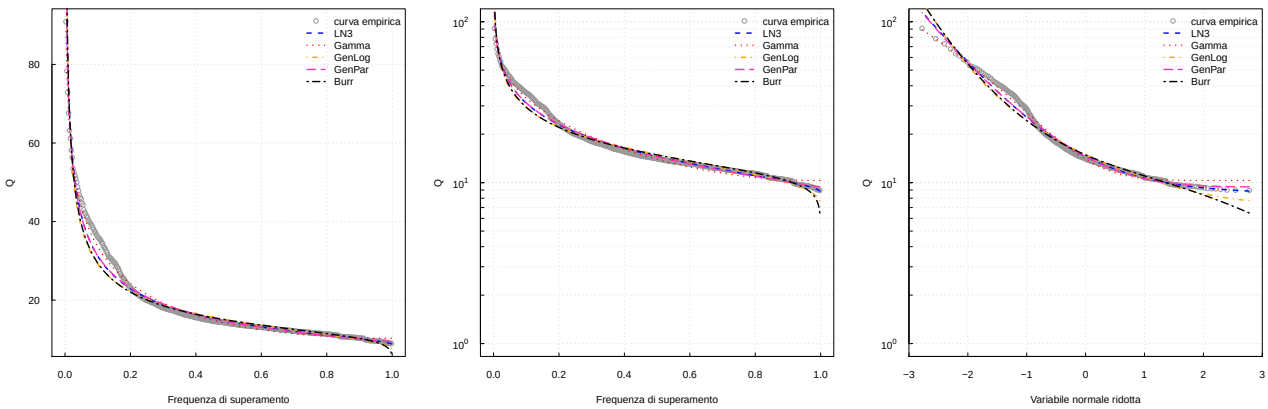
DEVBA



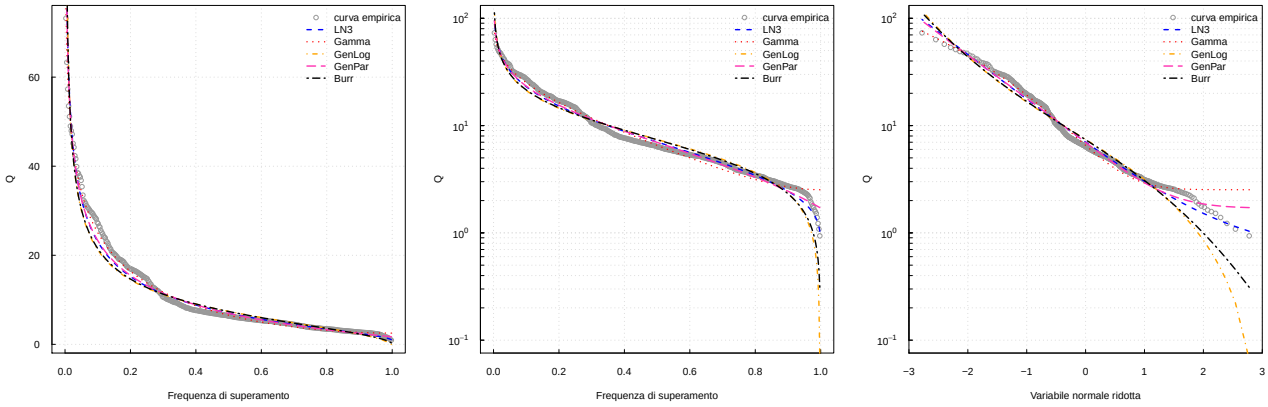
DRIOU



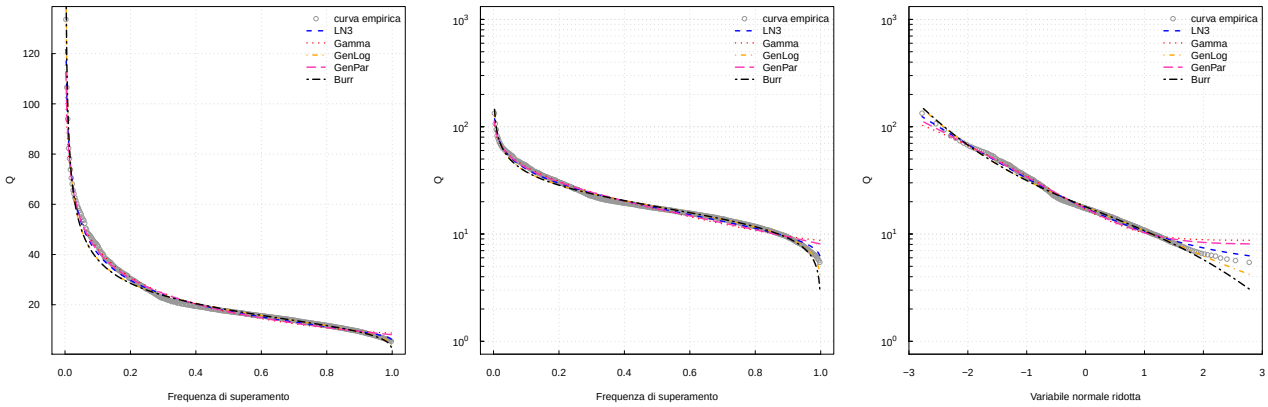
DRISA



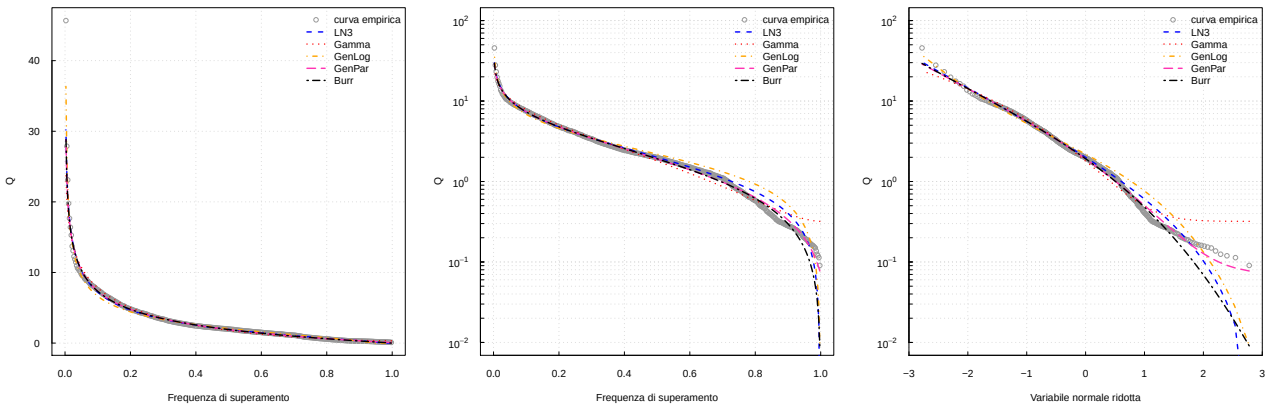
DRISU



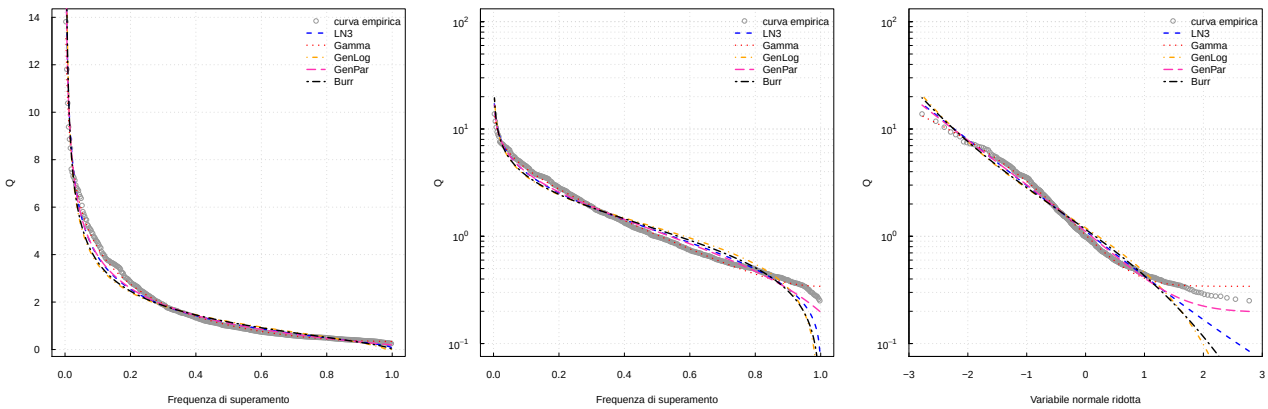
DRITO



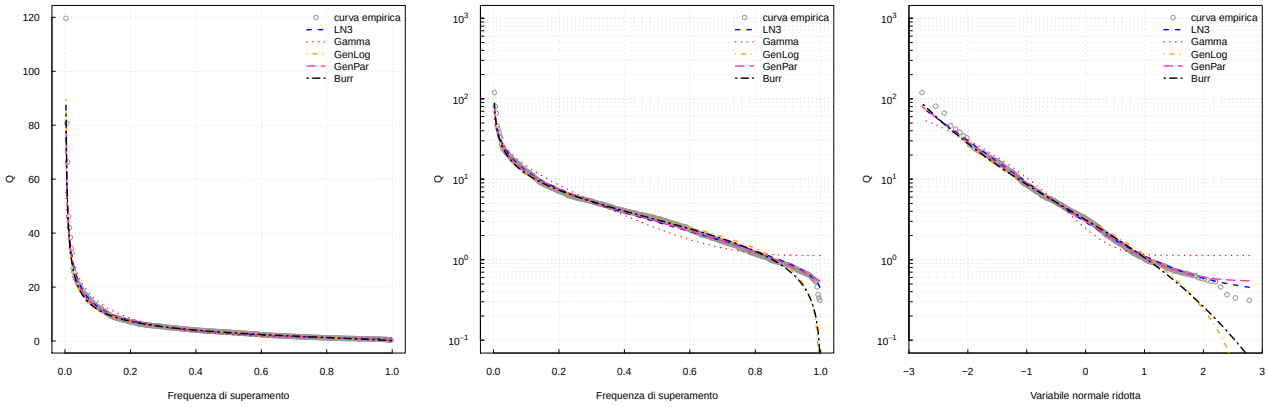
ELLMO



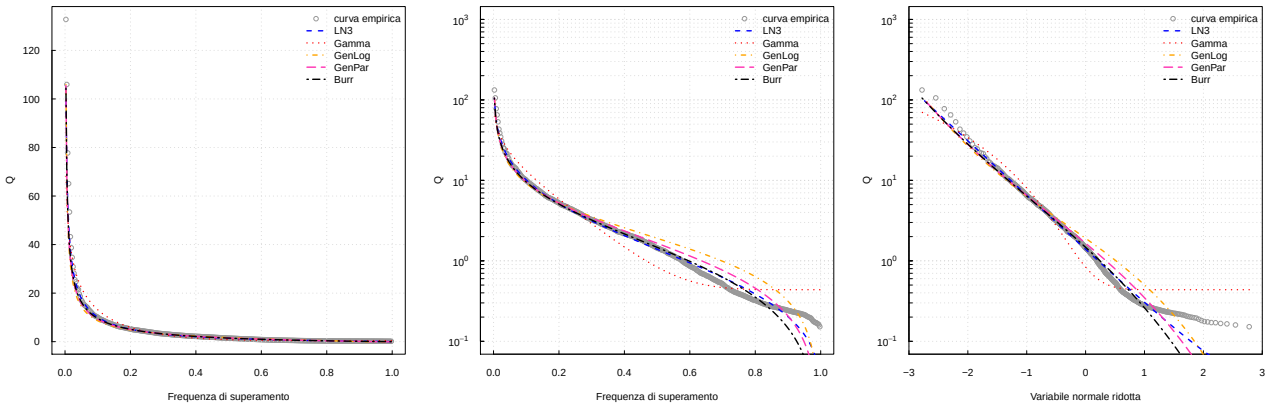
ELLRA



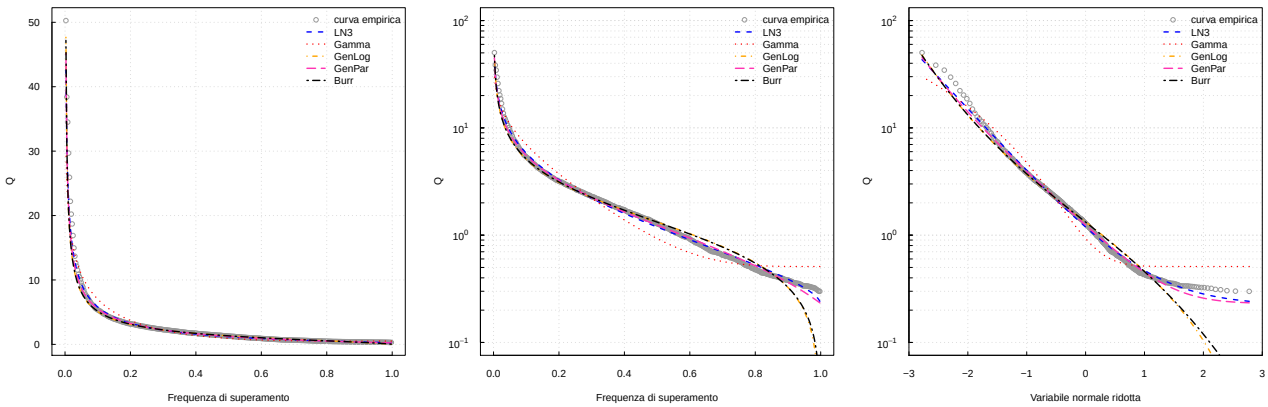
ELVCA



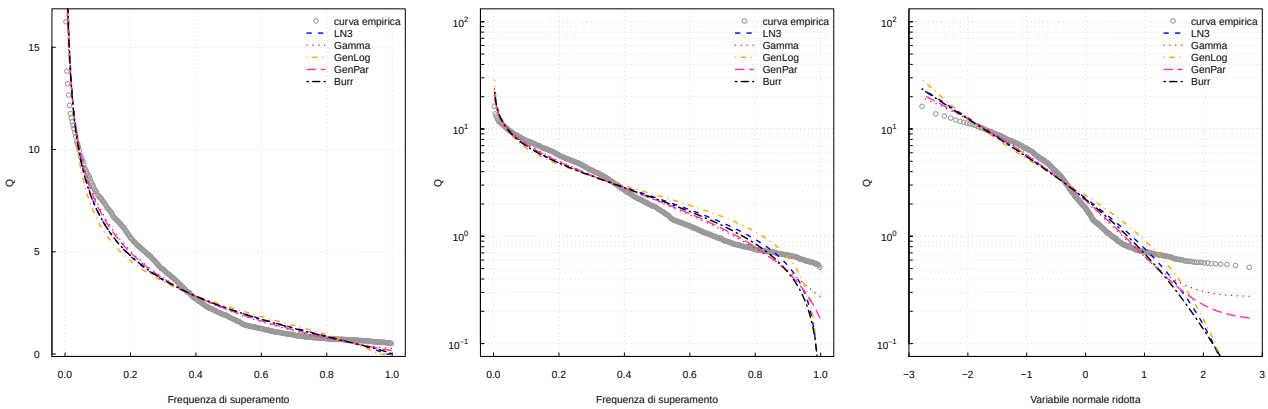
ERRCA



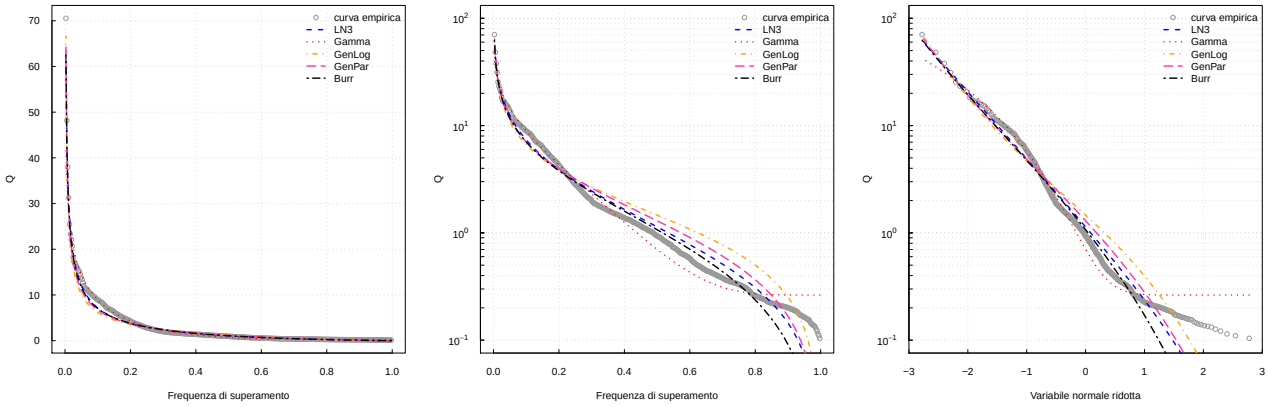
ERRSA



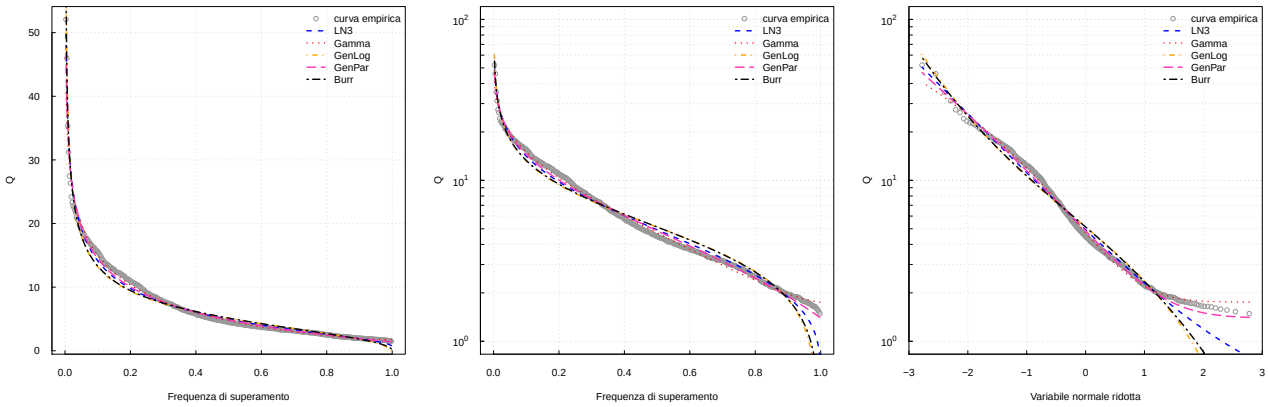
EVACH



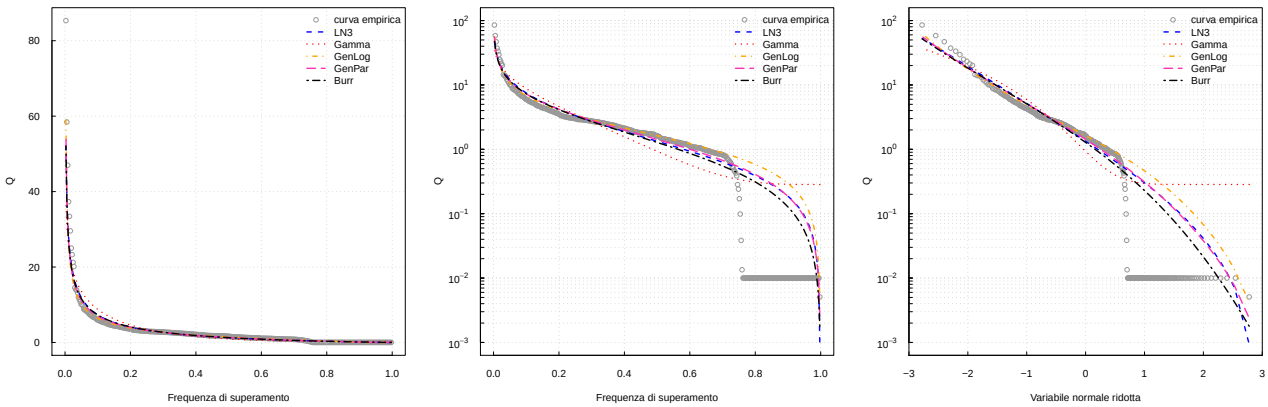
GERPE



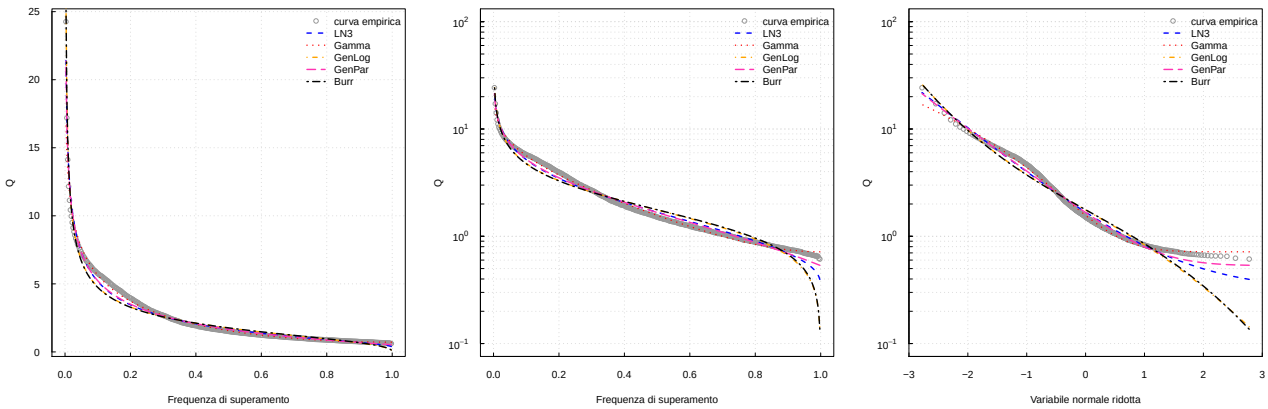
GESEN



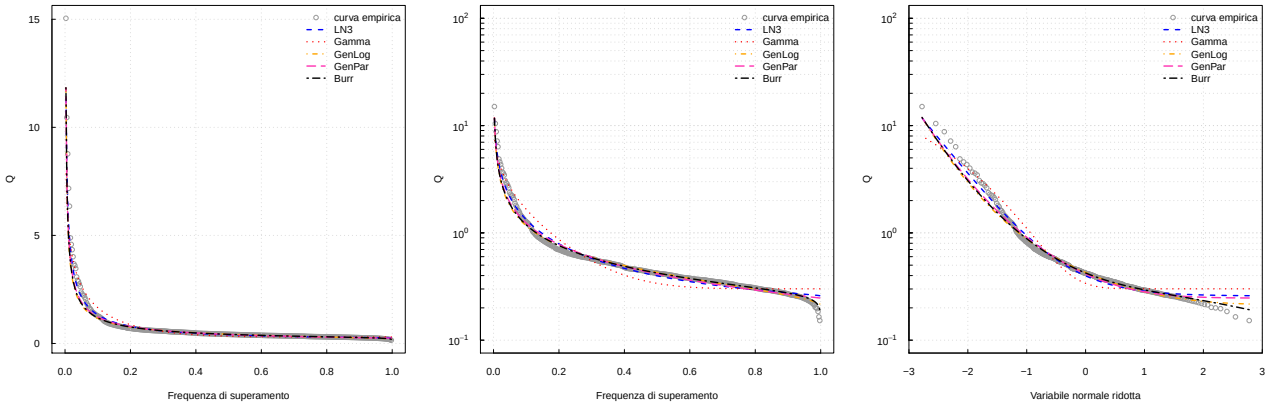
GHIST



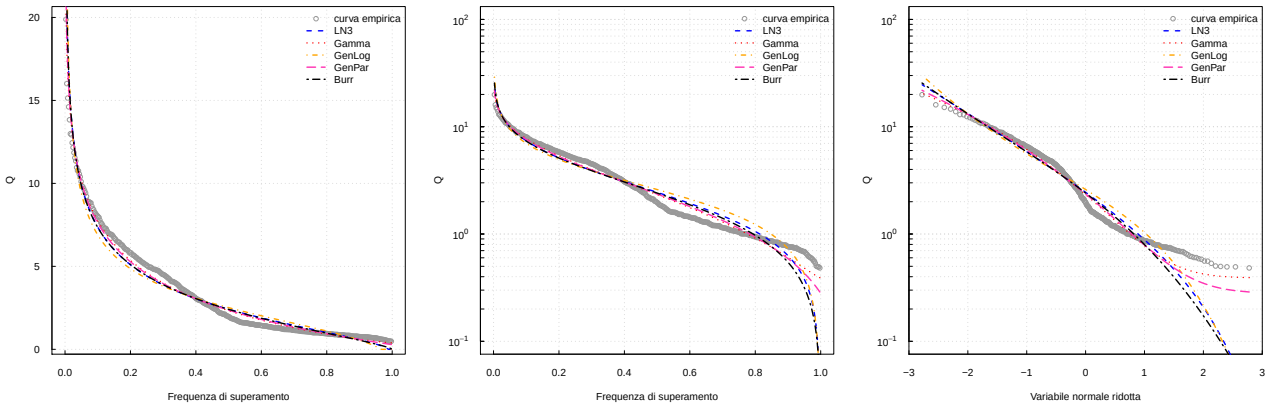
GRAMO



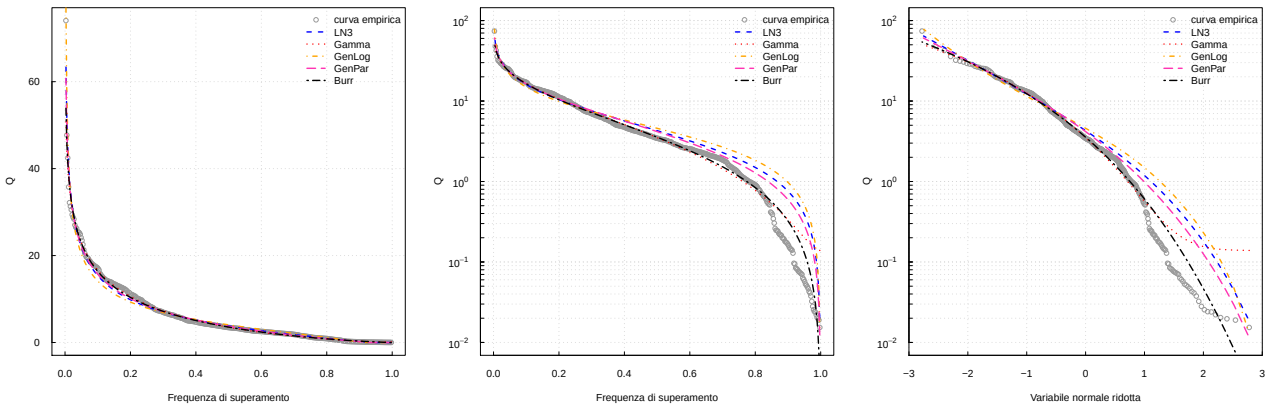
ISOPO



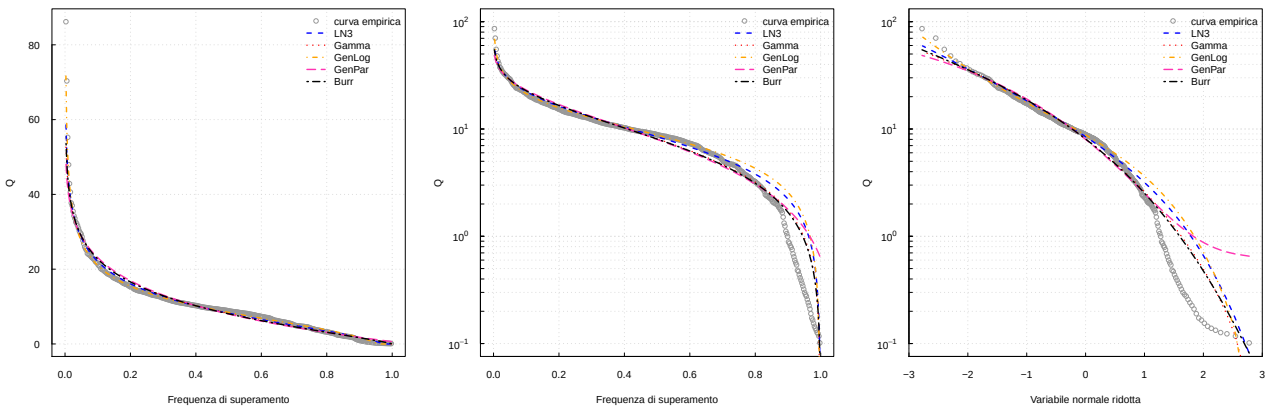
LYSGR



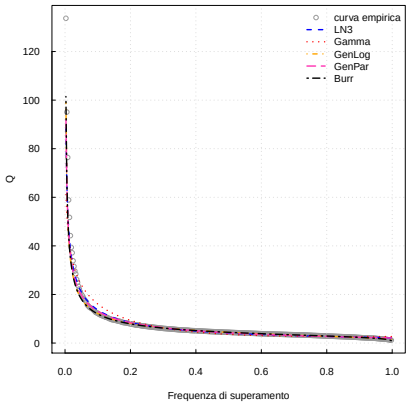
MAIBU

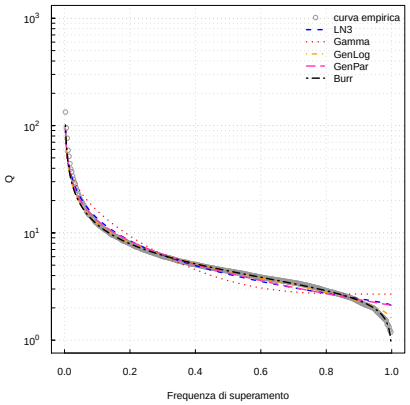


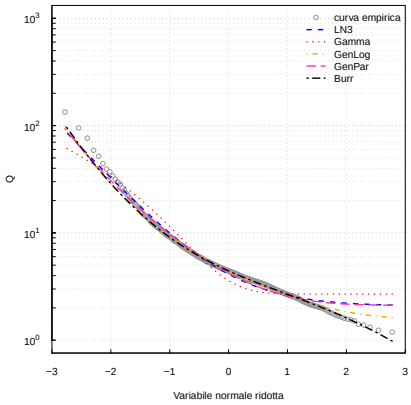
MAIRC



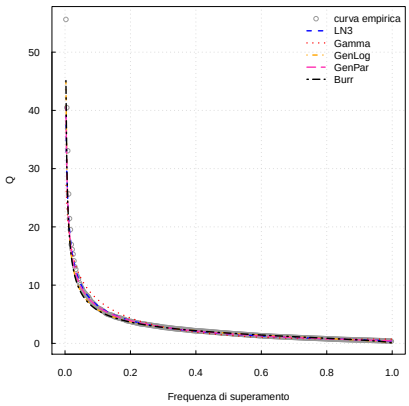
MALBR

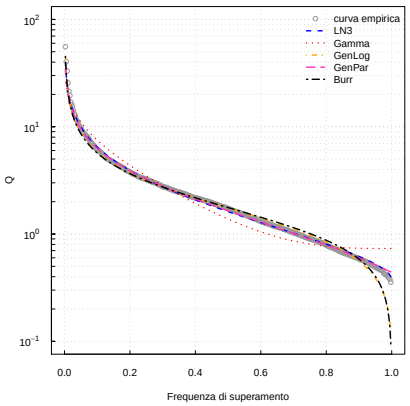


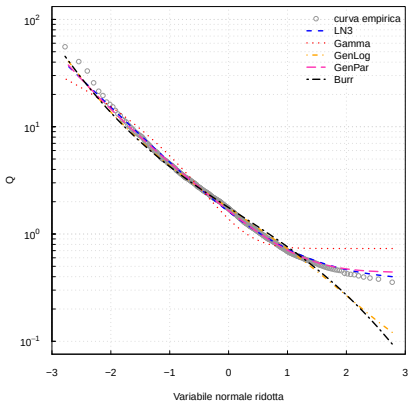




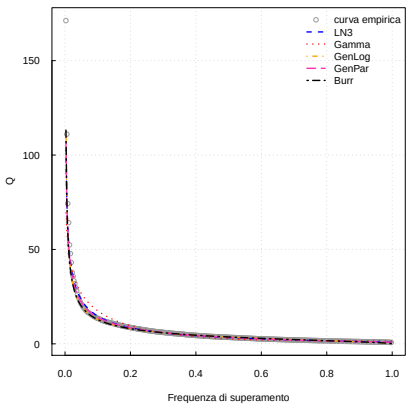
MALFR

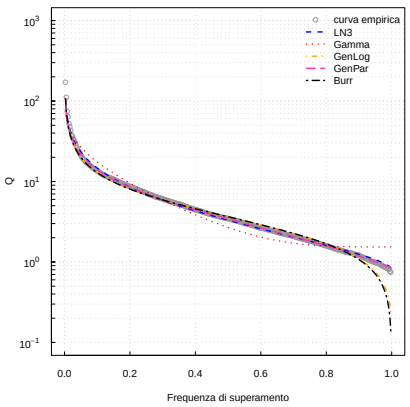


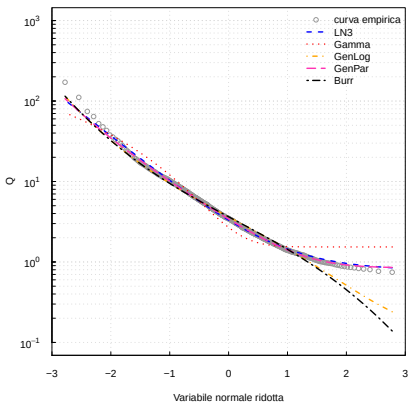




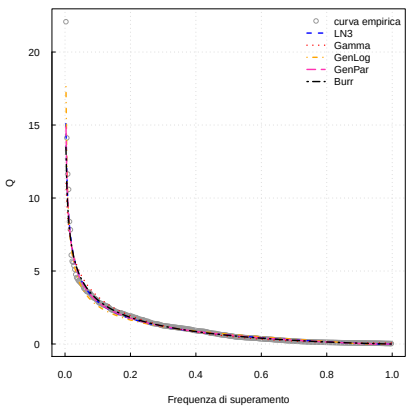
MASPF

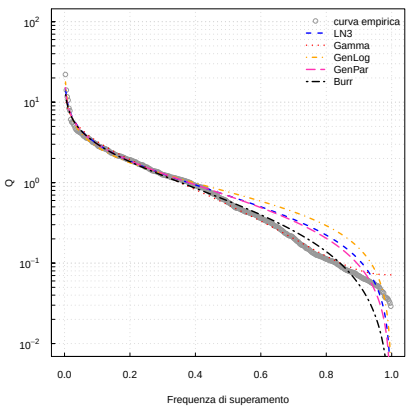


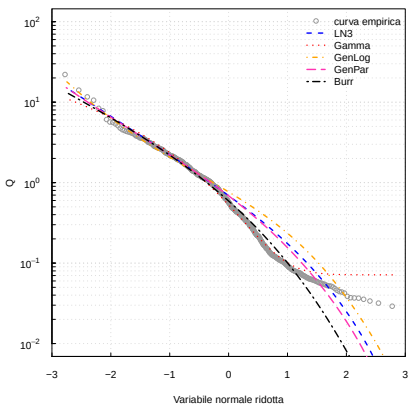




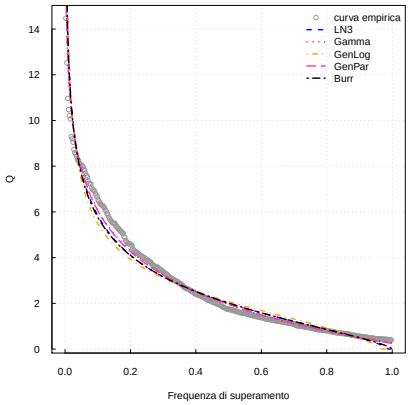
MONMO

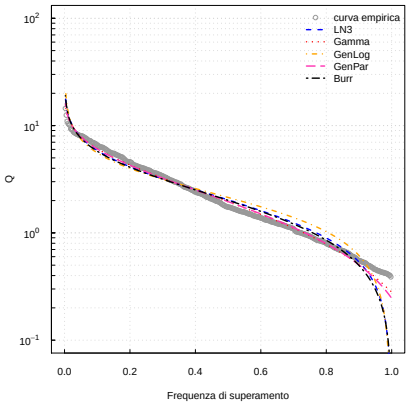


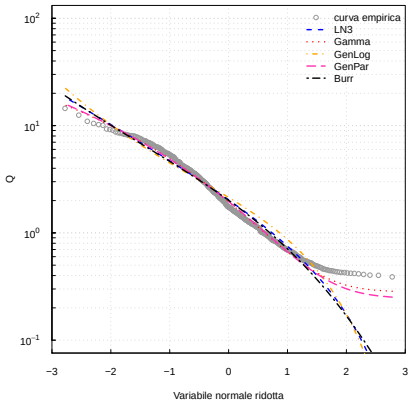




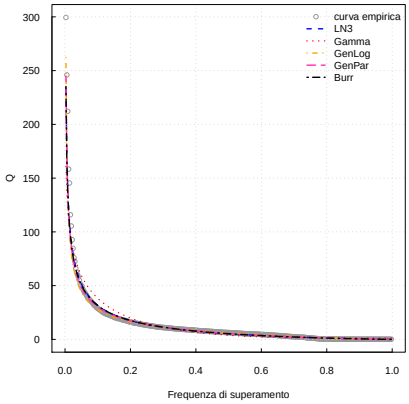
NEGPO

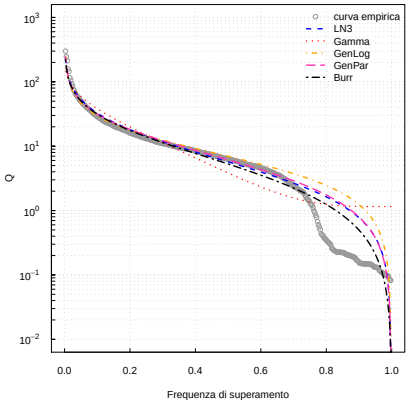


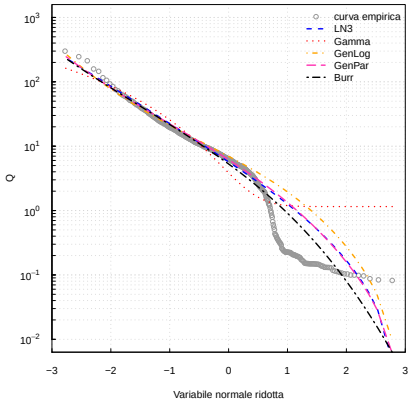




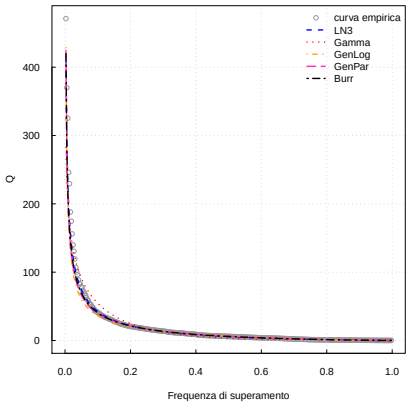
ORBBA

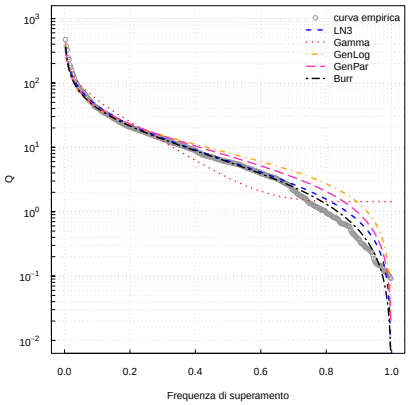


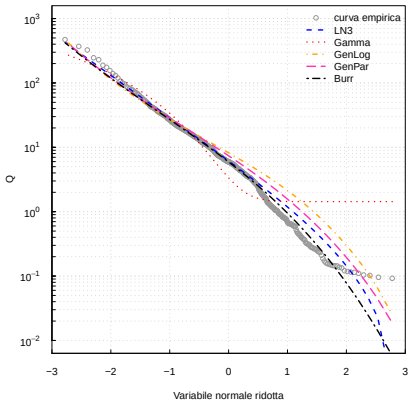




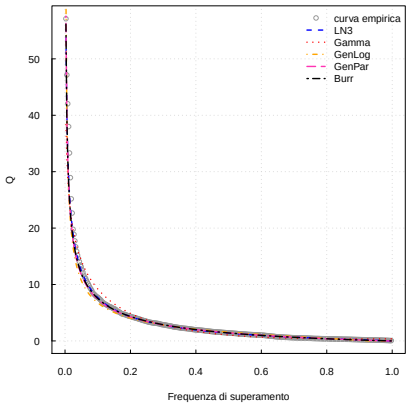
ORBCA

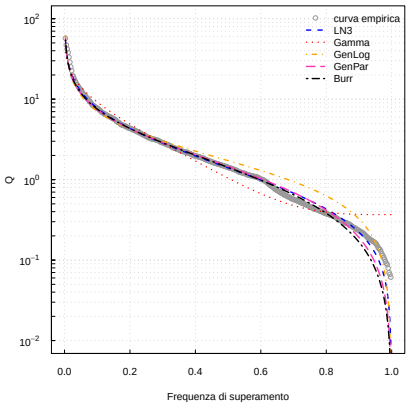


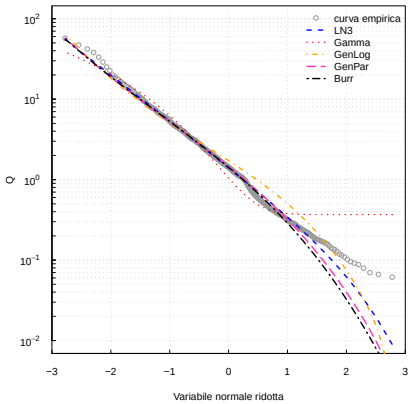




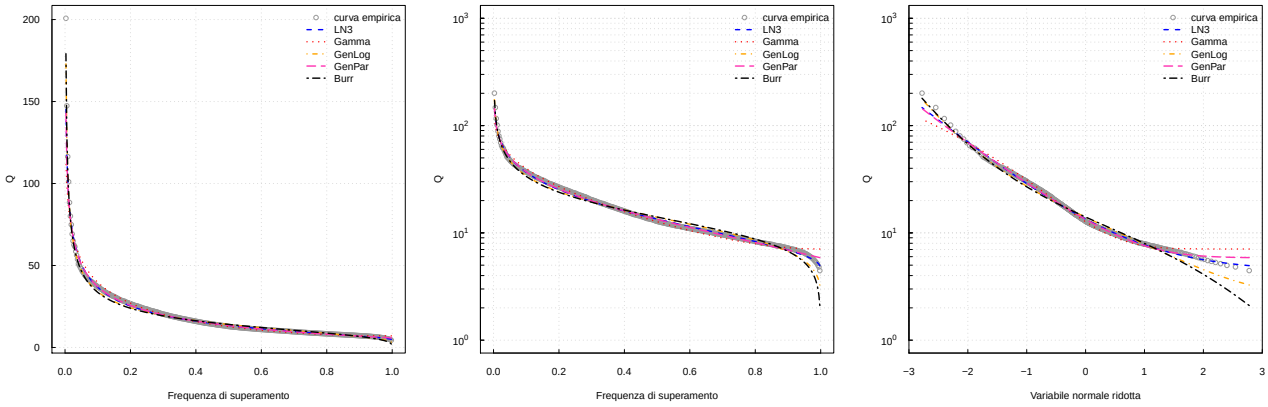
ORBTI



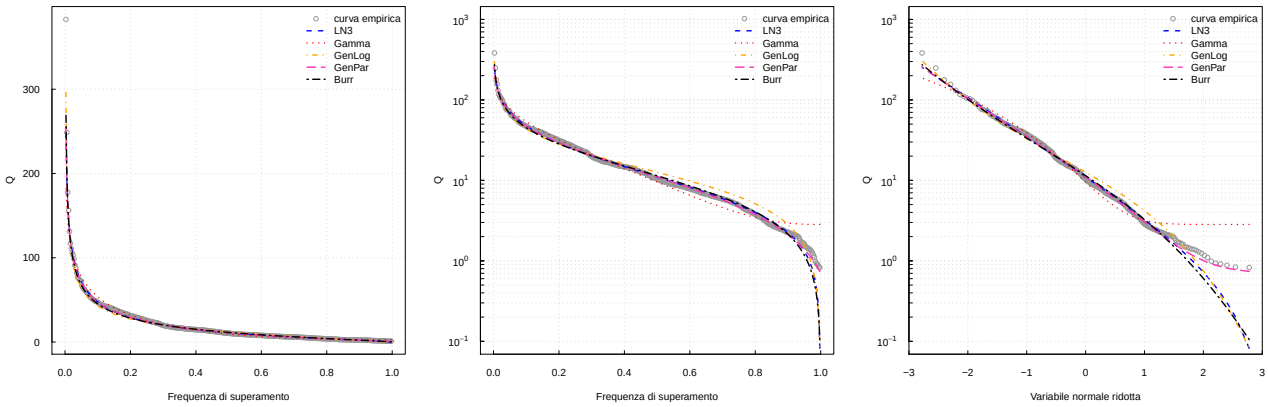




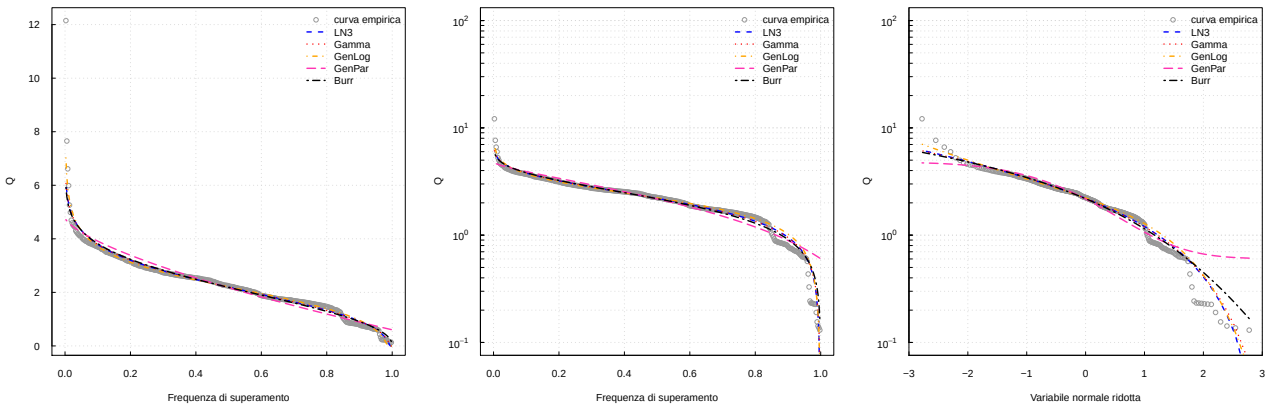
ORCCU



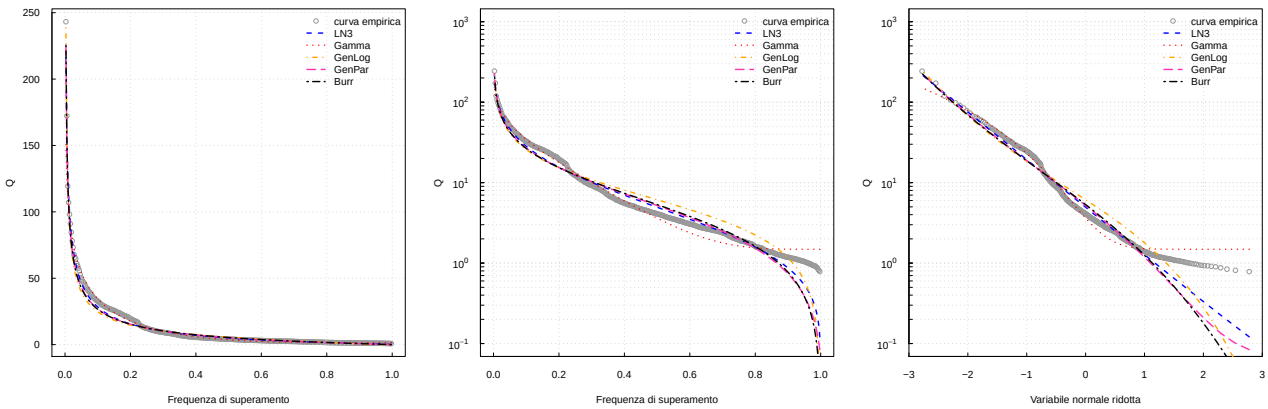
ORCSB



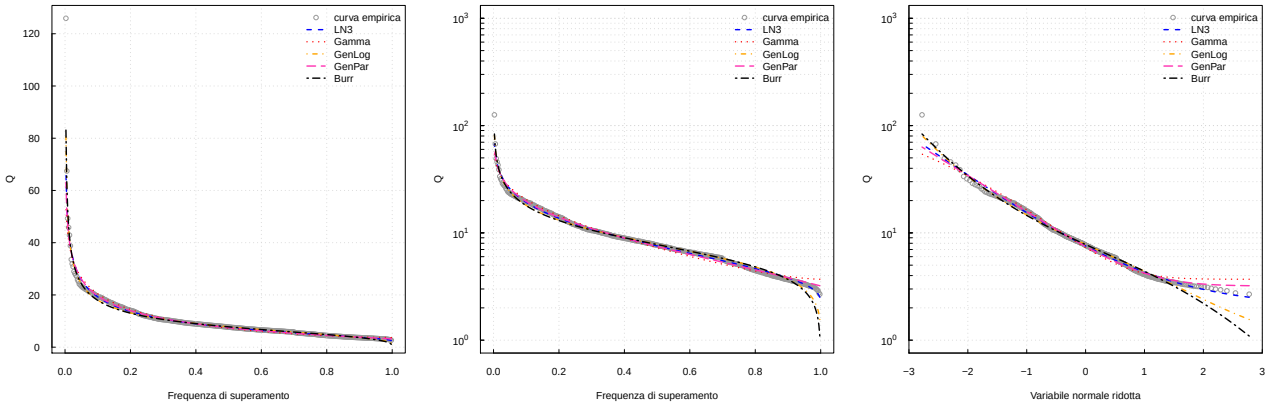
PELLU



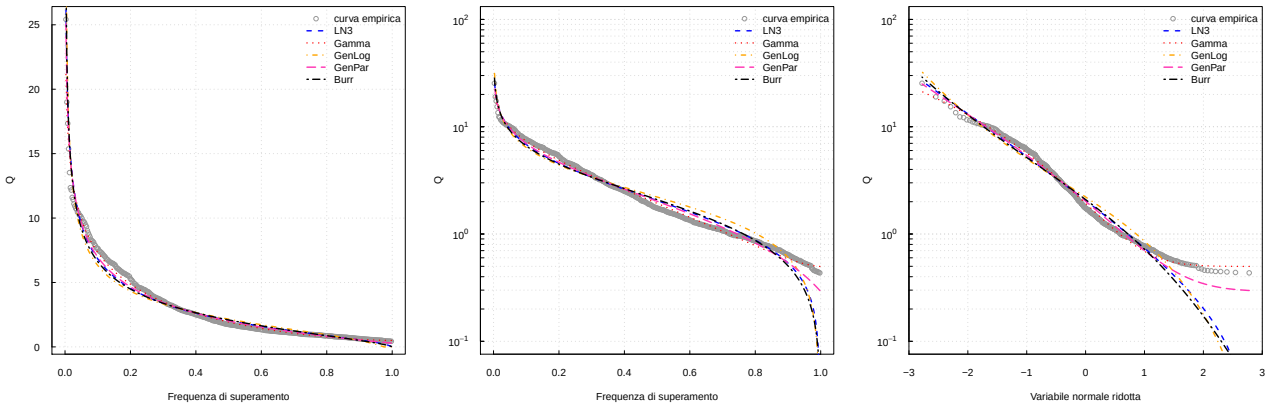
PELVI



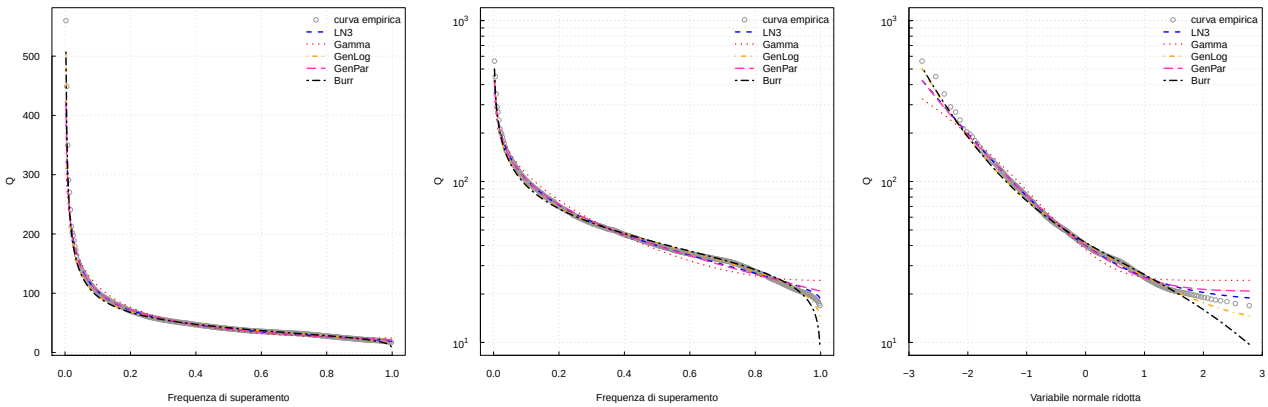
PESCA



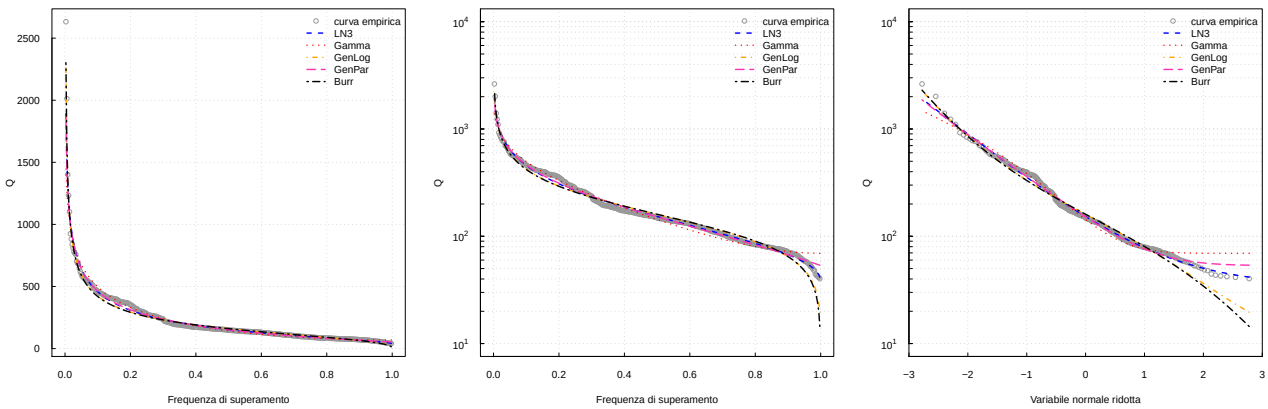
PESSB



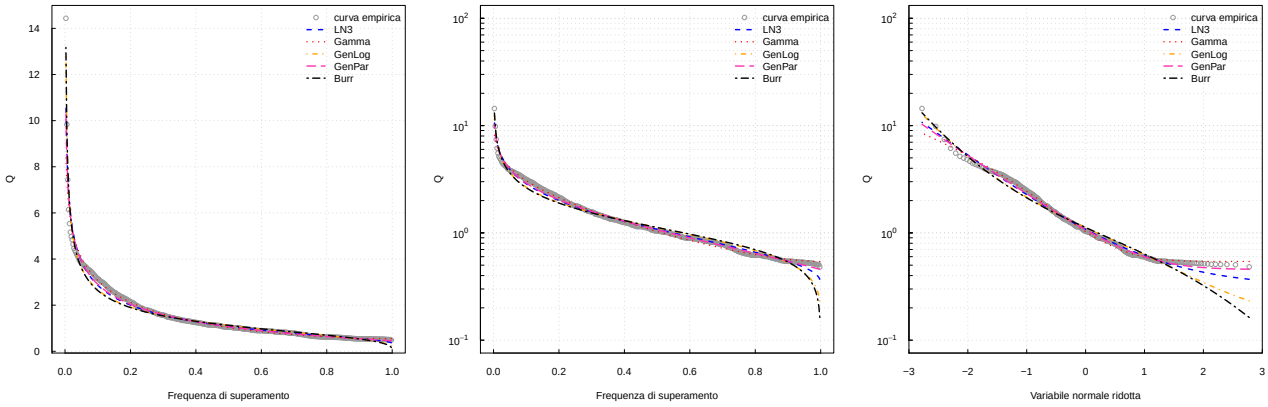
POCA



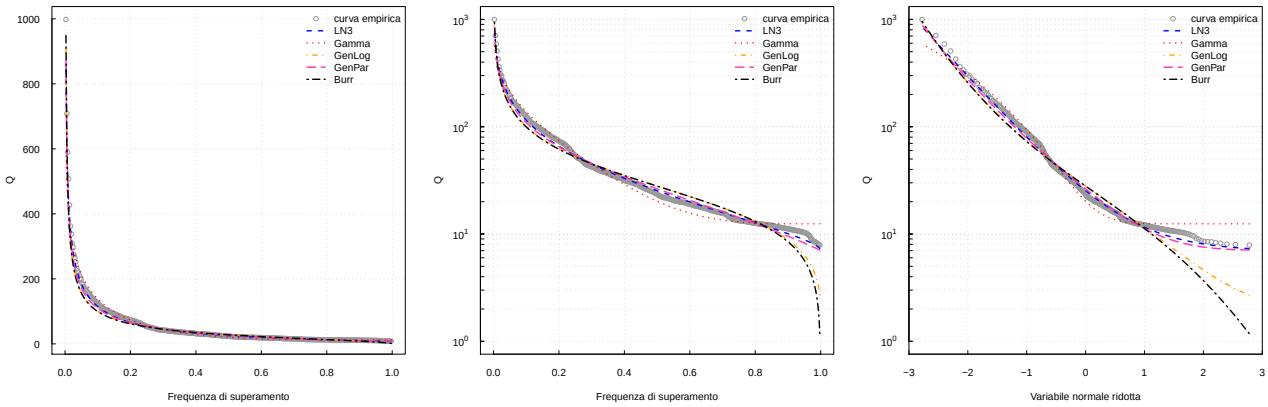
POCM



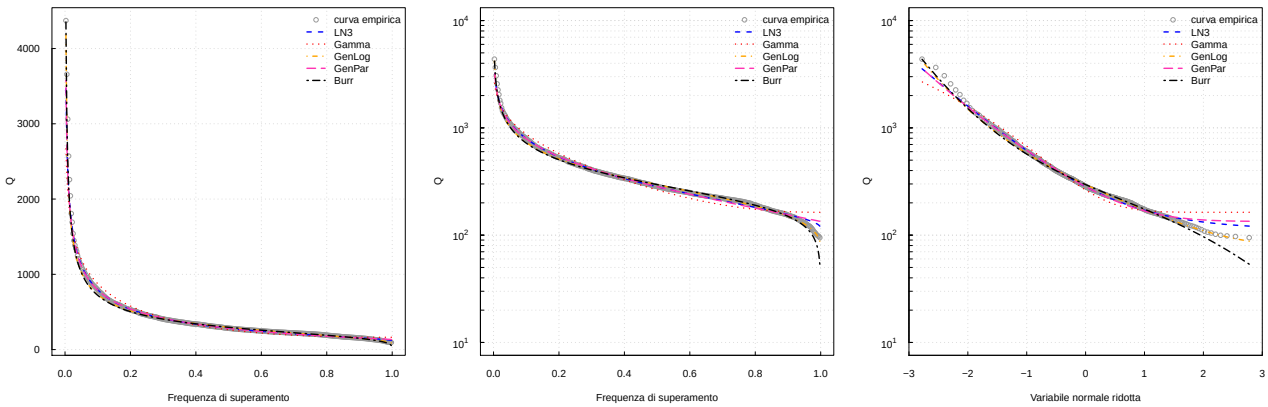
POCS



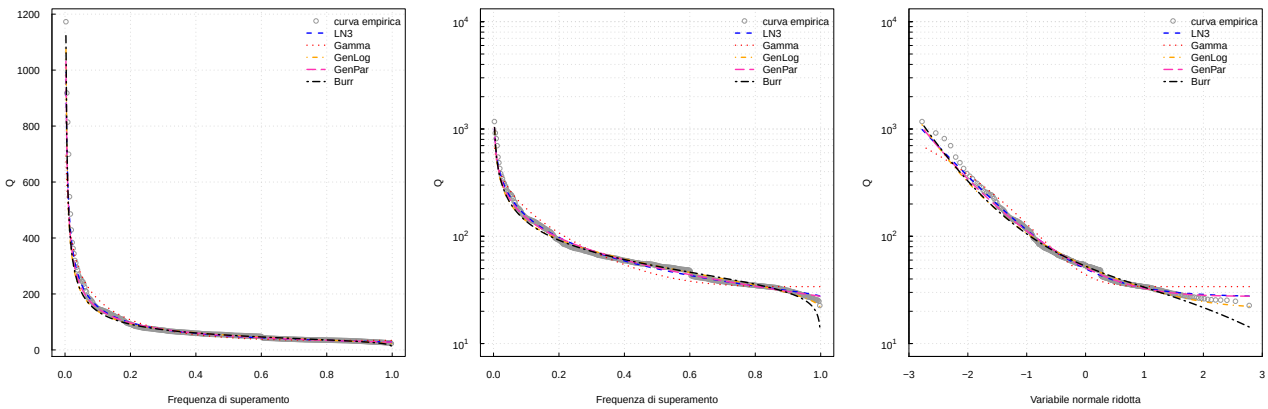
POCT



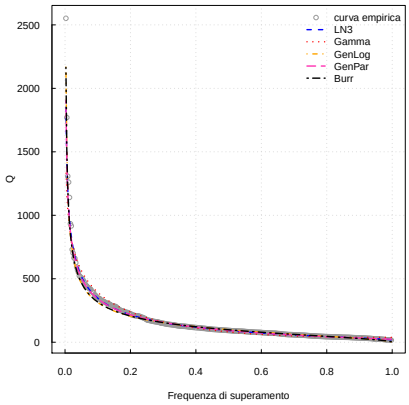
POIS

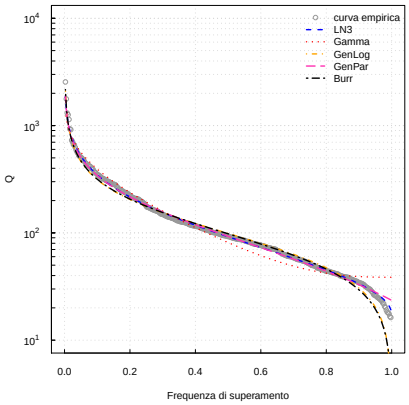


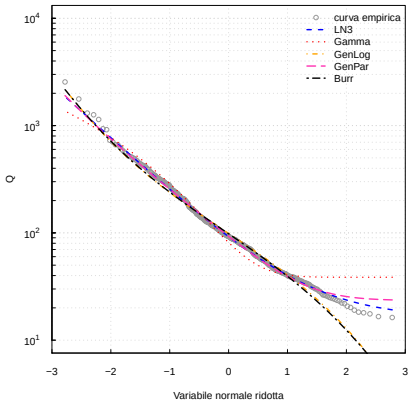
POMO



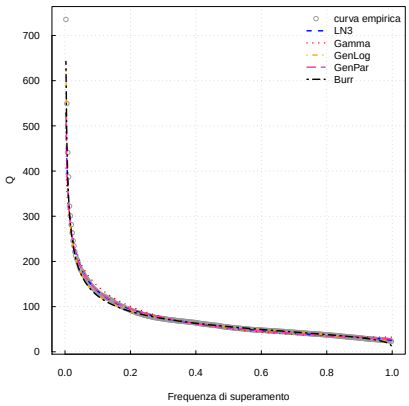
POSS

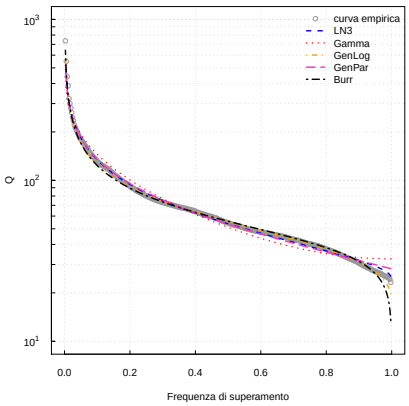


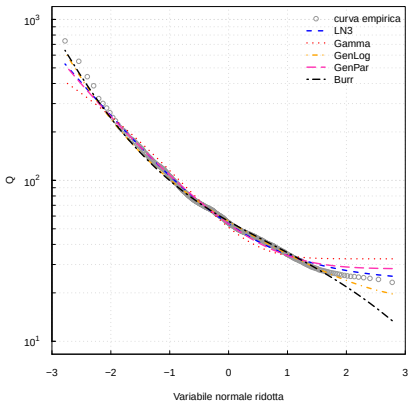




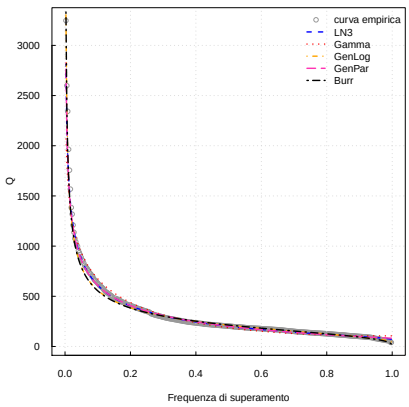
POTO

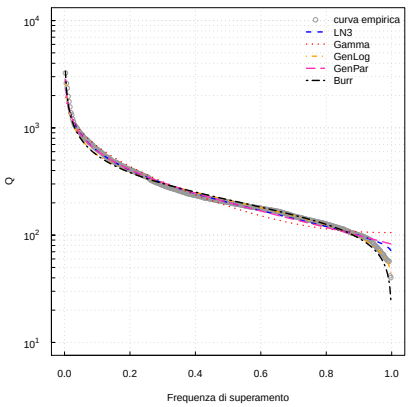


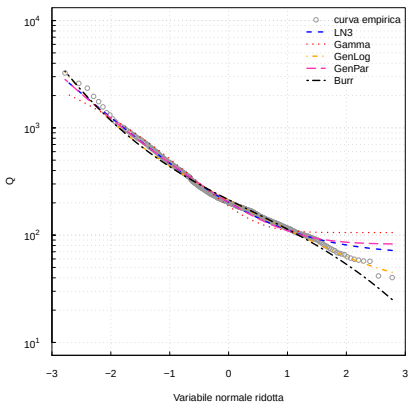




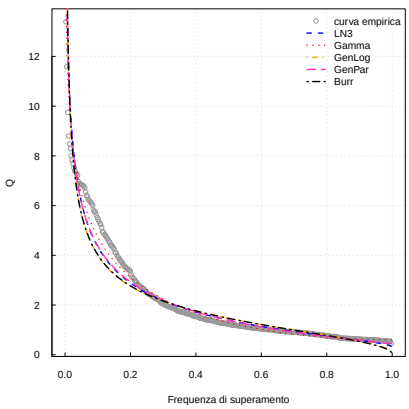
POVA

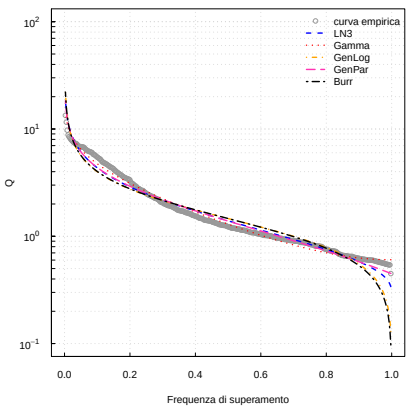


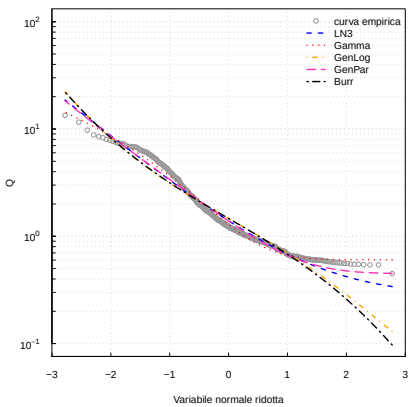




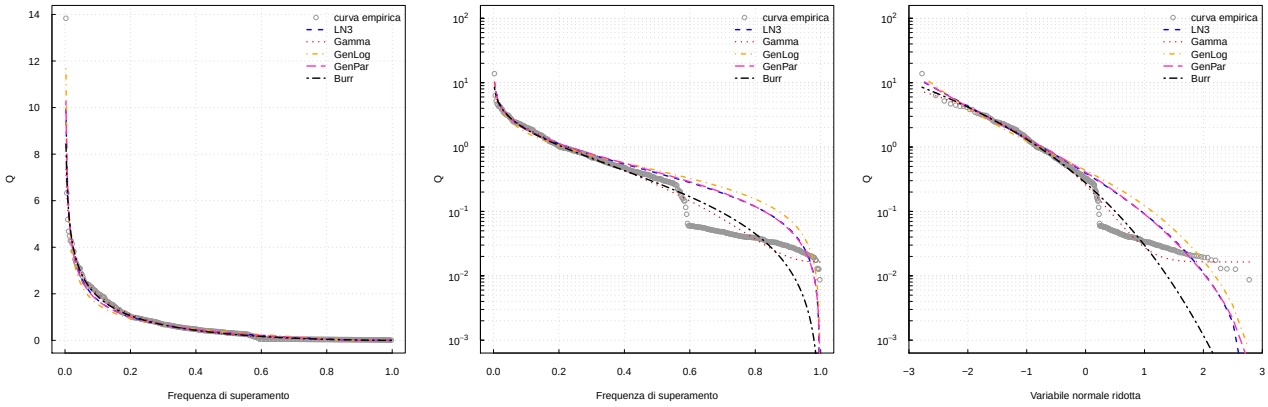
RBABV



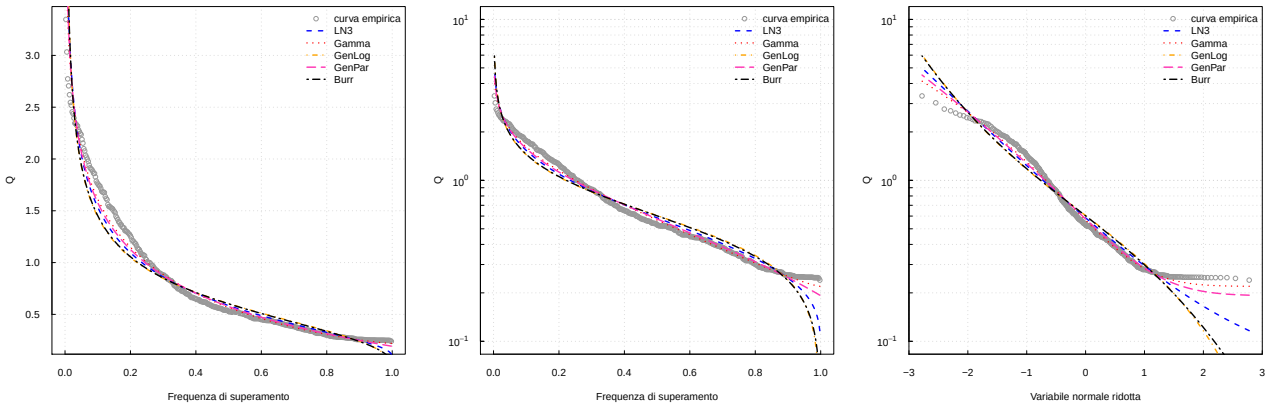




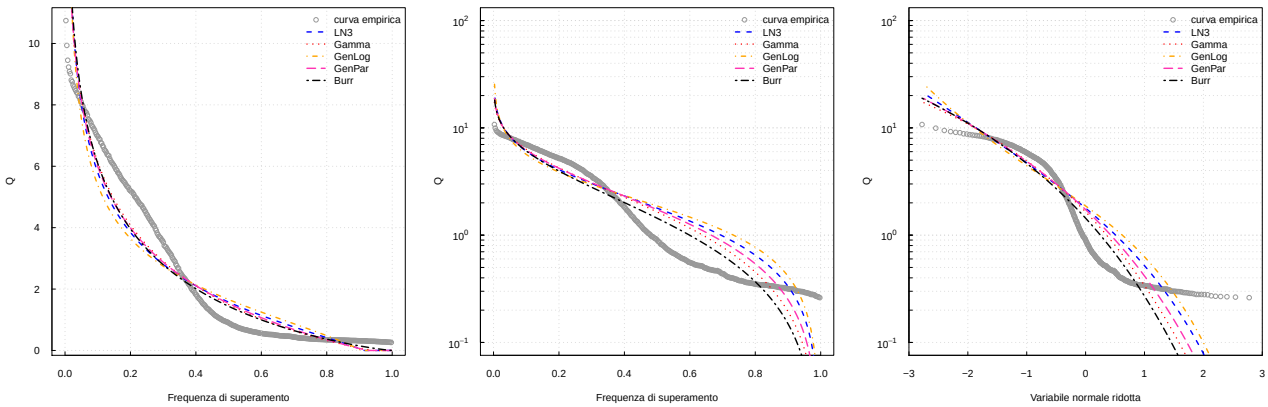
READO



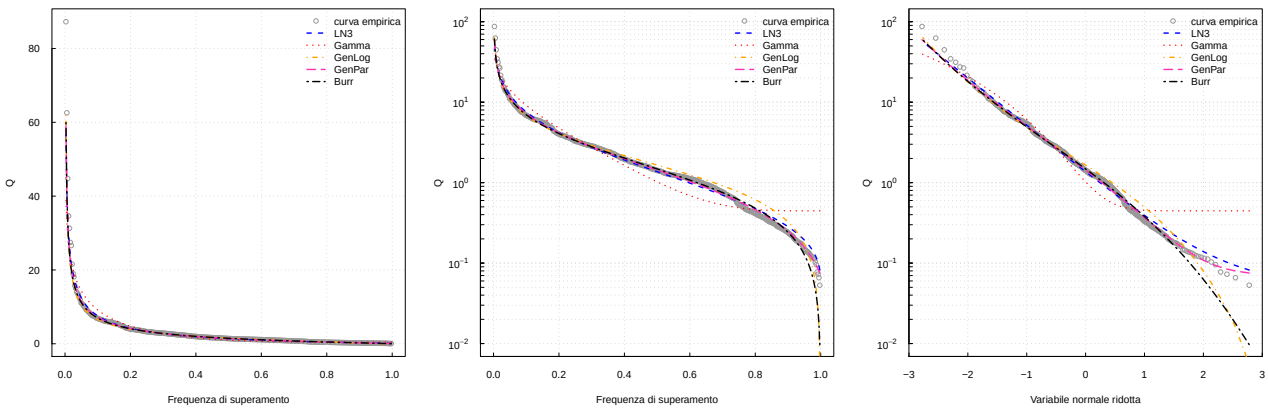
RPIPPZ



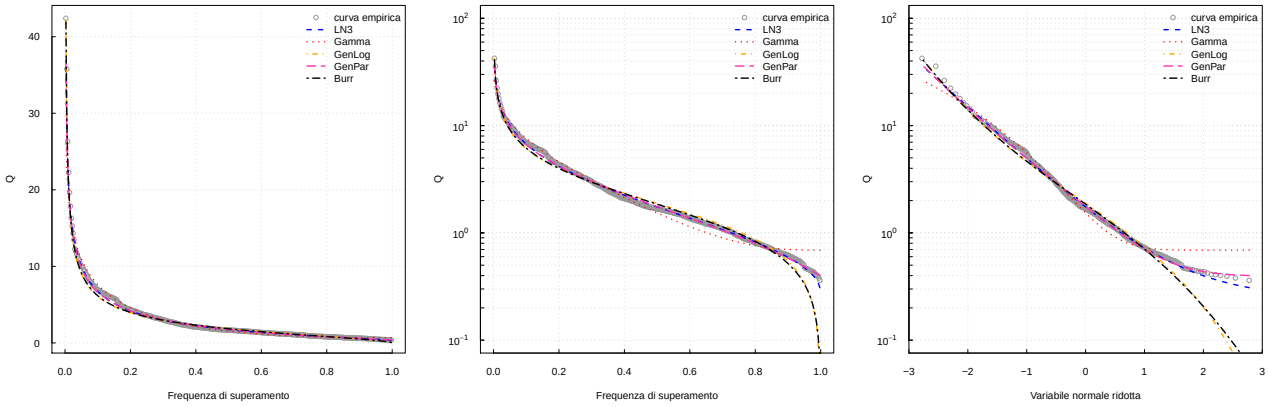
RUTPR



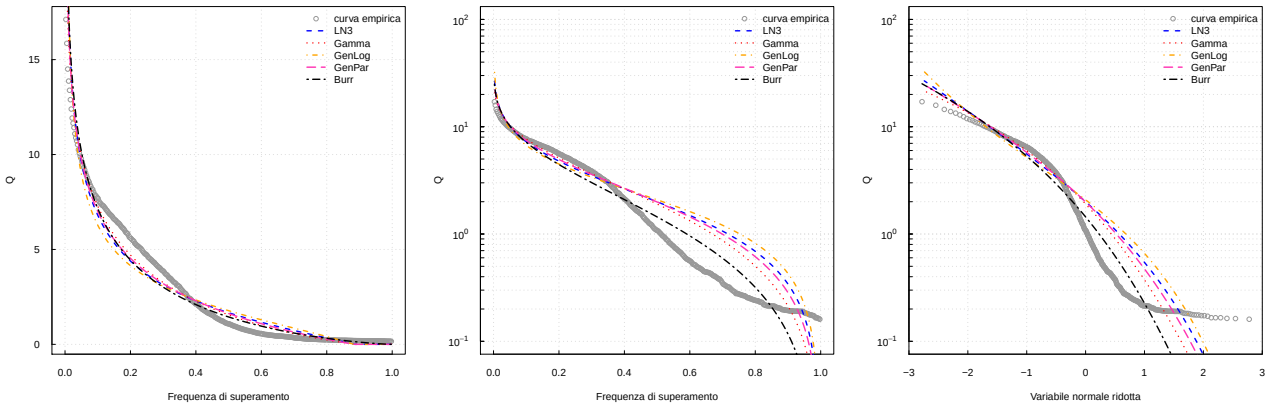
SANMO



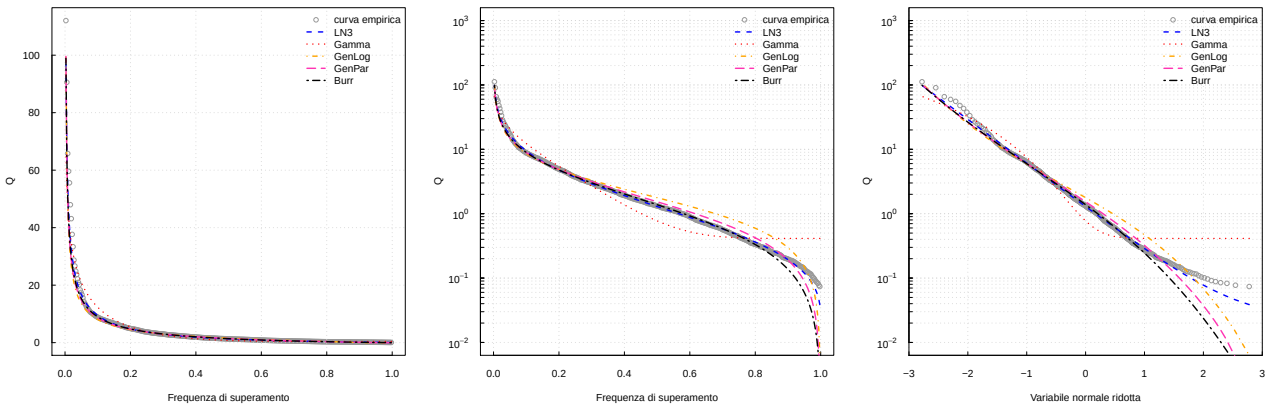
SANTR



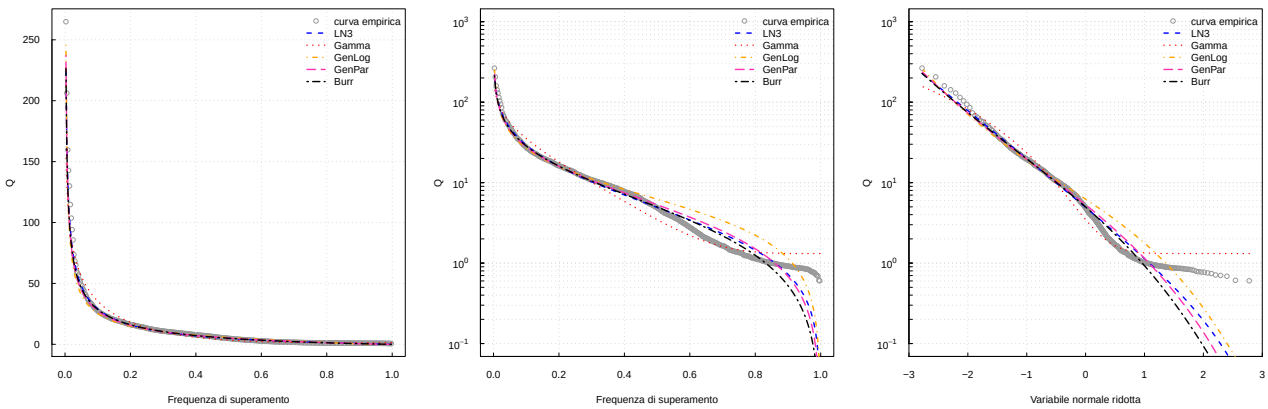
SAVER



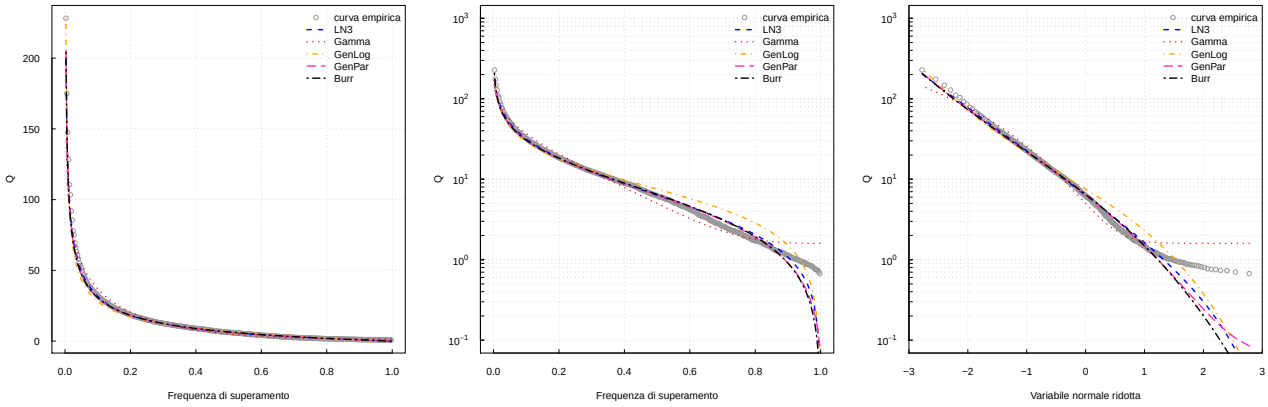
SBESA



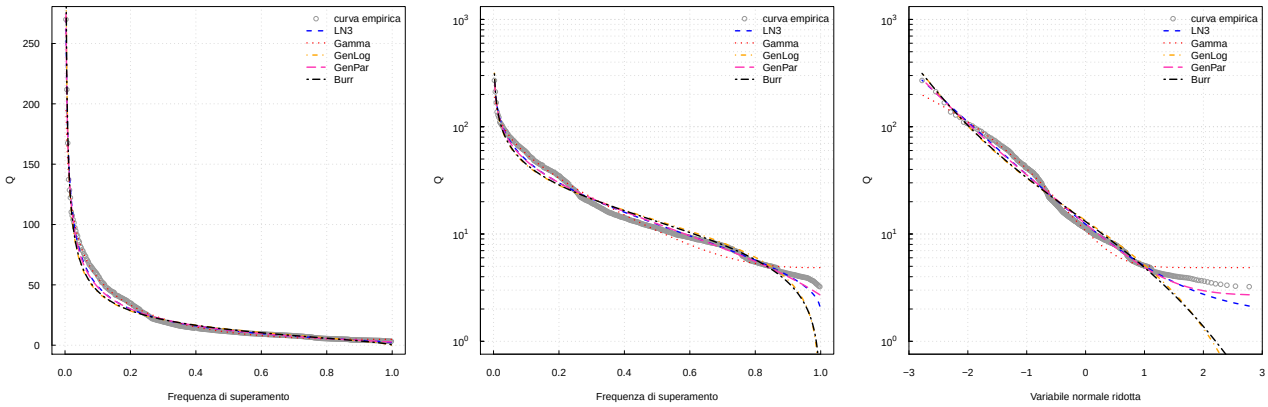
SCRGU



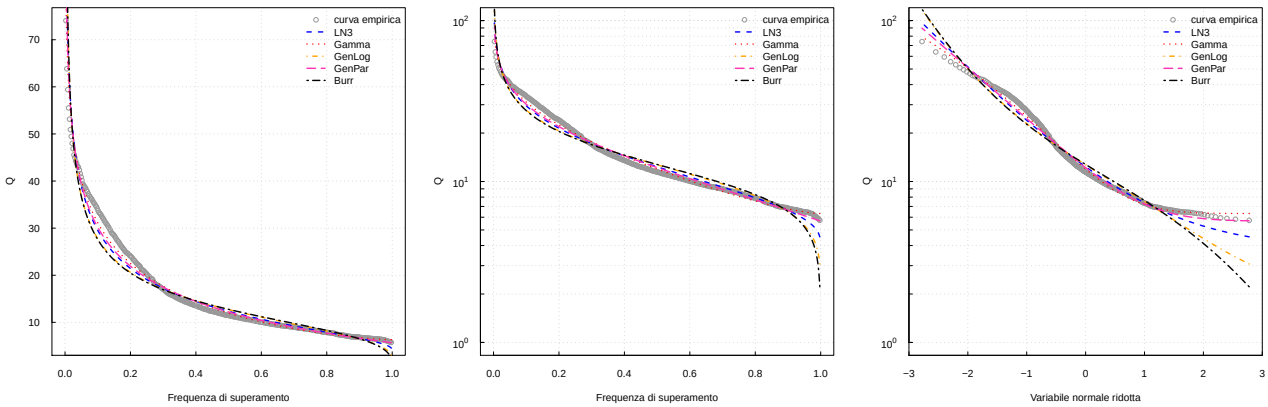
SCRSE



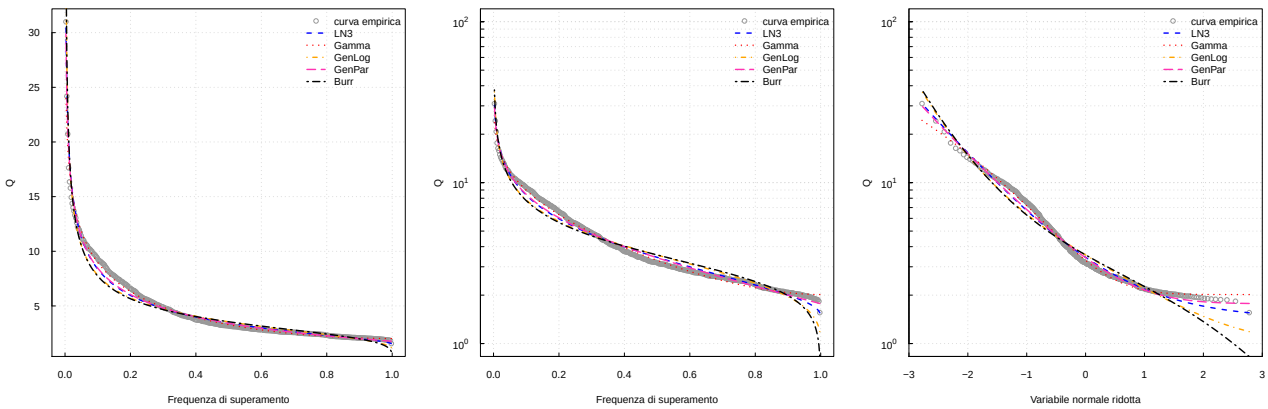
SDEFO



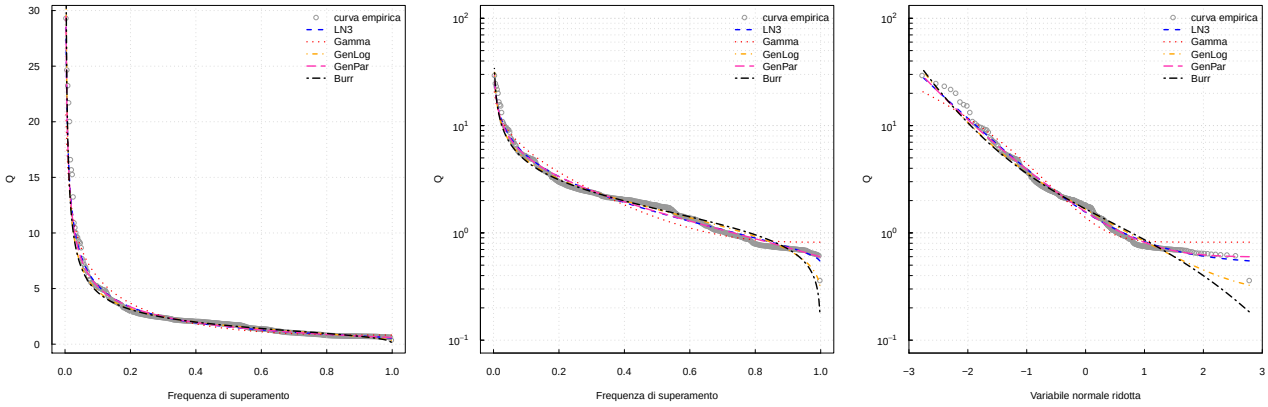
SDEGA



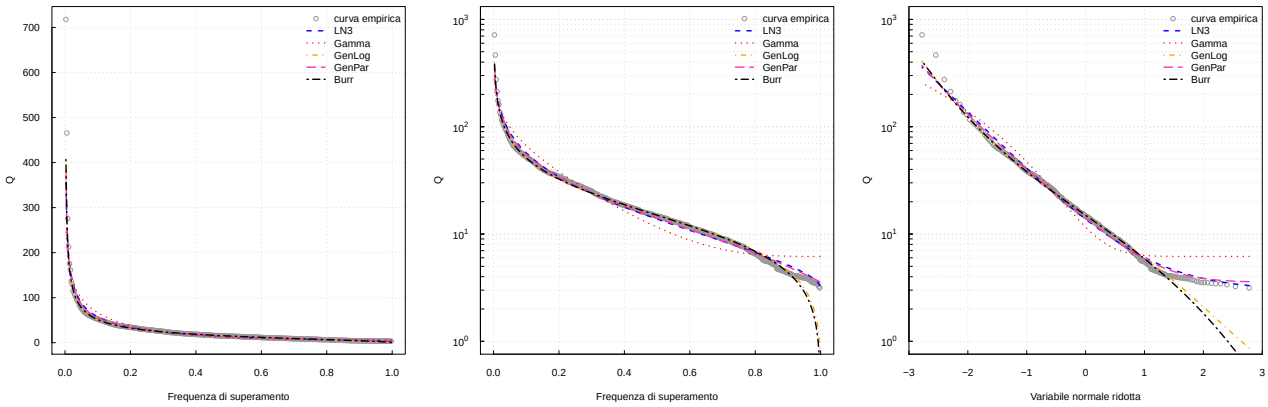
SDEPI



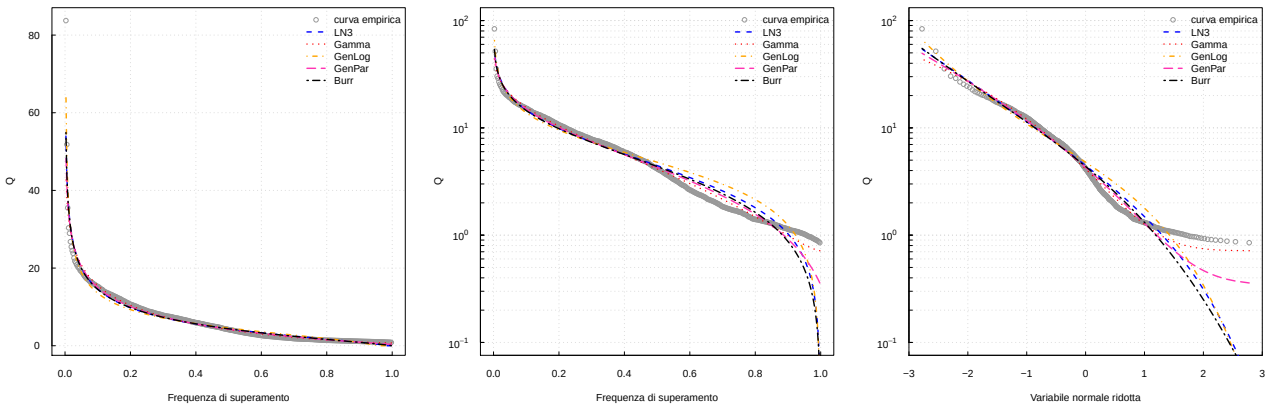
SDEVI



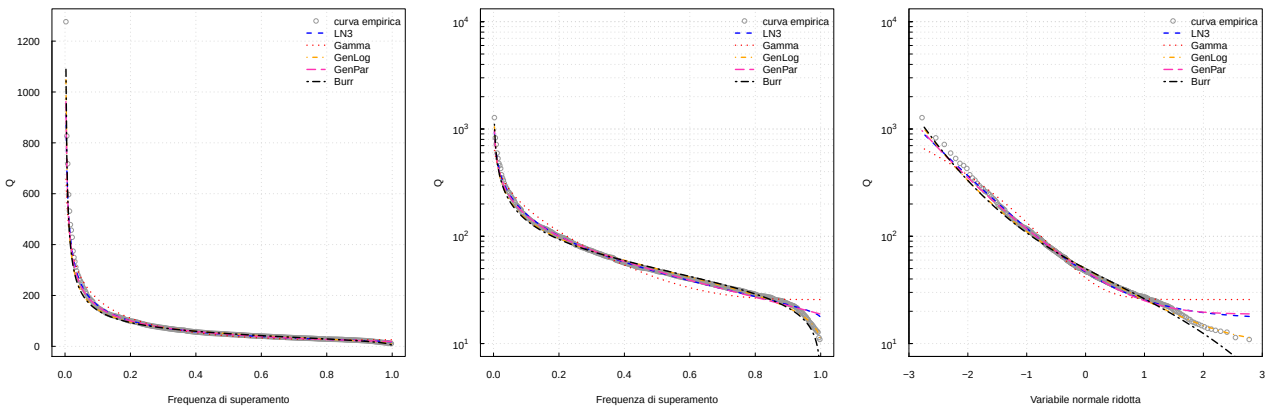
SESBO



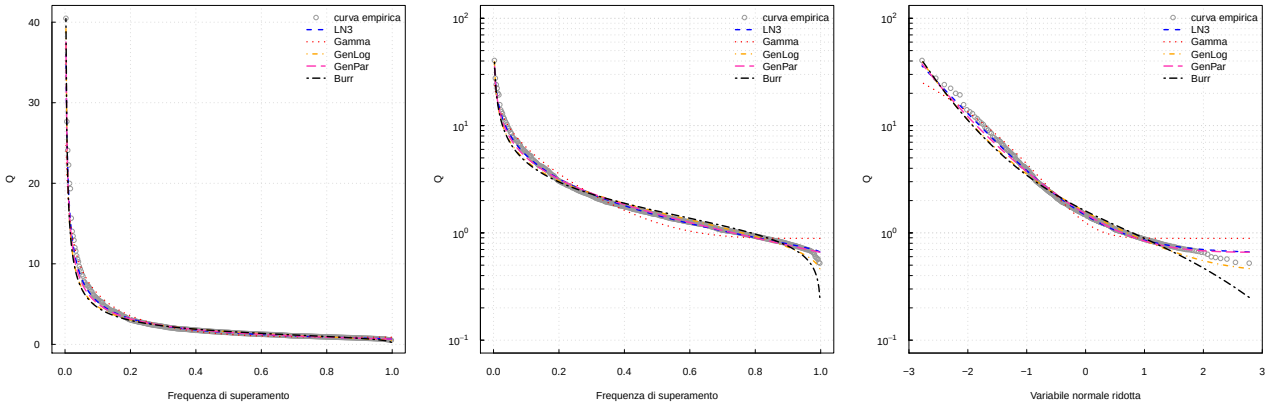
SESCA



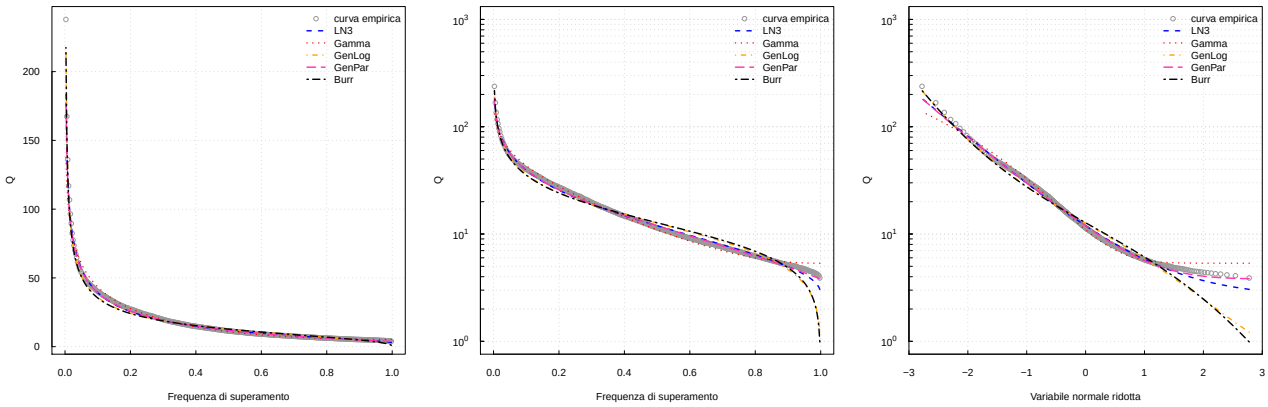
SESPA



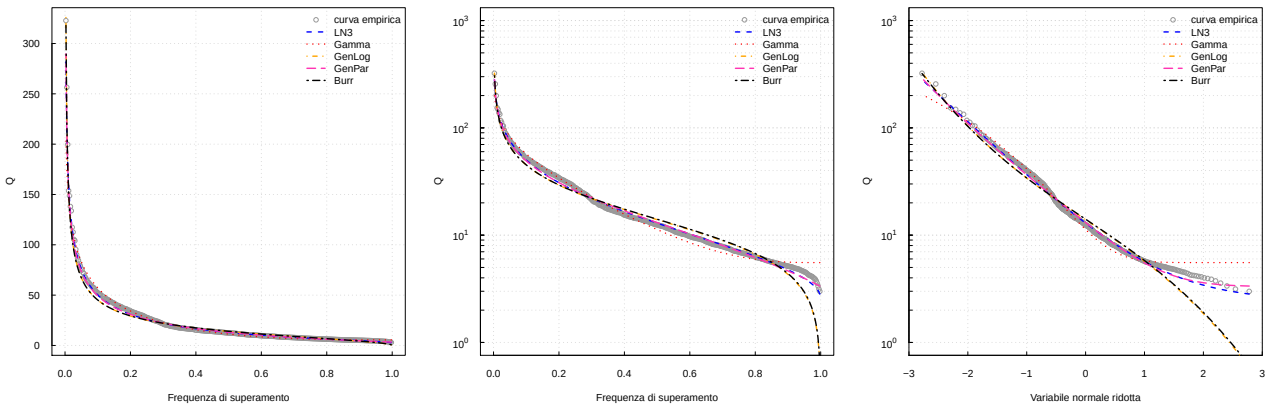
SGIVE



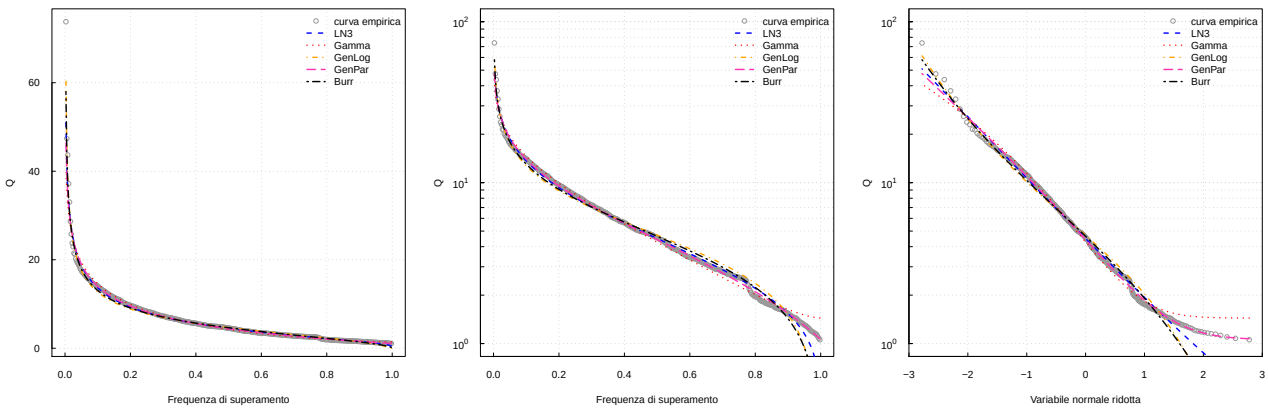
SLALA



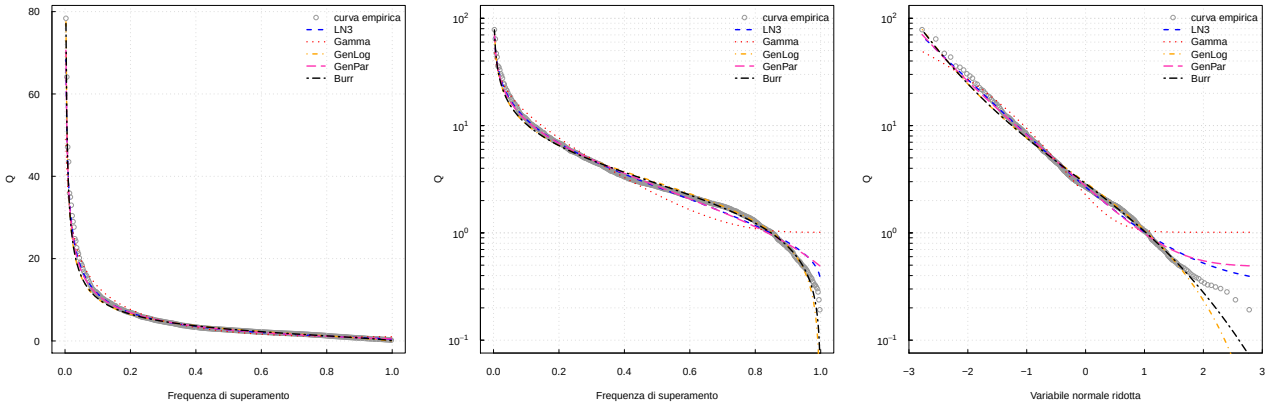
SLATO



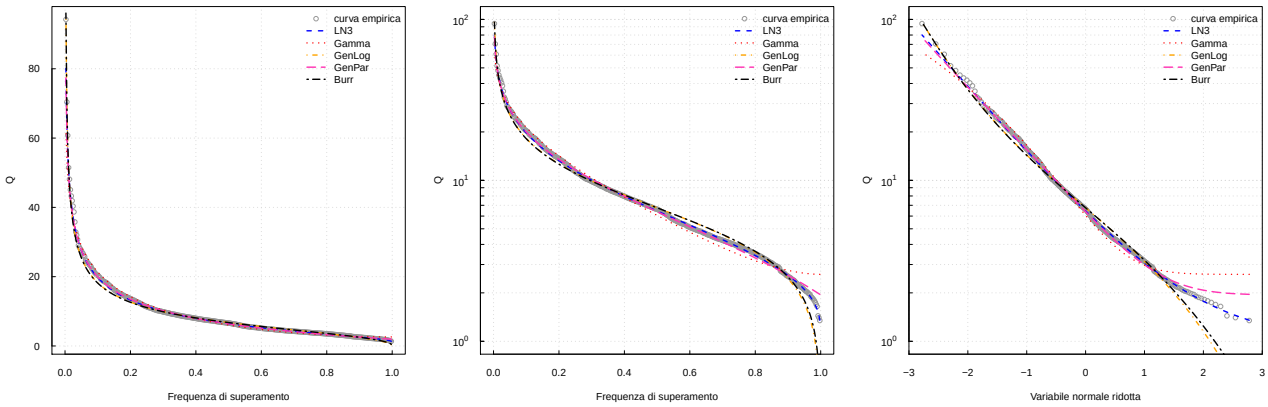
SOAPO



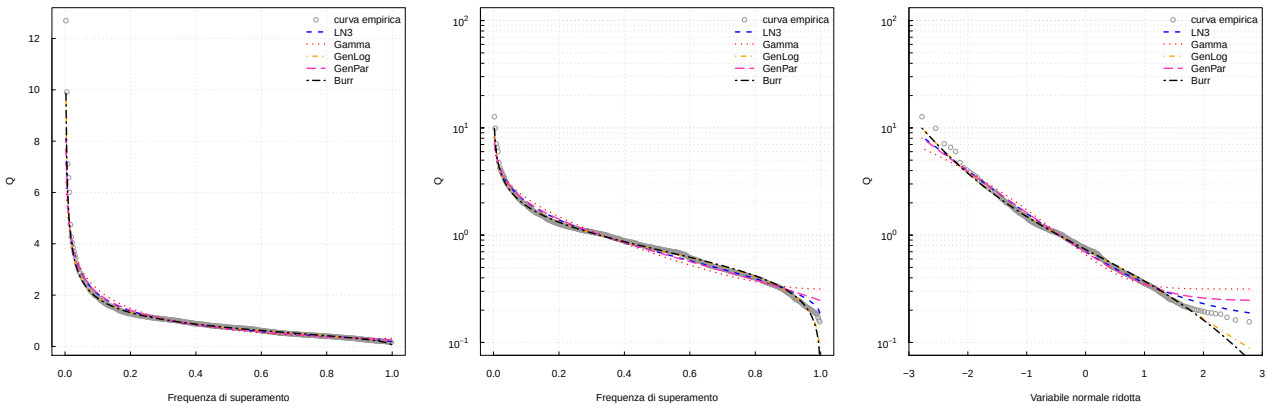
SSEPR



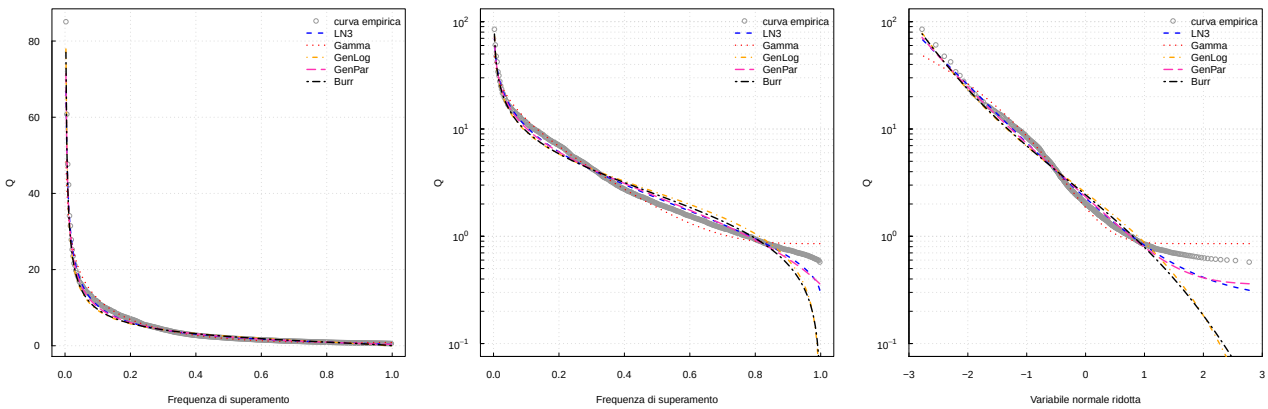
STGGR



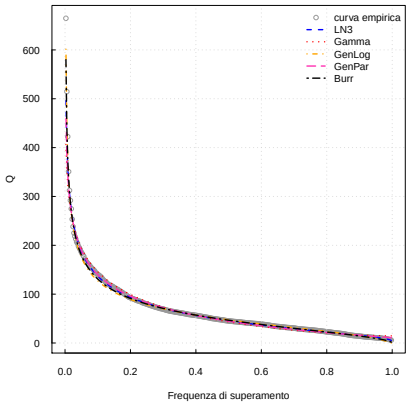
STMCO

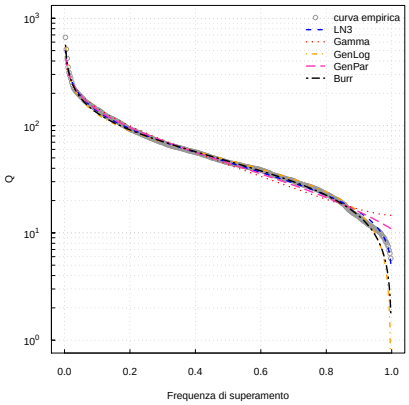


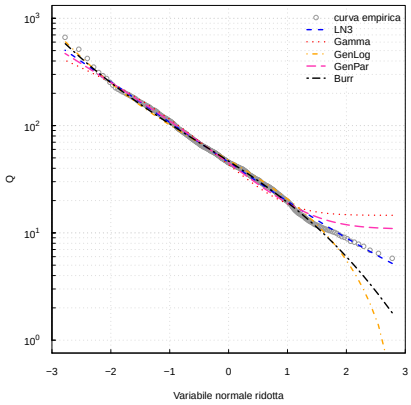
SVIGE



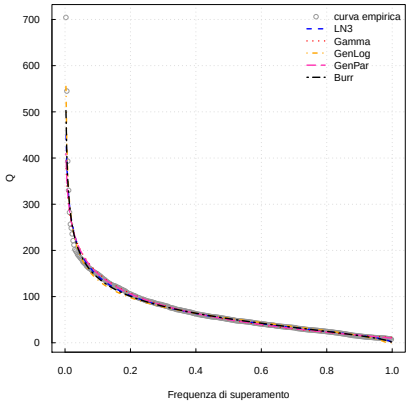
TANAB

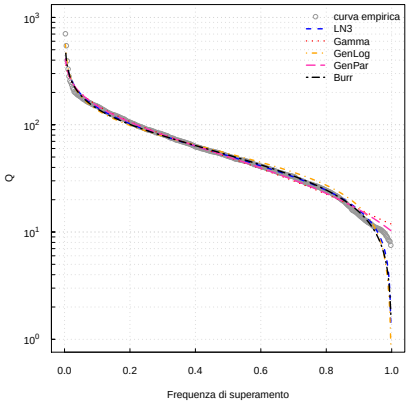


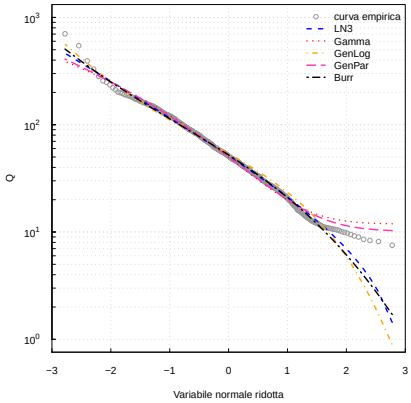




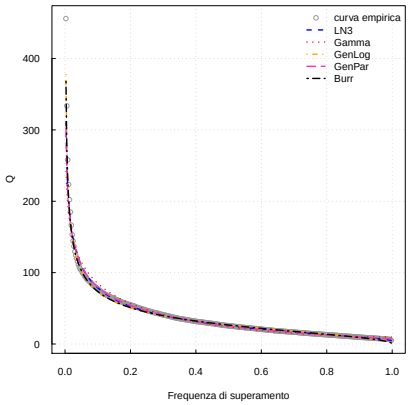
TANAS

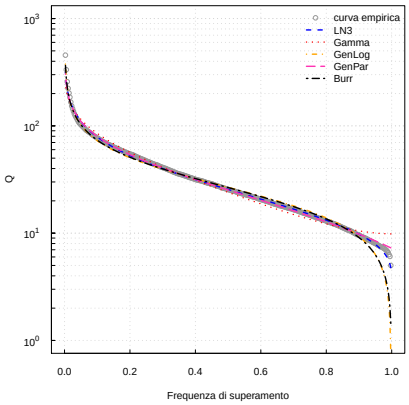


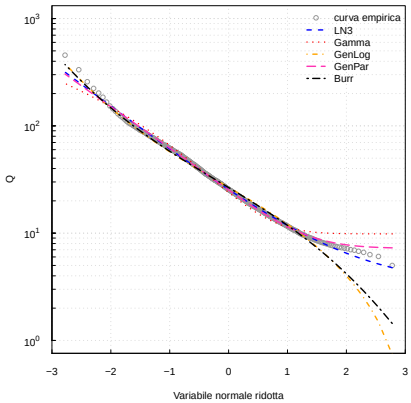




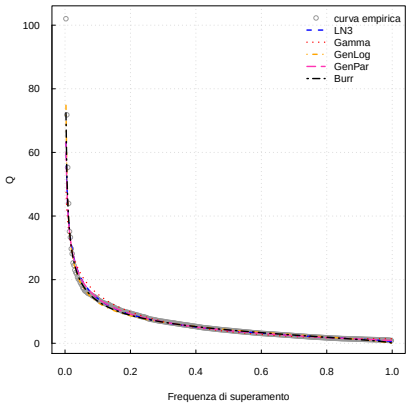
TANFA

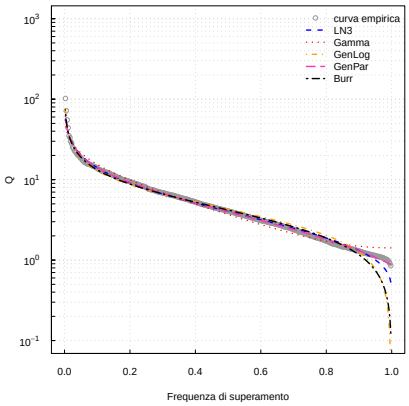


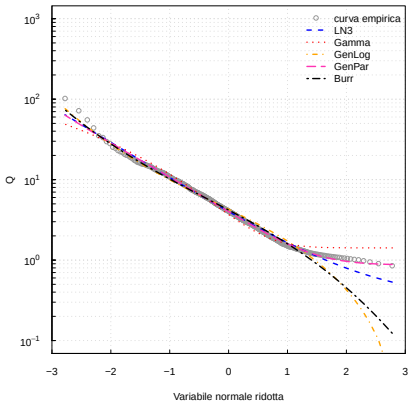




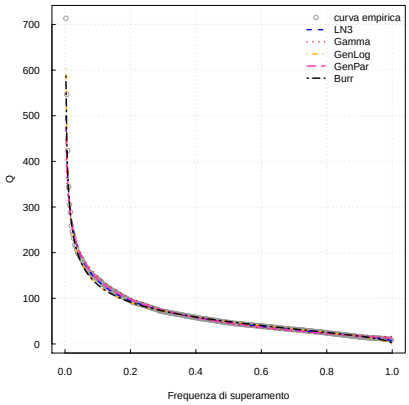
TANGA

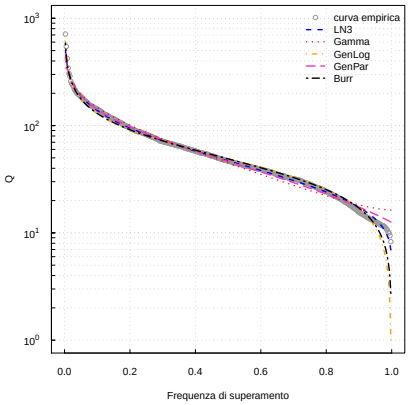


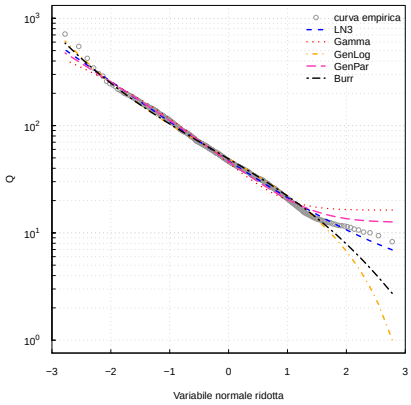




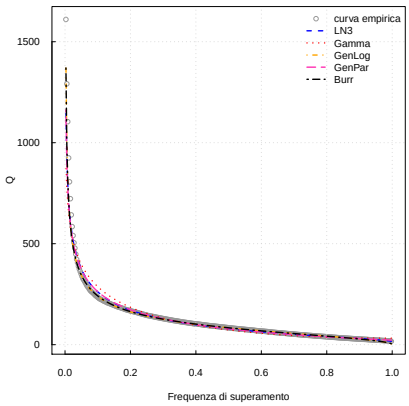
TANMA

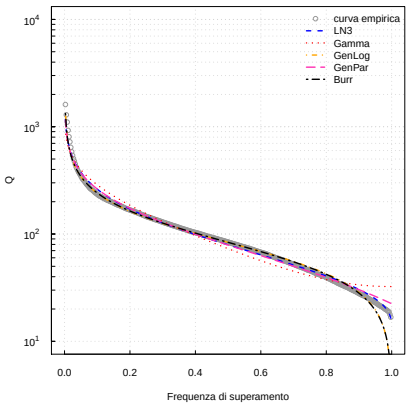


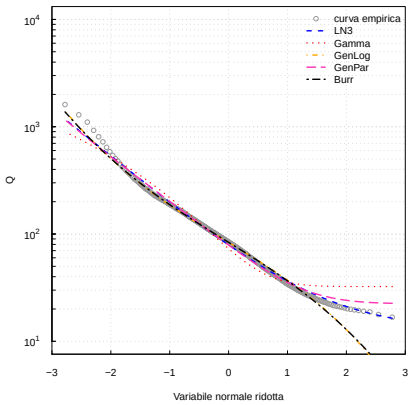




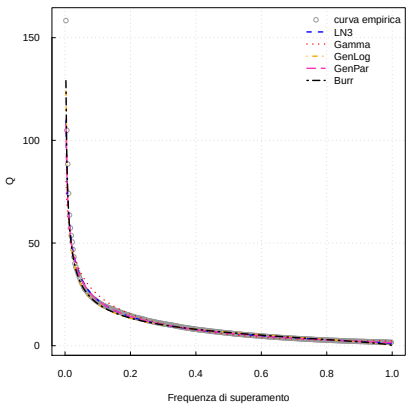
TANMO

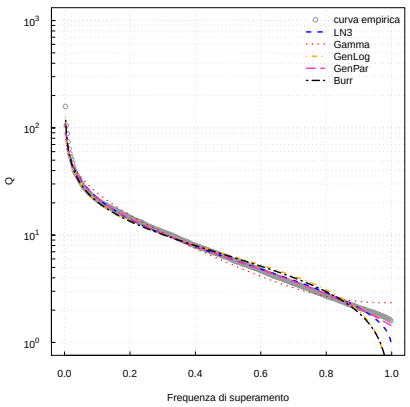


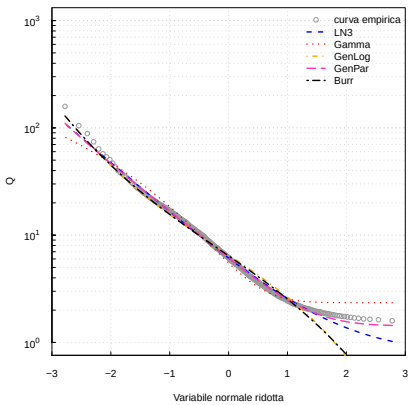




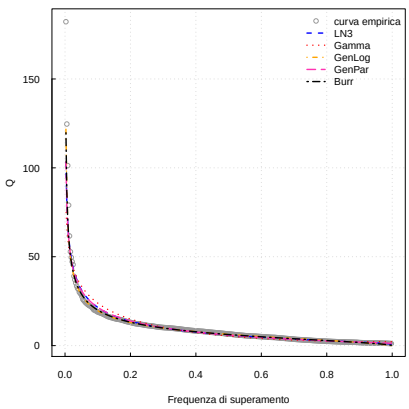
TANNU

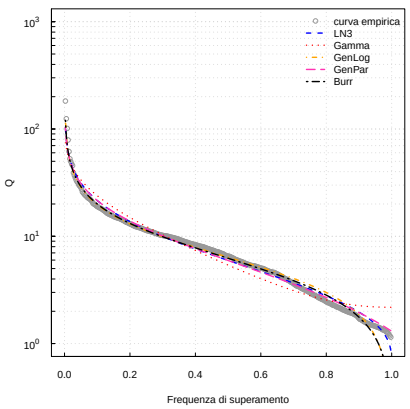


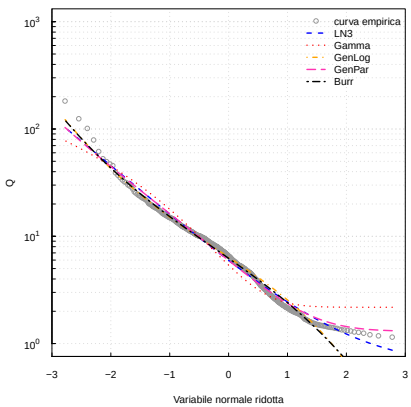




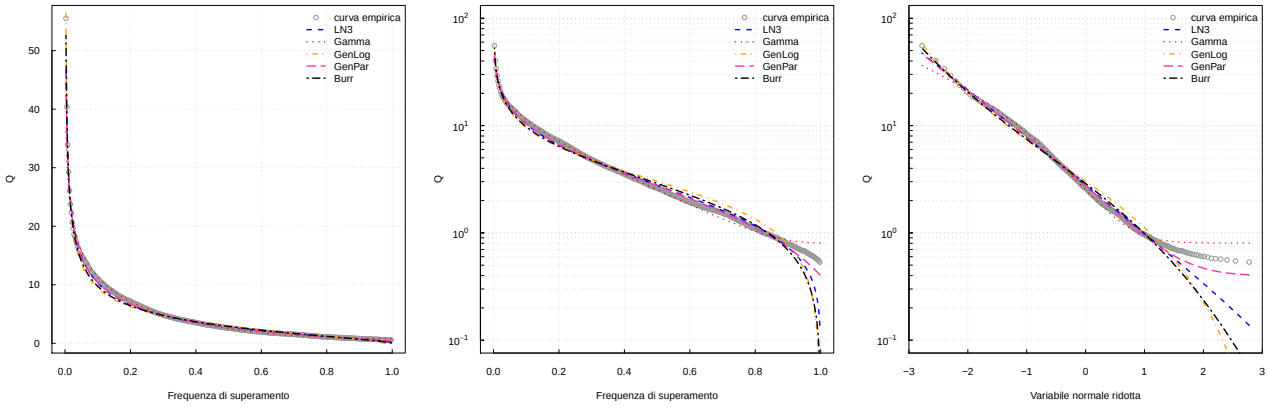
TANPI



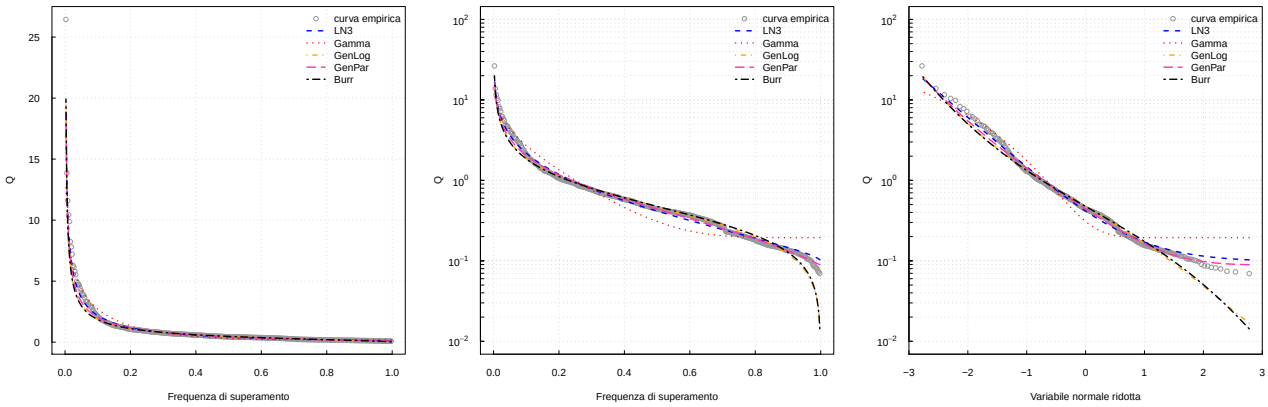




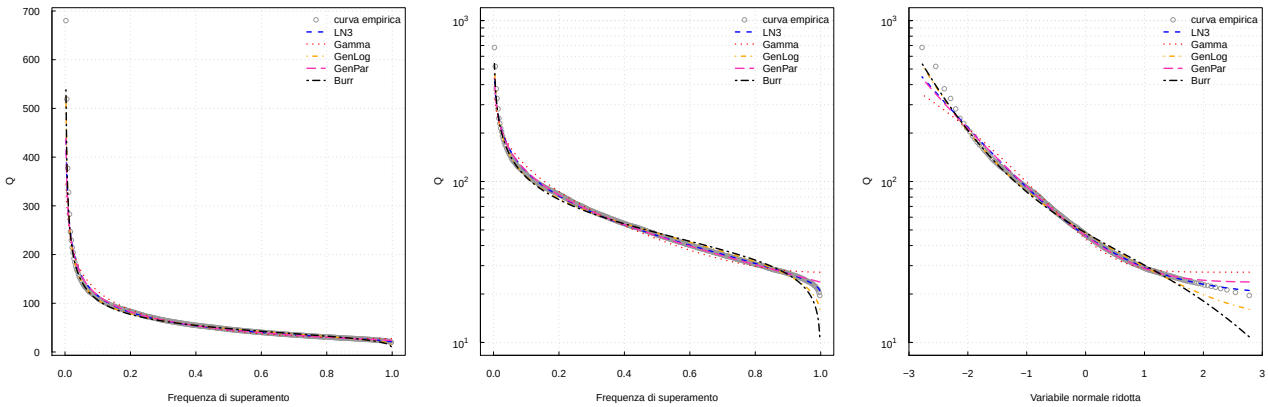
TANPN



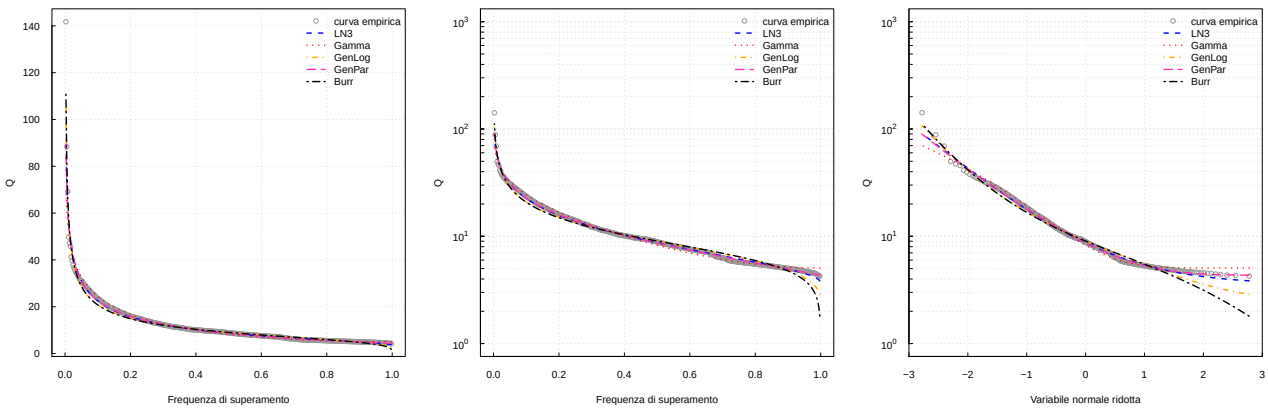
TERCA



TOCCA



TOCDO



VIII ESTRAZIONE AUTOMATICA DEL CONTORNO E DEI PARAMETRI DEI SOTTOBACINI IDROGRAFICI

Nella procedura di costruzione del potenziale idroelettrico sui bacini campione si devono ricostruire portate medie e statistiche del deflusso in ogni punto del reticolo. Visto l'elevato numero di punti presi in considerazione (circa 25000) si deve ricorrere a procedure automatiche che vengono descritte nel dettaglio in questo allegato.

FORZATURA DEM E ESTRAZIONE DEL RETICOLO

Per l'estrazione del reticolo delle aree campione sono stati applicati gli algoritmi sviluppati per l'ambiente GRASS GIS 6.5 [Metz et al., 2011], che apportano rilevanti miglioramenti rispetto alle procedure già disponibili in GRASS GIS 5.3 [Rigon, 1998] in termini di efficacia nell'individuazione dei percorsi di drenaggio, di rapidità di calcolo e di qualità degli output. In particolare, considerata la rilevanza delle informazioni altimetriche per le stime di potenziale idroelettrico, grazie al fatto che le nuove procedure di estrazione del reticolo consentono di individuare il reticolo superando eventuali anomalie locali nell'andamento planimetrico, non si è proceduto ad operazioni di ottimizzazione sistematica delle quote (cosiddetto "sink filling"), mantenendo così la massimo coerenza con il DTM regionale ufficiale. In analogia con le procedure applicate per l'individuazione dei bacini idrografici di Piemonte e Valle d'Aosta , è stata mantenuta una soglia di canalizzazione fissa pari a 100 pixel, equivalente per i bacini campione a 0.25 km^2. In merito a tale soglia, si segnala che la Carta Tecnica Regionale rappresenta la rete anche nelle parti più elevate di ciascuna valle secondaria, laddove l'area di drenaggio del bacino è anche inferiore alla soglia imposta, ritenuta tuttavia coerente per le applicazioni idroelettriche.
L'algoritmo individua attraverso l'individuazione delle direzioni di drenaggio e il calcolo per ogni pixel dell'area contribuente totale (TCA) una rete che presenta in generale una buona aderenza con la rete rappresentata nella cartografia numerica regionale, fatta eccezione in alcune aree di fondovalle e di pianura dove si rilevano rispettivamente alcuni scostamenti nell'andamento planimetrico o la presenza di canali fittizi.
Mentre per il bacino del Chisone non si è ritenuto necessario condurre alcuna attività di condizionamento del DTM, per la Stura di Demonte si è proceduto, successivamente alla prima estrazione, anche alla forzatura del reticolo in circa 50 pixel, per lo più tra Vinadio e Aisone e nei pressi di Demonte, in località Prialpo (vedi figure 63,64, 65 e 66); tale operazione è stata considerata opportuna per garantire maggior coerenza tra posizione delle prese e restituzioni rispetto alla posizione del reticolo estratto.

Figura 63: Condizionamento del DTM, caso di Vinadio

Figura 64: Condizionamento del DTM, caso di Aisone

Figura 65: Condizionamento del DTM, caso di Demonte

Figura 66: Condizionamento del DTM, caso di Festiona

Il reticolo è stato infine estratto e caratterizzato morfologicamente attraverso l'uso dei nuovi algoritmi r.stream [Jasiewicz and Metz, 2011], che permettono di ottenere un reticolo vettoriale topologicamete connesso ed ordinato secondo le numerazioni di Horton e Hack.

ESTRAZIONE DEI SOTTOBACINI E CALCOLO DEI DESCRITTORI

Ogni punto del reticolo è stato considerato sezione di chiusura e si sono quindi individuati i singoli sottobacini sottesi utilizzando le routine dedicate di GRASS GIS. In particolare si è fatto ricorso il più possibile a comandi nativi di GRASS GIS 6.5 per il calcolo dei parametri geometrici, altimetrici e morfologici (Figura 67) e per l'analisi delle copertura raster necessarie alla caratterizzazione climatologica e di copertura del suolo, limitando sistematicamente i calcoli con l'uso di maschere per la delimitazione dell'area di interesse. La caratteristiche

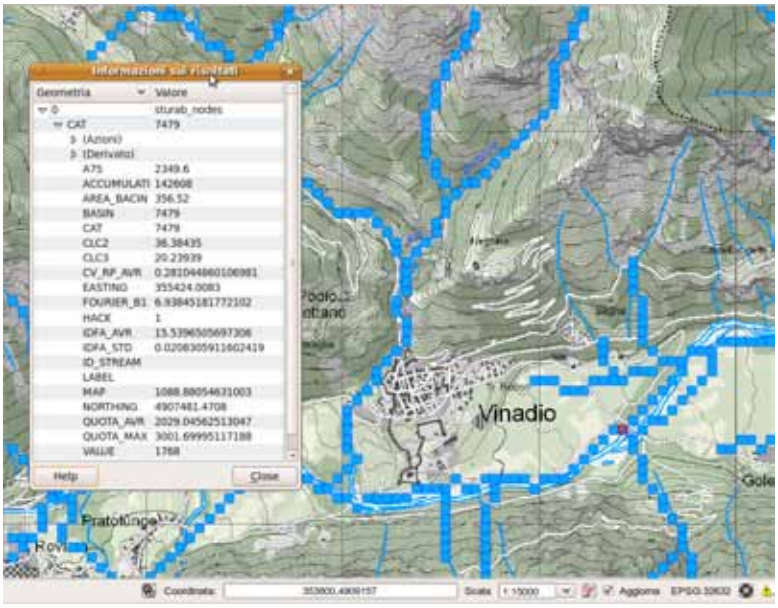


Figura 67: risultato del calcolo dei parametri di bacino

geometriche dei bacini, il loro numero, il rilevante carico computazione e di memorizzazione ha richiesto la definizione di strategie ad hoc:

- per evitare che la struttura di memorizzazione su file system di GRASS GIS insieme all'elevato numeri di bacini portati al superamento del limite di 32000 directory consentito dal filesystem EXT3 delle workstation Linux utilizzate, le routine di estrazione sono state ottimizzate per limitare il numero di file di lavoro mantenuti e la memorizzazione finale è stata suddivisa in mapset (directory di lavoro di GRASS GIS) separati;
- l'utilizzo di più mapset permette inoltre di processare parallelamente i dati gis sfruttando le architetture multiprocessore, riducendo i tempi di calcolo;
- i sottobacini sono estratti con procedure automatiche dal DEM e a partire dal modello raster sono vettorializzati; si è conservata la forma a blocchi (blocky, Figura 69) senza applicare arrotondamenti (smoothing) dei limiti per garantire la congruenza tra calcolo delle aree con metodo raster e vettoriale anche per i piccoli e piccolissimi bacini;
- i poligoni risultanti dalla vettorializzazione dei bacini risultano in parte sovrapposti (ogni bacino contiene i sottobacini a monte, Figura 69) e per rispetto delle regole topologiche di GRASS GIS non possono essere gestiti nello stesso livello vettoriale, ma come livelli distinti: per la gestione delle circa 25000 tabelle risulta necessario utilizzare il database PostgreSQL 8,4 come DBMS a supporto di GRASS, avendo escluso DBASE e SQLite per le scarse flessibilità o le performance;
- per ogni bacino campione viene definito uno schema dedicato nel db PostgreSQL, mentre i risultati sintetici delle elaborazioni sono memorizzati nello schema public;
- i valori dei parametri calcolati con procedure di map algebra sono direttamente memorizzati in una tabella del database Postgres;
- parti di piccoli bacini costituiti da gruppi di pixel con solo un vertice in comune (ovvero entità lineari con andamento diagonale) non risultano raggruppabili e sono quindi gestiti da GRASS GIS come poligoni

Figura 68: Reticolo raster e reticolo vettoriale

Figura 69: Bacini vettoriali "blocky" sovrapposti (sinistra) e Primitive vettoriali da trasformare in Multipolygon (destra)

distinti nello stesso livello vettoriale (Figura 69) : questi bacini sono esportati in shape file, riprocessati e correttamente aggregati come multipolygon utilizzando le funzioni di PostGIS

- area e perimetri dei bacini sono verificati con l'uso dell'estensione spaziale PostGIS.

L'architettura complessiva di gestione e memorizzazione risulta quindi di particolare complessità, sia per quanto concerne la struttura fisica (tabella 29) che quella logica (tabella 30).

Tabella 29: struttura fisica

Memorizzazione	File system GRASS GIS	DBMS PostgreSQL 8.4
dati di input	PERMANENT e DTM PIEMONTE	–
elaborazioni generali	Mapset condiviso	Schema public
elaborazioni specifiche	Mapset dedicati chisone∗, stura∗ e stura_burn∗	Schemi chisone, stura e stura_burn

Tabella 30: struttura logica

Memorizzazione	GRASS GIS	DBMS PostgreSQL
Mappe raster	Nativo compresso	–
Vettori - geometrie	Topologico: points, boundaries e centroids	Non topologico: point e multi-polygon Postgis
Vettori - attributi	–	Tabelle GRASS collegate
Vettori - elaborazioni	–	Viste + funzioni Postgis

IX PRESE E DERIVAZIONI SUI BACINI CAMPIONE

In questo allegato si riportano l'insieme dei dati di prelievo e restituzione per i due bacini campione oggetto di studio (Chisone e Stura di Demonte). Si riportano inoltre il dettaglio dei casi più complessi presi in esame per la valutazione dell'impatto idrologico delle opere di presa.

BACINO DEL CHISONE

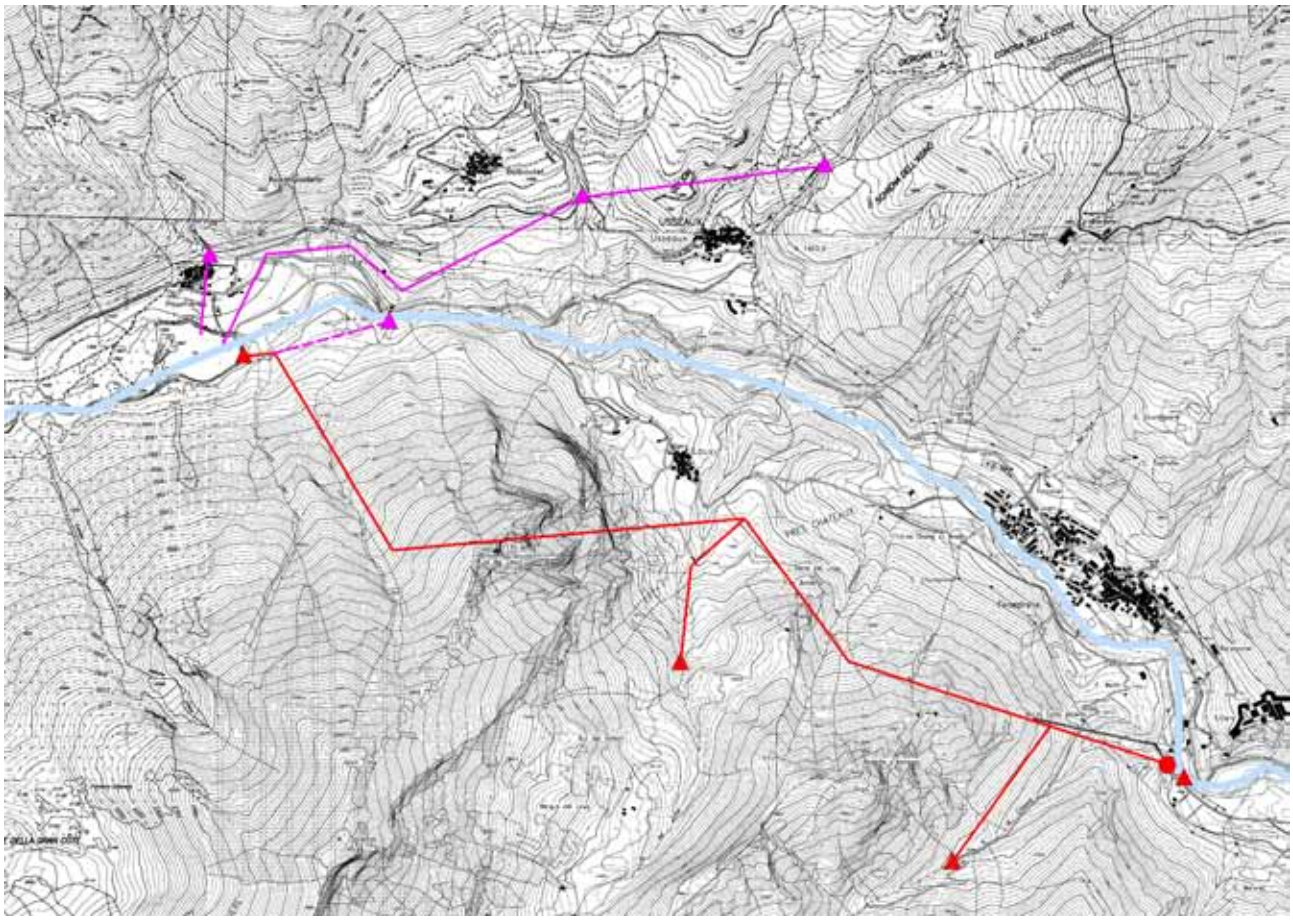
ID opera	tipologia	centrale	Q max m^3/s	Q media m^3/s	note
7178	presa	TO00048	0.394	0.116	proporzionale a portate
337447	presa	TO00048	0.108	0.032	proporzionale a portate
7177	presa	TO00048	0.514	0.151	proporzionale a portate
7179	presa	TO00048	5.263	1.551	proporzionale a portate
7180	presa	TO00048	0.441	0.13	pompaggio
7181	presa	TO00048	0.119	0.035	proporzionale a portate
7182	presa	TO00048	0.06	0.018	proporzionale a portate
11623	restituzione	TO00048	6.9	2.033	–
7042	presa	TO00622	0.12	0.05	media corretta da note
11557	restituzione	TO00622	0.12	0.05	media corretta da note
6296	presa	TO00299	2.7	2.2	–
11323	restituzione	TO00299	2.7	2.2	portate inserite
6292	presa	TO00285	3.2	2.3	–
11319	restituzione	TO00285	3.2	2.3	portate inserite
7049	presa	TO00716	0.12	0.095	–
11564	restituzione	TO00716	0.12	0.095	portate inserite
6817	presa	TO00268	3.2	2.7	–
11486	restituzione	TO00268	3.2	2.7	portate inserite
5810	presa	TO00563	3.2	2.7	valori da note; da scarico TO00268
6340	uso	TO00563	0.175	0.105	valori da note
11352	restituzione	TO00563	3.025	2.595	valori conguagliati
6847	presa	TO00320	0.36	0.2	–
11513	restituzione	TO00320	0.36	0.2	–
7087	presa	TO00896	0.6	0.146	–
11580	restituzione	TO00896	0.6	0.146	–
6830	presa	TO00292_1	1	1	Centrale 1
407253	restituzione	TO00292_1	1	1	Centrale 1
6473	presa	TO00292_2	1.5	1.5	Centrale 2
11499	restituzione	TO00292_2	1.5	1.5	Centrale 2
6846	presa	TO00318	2	1.76	–
6845	presa	TO00318	0	0	riprende portata da serbatoio
11512	restituzione	TO00318	2	1.76	–
6809	presa	TO00246	7	5.5	–
11475	restituzione	TO00246	7	5.5	–
6289	presa	TO00279	4.5	3	DMV 1654 l/s da disciplinare
11315	restituzione	TO00279	4.5	3	portate inserite
5794	presa	TO00277	3.085	2.732	portate inserite da scarico TO00279
6288	presa	TO00277	2.045	1.598	DMV 1855 l/s da disciplinare
5816	uso	TO00277	0.19	0.049	–
5817	uso	TO00277	0.19	0.121	–
11314	restituzione	TO00277	4.75	4.16	–
6290	presa	TO00281	6	3.4	–
11316	restituzione	TO00281	6	3.4	–
6820	presa	TO00274	4	3.4	–
11489	restituzione	TO00274	4	3.4	–
6338	presa	TO00549	6.3	5.5	–
11350	restituzione	TO00549	6.3	5.5	–
6264	presa	TO00243	7.15	5.6	–
331808	uso	TO00243	1.2	1.05	–
11297	restituzione	TO00243	5.95	4.55	non quadra bilancio; sottratto uso agricolo
300350	presa	TO05350	0.13	0.0075	CIVILE
6476	presa	TO00710	0.43	0.325	INDUSTRIALE
6230	presa	TO00157	1.1	0.855	VARIO
6433	presa	TO00049	6	5.16	AGRICOLO
6295	presa	TO00297	0.5	0.25	AGRICOLO
6294	presa	TO00293	0.15	0.15	AGRICOLO
6431	presa	TO00045	4	2.4	AGRICOLO
6344	presa	TO00603	0.5	0.183	AGRICOLO

BACINO DELLA STURA DI DEMONTE

ID opera	tipologia	centrale	Q max m^3/s	Q media m^3/s	note
2263	presa	CN00377	1.4	0.962	–
16485	restituzione	CN00377	1.4	0.962	portate inserite
2264	presa	CN00379	0.9	0.488	–
205251	restituzione	CN00379	0.9	0.488	–
2412	presa	CN00024	1.997	1.075	ripartite
2413	presa	CN00024	0.157	0.085	ripartite
2414	presa	CN00024	0.904	0.487	ripartite
2415	presa	CN00024	0.598	0.322	ripartite
2416	presa	CN00024	0.562	0.303	ripartite
2417	presa	CN00024	0.175	0.094	ripartite
2418	presa	CN00024	0.106	0.057	ripartite
16571	restituzione	CN00024	4.5	2.423	–
2550	presa	CN00436	1.25	0.65	–
16621	restituzione	CN00436	1.25	0.65	–
2419	presa	CN00029	6.091	3.002	ripartite
2420	presa	CN00029	0.599	0.295	ripartite
2421	presa	CN00029	0.739	0.364	ripartite
2423	presa	CN00029	3.356	1.654	ripartite
2424	presa	CN00029	1.792	0.883	ripartite
2425	presa	CN00029	0.157	0.077	ripartite
2426	presa	CN00029	1.554	0.766	ripartite
9022	presa	CN00029	0.012	0.006	ripartite
16572	restituzione	CN00029	14.3	7.048	–
2313	presa	CN00424	0.47	0.3	–
16528	restituzione	CN00424	0.47	0.3	–
2639	presa	CN00374	18	6.36	–
16486	restituzione	CN00374	18	6.36	–
2428	presa	CN00060	0.253	0.187	portate massime inserite
2429	presa	CN00060	0.87	0.642	portate massime inserite
16573	restituzione	CN00060	0	0	Scarico alternativo
205210	restituzione	CN00060	1.123	0.829	Portate integrate – al bacino di carico CN00023
2427	presa	CN00023	1.123	0.829	scarico CN00060
2430	presa	CN00023	0.201	0.118	impattata da CN00060
2431	presa	CN00023	0.187	0.11	–
2432	presa	CN00023	0.015	0.009	considera le prese di CN00023 a monte
2433	presa	CN00023	0.023	0.013	considera le prese di CN00023 a monte
2434	presa	CN00023	0.186	0.109	–
16574	restituzione	CN00023	1.734	1.187	–
2435	presa	CN00061	0.038	0.038	considera le prese di CN00023 a monte
2436	presa	CN00061	1.134	1.134	da scarico CN00023
16575	restituzione	CN00061	1.172	1.172	–
2083	presa	CN00260	24	13.5	–
16392	restituzione	CN00260	24	13.5	–
2261	presa	CN00380	6	6	–
16483	restituzione	CN00380	6	6	–
2262	presa	CN00378	3.5	3.5	–
2638	presa	CN00378	2.5	2.5	–
16483	restituzione	CN00378	6	6	–
331606	presa	CN01221	0.4	0.178	energetico
1000000	restituzione	CN01221	0.4	0.178	inserita restituzione da VIA – B.U. n. 35 del 1/09/2005
2256	presa	CN00176	0.667	0.667	agricolo
2402	presa	CN00076	0.63	0.63	agricolo
2253	presa	CN00169	0.4	0.2	agricolo
2480	presa	CN00155	0.2	0.2	agricolo
2479	presa	CN00154	0.17	0.17	agricolo
2323	presa	CN00178	0.15	0.15	agricolo
2208	presa	CN00187	0.15	0.15	agricolo energetico
2534	presa	CN00359	0.1	0.1	agricolo
80603	presa	CN00924	0.12	0.05	agricolo

Centrale di Fenestrelle

Bacino del Chisone
est (UTM32N WGS84) : 346785
nord (UTM32N WGS84) : 4987830



Nello stralcio cartografico (scala 1:20000) si indicano con ○ le centrali, con △ le prese (non colorato se si trovano fuori stralcio), con ▽ le restituzioni e con ♢ gli usi.

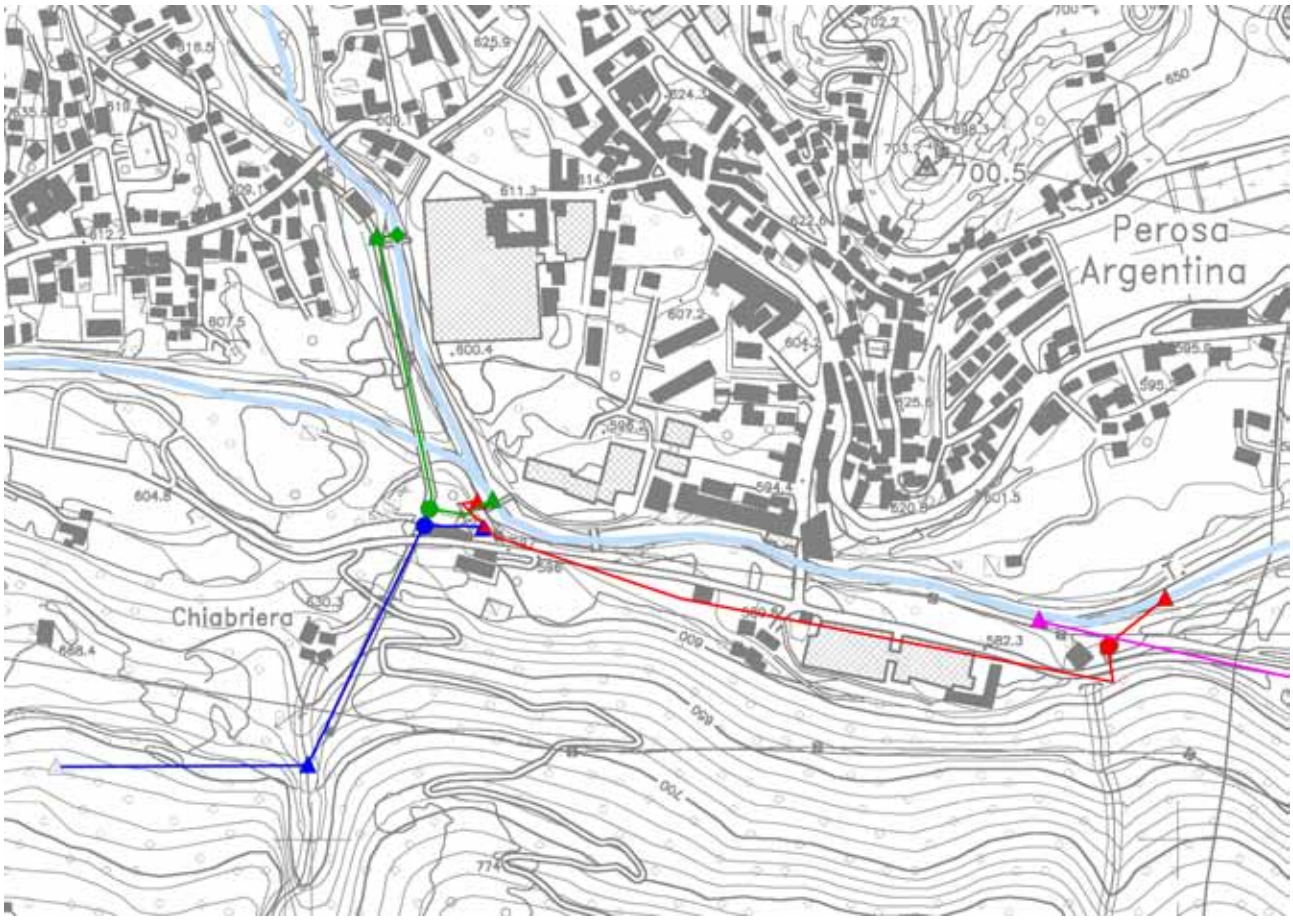
Centrale TO00048				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa (magenta)	7178	394	116	proporzionale a portate naturali nel Rio Usseaux
presa (magenta)	337447	108	32	proporzionale a portate naturali nel Rio della Rossa
presa (magenta)	7177	514	151	proporzionale a portate naturali nel Rio dell'Assietta
presa (magenta)	7180	441	130	pompaggio verso Lago di Pourrieres
presa (rosso)	7179	5263	1551	presa da Lago di Pourrieres, portate corrette in base alle prese successive e alla restituzione 11623. Il valore originale di Q_{media} 1850 l/s) non cogruente
presa (rosso)	7181	119	35	proporzionale a portate naturali nel Torrente Laux
presa (rosso)	7181	60	18	proporzionale a portate naturali nel Torrente Crestovo
restituzione	11315	6900	2033	

CONSIDERAZIONI

La centrale TO00048 ha la presa nel Lago di Pourrieres in cui arrivano anche i canali provenienti dal Rio dell'Assietta e dal Rii Usseaux e della Rossa. Le portate derivate da queste prese sono state stimate in proporzione alle portate naturali nei rispettivi bacini.

Centrali di Perosa Argentina

Bacino del Chisone
est (UTM32N WGS84) : 357100
nord (UTM32N WGS84) : 4975345



Nello stralcio cartografico (scala 1:5000) si indicano con ○ le centrali, con △ le prese (non colorato se si trovano fuori stralcio), con ▽ le restituzioni e con ♢ gli usi.

Centrale TO00563 (verde)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	5810	3200	2700	prende da restituzione TO00268
uso	6340	175	105	uso civile
restituzione	11352	3025	2595	valori conguagliati, i dati originali (3200 e 2700 l/s) non erano congruenti. Restituisce a monte traversa sul t. Chisone dove si trova anche la presa della centrale TO00246

Centrale TO00318 (blu)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	6846	2000	1760	da Chiotti Superiore, comporta uno scompenso sul t. Germanasca
presa	6845	0	0	prende dal bacino di Chiabrere quanto arrivato dalla presa 6845
restituzione	11512	2000	1760	La restituzione avviene normalmente nel canale di carico della centrale TO00246

Centrale TO00246 (rosso)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	6809	5000	3740	valori conguagliati, i dati originali (7000 e 5500 l/s) non erano congruenti
presa	-	2000	1760	canale di carico preleva anche da restituzione centrale TO00318
restituzione	11475	7000	5500	La restituzione avviene a valle della presa della centrale TO00279

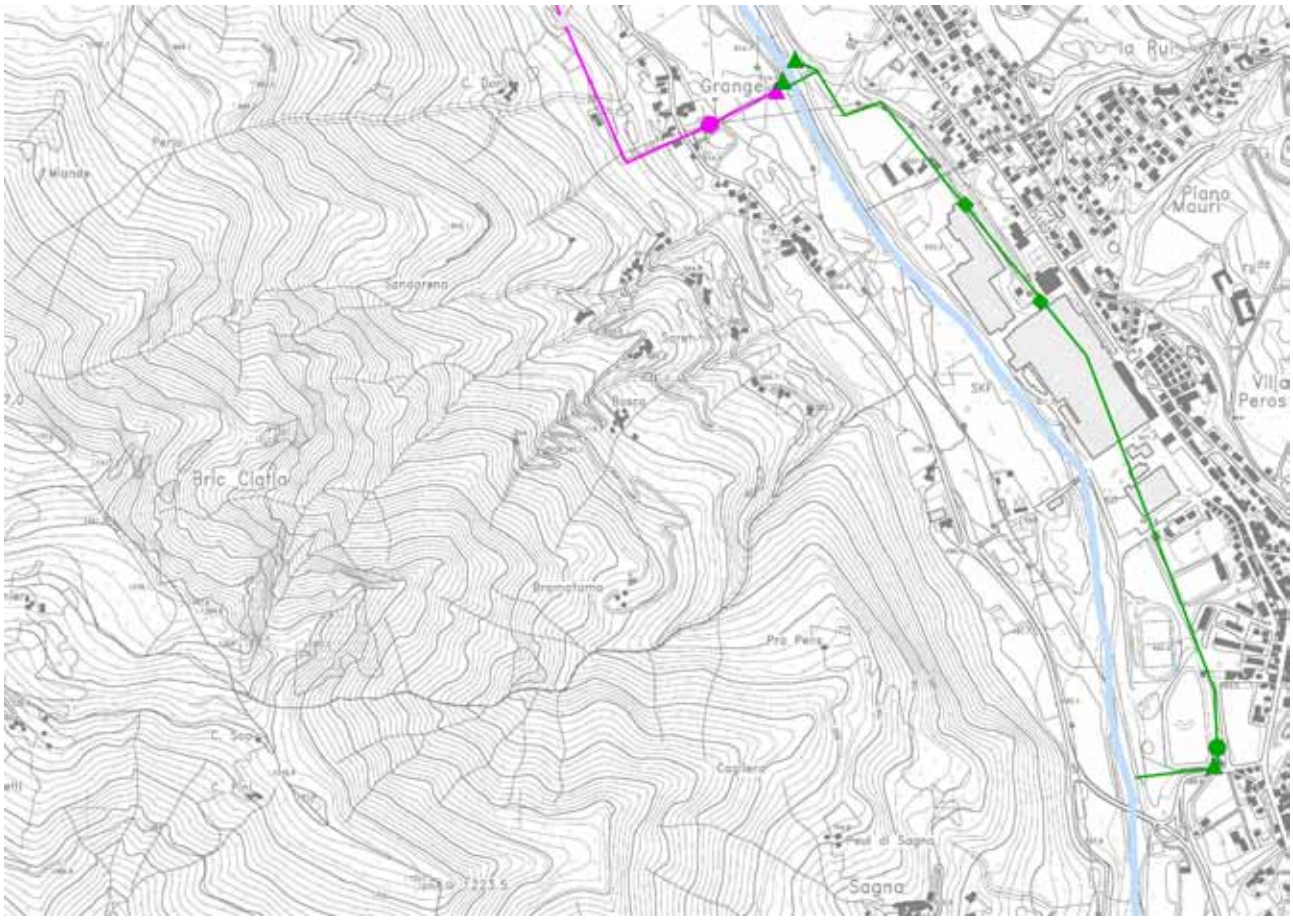
Centrale TO00279 (magenta)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	6289	4500	3000	prende a monte restituzione centrale TO00246, DMV 1654 l/s da disciplinare
restituzione	11315	4500	3000	valori conguagliati, i dati originali (7500 e 4696 l/s) non erano congruenti

CONSIDERAZIONI

Al fine di lasciare nel torrente Chisone una portata sufficiente a garantire il DMV (1654 l/s da disciplinare) si considera che la Centrale TO00246 prelevi nel complesso 7000 l/s di massima e 5500 l/s di media, suddivisi tra la presa 6809 (5000 e 3740 l/s) e la restituzione Centrale TO00318 (2000 e 1760 l/s), che scarica nel canale di carico.

Centrali di Villar Perosa e Inverso Pinasca

Bacino del Chisone
est (UTM32N WGS84) : 361580
nord (UTM32N WGS84) : 4975130



Nello stralcio cartografico (scala 1:10000) si indicano con ○ le centrali, con △ le prese (non colorato se si trovano fuori stralcio), con ▽ le restituzioni e con ♢ gli usi.

Centrale TO00279 (magenta)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	6289	4500	3000	Prende a monte restituzione centrale TO00246, DMV 1654 l/s da disciplinare
restituzione	11315	4500	3000	valori corretti, i dati originali (7500 e 4696 l/s) non erano congruenti

Centrale TO00277 (verde)				
tipologia	*COD*	Q_{max} $[l/s]$	Q_{media} $[l/s]$	*note*
presa	5794	3085	2732	valori corretti, valori originali (4500 e 3000 l/s) non congruenti. Prende da scarico centrale TO00277, attraverso sifone in subalveo t. Chisone.
presa	6288	2045	1598	con DMV 1855 l/s da disciplinare
presa	PRC005816	190	49	
presa	PRC005817	190	121	
restituzione	11314	4750	4160	valore Q_{max} da shapefile non congruente (6500 l/s)

CONSIDERAZIONI

La centrale TO00277 ha due prese una (6288) direttamente da alveo t. Chisone, la seconda (5794) prende, attraverso un sifone in subalveo, dal canale di scarico della centrale TO00279. I valori della restituzione 11315 (Centrale TO00279) erano eccessivamente elevati e sono stati corretti per essere congruenti con la presa 6289. I valori della presa 5794 (centrale TO00277) sono stati corretti per essere congruenti con la restituzione 11314, tenendo conto degli usi industriali presenti.