



ATTIVITA' DI RICERCA NELL'AMBITO DEL **PROGETTO STRADA 2.0** MODULO CAPPIO

(CAPitalizzazione azione di Caratterizzazione delle PIOgge estreme)

CUP E96G15000010007- CIG Z2513A8348.

RELAZIONE FINALE

Gruppo di Lavoro:

Pierluigi Claps, Francesco Laio, Paola Allamano, Andrea Libertino, Mattia Iavarone
DIATI – Politecnico di Torino

Torino, 21 Dicembre 2015



Le opportunità **non** hanno confini. 

Sommario

1	Introduzione	4
2	Metodologia.....	4
2.1	Fonti.....	5
2.2	Analisi preliminari: ricondizionamento del modello digitale del terreno	9
2.3	Discrepanze tra quote nominali stazioni e quote ricavate da DTM	10
2.4	Detrending e interpolazione mediante kriging	13
2.5	Applicazione del kriging sequenziale (“patched kriging”)	14
2.5.1	Scelta del numero minimo di stazioni	15
2.5.2	Mappe derivanti dall’interpolazione spaziale	16
2.5.3	Mappe delle grandezze medie	18
2.5.4	Correzione della variabilità delle serie.....	18
3	Curve medie di possibilità pluviometrica.....	22
3.1	Validazione attraverso confronto stazioni-griglia	24
3.1.1	Coefficiente a	25
3.1.2	Coefficiente n	27
4	Precipitazioni pluri-giornaliere	29
4.1	Rapporto precipitazioni 24 ore / giornaliere	29
4.2	Modello regionale.....	32
4.3	Validazione	33
5	Estremi di precipitazione per durate sub-orarie	34
6	Stima dei quantili di precipitazione per assegnata durata	35
6.1	L-Momenti e L-Momenti pesati	35
6.2	Scelta della distribuzione di probabilità	37
6.3	Stima del fattore di crescita.....	40
7	Conclusioni	44
	Appendici	47
A1.	Correzioni planimetriche e altimetriche.....	47
A2.	Errori sulle durate 1-24 h.....	52
A3.	Outlier rispetto ai coefficienti a / n	63
A4.	Fattori di crescita.....	75
	Bibliografia	77

1 Introduzione

L'Azione 5 del progetto Strada ha portato alla realizzazione dell'Atlante delle piogge intense, strumento che consente di ricavare in un qualsiasi punto del territorio piemontese le linee segnalatrici di probabilità pluviometrica (o curve di possibilità pluviometrica) per assegnato tempo di ritorno. Il presente lavoro descrive le azioni propedeutiche e le procedure metodologiche adottate per giungere alla definizione delle curve per il territorio piemontese.

L'attività svolta si è configurata come aggiornamento rispetto ad analoghi strumenti realizzati intorno alla fine degli anni '90. In particolare, analisi già disponibili, tutte realizzate sulla base del Sistema Idrografico e Mareografico Nazionale, sono:

- PAI (ADBPO, 2001) con distribuzione Gumbel
- De Michele e Rosso, 2001, con distribuzione GEV
- Villani, 2001, con distribuzione TCEV

La consistente base di dati ottenuta dal sistema regionale di monitoraggio ha suggerito pertanto la necessità di un riordino sistematico dei dati pluviometrici relativi alla Regione Piemonte, raccolti nel periodo compreso tra il 1938 ed il 2010 dai diversi organi preposti al monitoraggio dei dati meteorologici. In questo senso è stato necessario ricercare un metodo per gestire il passaggio dalla rete di monitoraggio nazionale gestita dal Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale alla rete regionale di competenza di Arpa Piemonte.

Le variabili relative alle precipitazioni estreme sono state spazializzate sull'intero territorio piemontese attraverso l'applicazione del kriging ordinario, che consente di discretizzare il dominio di studio attraverso una griglia a maglia regolare e di stimare, per ogni punto, un valore della variabile, a sua volta associato ad una varianza di stima (Kitanidis, 1997). Inoltre, rispetto ad altre metodologie utilizzate per la spazializzazione di variabili, come ad esempio il metodo delle distanze inverse pesate, il kriging consente una migliore stima dei volumi di pioggia preservando le caratteristiche spaziali dell'evento (Tobin, et al. 2011).

Rispetto a precedenti lavori di spazializzazione di valori caratteristici di precipitazione (es. De Michele, et al. 2005) l'aspetto innovativo di questo studio consiste nell'applicazione del kriging sui singoli valori degli estremi annui ("patched kriging") e nella successiva determinazione, sulle serie storiche così ricomposte, delle statistiche delle precipitazioni estreme. Come conseguenza di questa scelta, non risulta necessario determinare una base dati omogenea su una data finestra temporale o fissare dei limiti sulla numerosità delle serie storiche da considerare. Durante la spazializzazione viene infatti utilizzata, di anno in anno, la totalità delle stazioni pluviometriche che presentano una misurazione della variabile in esame, garantendo una massimizzazione dell'informazione disponibile.

2 Metodologia

La definizione delle caratteristiche del regime statistico delle piogge estreme in un generico punto di interesse consiste nella determinazione della relazione intensità-durata-

frequenza (o IDF) delle precipitazioni, che descrive il legame fra il valore del quantile dell'intensità di un evento e la relativa durata.

Nella visione più ampia, suggerita già nel lavoro di *Bartolini, et al.* (2008), il regime delle piogge estreme viene descritto attraverso la ricostruzione delle serie storiche sia nei punti di misura con osservazioni incomplete che nei punti privi di osservazioni. In questo rapporto, il metodo "patched kriging" è stato utilizzato, integrando il database di partenza con le più recenti registrazioni validate, e andando ad ottimizzare e ricalibrare la procedura al fine di massimizzare la robustezza dei risultati. La procedura è stata applicata alle serie di massimi annui con durate superiori all'ora (1-3-6-12-24 ore e 1-2-3-4-5 giorni) registrate in Piemonte a partire dal 1938, consentendo di stimare i parametri della relazione IDF su una griglia a maglia quadrata di lato 250 m che copre l'intera regione.

Per quanto concerne le durate inferiori all'ora, vista la scarsa significatività del numero di stazioni disponibili per ogni durata, si è scelto di considerare valida la relazione analitica con le durate orarie calibrata a scala regionale, definita nell'ambito del Contratto di Ricerca N. 517/2009 tra ARPA Piemonte e Politecnico di Torino, Dipartimento di Idraulica, Trasporti ed Infrastrutture Civili (DITIC), richiamata alla Sezione 5 della presente relazione.

2.1 Fonti

La prima fase del presente lavoro ha riguardato la raccolta e l'armonizzazione delle diverse fonti di dati considerate. Nel dettaglio queste sono:

- Banca dati ARPA Piemonte, per quanto concerne le stazioni ricadenti entro i confini regionali, in Valle d'Aosta (fino a dismissione SIMN) e in Liguria fino allo spartiacque;
- Banca dati PROGETTO STRADA – ARPA Lombardia. Per quanto concerne le durate 1-3-6-12-24 ore. Sono state selezionate 127 stazioni ricadenti sul territorio lombardo, allo scopo di contenere gli effetti di bordo. Le altre durate non sono risultate disponibili.
- Banca dati Centro Funzionale-ARPA Valle d'Aosta, per gli anni 1992-2010, per le durate orarie e pluri-giornaliere, relativamente al territorio valdostano.

Le circa 700 stazioni di misura effettivamente utilizzate sono riportate in Figura 2-1.

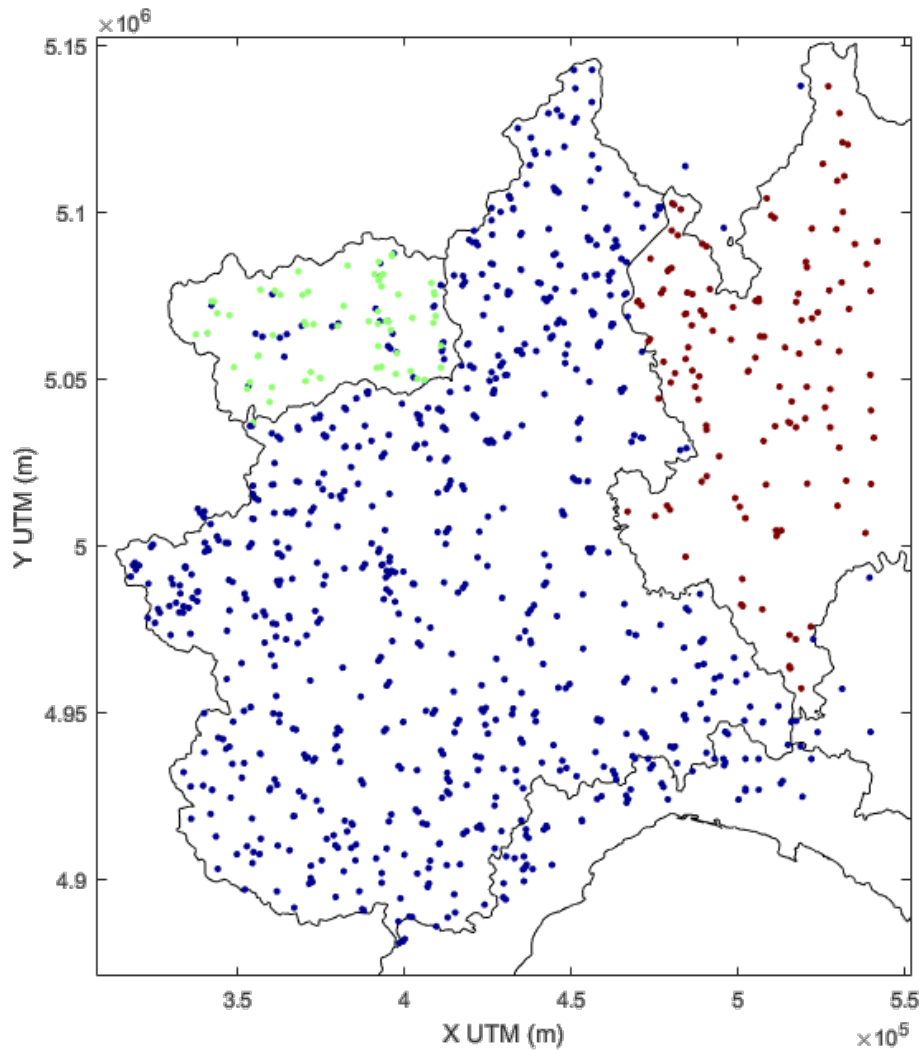


Figura 2-1 Pluviometri utilizzati e fonti (in BLU database ARPA Piemonte, in ROSSO Progetto STRADA ARPA Lombardia, in verde Centro Funzionale-ARPA Valle d'Aosta)

Si riportano inoltre in Figura 2-2 grafici di consistenza dei dati per le diverse durate, intesi come rappresentazione del numero di stazioni contemporaneamente in funzione per ogni anno di osservazione. Per le pluri-giornaliere la consistenza delle stazioni negli anni può considerarsi pressoché indipendente dalla durata considerata, in quanto derivano anche dai dati a cadenza giornaliera con passo fisso (misura alle ore 9), viene perciò riportato un grafico riassuntivo della categoria. Per le piogge sub-orarie, vista la mancata definizione di durate standard, diverse durate sono state riportate negli anni, portando a un database molto frammentato. Vengono perciò riportati i grafici relativi a tutte le durate disponibili (Figura 2-3).

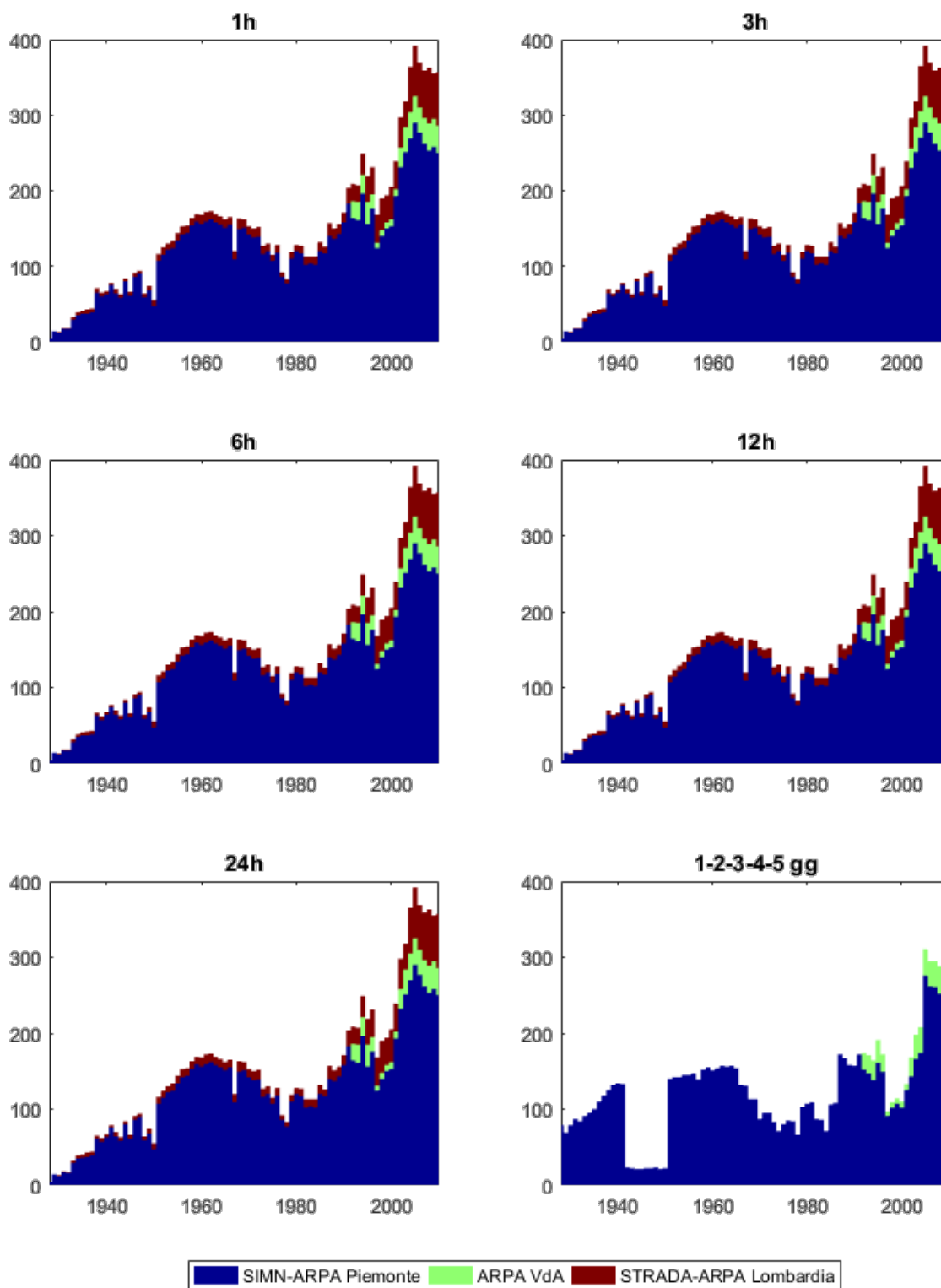


Figura 2-2 Consistenza stazioni per anno: durate orarie e pluri-giornaliere. In ordinata è riportato il numero di stazioni in attività nell'anno.

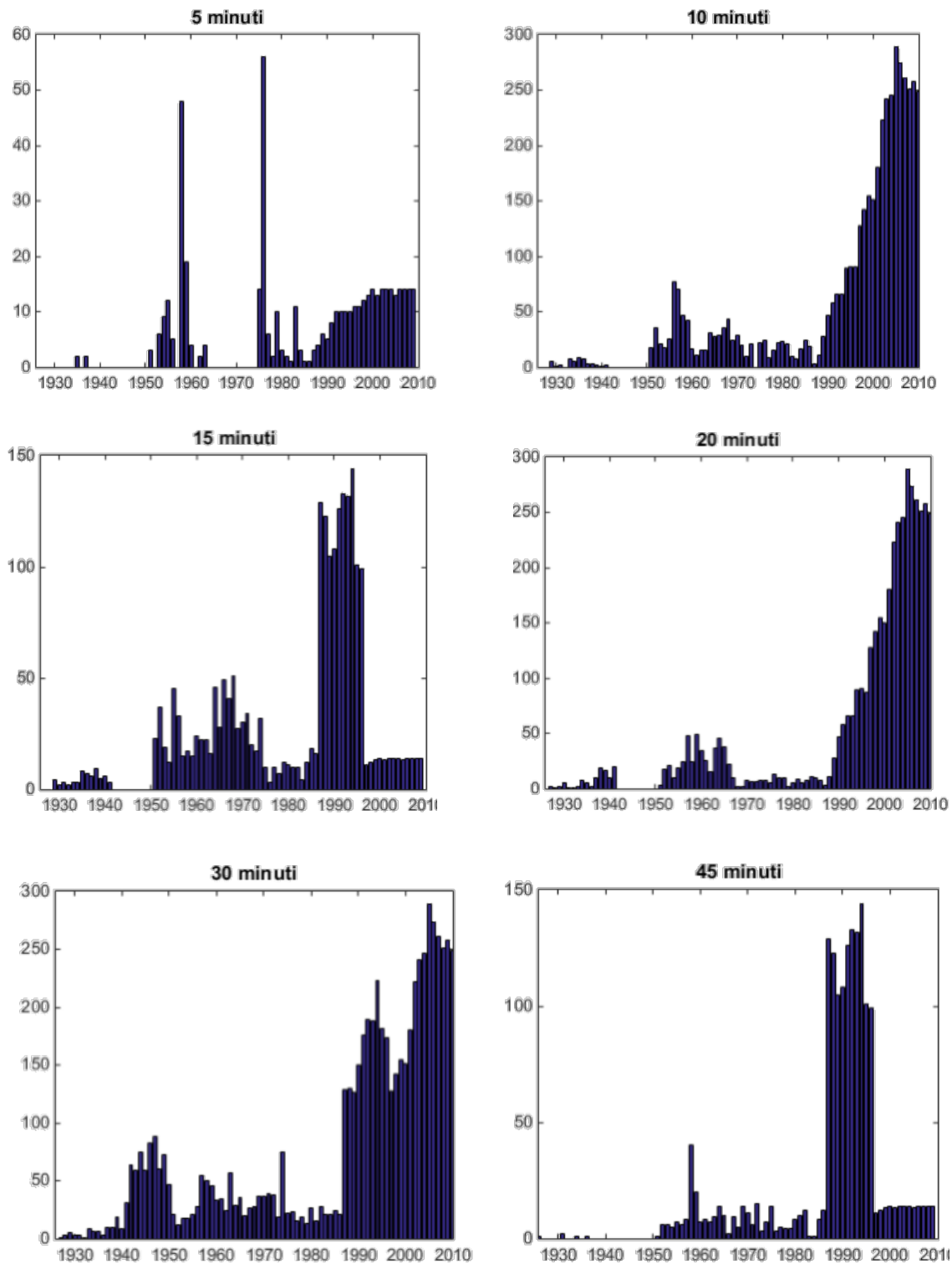


Figura 2-3 Consistenza stazioni per anno: durate sub-orarie. In ordinata è riportato il numero di stazioni in attività nell'anno.

2.2 Analisi preliminari: ricondizionamento del modello digitale del terreno

Come descritto in *Bartolini, et al. (2008)* l'analisi statistica spaziale degli estremi pluviometrici ha richiesto l'esame dell'effetto della correlazione tra valori estremi di pioggia e quota. In questa revisione, il DTM utilizzato per l'interpolazione, mostrato in Figura 2-4, è stato pre-elaborato per compensare alcuni problemi. Nello specifico il DTM presentava valori di quota negativi in corrispondenza dei laghi Maggiore, di Como, di Varese, di Lugano, di Annone, di Pusiano. Le aree problematiche sono state isolate e a ciascuna di esse è stato assegnato un valore costante e pari alla quota media del lago. Si osserva comunque che le aree appartengono quasi completamente al territorio lombardo, ai margini del DTM, dunque hanno influsso scarso o nullo sulle mappe finali ristrette al solo Piemonte (si veda Figura 2-5 per dettaglio).

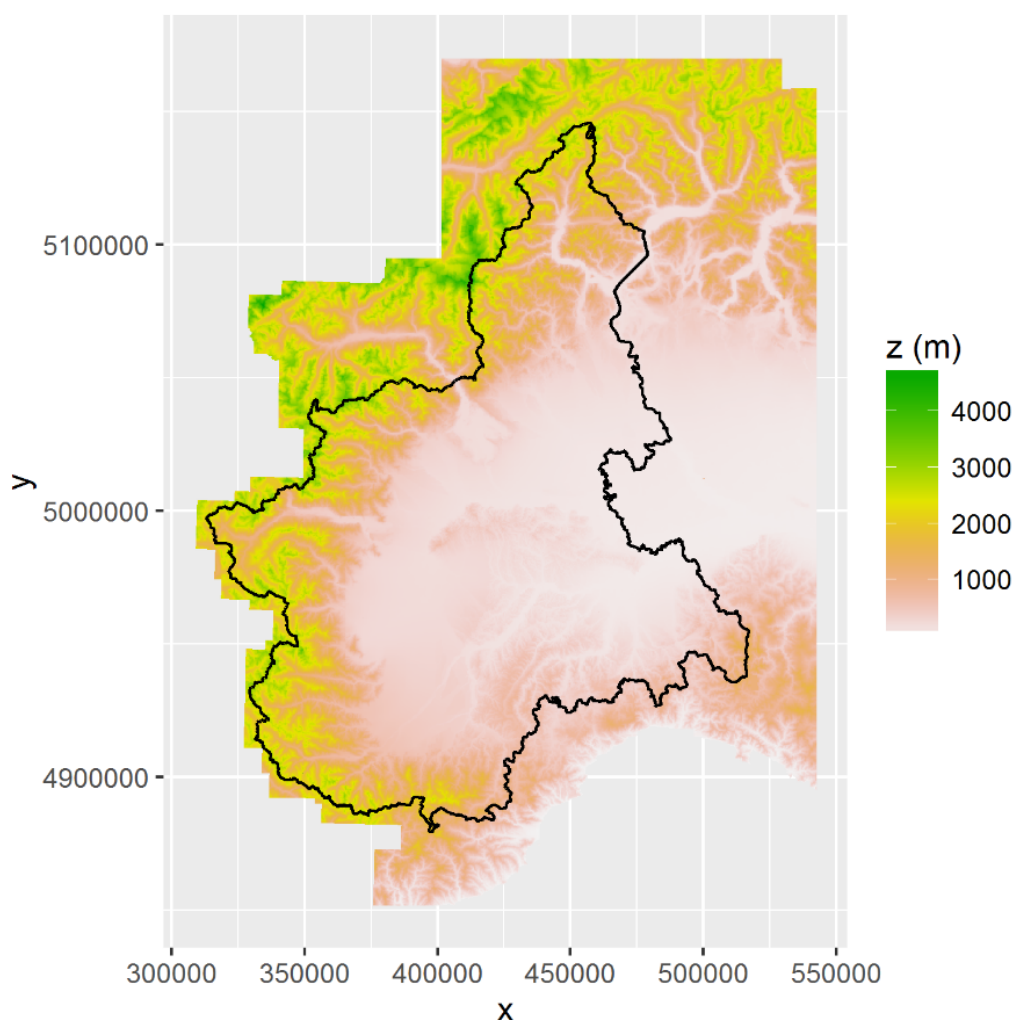


Figura 2-4 Modello digitale del terreno

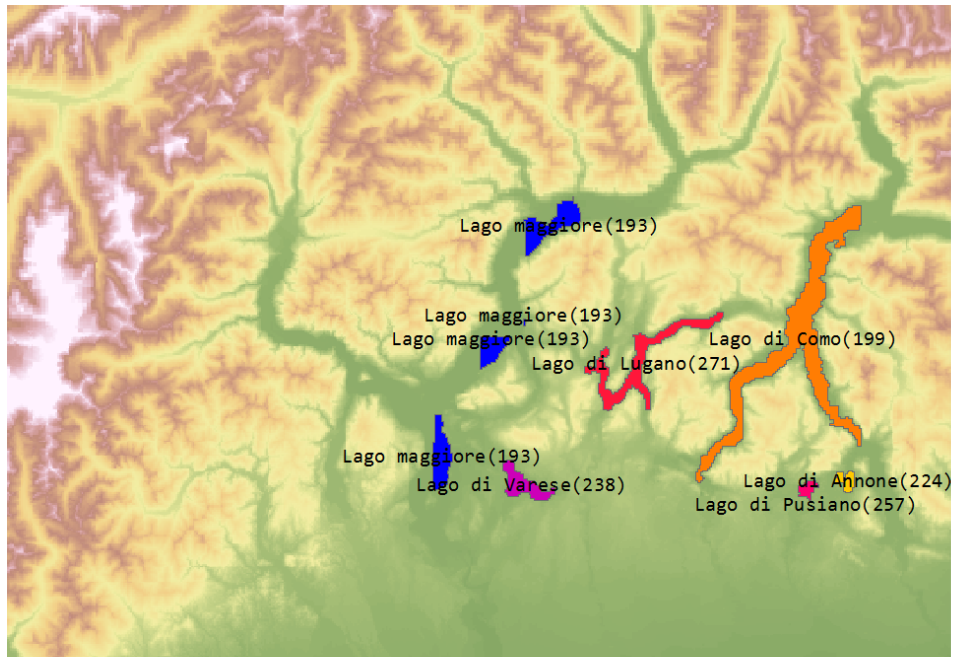


Figura 2-5 Incongruenze nel DTM e quote imposte a ciascuna zona

2.3 Discrepanze tra quote nominali stazioni e quote ricavate da DTM

Il database consultato risulta eterogeneo, nello spazio e nel tempo. Nello specifico, a causa della varietà delle fonti, del grande intervallo temporale considerato e del passaggio di consegna tra SIMN e Regione (poi ARPA), spesso manca coerenza tra la posizione planare, il nome e la quota delle stazioni. Fra i problemi riscontrati vi sono:

- Stazioni con stesso nome ma diversa posizione al variare degli anni o delle durate;
- Stazioni con stesso nome ma diversa quota, al variare degli anni o delle durate;
- Stazioni con posizioni simili e nomi diversi;
- Stazioni diverse con posizioni molto simili;

Questa eterogeneità risulta particolarmente problematica data la necessità di impiego delle quote delle stazioni: come descritto al 2.4, per la buona riuscita dell'interpolazione, le quote stazione devono essere ragionevolmente simili (nei limiti di approssimazione della dimensione di cella) alle quote DTM. Le quote di stazione infatti sono usate per ripulire il dato di pioggia dal trend legato all'altitudine; le quote DTM sono usate per aggiungere il trend ai dati di pioggia interpolati.

La Figura 2-6 mostra il confronto col DTM del database di partenza.

Alla luce delle problematiche evidenziate si è proceduto alla correzione del database di partenza, per quanto possibile, percorrendo diverse strade, ovvero inserendo:

- Correzioni suggerite da ARPA Piemonte stessa a seguito di confronto;
- Correzioni sulla quota per stazioni che presentano stesso nome, uguali coordinate planimetriche ma diversa quota, in base a banche dati aggiornate delle ARPA di competenza e a ricerca storica;
- Ove possibile, correzioni sulle coordinate planimetriche, in quanto (rispetto alla quota) più probabilmente soggette a refusi e errori nel sistema di riferimento;

- Aggregazione di stazioni, seppur planimetricamente lontane, che avessero nomi identici o molto simili;
- Eliminazione di stazione con pochissimi dati (< 5 anni), scarto molto alto e nessun riferimento storico.

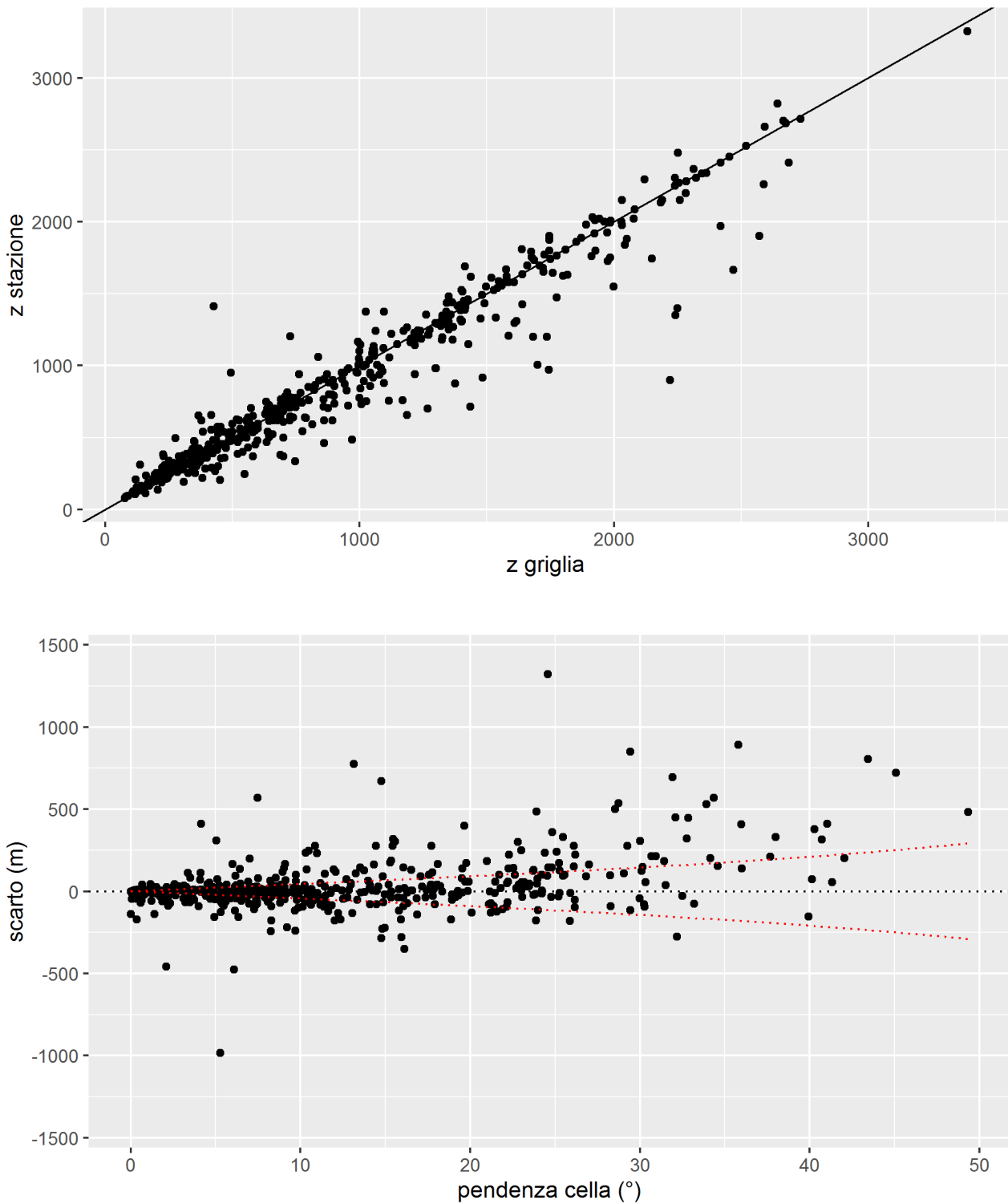


Figura 2-6 Scarti fra quote di stazione e corrispondenti quote DTM, anche in riferimento alla pendenza della cella

La correzione ha riguardato quasi esclusivamente le stazioni che avevano uno scarto col DTM superiore ai 100-200 metri (anche in funzione della pendenza locale). L'analisi degli scarti è stata ripetuta in seguito alle correzioni, mostrando in Figura 2-7 una situazione decisamente più accettabile.

Nel complesso sono stati modificati i dati planimetrici o altimetrici di quasi 200 "stazioni", intese come punti a coordinate univoche. Si allegano in appendice (A1) i report del processo, in cui si indica il nome stazione (o i nomi, nel caso di stazioni con nomi cambiati nel tempo), le sue coordinate, e le sue coordinate dopo la correzione.

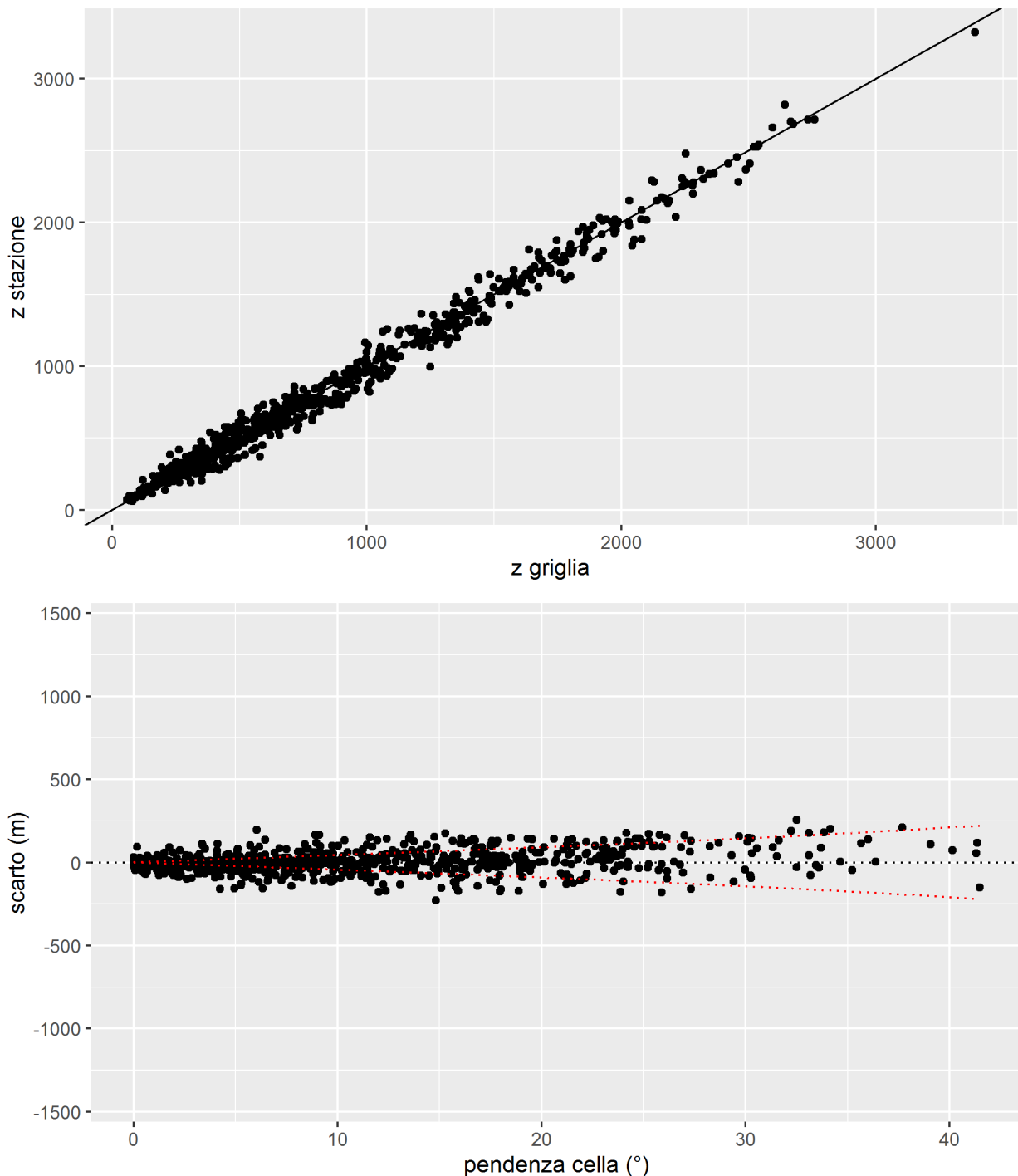


Figura 2-7 Scarti fra quote di stazione e quote DTM, anche in riferimento alla pendenza della cella, a valle delle correzioni eseguite

2.4 Detrending e interpolazione mediante kriging

Il metodo applicato richiede la depurazione dei valori misurati da eventuali correlazioni con la quota. Le correlazioni cercate sono del tipo:

$$h = a + b \log(z + 1)$$

in cui h è l'altezza di pioggia in millimetri/ora e z l'altitudine in metri s.l.m. L'identificazione è stata portata avanti considerando tutti i dati riferiti a una certa durata, senza distinzioni spaziali né temporali. La relazione logaritmica è stata scelta poichè, rispetto a una relazione lineare pura, riduce il peso che viene attribuito alle stazioni poste a bassa quota.

Tutti i valori misurati sono dunque depurati della componente $b \log(z + 1)$. In accordo con quanto noto in letteratura (v.es. *Allamano, et al., 2009*), si sono riscontrati nella regione piemontese valori di b negativi per durate 1h e 3h, quasi nulli per 6h, positivi per durate maggiori.

La Tabella 2.1 riporta i valori di a e b per tutte le durate. Si osserva che per durata giornaliera il coefficiente b (l'unico ad essere usato, di fatto) è molto più basso del coefficiente b per durata 24h. Ciò è dovuto alla natura stessa del dato. Sebbene questo non costituisca un problema di per sé, si è scelto di utilizzare i coefficienti di trend per durata 24h anche per le mappe giornaliere, in modo da uniformare i parametri per le due durate. Questo ha permesso, ad esempio, di analizzare in maniera sistematica il rapporto h_{24h}/h_{1g} che altrimenti sarebbe viziato dal diverso trend rispetto alle quote.

Tabella 2.1 Coefficienti di regressione dei massimi di precipitazione rispetto alla quota, per diverse durate

Durata	b	a	Num. dati
1h	-3.5642	48.7258	12'441
3h	-2.5651	55.7186	12'439
6h	-0.3185	54.5899	12'426
12h	3.5224	49.0776	12'433
24h	8.3373	44.5323	12'432
1g	5.4860	49.6530	11'335
2gg	10.6678	50.3865	11'356
3gg	14.2601	44.5118	11'359
4gg	15.6675	44.3042	11'254
5gg	16.2140	46.4360	10'767

2.5 Applicazione del kriging sequenziale (“patched kriging”)

I dati depurati sono stati interpolati mediante la tecnica del kriging ordinario. L'unico input richiesto in tal senso è la funzione di variogramma. Si procede come segue:

- Per ciascun anno disponibile si determina il variogramma campionario;
- I variogrammi ottenuti vengono mediati fra loro per ottenere un variogramma campionario significativo per la regione in riferimento alla durata scelta. La media è pesata in base al numero di osservazioni disponibili in ciascun anno, in modo da fornire un peso maggiore agli anni con maggiore numerosità di stazioni (Figura 2-8a).
- Si determina il variogramma teorico (Figura 2-8b) approssimando il variogramma campionario con un modello esponenziale, del tipo:

$$\gamma(h_0) = s \left(1 - e^{-\frac{h_0}{r}} \right)$$

Il modello scelto, in cui h_0 è l'altezza di pioggia detrendizzata, r il *range* e s il *sill* del variogramma, implica che il valore stimato dal kriging in corrispondenza dei punti stazione è esattamente pari al valore misurato dalla stazione stessa.

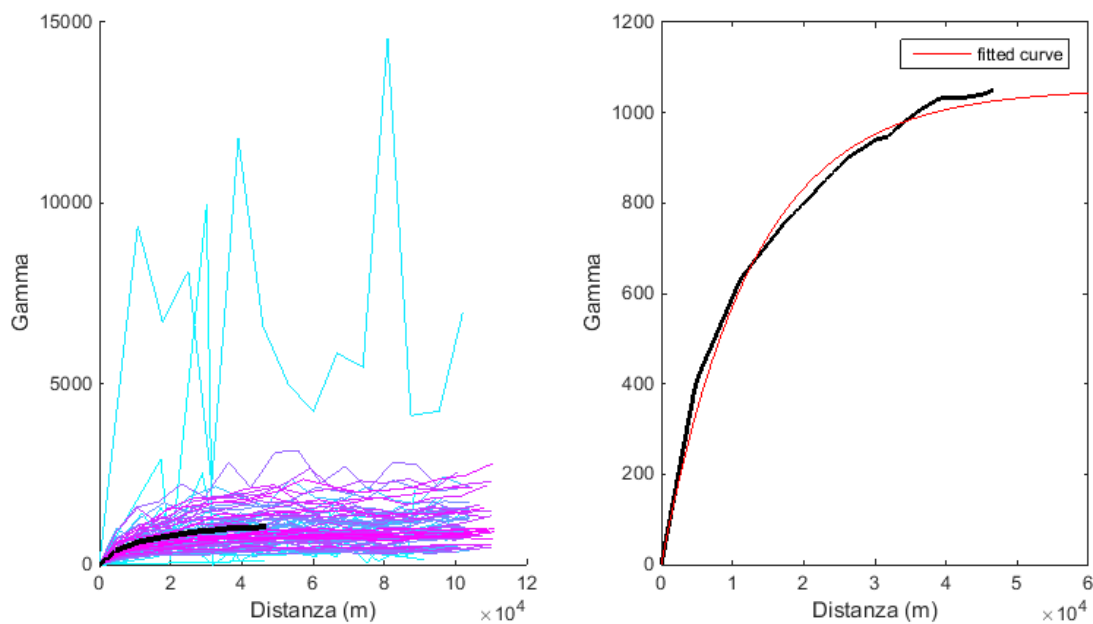


Figura 2-8 Esempi per durata 12h. Sinistra: variogrammi campionari e variogramma mediato; destra: fit esponenziale

Il variogramma determinato è utilizzato per tutte le interpolazioni riferite alla durata scelta: come già per i coefficienti a e b , si assume non ci sia variabilità temporale.

Dopo l'applicazione del kriging si provvede a fornire a ciascuna cella la componente di trend precedentemente rimossa, $b \log(z + 1)$, in base al DTM.

Si nota che per durate plurigiornaliere si è verificata, seppur raramente, la presenza nel database di misurazioni con uguali coordinate spaziali e temporali, ma diversi valori di precipitazione massima misurata. Si ritiene siano dovuti a errori nella trascrizione dei dati. In questi casi si è scelto, per l'interpolazione, il valore massimo fra quelli disponibili.

2.5.1 Scelta del numero minimo di stazioni

La procedura di kriging assegna a ogni cella un valore che dipende dai valori di stazione, pesati secondo il variogramma determinato. Alcuni problemi possono emergere se, come nel caso specifico, i punti stazione non sono sufficientemente fitti, o comunque sono distribuiti in maniera disomogenea nello spazio.

Nello specifico, il problema più importante riguarda le zone non sufficientemente coperte da dati campionari: in funzione del variogramma, la correlazione con le stazioni più vicine può spegnersi. Questo vuol dire che il peso assegnato a *tutte* le stazioni è identico, e il valore di cella risultante sarà sostanzialmente una media di tutti i massimi registrati in quell'anno.

L'effetto è particolarmente visibile in Figura 2-9, dove si mostra una tipica interpolazione per durata 1h per l'anno 1940 (eseguita senza tener conto della quota, per evidenziare il problema). Le zone non coperte da stazioni convergono, indipendentemente dalla loro posizione, al valore "di fondo" che risente allo stesso modo di tutte le stazioni sulla mappa.

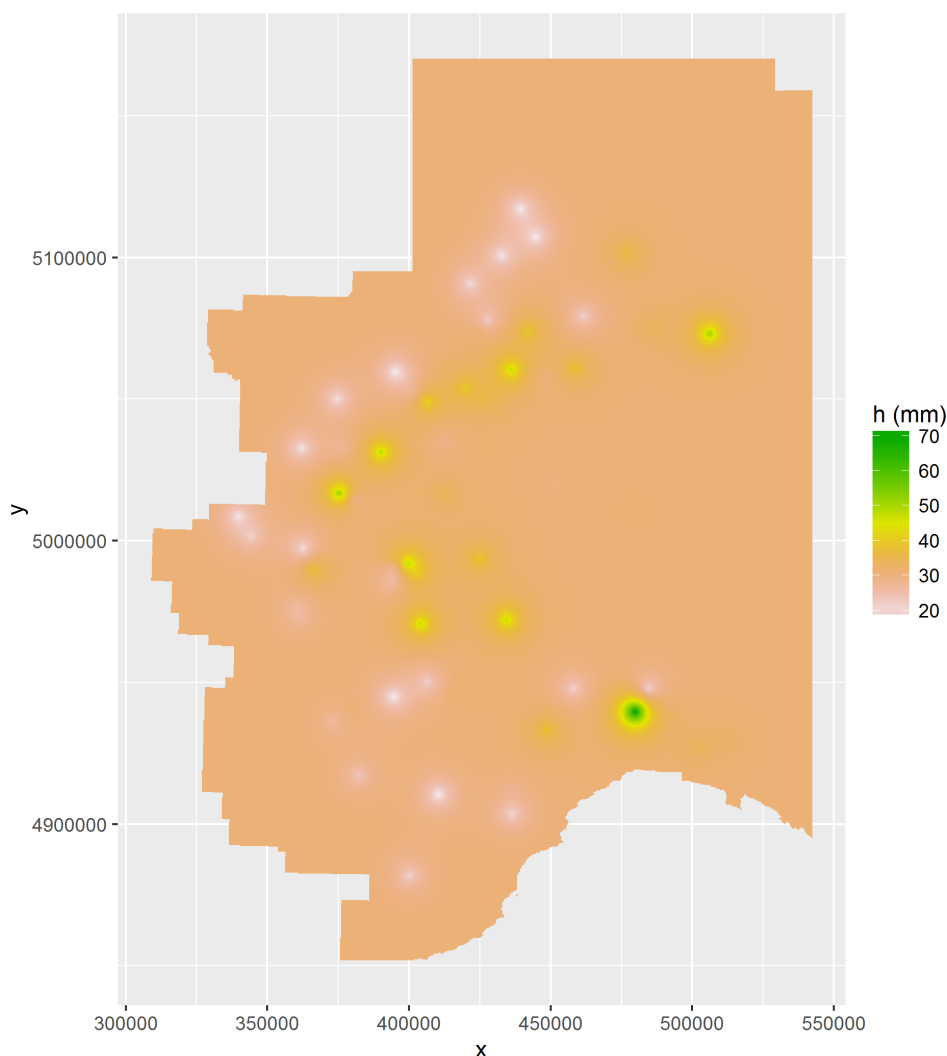


Figura 2-9 Interpolazione senza quota per anno 1940

Questo effetto è particolarmente problematico negli anni in cui c'è scarsità di dati, ovvero quelli più lontani nel tempo. Si è osservato, tuttavia, un effetto significativo sulle mappe delle medie e soprattutto delle varianze temporali (ad esempio attraverso l'L-CV) in aree (non trascurabili) che risultano sempre abbastanza lontane dalle stazioni.

La soluzione adottata prevede di intervenire sul numero di stazioni che, in una certa cella, vengono considerate per l'interpolazione. Il parametro, detto n_{max} , evita per quanto possibile la formazione di plateau a valore costante, perché ogni punto è interpolato considerando solo le n_{max} stazioni ad esso più vicine. Il parametro migliore, compromesso fra una buona definizione e la presenza di plateau, è risultato essere $n_{max} = 10$. In Figura 2-10 è rappresentato il risultato ottenuto con riferimento all'anno 1940, utile per un confronto con la mappa di Figura 2-9.

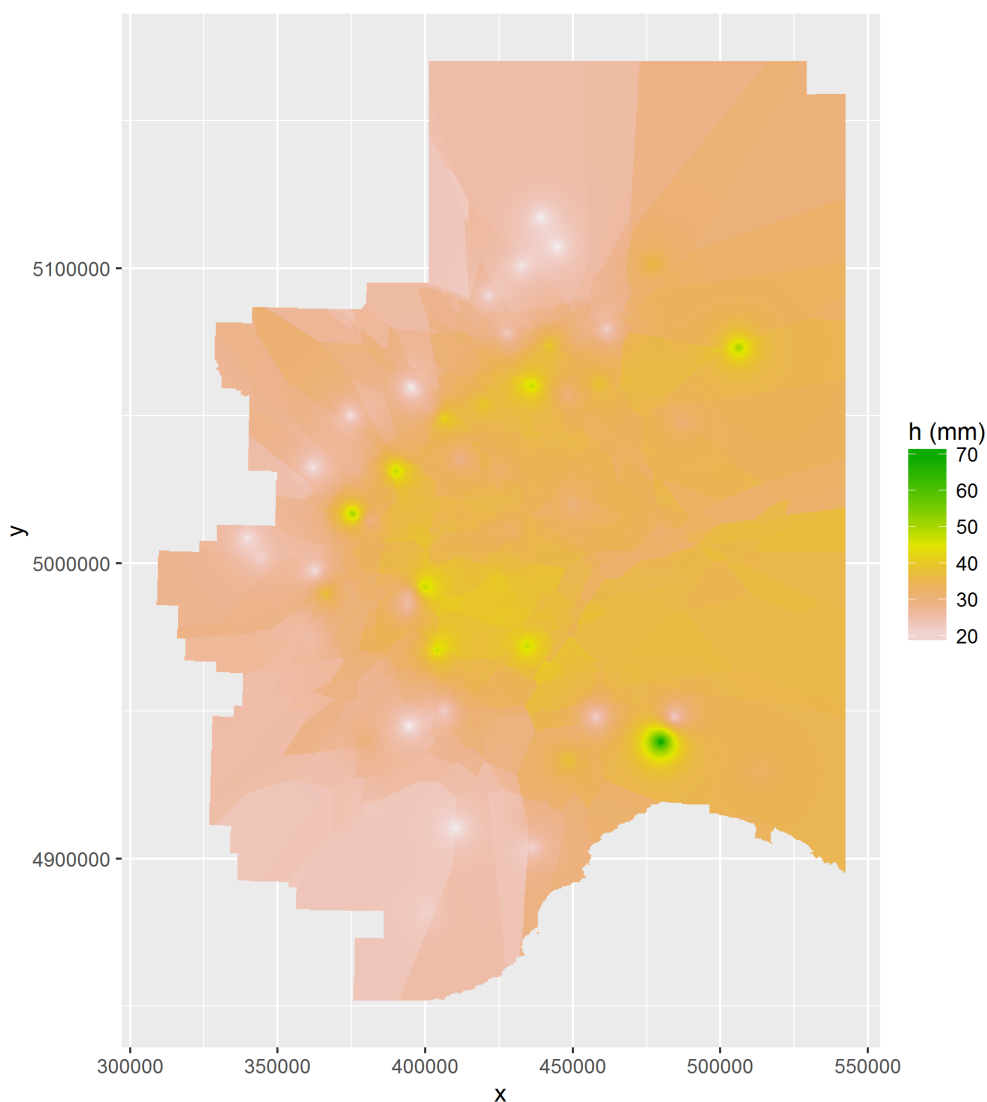


Figura 2-10 Interpolazione senza quota per anno 1940, con $n_{max} = 10$

2.5.2 Mappe derivanti dall'interpolazione spaziale

L'applicazione della tecnica del "patched kriging" produce mappe dei massimi annui di precipitazione per ciascun anno disponibile, fino al 2010. Le mappe si estendono oltre i

confini piemontesi in base al DEM mostrato in Figura 2-4. Dal DEM ereditano inoltre la densità del grigliato (250 metri di lato) e il sistema di coordinate (WGS84, fuso UTM 32 Nord). Il formato digitale scelto per i raster è l'ASCII Grid (ESRI).

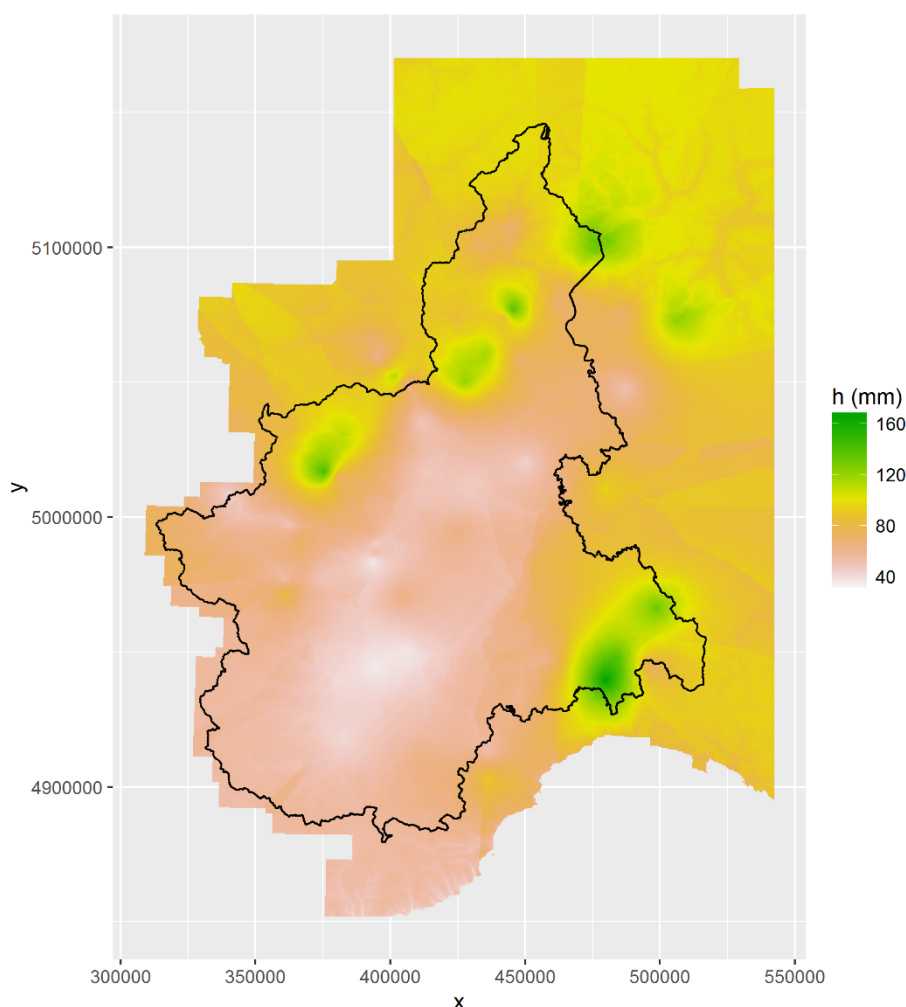


Figura 2-11 Mappa di esempio per durata 12h relativa all'anno 1940

Si è scelto di escludere, per questioni legate alla disponibilità dei dati, gli anni precedenti al 1938 in quanto per le durate orarie il numero di stazioni annuali in questi casi è inferiore a 50 e le interpolazioni risultanti sono di bassa qualità. Inoltre, considerato che i risultati relativi al territorio ligure e lombardo sono ottenuti in gran parte per estrapolazione, e che i dati fuori dal Piemonte sono stati utilizzati solo per prevenire effetti di bordo, le analisi sono state limitate all'area di competenza delle regioni Piemonte e Valle d'Aosta.

Unitamente alle mappe relative ai valori interpolati si sono ottenute mappe della varianza di stima di ogni anno considerato. Questa dà un'idea della qualità delle stime ottenute, risultando maggiore negli anni caratterizzati da un minor numero di stazioni attive e nelle zone meno monitorate

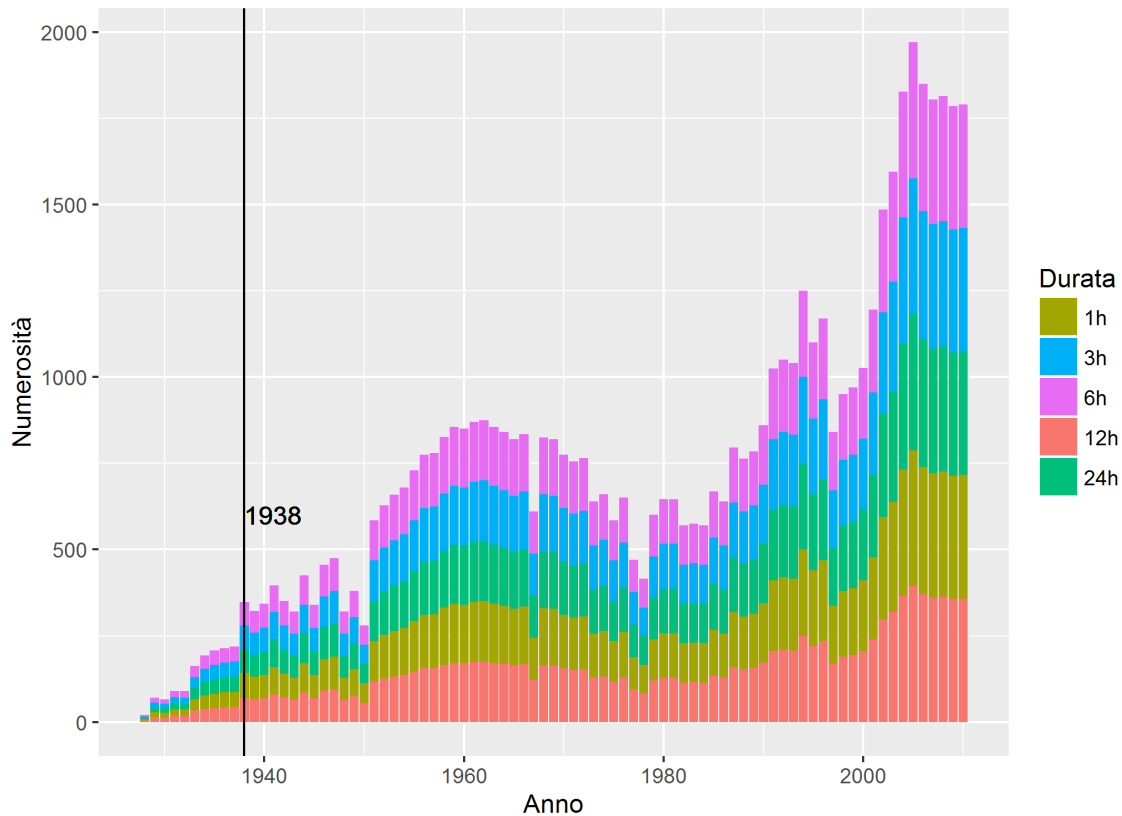


Figura 2-12 Disponibilità dei dati in funzione dell'anno, al variare delle durate. Gli anni anteriori al 1938 presentano un numero di dati inferiori a 50, che condiziona negativamente la qualità dei Kriging

2.5.3 Mappe delle grandezze medie

Per calcolare cella per cella le medie temporali, vista la natura del processo, si è scelto di utilizzare medie pesate in base all'incertezza di stima (si veda la definizione di L1 al paragrafo 6.1), sfruttando le varianze di stima $\sigma_{x,y,i}^2$ fornite dal kriging ordinario, per ogni valore interpolato alle coordinate x e y , e per l'anno i . Il valore medio in x, y viene quindi calcolato come:

$$\hat{h}(x, y) = \frac{\sum_i h_i(x, y) \cdot \frac{\sigma_{max}^2(x, y)}{\sigma_i^2(x, y)}}{\sum_i \frac{\sigma_{max}^2(x, y)}{\sigma_i^2(x, y)}} = \frac{\sum_i h_i(x, y) \cdot w_i(x, y)}{\sum_i w_i(x, y)}$$

Dove σ_{max}^2 è la massima varianza registrata in quel punto nella serie storica.

2.5.4 Correzione della variabilità delle serie

L'operazione di interpolazione tende, per sua natura, ad attenuare i valori estremi, e a convergere, specialmente per aree lontane dai punti stazione, a valori medi. Questo può portare ad una sottostima della variabilità delle serie ricostruite, che va a svantaggio di sicurezza. Per analizzare l'entità di tale fenomeno si è confrontata la distribuzione dei

valori del coefficiente di L-variazione (paragrafo 6.1) delle mappe interpolate, con la distribuzione relativa ai valori campionari. Come emerge dall'analisi di Figura 2-13, specialmente per le durate più brevi, questa sottostima risulta particolarmente marcata, andando a inficiare i risultati della stima.

Visto il numero ridotto di serie continue nel tempo, insufficienti per dare un quadro completo della variabilità temporale delle precipitazioni a scala regionale, si è deciso di adottare un approccio che scambi il tempo con lo spazio, per ricostruire con robustezza la variabilità attesa delle serie. A tal fine si è analizzato il rapporto tra la deviazione standard delle serie ricostruite e quello relativo alle serie campionarie. Tale rapporto, riferito alla distanza di ogni punto dalle stazioni più prossime per mezzo del coefficiente d :

$$d = \frac{1}{\frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \frac{1}{d_j}}$$

ha permesso di identificare fattori correttivi da applicare cella per cella alle mappe ricostruite al fine di incrementare la variabilità delle serie rispetto alla media in base alla loro appartenenza a una determinata classe di d . Sono state considerate classi di d di 100 valori. una rappresentazione grafica dei fattori correttivi adottati è riportata in Figura 2-14. Il fattore correttivo è stato posto costante per $d > 90$. Per le durate pluri-giornaliere un unico fattore correttivo è stato adottato, pari a quello relativo alla durata 24 ore.

Fissata una durata, considerata la cella i -esima relativa all'anno t , si è utilizzata quindi la formula:

$$\hat{x}_i(t) = \bar{x}_i \left(\frac{\dot{x}_i(t)}{\bar{x}_i} \right)^{K(d)}$$

con \bar{x}_i valore medio relativo alla cella considerata, $\dot{x}_i(t)$ valore della cella pre-correzione e $K(d)$ fattore correttivo per la distanza d .

L'applicazione di tali fattori correttivi ha permesso di ristabilire valori di L-CV consistenti con quelli campionari. Le mappe relative al valore medio sono state quindi riviste alla luce delle correzioni effettuate e utilizzate per la stima delle CPP medie, come illustrato nel paragrafo seguente.

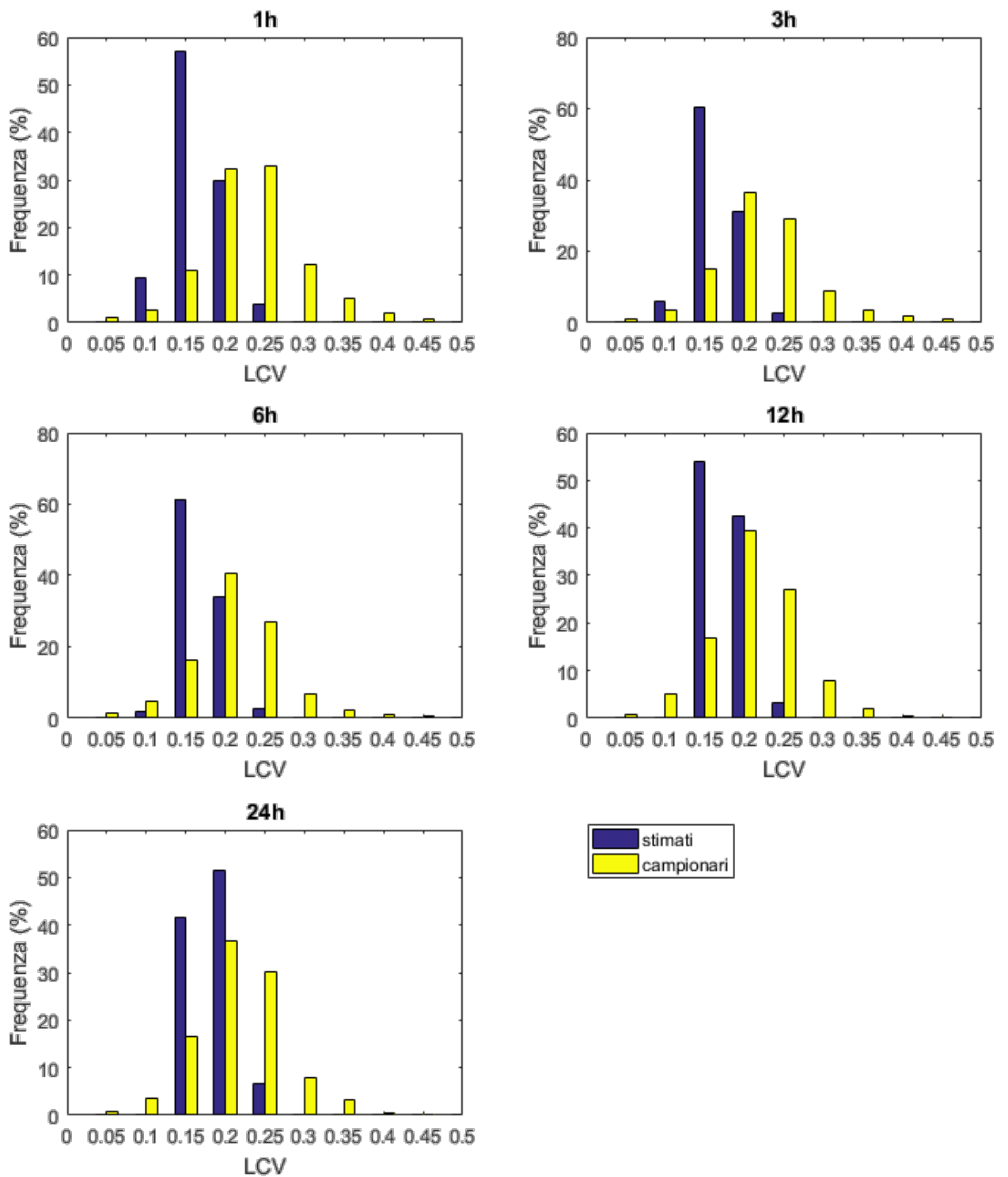


Figura 2-13 Confronto tra la distribuzione dei valori del coefficiente di L-variazione delle mappe interpolate con quella relativa ai i valori campionari

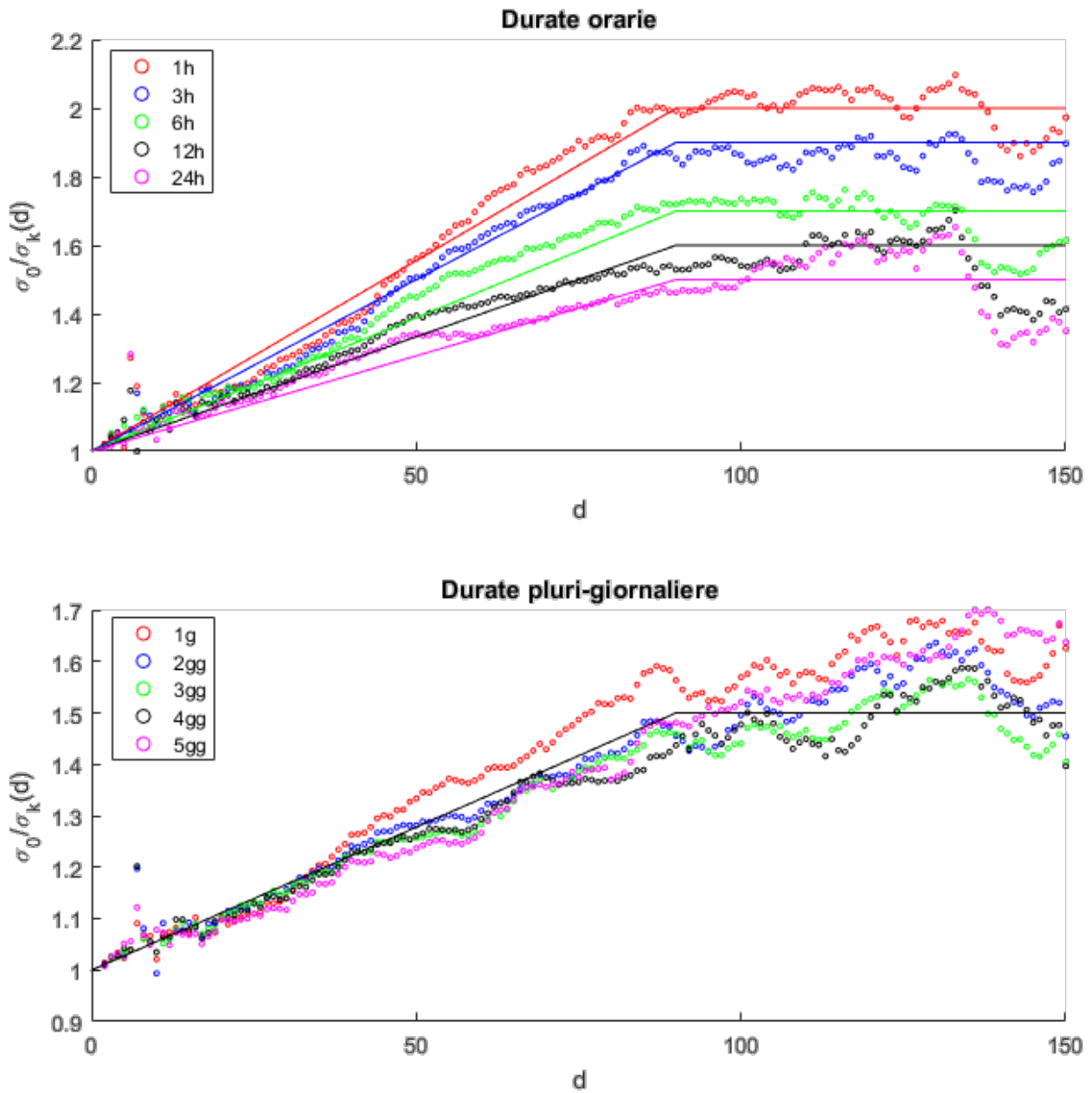


Figura 2-14 I punti rappresentano la mediana del rapporto tra la deviazione standard campionaria e stimata per diverse classi di d nel periodo in analisi. Le linee rappresentano i fattori correttivi $K(d)$ adottati.

3 Curve medie di possibilità pluviometrica

La curva di probabilità pluviometrica media viene generalmente espressa per mezzo della formula monomia

$$\bar{h} = a d^n$$

L'altezza di pioggia \bar{h} è espressa in funzione della durata dell'evento meteorico d a meno di due parametri:

- il coefficiente pluviale orario a , che rappresenta l'altezza media di pioggia caduta in un intervallo di tempo pari ad un'ora;
- l'esponente di invarianza di scala n , che governa l'andamento della curva e l'entità della dipendenza dalle durate della precipitazione.

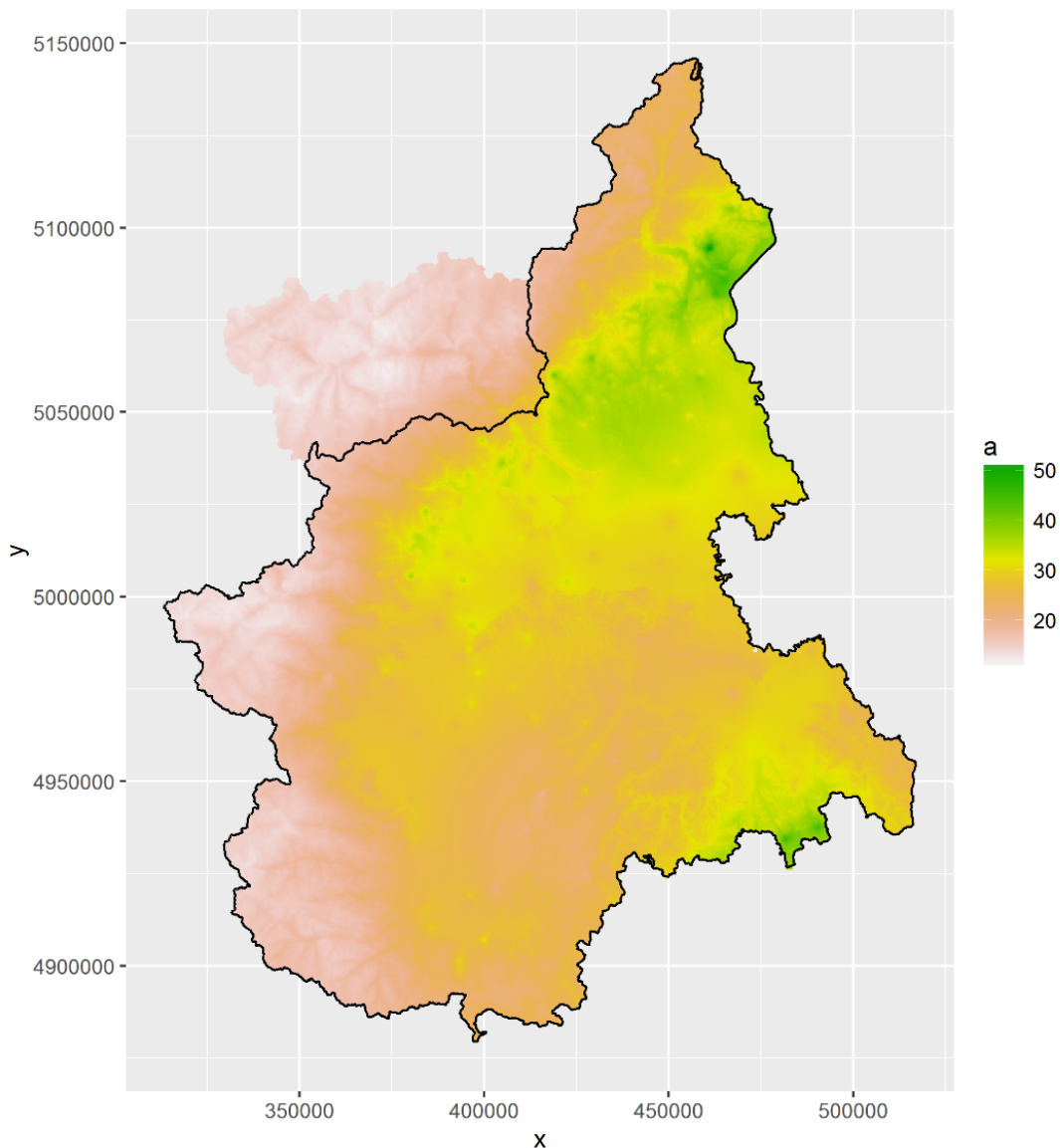


Figura 3-1 Mappa del coefficiente pluviale orario a sulla regione di interesse

Per ognuna delle celle che compongono la regione in esame la procedura standard per la stima dei parametri della curva di probabilità pluviometrica consiste nel riportare e interpolare linearmente su un piano bilogaritmico i valori medi della precipitazione in relazione alle varie durate disponibili. Definita la retta di regressione:

$$y = m x + int$$

si sono definiti i sopracitati parametri:

$$a = e^{int}$$

$$n = m$$

Al fine di fornire peso maggiore ai dati misurati, si è utilizzata la media pesata descritta al paragrafo 6.1. L'applicazione sistematica della stima dei parametri a ed n sui tati medi ottenuti dalle diverse durate ha consentito di costruire le mappe del coefficiente pluviale orario a (Figura 3-1) e dell'esponente di invarianza di scala n (Figura 3-2) sulla regione di interesse.

Per valutare la bontà dei risultati si è proceduto a confrontare a scala locale i due coefficienti, nonché le precipitazioni massime (mediate sugli anni di interesse), con i rispettivi valori di stazione.

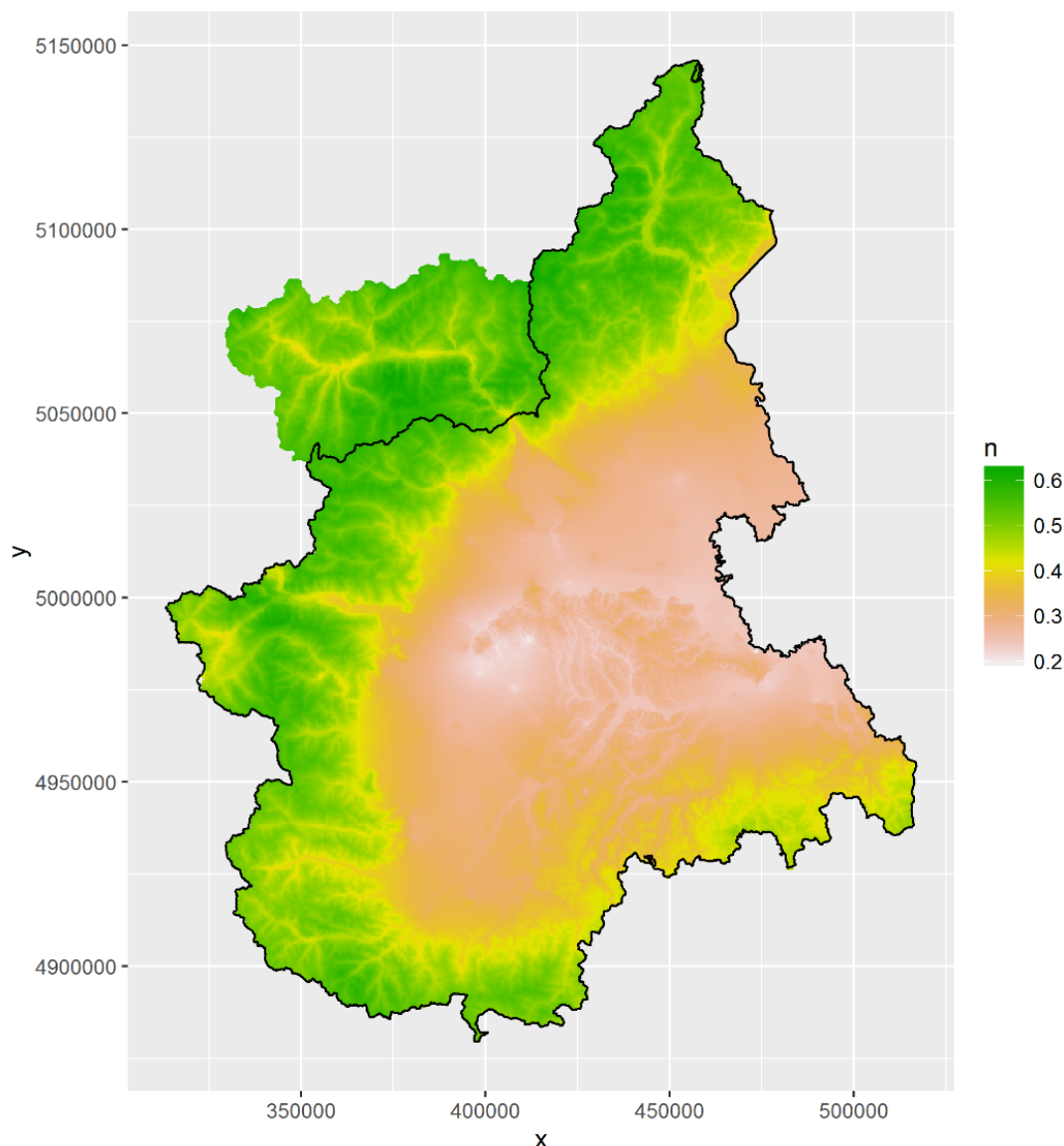


Figura 3-2 Mappa dell'esponente di invarianza di scala n sulla regione di interesse

3.1 Validazione attraverso confronto stazioni-griglia

Le variabili validate sono a , n , h_1 , h_3 , h_6 , h_{12} , h_{24} note a questo punto sia per i punti stazione che per i rispettivi punti griglia, nei quali sono ottenuti sempre utilizzando la consistenza finale dei dati pari a 72 anni. Per ciascuna variabile X è stato calcolato l'errore relativo definito come

$$S = \frac{X_{griglia} - X_{stazione}}{X_{griglia}}$$

Lo scarto S così indicato dipende dalla disponibilità effettiva di dati in ciascun punto stazione. Per una stazione che abbia disponibilità di misure in tutti gli anni di riferimento, lo scarto è pari a 0. La disponibilità di dati di ciascuna stazione, o meglio il suo inverso, è rappresentata in Figura 3-3.

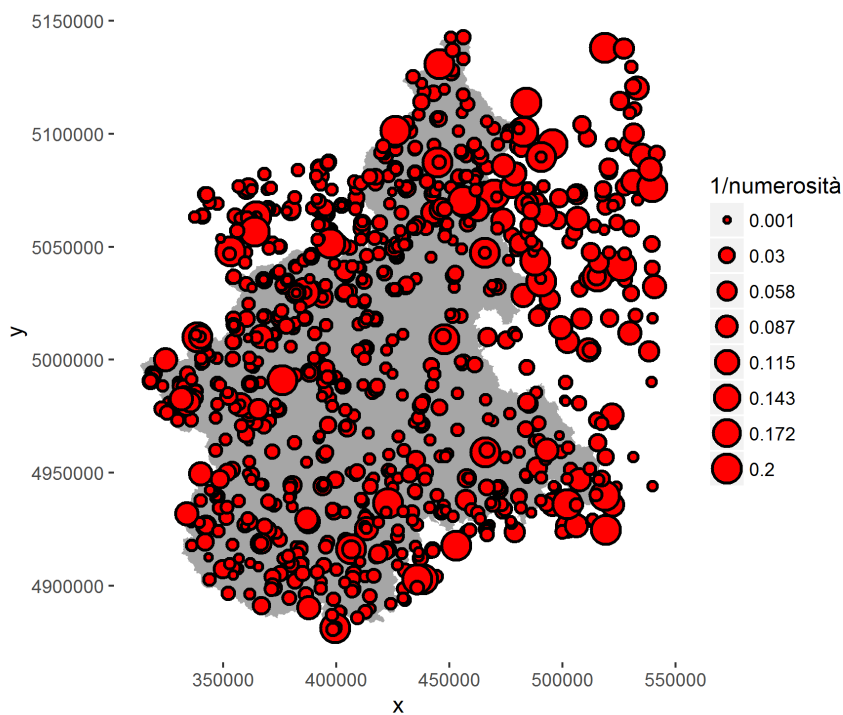


Figura 3-3 Inverso della disponibilità di ciascuna stazione (1/anni). Nei punti più grandi si riscontrano scarti maggiori

Si riportano di seguito, per le variabili a e n (per le medie h_j , si veda Appendice A2):

- Distribuzione spaziale degli errori;
- Andamento dell'errore in funzione della disponibilità di dati;
- Istogrammi di frequenza dell'errore, con indicazione di media e varianza campionarie, per 5 diverse classi di stazioni. Nello specifico, vista la forte influenza della disponibilità di dati sull'errore finale, si sono individuati 5 gruppi di stazioni con disponibilità pari a 1-6 anni, 7-9 anni, 10-15 anni, 16-30 anni, 31-68 anni.

In appendice A3 al testo si allega anche una analisi più approfondita sulle stazioni che presentano un errore importante rispetto ai coefficienti a e n .

3.1.1 Coefficiente a

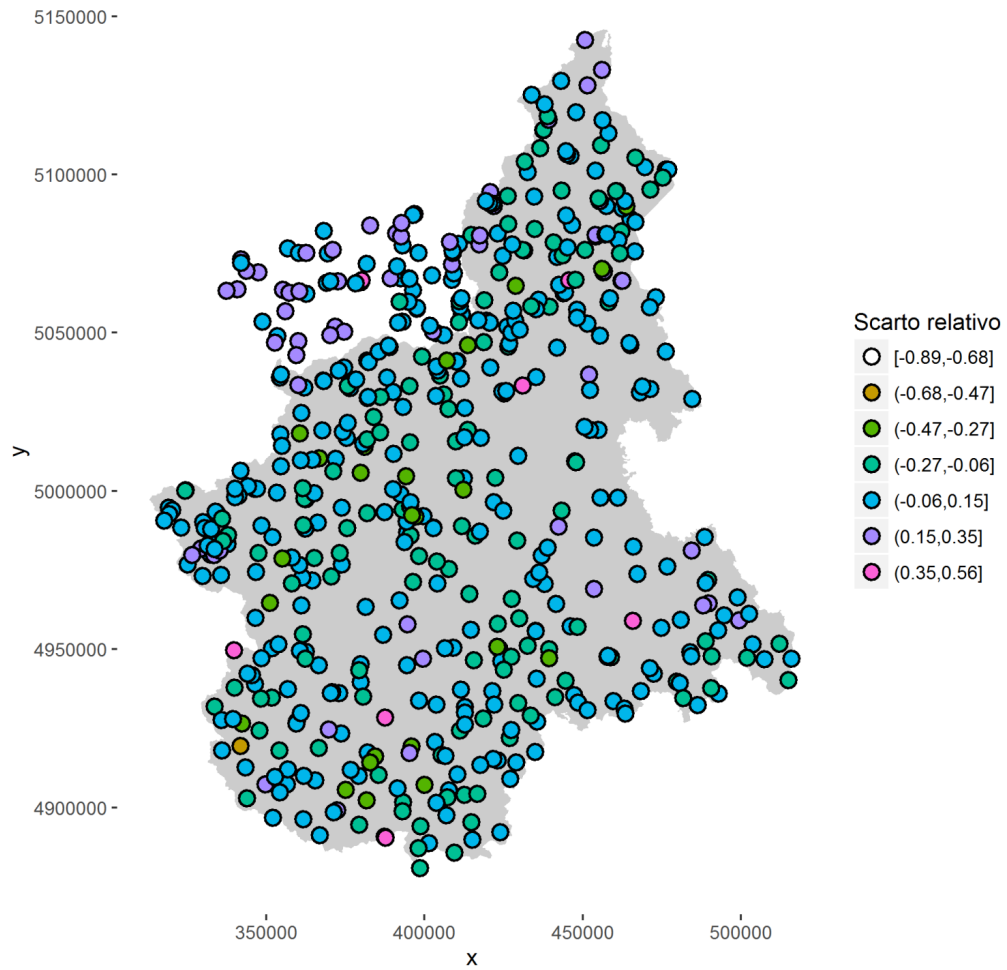


Figura 3-4 Coefficiente a : distribuzione spaziale degli errori

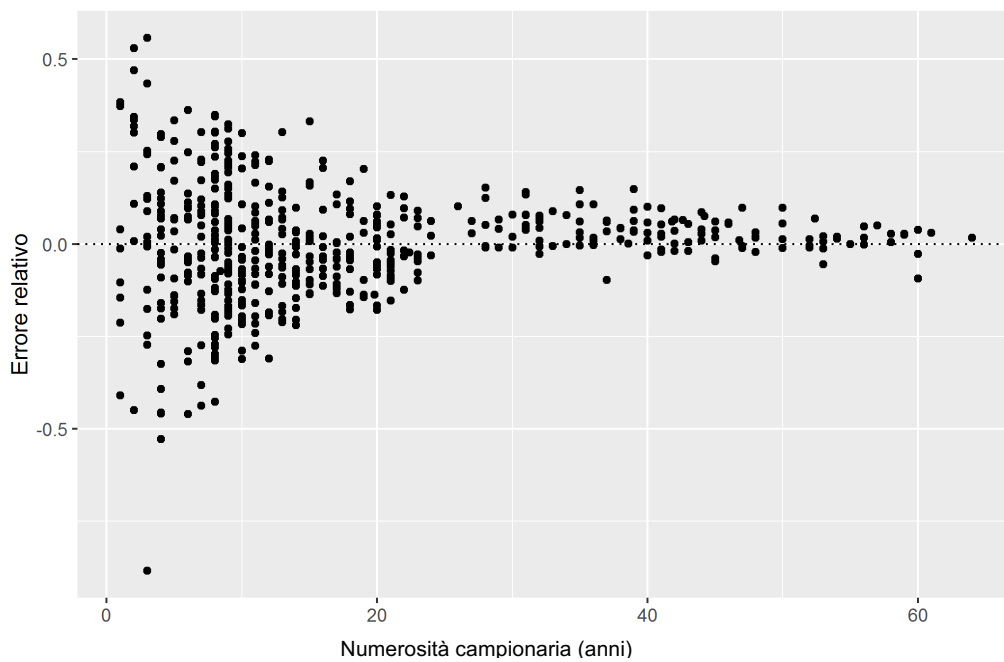


Figura 3-5 Coefficiente a : andamento dell'errore in funzione della numerosità campionaria

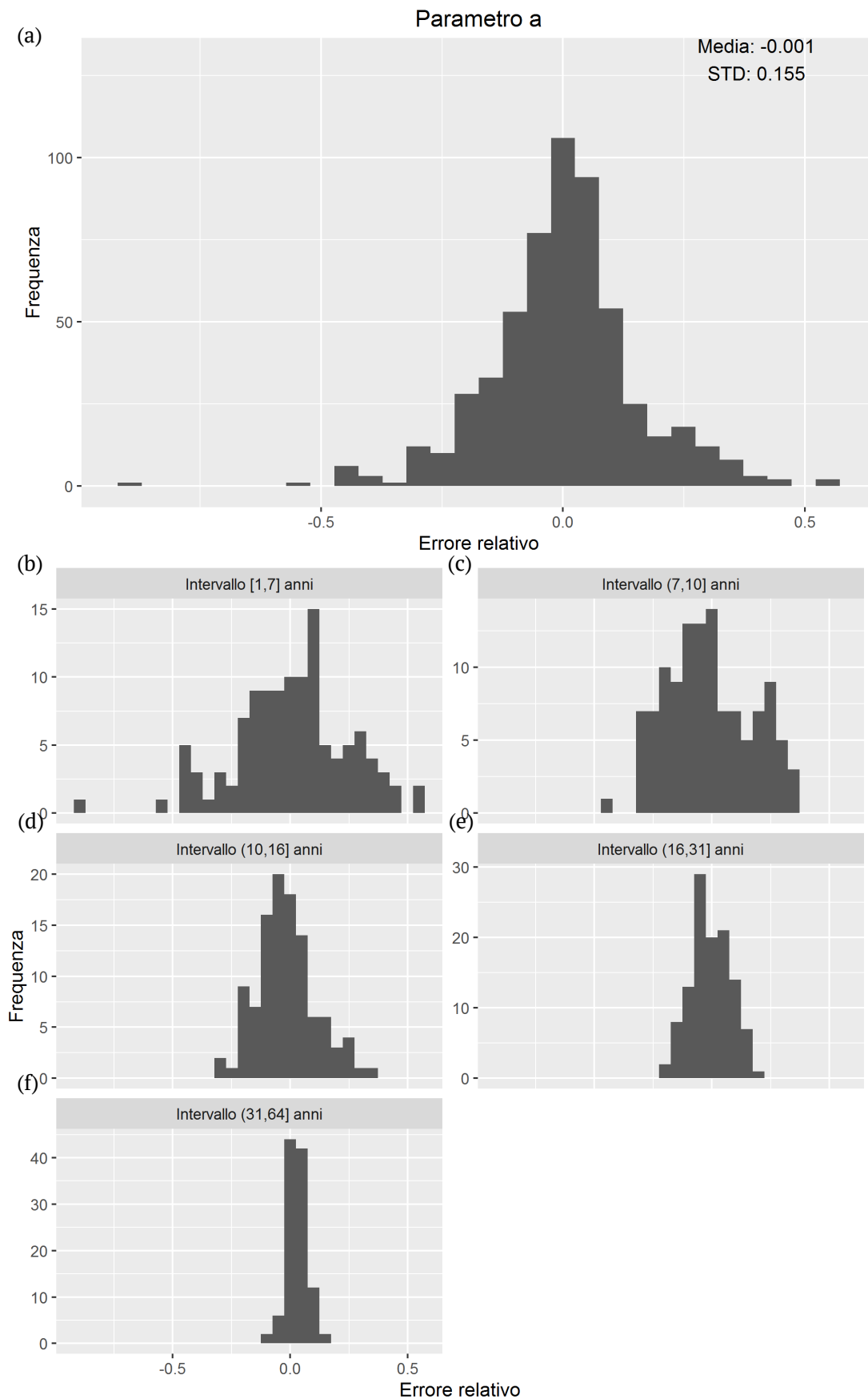


Figura 3-6 Coefficiente a : istogrammi di frequenza dell'errore. (a) relativo all'intero campione, e relativo alle classi di disponibilità (b) 1-6 anni, (c) 7-9 anni, (d) 10-15 anni, (e) 16-30 anni, (f) 31-64 anni.

3.1.2 Coefficiente n

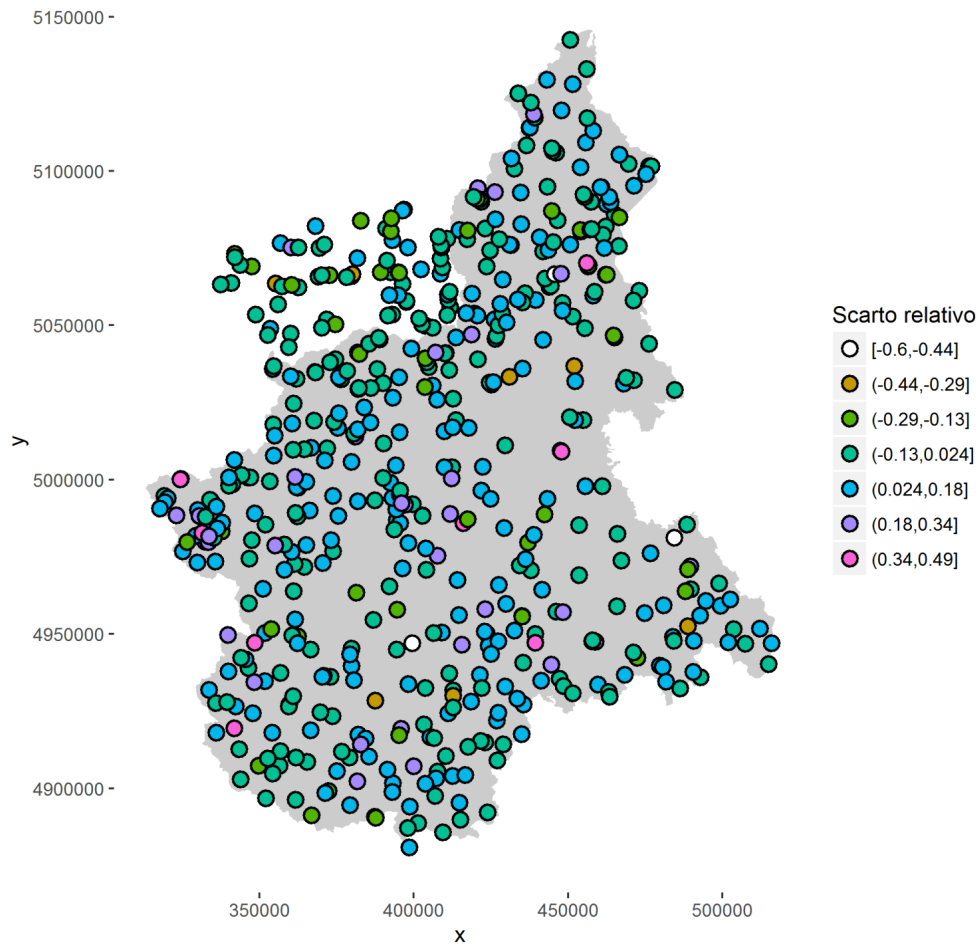


Figura 3-7 Coefficiente n : distribuzione spaziale degli errori

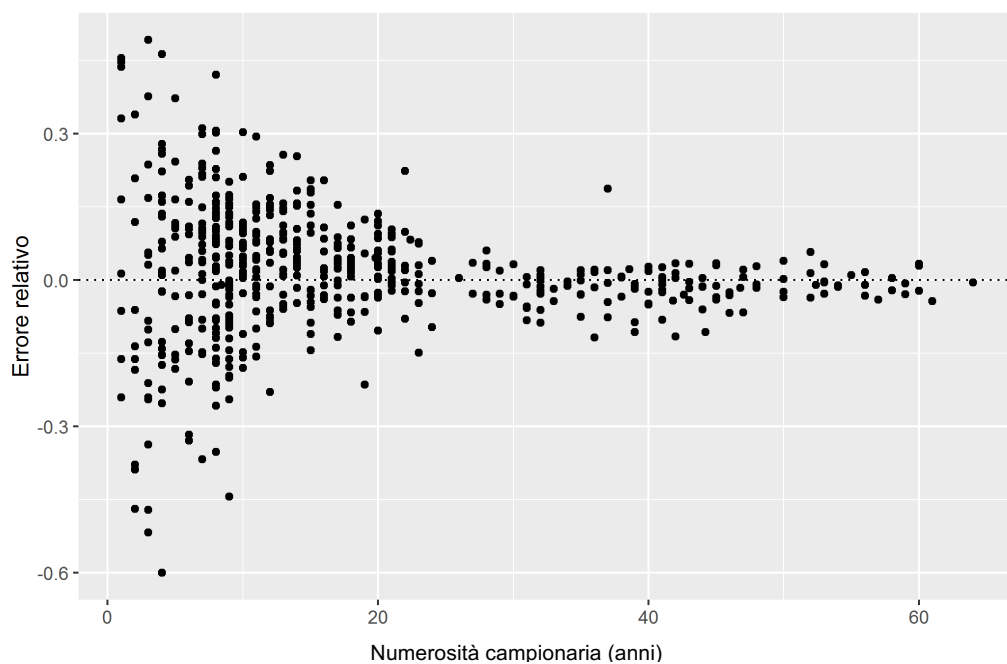


Figura 3-8 Coefficiente n : andamento dell'errore in funzione della numerosità campionaria

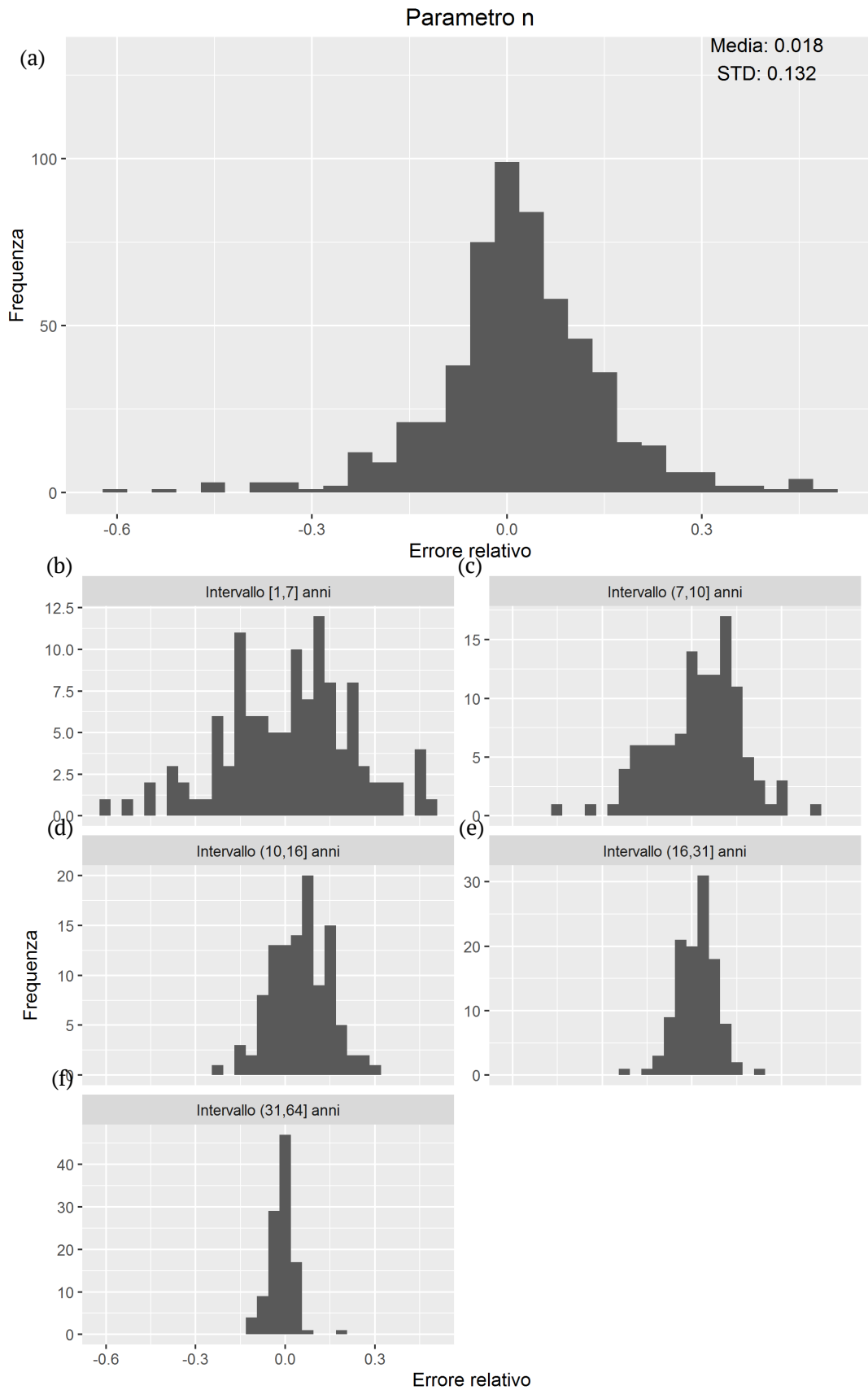


Figura 3-9 Coefficiente n : istogrammi di frequenza dell'errore. (a) relativo all'intero campione, e relativo alle classi di disponibilità (b) 1-6 anni, (c) 7-9 anni, (d) 10-15 anni, (e) 16-30 anni, (f) 31-64 anni.

4 Precipitazioni pluri-giornaliere

4.1 Rapporto precipitazioni 24 ore / giornaliere

Il lavoro descritto alla Sezione 2.5 è stato effettuato anche per i massimi compresi tra 1 e 5 giorni. Per validare il risultato su queste durate si è in primo luogo analizzato il rapporto tra i massimi di precipitazione interpolati per durate 24 ore e 1 giorno. Questo può essere un indicatore della bontà dell'interpolazione e della metodologia scelta: dovendo i dati di stazione presentare sempre $h_{24} \geq h_{1g}$, ci si aspetta che anche i dati interpolati godano della stessa proprietà.

Di fatto, comunque, i valori analizzati in questa sede sono precipitazioni massime mediate su tutti gli anni disponibili, \bar{h}_{24} e \bar{h}_{1g} . In queste condizioni, le due durate possono avere disponibilità diverse (una delle due, ad esempio, può non essere disponibile per la stazione di interesse) e dunque l'assunto $\bar{h}_{24} \geq \bar{h}_{1g}$ può non essere localmente verificato.

Come anticipato, si è scelto di usare per le due durate di interesse gli stessi coefficienti di regressione rispetto alle quote. Nello specifico, detto $h(z) = a + b \cdot \log(z + 1)$, si sono utilizzati $a = 44.5323$ e $b = 8.3373$.

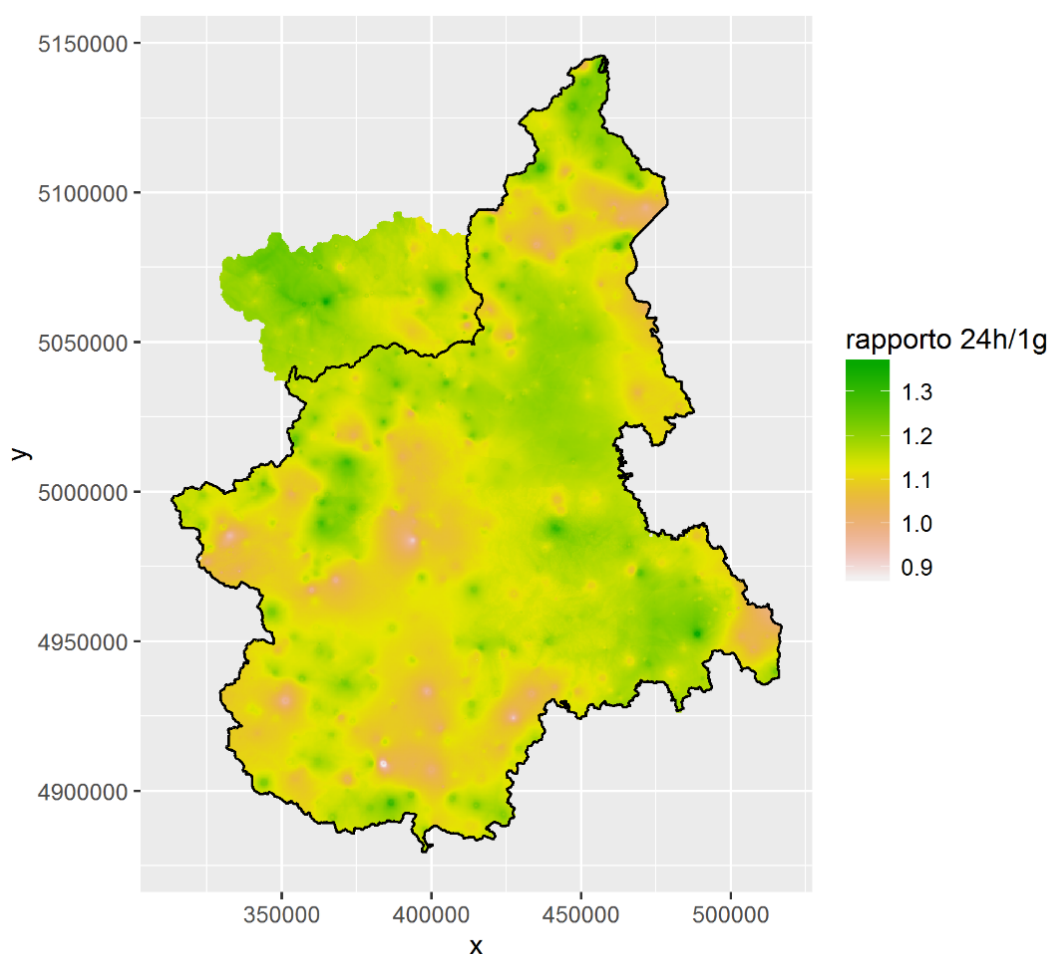


Figura 4-1 Rapporto tra le precipitazioni massime mediate sugli anni di interesse per durate 24 ore e 1 giorno

La Figura 4-1 mostra l'andamento del rapporto su tutta la zona di interpolazione. Il rapporto presenta un valor medio di 1.138 sulla zona di interesse (Piemonte e Valle d'Aosta).

Dalla figura emergono alcune zone anomale in cui effettivamente si verifica $\bar{h}_{24h} < \bar{h}_{1g}$. Si ritiene che tale esito sia dovuto principalmente a:

- Scarsità di dati, per cui, in corrispondenza delle stazioni, il dato a 24h è quello registrato, mentre quello a 1g deriva dall'interpolazione. E' plausibile che il confronto possa portare a anomalie; ciò è particolarmente evidente in Lombardia.
- Incongruenze di quota nel database, per cui la stessa stazione ha quote leggermente diverse nelle due durate; questo condiziona le due interpolazioni, e può determinare le anomalie di cui sopra.
- Incongruenze planimetriche nel database, per cui la stessa stazione ha coordinate leggermente diverse nelle due durate. Di nuovo, questo si riflette nel confronto fra le interpolazioni.

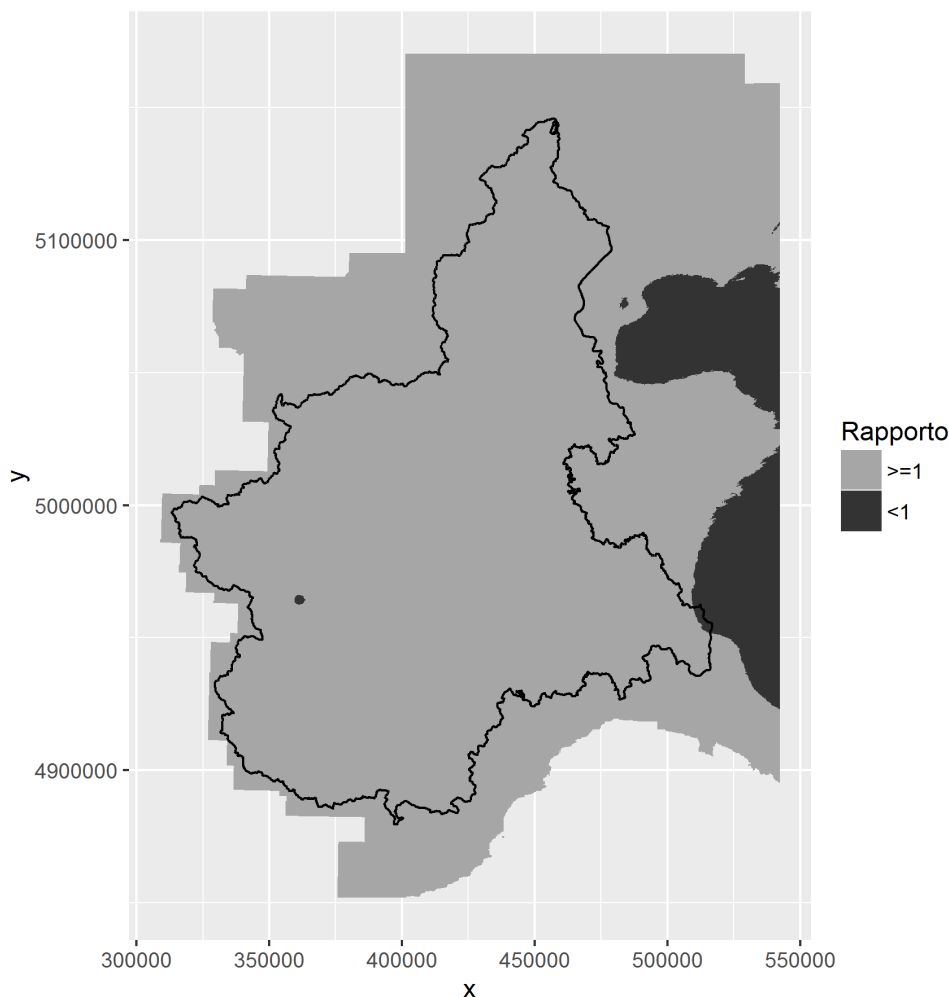


Figura 4-2 Anomalie sul rapporto h_{24}/h_{1g} ottenute confrontando le medie temporali aritmetiche. Si osserva che il Piemonte non presenta significative incongruenze.

Il numero di regioni anomale è anche influenzato (negativamente) dal tipo di media temporale, già descritto al Paragrafo 2.5.3. Nello specifico, le medie aritmetiche sembrano

presentare il minor numero di divergenze (Figura 4-2), mentre le medie pesate in base alle varianze di stima, proprio per la natura dei pesi (che dipendono fortemente dalla numerosità dei dati per un certo anno, e dal variogramma scelto) introducono una variabilità che accresce il numero di anomalie.

Il problema è stato in qualche modo limitato introducendo dei pesi con soglia, come già descritto al Paragrafo 2.5.3: le soglie avvicinano la media pesata alla media aritmetica, limitando il problema in esame. Il valore di soglia (10) è stato scelto anche tenendo conto di questo effetto.

Si osserva, infine (Figura 4-3), che i valori del rapporto $\bar{h}_{24}/\bar{h}_{1g}$ nelle zone negative sono tendenzialmente prossimi al valore 1, dunque non preoccupanti.

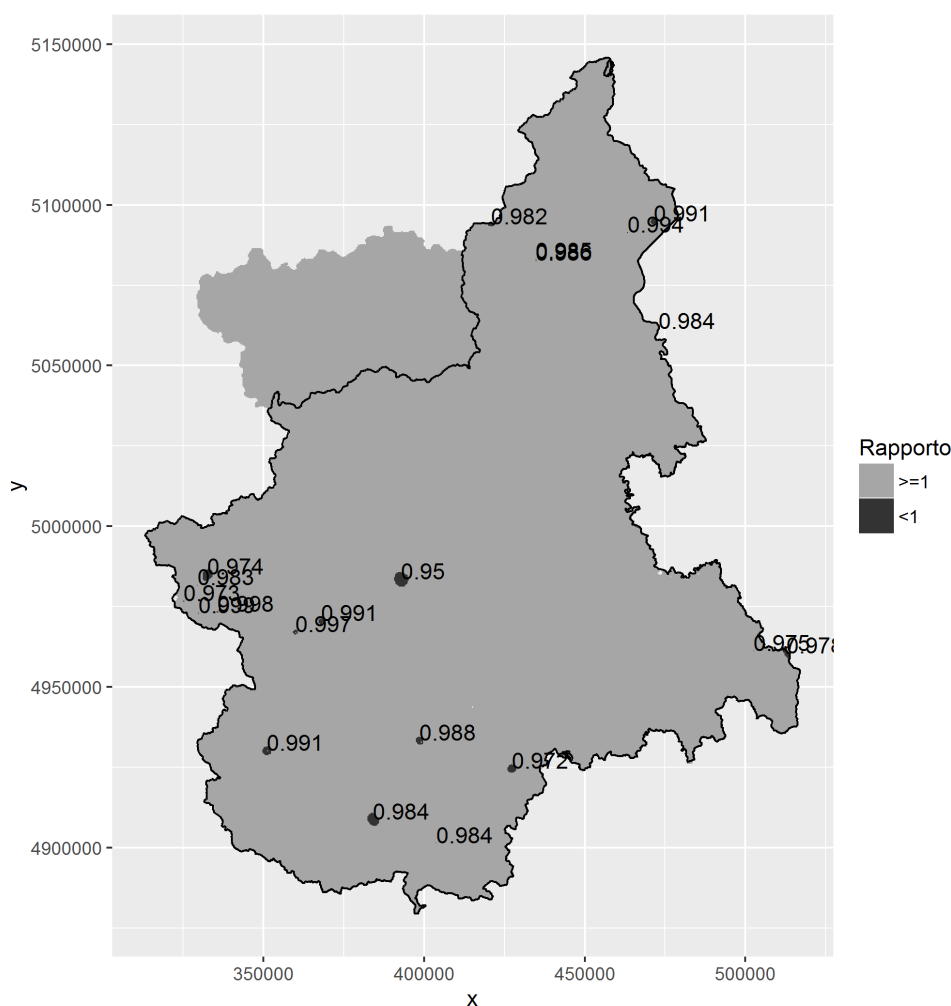


Figura 4-3 Anomalie sul rapporto h_{24}/h_{1g} ottenute confrontando le medie pesate finali, con indicazione, per ciascuna regione, del valor medio. Si osserva che è molto vicino all'unità

4.2 Modello regionale

Dall'analisi delle mappe ricostruite si è constatata la scarsa variabilità dei coefficienti delle CPP per durate plurigiornaliere al crescere della durata d . Si è quindi scelto di ricercare una relazione unica valida alla scala regionale, per durate d maggiori di un giorno, del tipo:

$$\frac{\hat{h}(x, y, d)}{\hat{h}_{24}(x, y)} = f(d)$$

La scelta è stata giustificata da una analisi spaziale e temporale del rapporto \hat{h}/\hat{h}_{24} per le durate campionarie (1g, 2gg, 3gg, 4gg e 5gg).

Per continuità con le curve orarie, si è scelto di calcolare \hat{h}_{24} non come la media temporale delle h_{24} , ma come $a \cdot (24)^n$, in base ai coefficienti di CPP media già stimati. Ciò è sicuramente più coerente con quanto stabilito per le durate orarie, ma in ogni caso i due intervalli di durate (orarie e giornaliera) sono concettualmente trattati in modo differente.

La Figura 4-4 mostra l'andamento del rapporto, mediato su tutta la regione di analisi, al variare delle durate plurigiornaliere. La curva sembra tendere, per durate grandi, ad un valore di saturazione.

A supporto dell'ipotesi di ridotta variabilità spaziale, la deviazione standard rimane limitata per tutte le durate considerate. Le σ considerate, inoltre, includono zone di bordo (la Valle d'Aosta) che hanno un comportamento meno stabile dovuto alla estrapolazione. Le altre regioni instabili (Lombardia, Liguria) sono state escluse.

La relazione interpolata, utilizzando un metodo ai minimi quadrati non lineari con algoritmo Trust-Region (Morè e Sorensen, 1983) è la seguente:

$$\hat{h}_{1g}/\hat{h}_{24} = 1.67 - 1.43 \cdot e^{-0.62 \cdot \text{giorni}}$$

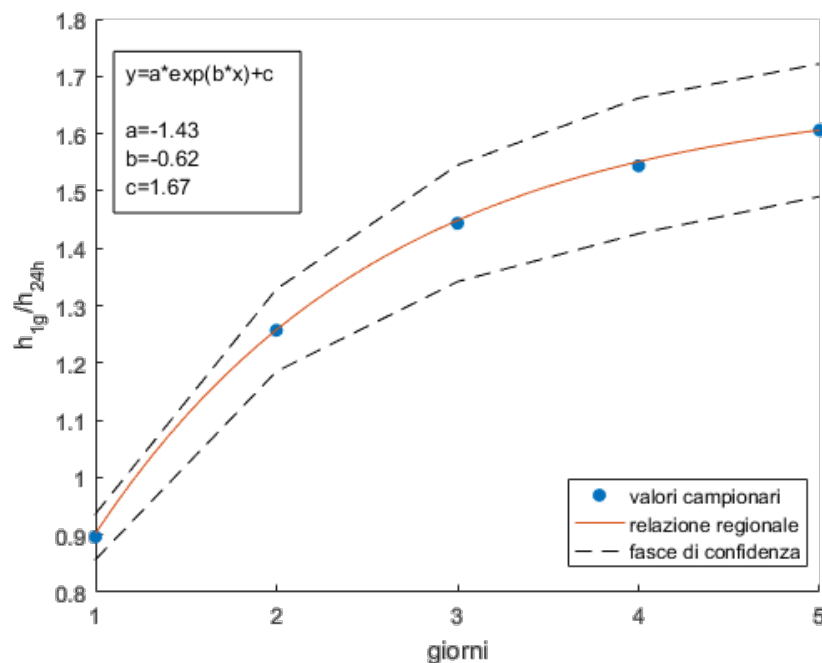


Figura 4-4 Andamento del rapporto $\hat{h}_{1g}/\hat{h}_{24}$ per le durate plurigiornaliere

4.3 Validazione

Per effettuare una validazione delle curve regionali per durate di più giorni, si è quindi provato a stimare le h plurigiornaliere in base alla formula trovata, \hat{h}_{REG} , e confrontarle alle h plurigiornaliere derivanti dai dati stazione, \hat{h}_{STAZ} . Si è verificato che l'errore, inteso come $\hat{h}_{STAZ} - \hat{h}_{REG} / \hat{h}_{STAZ}$, è generalmente contenuto entro il 20% e non presenta particolari distorsioni o aggregazioni spaziali (Figura 4-5).

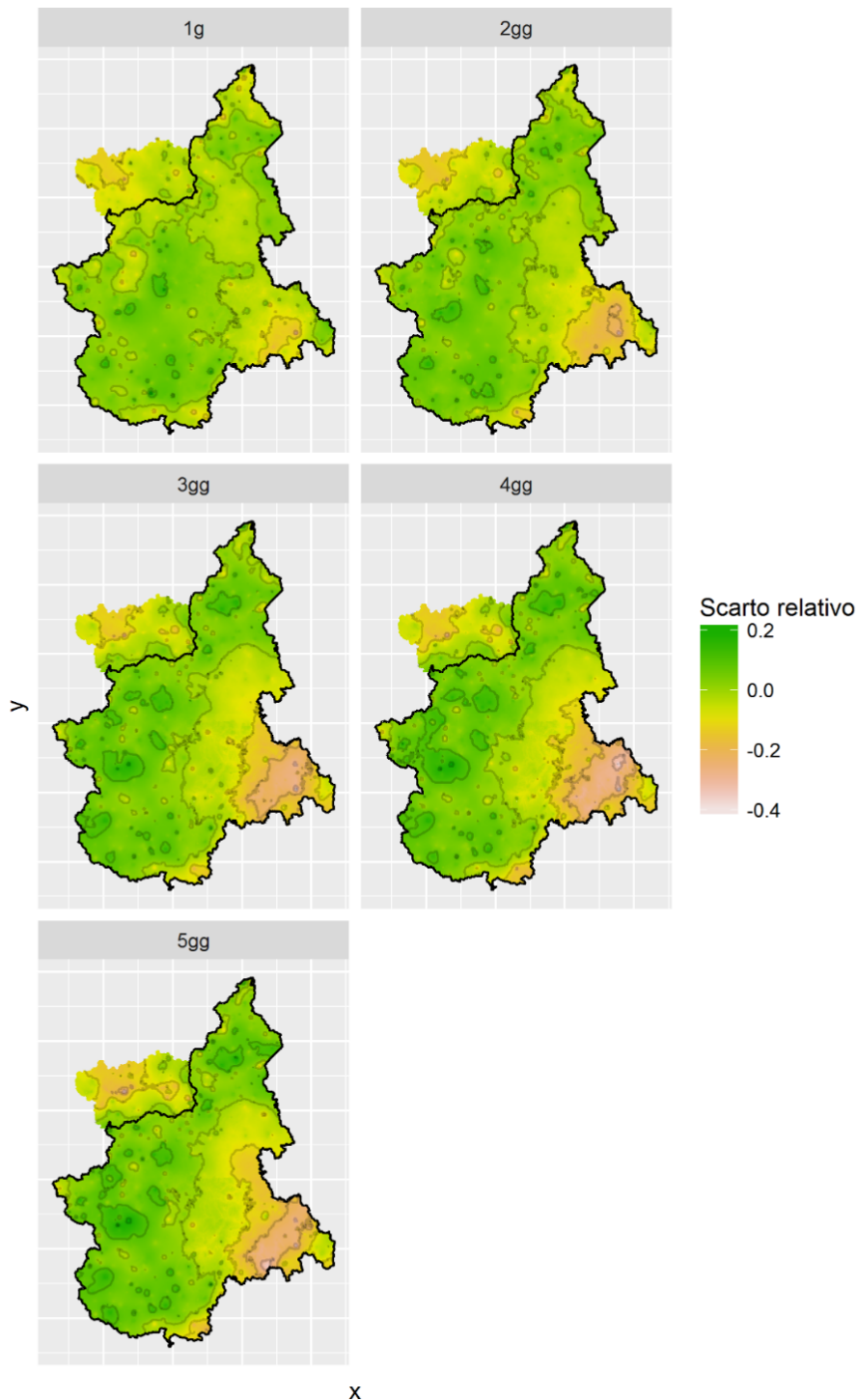


Figura 4-5 Scarti relativi fra \hat{h} derivanti da modello regionale e \hat{h} derivanti da kriging, per durate plurigiornaliere

5 Estremi di precipitazione per durate sub-orarie

In “Analisi spaziale delle precipitazioni estreme sub-orarie su Piemonte e Valle d’Aosta” (De Santis et al., 2010), utilizzando i dati pluviometrici descritti in Figura 2-3 (relativamente al periodo 1925-2009), facendo riferimento alla forma analitica della relazione intensità-durata media:

$$i(d) = i_0(1 + Bd)^\beta$$

con parametri i_0 , B e β , in grado di descrivere adeguatamente l’andamento dell’intensità di pioggia anche per le brevi durate, si è ottenuta una relazione regionale per l’estensione delle Curve di Possibilità Pluviometrica alle durate sub-orarie.

Non ritenendo particolarmente significativo l’apporto fornito dal nuovo anno di misurazione a disposizione (ovvero l’anno 2010) nel quadro disomogeneo delle misurazioni sub-orarie, ben descritto nel sopracitato lavoro, si propone di mantenere l’adozione di una singola relazione a scala regionale tra coefficienti a scala oraria e sub-oraria. Nel dettaglio si è stimato globalmente il valore del parametro B sulla base di tutti i valori medi campionari di intensità di pioggia ricavati per le varie durate sub-orarie nelle stazioni selezionate. È stato ottenuto il valore $B = 136.495 \text{ h}^{-1}$, che abbinato all’informazione locale costituita dalla stima dei parametri a e n della legge a 2 parametri (da effettuarsi sui valori medi storici di intensità di pioggia alla scala oraria), permette di caratterizzare la relazione intensità-durata media alla scala sub-oraria utilizzando la forma analitica modificata:

$$i(d) = a \left(\frac{1 + Bd}{1 + B} \right)^{\frac{(n-1)(1+B)}{B}}$$

oppure la forma analitica classica, calcolando in questo secondo caso i valori dei parametri i_0 e β con le relazioni:

$$i_0 = \frac{a}{(1 + B)^\beta}$$

$$\beta = \frac{(n - 1)(1 + B)}{B}$$

6 Stima dei quantili di precipitazione per assegnata durata

Al fine di definire la precipitazione di progetto per fissato tempo di ritorno per ciascun punto del dominio in analisi è necessario individuare una distribuzione di probabilità adeguata a rappresentare la serie dei massimi. Una volta identificata la distribuzione più adeguata è possibile determinare l'altezza di pioggia $h_{d,T}$, relativa ad una determinata durata d e ad un determinato periodo di ritorno T avvalendosi della curva di probabilità pluviometrica media precedentemente determinata e del fattore di crescita K_T :

$$h_{d,T} = ad^n K_T$$

Diverse distribuzioni sono state utilizzate in letteratura, con risultati fortemente dipendenti dall'area di applicazione. Nell'ambito del presente studio si sono considerate le distribuzioni Gumbel e GEV, già utilizzate sul territorio piemontese.

6.1 L-Momenti e L-Momenti pesati

I momenti campionari ordinari, in particolare media, scarto, skewness e kurtosis, sono spesso utilizzati per la stima dei parametri delle distribuzioni di probabilità. *Hosking e Wallis* (1997) suggeriscono invece di utilizzare, al posto dei momenti ordinari, gli L-momenti, combinazioni lineari dei momenti pesati in probabilità. Gli L-momenti risultano adatti a descrivere un maggior numero di distribuzioni, sono più robusti nella stima da campioni poco consistenti e in presenza di outliers e sono meno soggetti a distorsione nella stima. Per una approfondita analisi della teoria alla base degli L-momenti e delle loro proprietà, si rimanda a *Hosking e Wallis* (1997).

Nella pratica, gli L-momenti devono essere stimati a partire da campioni finiti. La loro stima è basata su campioni di lunghezza n , ordinati in senso crescente: $x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$. Partendo dalla definizione dello stimatore del momento pesato in probabilità β_r

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

si possono definire gli L-momenti campionari come

$$l_1 = b_0$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0$$

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

e, in generale,

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

$$\text{con } p_{r,k}^* = \frac{(-1)^{r-k}(r+k)!}{(k!)^2(r-k)!}$$

Al fine di tenere conto della diversa natura dei dati che compongono le serie sintetiche in analisi, in parte misurati, e in parte stimati, si è scelto di pesare ciascun valore in base alla varianza di stima ad esso associata. Poiché la varianza dipende dalla distanza dalle

stazioni, ciò consente di attribuire un peso minore ai punti spazialmente lontani dai dati campionari. Nel dettaglio, all' i -esimo valore della serie sintetica considerata, caratterizzato da varianza di stima σ_i^2 , si è associato un peso $w_i = \frac{\sigma_{\max}^2}{\sigma_i^2}$, con σ_{\max}^2 varianza di stima massima registrata nella serie considerata. Definito $W_i = \sum_{k=1}^i w_k$, per ciascuna serie di lunghezza $n=72$ anni, si genera così una serie fittizia, di lunghezza $n_{mod} = W_n$. Considerando gli elementi $x_{j:n}$ della serie fittizia disposti in ordine crescente, si può definire lo stimatore del momento pesato in probabilità della serie fittizia:

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

con $x_{(j)} = x_{(i)}$ per $1 + W_{i-1} \leq j \leq W_i$

In tale modo gli stimatori dei momenti pesati in probabilità prendono la forma:

$$b_0 = \frac{1}{n_{mod}} \sum_{i=1}^n w_i x_{(i)}$$

$$b_1 = \frac{1}{n_{mod}(n_{mod}-1)} \sum_{i=1}^n x_{(i)} w_i (W_{i-1} + \frac{1}{2}(w_i - 1))$$

$$b_2 = \frac{1}{n_{mod}(n_{mod}-1)(n_{mod}-2)} \sum_{i=1}^n x_{(i)} w_i \left(\frac{1}{3} w_i^2 + w_i (W_{i-1} - 1) + \frac{2}{3} - 2W_{i-1} + W_{i-1}^2 \right)$$

$$b_3 = \frac{1}{n_{mod}(n_{mod}-1)(n_{mod}-2)(n_{mod}-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{4} x_{(i)} w_i (w_i^3 + w_i^2 (4W_{i-1} - 6) + w_i (6W_{i-1}^2 - 18W_{i-1} + 11) + 4W_{i-1}^3 - 18W_{i-1}^2 + 22W_{i-1} - 6) \right)$$

e via dicendo.

Di fatto però si è osservato che il rapporto $w_i = \frac{\sigma_{\max}^2}{\sigma_i^2}$ sia molto variabile. Nelle aree meno coperte w_i tende a 1, ma in prossimità delle stazioni esso è decisamente più elevato. La media pesata così descritta dà peso praticamente nullo agli anni con minore densità di stazione, a vantaggio degli anni più recenti. Per limitare questo effetto si è deciso di imporre un limite massimo w_{max} al peso assegnabile a un dato. Per gli anni stazione in cui $w_i > w_{max}$ si considera $w_i = w_{max}$. Dopo alcune prove di sensitività si è posto $w_{max} = 10$.

A titolo esemplificativo, la Figura 4-1 mostra l'applicazione del metodo ad un caso particolarmente complesso: la stazione di CICOGNA (VB). La stazione è strumentata solo per una ventina d'anni (i più recenti); nel resto della serie, il valore è interpolato dal kriging in base ai valori delle stazioni più vicine. Si osserva che né la media aritmetica né la media pesata sembrano realistiche, la prima perché offre troppo peso agli anni in cui non c'era un dato registrato, la seconda perché offre troppo peso agli anni strumentati. La soglia w_{max} , invece, permette di ottenere medie più ragionevoli.

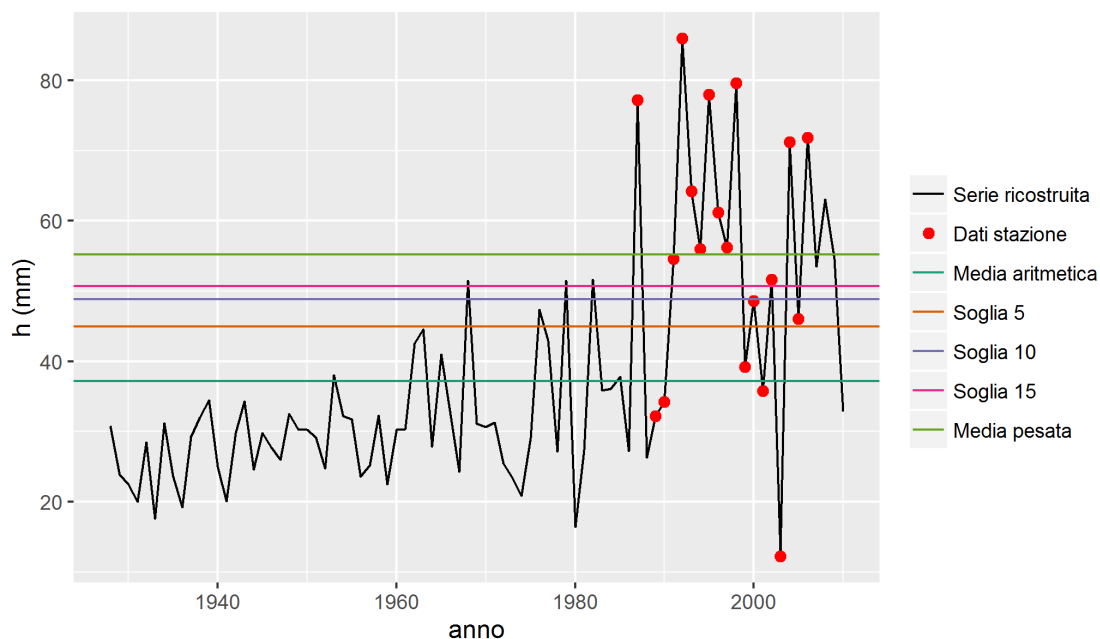


Figura 6-1 Confronto fra possibili medie in corrispondenza della stazione di Cicogna

La scelta del w_{max} è stata fatta tenendo conto anche dei rapporti $\hat{h}_{24}/\hat{h}_{1g}$, su cui essa ha una leggera influenza (al crescere di w_{max} aumentano le anomalie in cui $\hat{h}_{24}/\hat{h}_{1g}$ è minore di 1), e della variabilità dei dati attraverso le mappe di L-CV (al crescere di w_{max} il valore di L-CV aumenta).

6.2 Scelta della distribuzione di probabilità

Per scegliere la distribuzione da adottare per la stima dei fattori di crescita delle precipitazioni si sono analizzati gli L-momenti pesati mediati tra le diverse durate. Come emerge dalla Figura 6-2, la situazione a scala regionale sembra abbastanza uniforme, eccezion fatta per alcune aree caratterizzate da asimmetria più elevata (il nord della Valle d'Aosta e l'appennino alessandrino) e qualche "hot spot" isolato (si veda per esempio l'area di Caselle Torinese).

L'utilizzo degli L-momenti pesati, sebbene vantaggioso per rappresentare la diversa natura dei dati utilizzati, non permette l'applicazione dei classici test di adattamento delle distribuzioni (e.g., Anderson-Darling), che non sono in grado di gestire correttamente serie con numerosi valori ripetuti (Deidda e Puliga, 2006). Per identificare le distribuzioni più adeguate si è quindi utilizzato l'L-moments ratio diagram di Hosking e Wallis (1997), riportato in Figura 6-3. Nel piano L-CA vs L-KUR sono riportati i punti e le linee relativi a diverse distribuzioni comunemente utilizzate nell'ambito idrologico (rispettivamente a due e tre parametri). Plottando i punti campionari in analisi si può avere un'idea di quanto questi rispettino le caratteristiche relative alle diverse distribuzioni analizzate. Il diagramma sembra confermare la distribuzione di Gumbel come una buona candidata a rappresentare la distribuzione degli estremi di precipitazione a scala regionale, sebbene il baricentro della nuvola di punti in analisi sia leggermente spostato verso asimmetrie maggiori. Per identificare la quota parte di variabilità dovuta alla sola numerosità

campionaria è stato generato un campione di 25000 serie sintetiche di lunghezza 72 anni estratte a random da una distribuzione di Gumbel con $\theta_1 = \theta_2 = 1$.

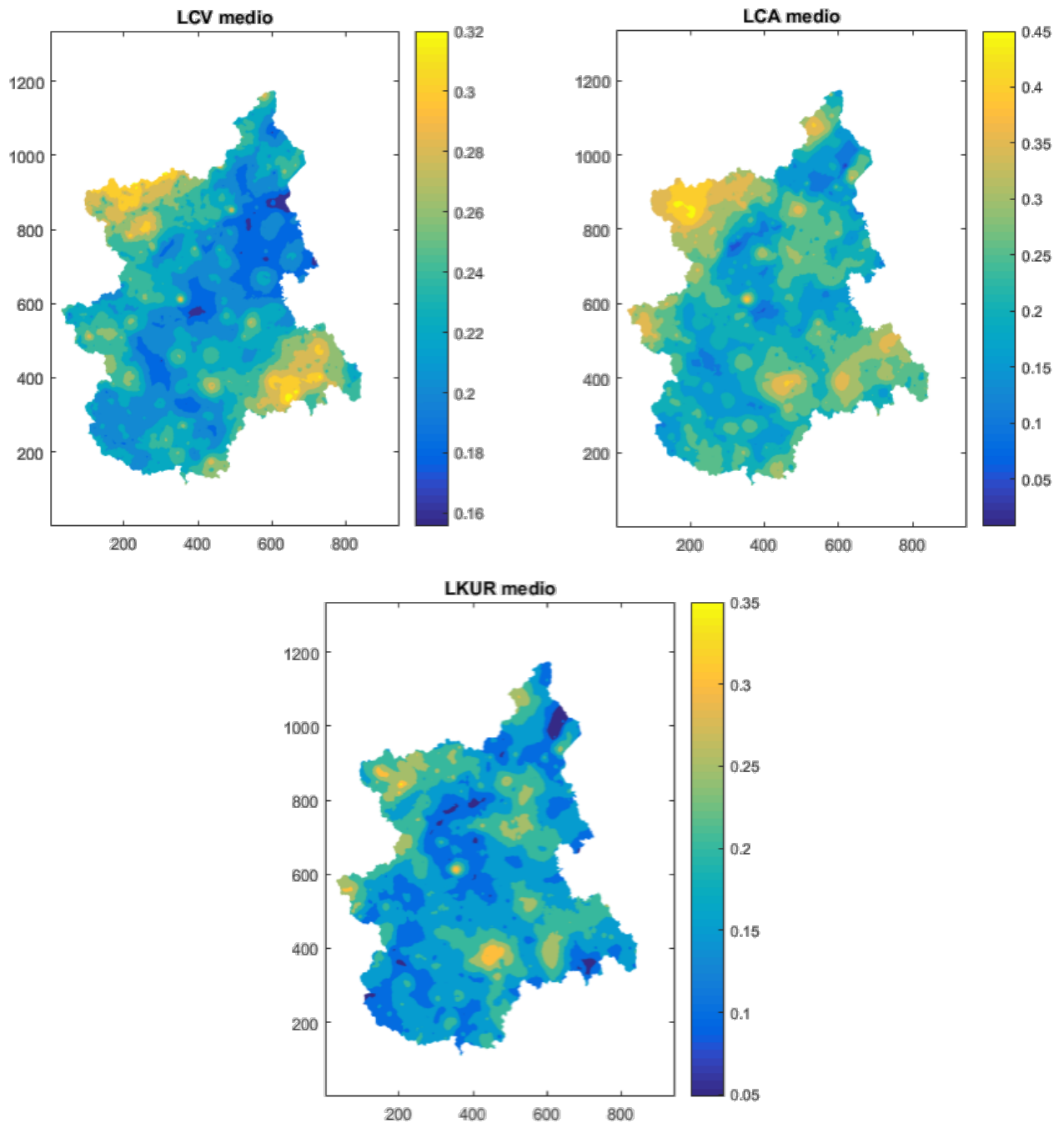


Figura 6-2 L-momenti medi tra le diverse durate. In senso orario coefficiente di L-variazione, di L-simmetria e di L-kurtosi

Gli L-momenti di tali serie sono stati plottati in Figura 6-4, ed è stata individuata l'area contenente il 95% dei punti. La stessa è stata riportata in arancione in Figura 6-3 e sembra confermare buone performance per la distribuzione di Gumbel, sebbene ci sia una parte di serie storiche caratterizzata da una kurtosi piuttosto elevata, che esula dal dominio della distribuzione di Gumbel. In questi casi, una distribuzione di tipo GEV può rappresentare una valida alternativa, nonostante l'utilizzo di distribuzioni a tre parametri tenda a incrementare l'incertezza associata alle stime. Tale incertezza dipende dalla difficoltà

intrinseca nello stimare il parametro di forma della distribuzione, specie in presenza di serie corte e non uniformemente distribuite.

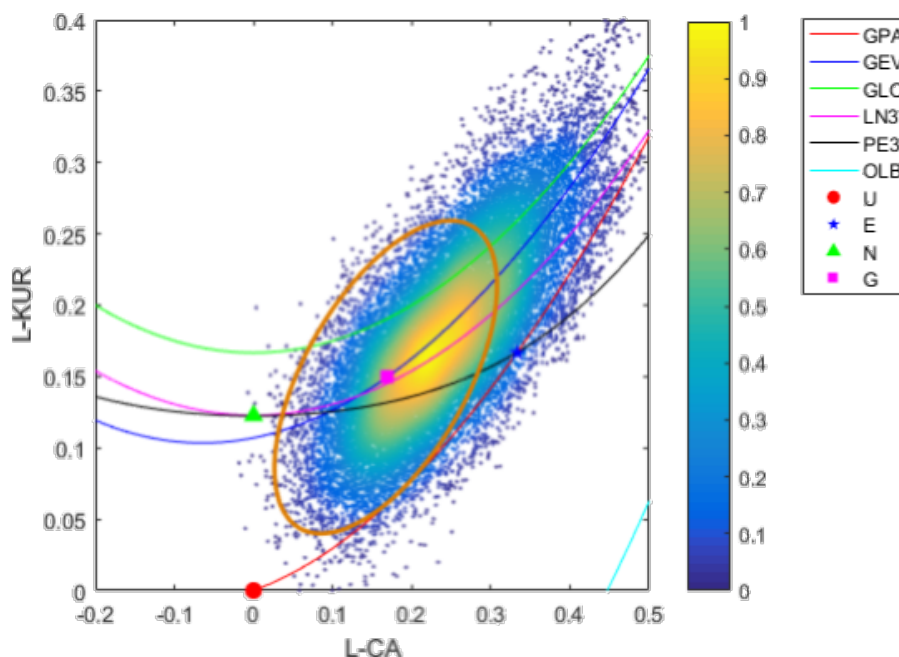


Figura 6-3 L-moments ratio diagram relativo alle serie ricostruite tramite “patched kriging”. L’ellisse arancione racchiude il 95% dei punti. La scala cromatica è proporzionale alla densità dei punti.

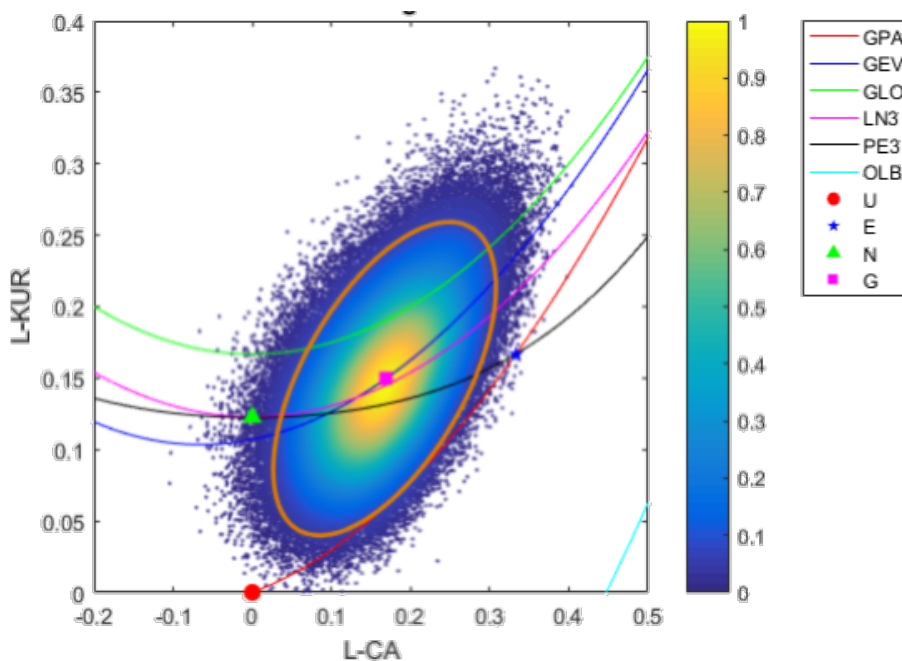


Figura 6-4 L-moments ratio diagram relativo ad una serie di campioni di lunghezza 72 anni estratti a random da una distribuzione di tipo Gumbel. L’ellisse arancione racchiude il 95% dei punti. La scala cromatica è proporzionale alla densità dei punti.

Considerato quanto sopra accennato, si sconsiglia l’utilizzo della distribuzione GEV nella parte settentrionale della regione Valle d’Aosta. Sebbene l’elevata asimmetria delle serie possa sembrare poco adatta ad una distribuzione di Gumbel, bisogna tenere conto come buona parte dei risultati nell’area siano frutto serie provenienti da stazioni

recentemente installate e, quindi, piuttosto corte (vedasi Figura 6-5). Inoltre, ai confini del dominio di studio possono verificarsi effetti di bordo, complice la complessità orografica e la non uniforme delle stazioni. Di conseguenza si suggerisce, in caso di situazioni in cui la qualità del dato sia dubbia, l'utilizzo di distribuzioni a due parametri in quanto più stabili.

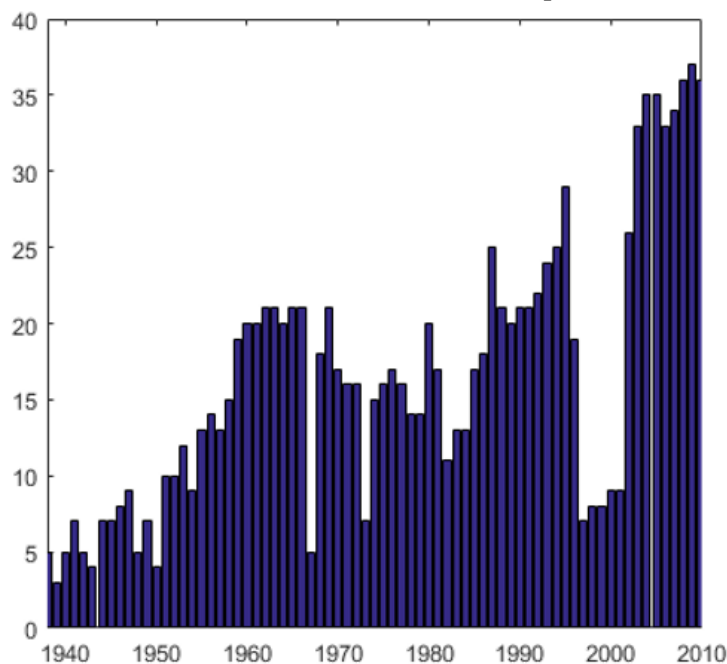


Figura 6-5 Regione Valle d'Aosta, consistenza di stazioni per anno. In ordinata è riportato il numero di stazioni in attività nell'anno.

6.3 Stima del fattore di crescita

Fatte salve le raccomandazioni riportate al paragrafo precedente, fornendo gli L-momenti della distribuzione si lascia all'utente finale la libertà di scegliere la distribuzione più adeguata nello specifico caso applicativo, a seconda delle condizioni locali, delle finalità e degli obiettivi della stima.

A titolo esemplificativo si riportano in seguito i parametri stimati per le distribuzioni Gumbel e GEV (Figura 6-6, Figura 6-7). La Figura 6-8 riporta i fattori di crescita per tempo di ritorno $T=100$ anni secondo la legge di Gumbel e la GEV. In appendice A4 si riportano i fattori di crescita relativi ad altri tempi di ritorno considerati significativi.

Mentre l'andamento generale nello spazio risulta analogo per le due distribuzioni considerate, differenze nell'ordine del $\pm 30\%$ possono essere individuate nei valori dei quantili, come emerge dall'analisi di Figura 6-9. Tali scostamenti sono particolarmente rilevanti in presenza di forti asimmetrie delle serie: nell'area settentrionale della Regione Valle d'Aosta (ove valgono le considerazioni espresse al paragrafo precedente), nell'alessandrino e in corrispondenza di due stazioni "hot spot" all'interno della Regione Piemonte (CAMPARIENT e CASELLE). Le serie storiche delle due stazioni relative alle durate 1 e 24 ore sono riportate in Figura 6-10 e Figura 6-11. Le stazioni sono state interessate da nubifragi eccezionali, che sembrano di entità notevole rispetto alla media delle serie, ma la ridotta lunghezza delle stesse non permette ulteriori approfondimenti in merito.

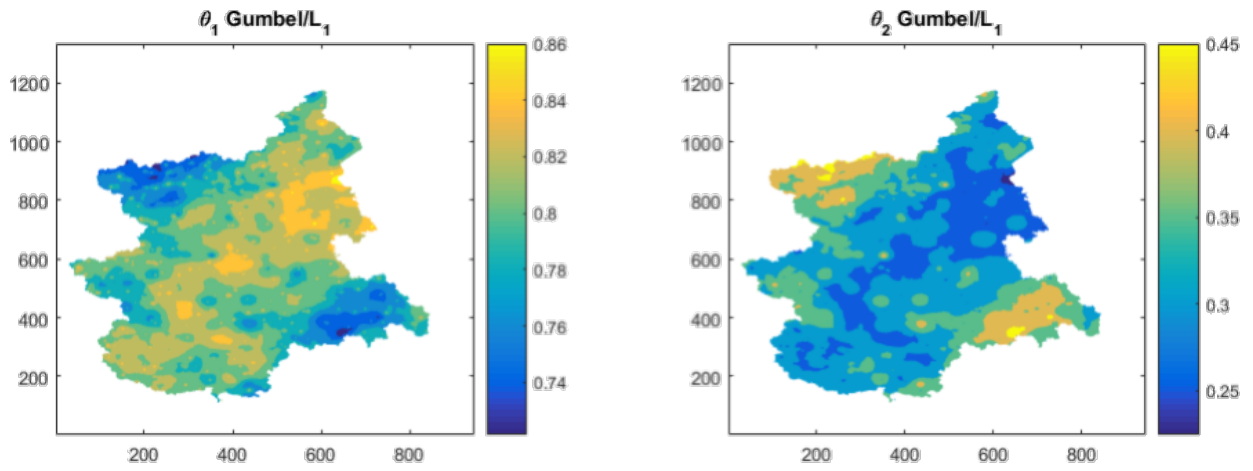


Figura 6-6 Parametri di posizione (θ_1), di scala (θ_2) della distribuzione di Gumbel, normalizzati sulla media

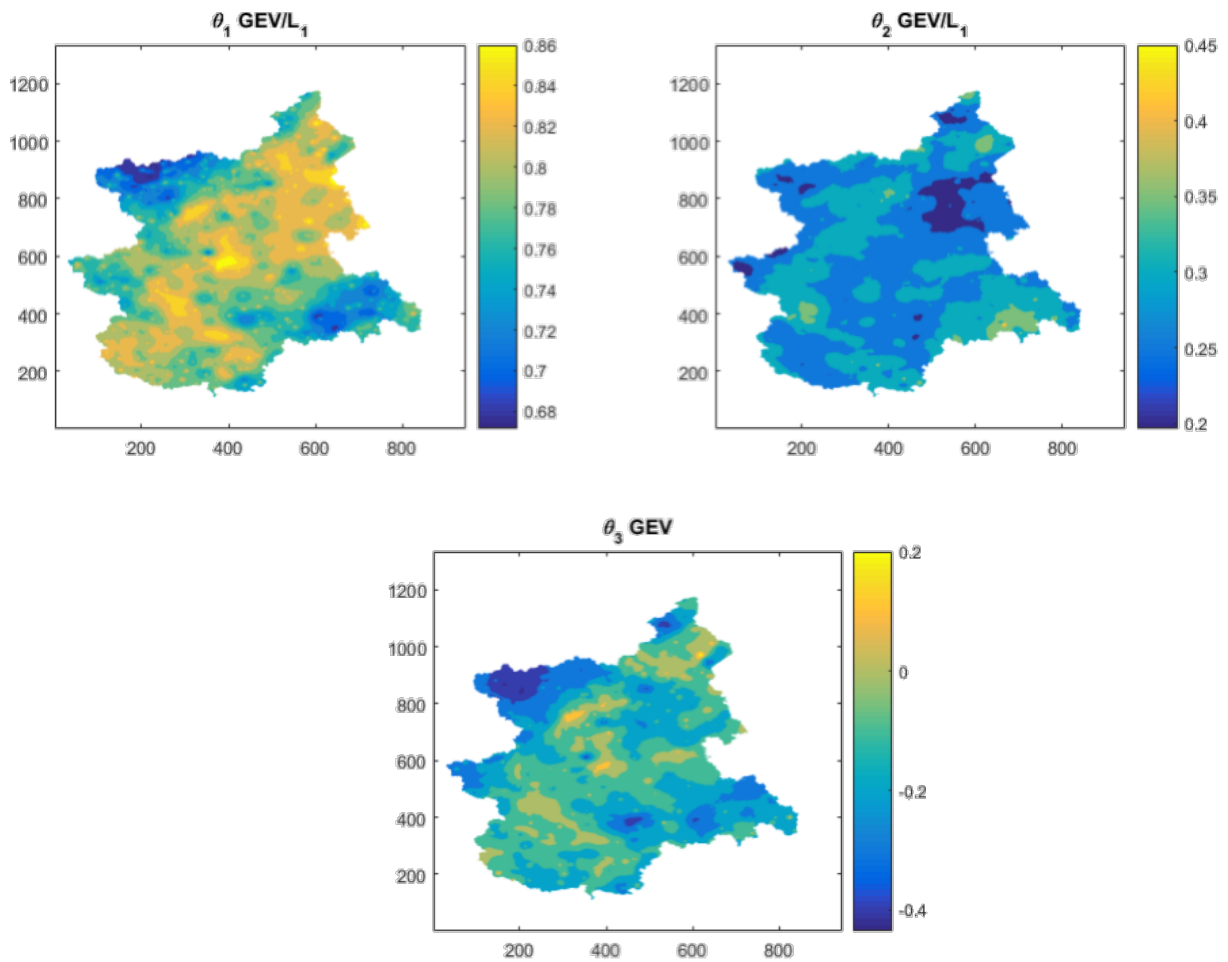


Figura 6-7 Parametri di posizione (θ_1), di scala (θ_2), normalizzati sulla media e parametro di forma (θ_3) della distribuzione GEV

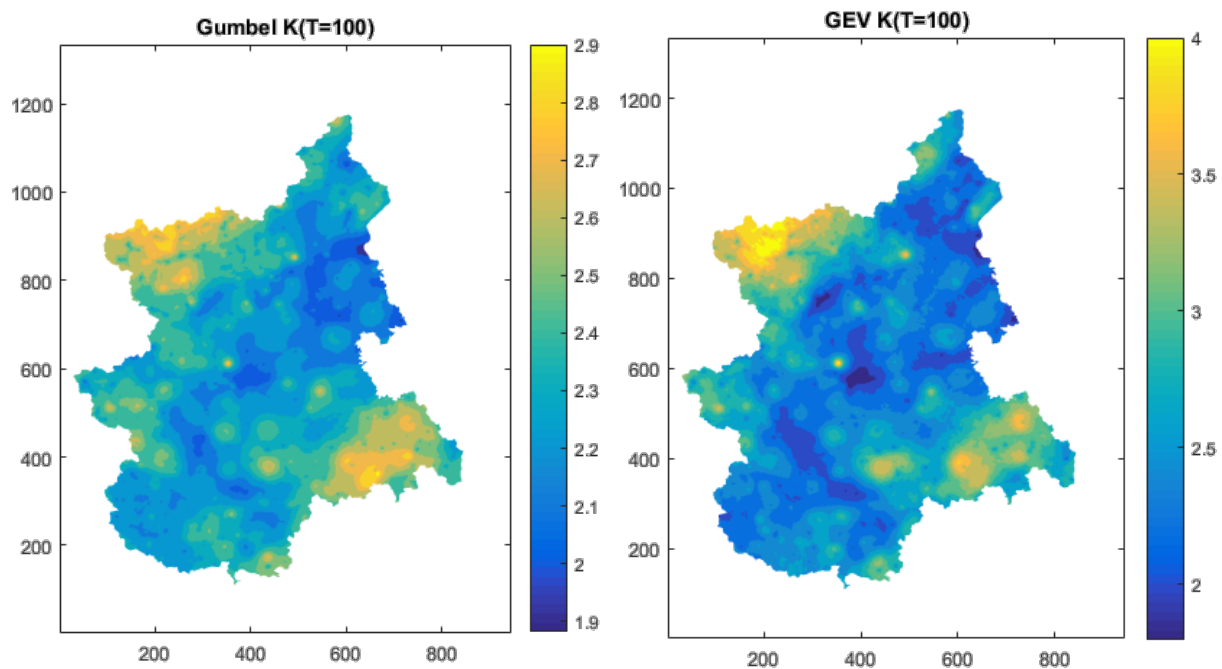


Figura 6-8 Fattore di crescita per T=100 anni relativi alle distribuzioni Gumbel e GEV

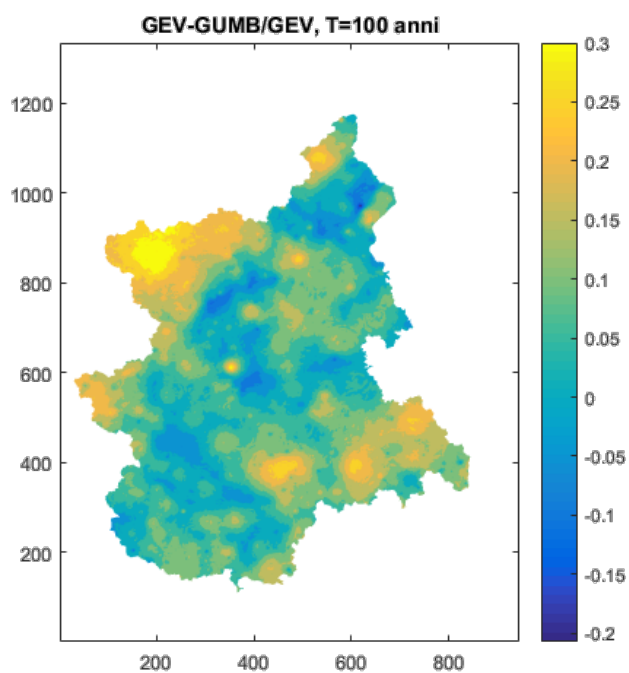


Figura 6-9 Differenza fra il fattore di crescita stimato con la distribuzione di Gumbel e la GEV

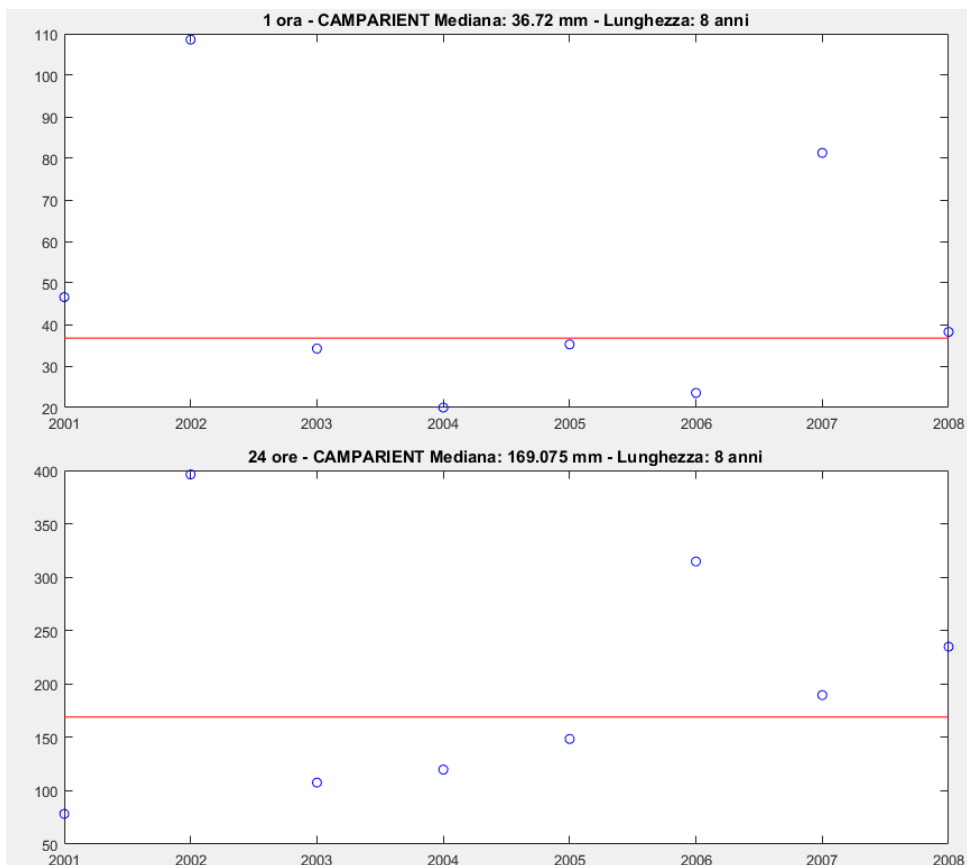


Figura 6-10 Serie storica rilevata dalla stazione CAMPARIENT di ARPA Piemonte. In rosso la media dei massimi di stazione.

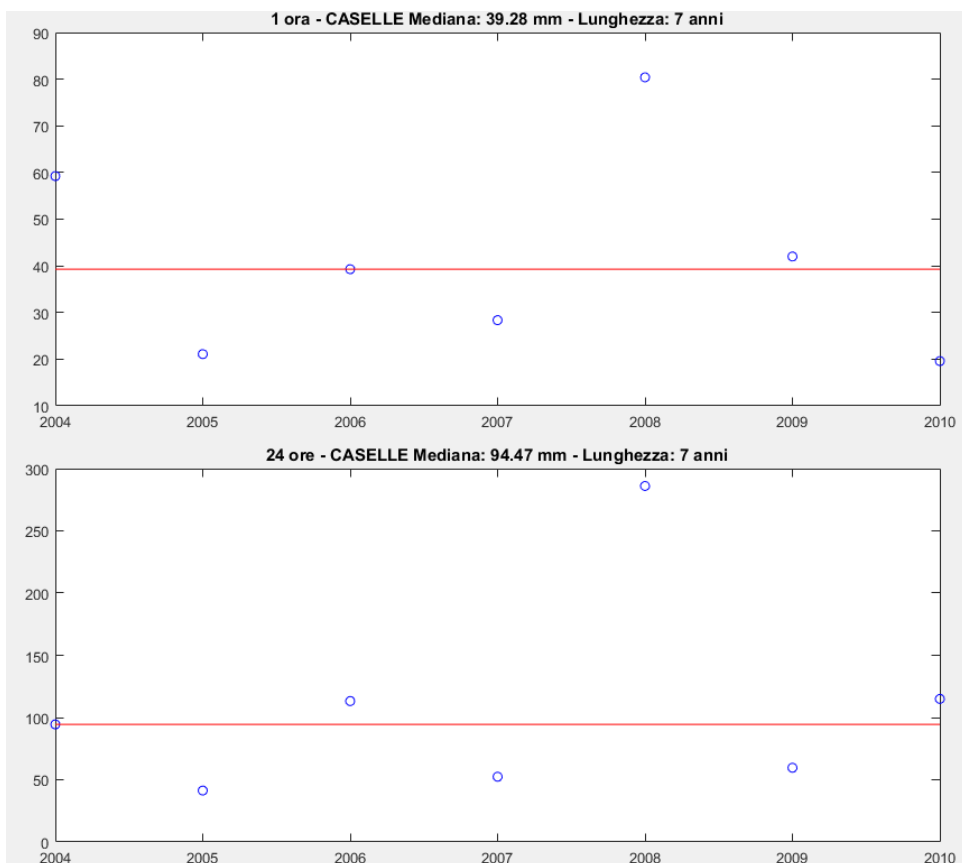


Figura 6-11 Serie storica rilevata dalla stazione CASELLE di ARPA Piemonte. In rosso la media dei massimi di stazione

7 Conclusioni

In questo lavoro è stata presentata una procedura per la caratterizzazione statistica e la 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 – 1, 2, 3, 4, 5 giorni), ricostruita la curva di probabilità pluviometrica e calcolati i fattori necessari alla caratterizzazione probabilistica delle precipitazioni.

Il metodo si avvale di strumenti robusti (i.e., kriging ordinario) e tiene in considerazione la variabilità annuale del numero di stazioni pluviometriche attive sul territorio, consentendo così di unire in un'unica base dati le osservazioni raccolte nel corso dell'ultimo secolo dai diversi enti preposti al monitoraggio idrologico (ARPA Piemonte, Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale, CNR).

In seguito a un primo lavoro di ordinamento manuale dei dati, per verificare la consistenza spaziale tra i dati pluviometrici e il modello digitale del terreno utilizzato, è stata applicata la metodologia “patched kriging” per i massimi di durata 1-3-6-12 e 24 ore e 1-2-3-4-5 giorni, che ha permesso di ricostruire serie sintetiche di precipitazione su un grigliato di 250 metri di lato per l'intero territorio piemontese. Le serie ricostruite sono ininterrotte e hanno lunghezza pari a 72 anni. Nell'ambito del presente lavoro la media e gli L-momenti di ordine superiore sono stati pesati sulla varianza di stima del kriging, al fine di dare un peso maggiore ai dati misurati, rispetto a quelli stimati. Previa l'applicazione di un fattore correttivo, atto a ripristinare la variabilità campionaria in seguito alle operazioni di interpolazione, le serie sintetiche conservano le caratteristiche delle serie originali. In particolare gli L-momenti delle serie sintetiche sono congruenti con quelli delle serie rilevate da pluviometro. Per le durate 1-3-6-12-24 ore si sono quindi definiti, per ogni cella del dominio, i coefficienti a ed n delle Curve di Possibilità Pluviometrica, atte a identificare l'intensità di precipitazione media relativa ad una durata d . La congruenza degli stessi coi dati di stazione è stata ulteriormente verificata.

Vista la scarsa variabilità delle CPP per durate plurigiornaliere si è scelto di ricercare una relazione unica valida alla scala regionale che relazionasse gli estremi plurigiornalieri con il massimo a 24 ore identificato dalle CPP.

Per quanto concerne le durate inferiori all'ora, vista la scarsa significatività del numero di stazioni disponibili per ogni durata, si è scelto di considerare valida la relazione analitica con le durate orarie calibrata a scala regionale, definita nell'ambito del Contratto di Ricerca N. 517/2009 tra ARPA Piemonte e Politecnico di Torino, Dipartimento di Idraulica, Trasporti ed Infrastrutture Civili (DITIC), richiamata in appendice alla presente relazione.

L'ultima fase del lavoro si è quindi concentrata sulla stima probabilistica del fattore di crescita, atto a individuare la precipitazione di progetto relativa a un determinato tempo di ritorno T . La metodologia adottata, fornendo gli L-momenti per ogni punto del dominio in analisi, permette all'utente di selezionare autonomamente la distribuzione più adeguata, in base alle esigenze e all'ambito in cui si trova ad operare. A titolo esplorativo si è effettuata un'analisi regionale atta a identificare le distribuzioni che meglio si adattano alla distribuzione dei massimi annui in regione Piemonte. La distribuzione Gumbel e la GEV si configurano entrambe come valide alternative. L'utilizzo dell'una piuttosto che dell'altra è

quindi strettamente legato agli obiettivi dello studio e deve essere motivato alla scala locale dove l'utente si trova ad operare. A titolo esemplificativo si sono infine riportati i risultati relativi ad entrambe le distribuzioni per alcuni tempi di ritorno ritenuti significativi.

Appendici

A1. Correzioni planimetriche e altimetriche

Le coordinate planimetriche sono espresse in UTM32N WGS84.

x	y	z	z DTM	x new	y new	z new	nome/i
431817	4910451	400	829	431817	4910451	450	'CENGIO'
524641	5134080	2064	1695	524641	5134080	2065	'LG_TRUZZO'
418148	5046913	1375	1024	418148	5046913	812	'GRAGLIA', 'ARPA'
400605	5053270	370	700	401226	5052536	370	'BARD'
400840	5053448	370	700	401226	5052536	370	'BARD'
407460	5077240	1743	2150	407997	5078738	1850	'd"ejola_orsia ', 'D,EJOLA_ORZIA'
407695	5077420	1743	2000	407997	5078738	1850	'dejolaorsia '
410611	5061450	980	1300	411593	5060988	980	'gaby_c-le_zuino ', 'GABY_C.LE_ZUINO'
384842	5073760	970	1745	411133	5058291	960	'GRAN PRAZ - GUILLEMORE ', 'GRAN_PRAZ'
410744	5070710	1400	2249	408640	5071651	1400	'gressoney_st-jean ', 'GRESSONEY_ST_JEAN'
374061	5050970	1006	1700	374574	5050318	1606	'lillaz ', 'LILLAZ'
392228	5081380	1330	1760	392506	5080311	1330	'Maën'
392864	5085810	1750	1985	392675	5084692	1820	'perreres ', 'PERRERES'
385829	5085190	1970	2420	382874	5083932	1968	'place_moulin ', 'PLACE_MOULIN', 'PlaceMoulin'
396912	5051660	775	1070	397319	5051429	775	'PontBozet'
340544	5062850	1475	1775	340863	5063751	1475	'PROMISE'
352636	5048840	1731	2000	353161	5047890	1731	'rhemestredame '
356707	5056160	1200	1700	356125	5057036	1200	'rhemeststgeorge '
348149	5055250	1664	2470	348811	5053532	1780	'valgrisenche ', 'VALGRISANCHE'
398343	5059659	390	885	398473	5058417	400	'verres '
364541	5057840	1130	2100	363895	5056646	1130	'vieyes '
335203	4926995	1540	1922	335863	4927351	1540	'ACCEGLIO SARETTO', 'ACCEGLIOSARETTO', 'AcceglioSaretto'
366312	5018895	1013	1334	368230	5019068	970	'ALADISTURA', 'AladiStura'
359779	5019040	1458	1989	360166	5018234	1458	'Balme', 'BALMEDALA'
426007	5046440	1412	427	426826	5046650	412	'BIELLA ', 'BIELLA ', 'BIELLA ', 'Biella (Cervo)', 'BIELLA'
420827	5092056	1200	1736	420397	5090961	1290	'BORCA DI MACUGNAGA ', 'BORCA DI MACUGNAGA ', 'BORCA DI MACUGNAGA ', 'MACUGNAGA'
360179	4951230	700	1268	360597	4949654	700	'CALCINERE ', 'CALCINERE ', 'CALCINERE ', 'Calcinere', 'CALCINERE'
424452	5071638	815	1255	424686	5074341	880	'CAMPERTOGNO'
424454	5071635	880	1255	424686	5074341	880	'Campertogno', 'CAMPERTOGNOMOLLIA'
384321	5043360	1350	2243	385540	5044115	1350	'CAMPIGLIA SOANA ', 'CAMPIGLIA SOANA ', 'CAMPIGLIA SOANA ', 'CAMPIGLIA_SOANA'
428660	5099370	1310	1591	428757	5100049	1310	'CAMPLICCIOLI', 'Campliccioli'

346664	4938570	1296	1610	346432	4938995	1270	'CASTELDEFINO ', 'CASTELDEFINO '; 'Casteldelfino', 'CASTELDEFINO'
344837	4941580	1650	1991	345388	4941935	1589	'Castello', 'CASTELLODIGA', 'CastelloDiga'
344837	4941577	1650	1991	345388	4941935	1589	'CASTELLO DIGA'
340207	4998010	1205	728	341259	4998591	635	'CHIOMONTE ', 'CHIOMONTE '; 'CHIOMONTE'
365686	4989270	635	901	362701	4989466	843	'COAZZE'
359064	4926433	915	1174	359498	4926596	930	'COMBAMALA'
359064	4926430	915	1174	359498	4926596	930	'COMBAMALA', 'Combamala'
358290	4925340	915	1483	359498	4926596	930	'COMBAMALA ', 'COMBAMALA '; 'COMBAMALA ', 'Combamala', 'COMBAMALA'
408356	4902230	620	861	407654	4905502	620	'CORSAGLIOLA C.LE MOLLINE', 'CORSAGLIOLA C.LE MOLLINE ', 'CORSAGLIOLA'
354304	4950620	1410	1640	353816	4951500	1422	'CRISSOLO'
361876	4906740	754	1115	362727	4908081	745	'DEMONTE_C.LE_(PERDIONI)'
368857	4923270	619	894	369734	4924715	618	'DRONERO C.LE ', 'DRONERO C.LE '; 'DRONERO_C.LE'
361361	4909714	940	1241	361922	4910012	940	'FEDIO'
361361	4909710	940	1241	361922	4910012	940	'FEDIO'
406414	4899660	957	1303	407240	4898608	957	'FRABOSAFONTANE', 'FrabosaFontane'
462065	5078702	850	571	461295	5081052	778	'GIGNESE'
339777	4927620	1150	1427	342283	4926642	1150	'GRAN PIANASSO ', 'GRAN PIANASSO '
373256	5039128	1900	2127	372933	5038073	1940	'LAGO PIAN TELESSIO'
371228	5039910	1900	2572	372933	5038073	1940	'LAGO PIAN TELESSIO ', 'LAGO PIAN TELESSIO ', 'LAGO PIAN TELESSIO '; 'Lago Pian Telessio', 'LAGO_PIAN_TELESSIO'
352914	5036610	2260	2590	354243	5035896	2283	'LAGO SERRU" ', 'LAGO SERRU" '; 'LAGO SERRU" ', 'LAGO_SERRU"'
373838	5039860	2410	2687	374716	5038384	2412	'LAGO VALSOERA ', 'LAGO VALSOERA '; 'LAGO VALSOERA ', 'LAGO_VALSOERA'
355733	5013570	2400	2726	356034	5013639	2370	'LAGODIETROLATORRE', 'Lagodietrolatorre'
481630	4938630	245	548	479634	4939656	248	'LAVAGNINA C.LE ', 'LAVAGNINA C.LE '; 'LAVAGNINA C.LE ', 'LAVAGNINA_(CENTRALE)'
481625	4936780	335	747	480597	4939308	325	'LAVAGNINA LAGO ', 'LAVAGNINA LAGO ', 'LAVAGNINA LAGO ', 'Lavagnina - Lago (Gorzente)', 'LAVAGNINA_LAGO'
366093	4917770	720	954	366639	4918829	720	'MONTEROSSO GRANA ', 'MONTEROSSO GRANA ', 'Monterosso (Grana)'
453935	5100948	1690	1415	454005	5101144	1695	'Mottac'
367204	5034440	1200	1683	368232	5034858	1067	'NOASCA ', 'NOASCA ', 'NOASCA ', 'NOASCA'
412174	4889210	730	1007	415154	4889920	684	'ORMEA C.LE ', 'ORMEA C.LE '; 'ORMEA C.LE ', 'Ormea - Cle', 'ORMEA_C.LE'
388258	5045140	1550	1998	388919	5045487	1550	'PIAMPRATO ', 'PIAMPRATO '; 'PIAMPRATO ', 'Piamprato (Soana)', 'PIAMPRATO'

402993	4987480	620	378	402819	4988385	620	'PINO_TORINESE_(OSS._ASTR.)'
389333	5032150	461	860	390188	5030361	461	'PONT CANAVESE ', 'PONT CANAVESE ', 'Pont Canavese', 'PONT_CANAVESE'
427130	5079014	905	1195	427464	5078536	905	'RIMASCO'
353857	4905060	1208	1585	354350	4904764	1210	'RIO FREDDO ', 'RIO FREDDO ', 'RIO FREDDO ', 'RIO_FREDDO'
352978	4982880	876	1376	351995	4985562	876	'RORETO CHISONE già ROURE', 'RORETO_CHISONE_GIA"_ROURE'
375751	5033521	714	1318	376439	5032667	714	'ROSONE'
375024	5034280	714	1435	376439	5032667	714	'ROSONE ', 'ROSONE ', 'ROSONE ', 'ROSONE'
433116	5101920	760	1170	432572	5100844	760	'ROVESCA ', 'ROVESCA ', 'ROVESCA'
357206	4936480	980	1299	356785	4937420	980	'SAMPEYRE ', 'SAMPEYRE ', 'SAMPEYRE ', 'Sampeyre', 'SAMPEYRE'
335258	4981370	2480	2252	335266	4981277	2480	'SESTRIERE BANCHETTA', 'ARPA'
358847	5010530	1310	1617	354315	5007654	1310	'USSEGLIO C.LE ', 'Usseglio - C.le (Stura di)', 'USSEGLIO_C.LE'
362012	4975270	950	493	360456	4976648	520	'VILLAR PEROSA ', 'Villar Perosa (Chisone)', 'VILLAR_PEROSA'
353734	4899500	900	2221	356508	4907413	820	'VINADIO C.LE ', 'VINADIO C.LE ', 'VINADIO_C.LE'
339176	5009160	1726	1975	339643	5008731	1726	'MONCENISIO SCALA ', 'MONCENISIO SCALA ', 'Moncenisio - Scala', 'MONCENISIO_(SCALA)'
335863	4927351	1540	1659	335801	4927720	1540	ACCEGLIO SARETTO
356877	5063560	776	1000	357330	5062640	776	ARVIER
356877	5063565	776	1000	357330	5062640	776	ARVIER
401226	5052536	370	580	401760	5052289	370	BARD
431354	5059330	1060	837	428083	5057024	1480	BIELMONTE
420827	5092060	1200	1736	420397	5090961	1290	BORCA DI MACUGNACA
401621	5067140	1332	1535	402372	5068242	1332	BRUSSON
494358	4935080	657	416	492961	4936020	657	BUSALLETTA DIGA
360907	4950473	700	921	360597	4949654	700	CALCINERE
360907	4950470	700	921	360597	4949654	700	CALCINERE
444502	5077720	752	1027	445228	5076976	752	CAMASCO
425001	5070520	880	1095	424686	5074341	880	CAMPERTOGNO MOLLIA
385079	5044460	1350	1569	385540	5044115	1350	CAMPIGLIA SOANA
502791	4951570	378	688	503617	4951679	378	CANTALUPO LIGURE
435074	4955915	235	227	435074	4955823	235	CASTAGNOLE LANZE
435061	4955861	383	227	435061	4955768	383	CASTAGNOLE LANZE 2007
431545	4955630	271	230	435074	4955823	235	CASTAGNOLE LANZE
432302	4956740	271	167	435074	4955823	235	CASTAGNOLE LANZE
431817	4910451	450	829	436419	4914850	450	CENGIO
373355	5015780	704	876	374152	5018734	704	CERES
392362	4900610	859	1042	393136	4901710	859	CERTOSA PESIO
392289	5052480	1427	1640	393045	5053577	1427	CHAMPORCHER
393045	5053580	1427	1560	393045	5053577	1427	CHAMPORCHER
324942	4988410	1330	1592	323132	4988527	1800	CHATEAU BEAULARD
390183	5080300	2150	2260	390934	5081400	2150	CIGNANA DIGA
422754	4992760	495	276	424823	4993853	495	COCCONATO
435248	5059290	468	635	435997	5060397	468	COGGIOLA
363980	4907810	754	735	365481	4908591	765	DEMONTE

363980	4907807	754	735	365481	4908591	765	DEMONTE
361121	4909540	940	1217	361922	4910012	940	FEDIO
362727	4908081	745	749	365481	4908591	765	DEMONTE
443122	5128850	1640	1810	443114	5129624	1634	ALPE DEVERO
357414	4911650	1310	1364	356860	4912030	1297	SAN GIACOMO DEMONTE
361915	4908600	940	761	356860	4912030	1297	SAN GIACOMO DEMONTE
357414	4911651	1310	1364	356860	4912030	1297	SAN GIACOMO DEMONTE
445327	5088090	892	1187	445327	5087590	892	FORNO OMEGNA
381686	5041560	1180	1365	382407	5040800	1180	FORZO SOANA
378000	5014950	502	708	378000	5014950	708	FUNGHERA
524699	5113583	680	420	531862	5110757	199	GERA LARIO FUENTES
426029	5048280	206	451	455384	5049117	206	GHEMME
429922	4959859	310	137	429922	4959859	145	GOVONE
418148	5046913	812	1024	418749	5047110	812	GRAGLIA
411133	5058291	960	1200	411136	5058291	960	GRAN PRAZ GUILLEMORE
409535	5076280	1631	1818	408957	5075240	1631	GRESSONEY TRINITE'
388818	5035128	827	1061	388093	5035890	827	INGRIA
437135	5116690	657	1186	439161	5117380	657	ISELLE
439161	5117777	657	899	439161	5117380	657	ISELLE
377636	5034230	1900	1746	378393	5035321	1900	LAGO EUGIO
410283	5077380	2340	2238	410850	5078120	2340	LAGO GABIET
373256	5039130	1900	2127	372933	5038073	1940	LAGO PIAN TELESSIO
374716	5038384	2412	2292	374558	5039100	2410	LAGO VALSOERA
449600	5136203	2175	2496	451230	5137089	2177	LAGO VANNINO
381163	5013790	540	639	380614	5014900	540	LANZO DIGA
479634	4939656	248	435	479739	4939750	245	LAVAGNINA CENTRALE
488228	4931210	652	367	486336	4932330	652	LAVEZZE LAGO
361733	4962310	478	597	361006	4963859	475	LUSERNA SAN GIOVANNI
361187	4963430	476	517	361006	4963859	475	LUSERNA SAN GIOVANNI
361187	4963433	476	517	361006	4963859	475	LUSERNA SAN GIOVANNI
446587	5084370	765	945	446665	5084060	742	MARMO SAMBUGHETTO
315857	4992370	1493	1697	317835	4990649	1791	MELEZET
365960	5002230	791	1510	365158	4999280	791	MOCCHIE
405885	4915210	555	417	406653	4916317	555	MONDOVI'
499580	4965636	468	243	498825	4966380	468	MONTEMARZINO
454005	5101144	1695	1518	454003	5101241	1695	MOTTAC
380302	5066772	535	712	380066	5066600	535	NUS
420330	5053170	1180	1353	420668	5053282	1186	OROPA
420330	5053169	1180	1353	420668	5053282	1186	OROPA
379312	4894654	1625	1800	379317	4894568	1625	PALANFRE'
350987	4978480	832	1081	355148	4978760	662	PERRERO GERMANASCA
355142	4978853	662	652	355148	4978760	662	PERRERO GERMANASCA
374657	5015760	590	814	375422	5016856	590	PESSINETTO
342799	4911987	1250	1468	343398	4912710	1250	PIETRAPORZIO
342799	4911990	1250	1468	343398	4912710	1250	PIETRAPORZIO
390188	5030361	461	664	390057	5031402	461	PONT CANAVESE
341262	5062090	1475	1650	340863	5063751	1475	PROMISE
427464	5078536	905	949	427676	5077900	905	RIMASCO
427130	5079010	905	1195	427676	5077900	905	RIMASCO
354551	4902450	1208	1421	354350	4904764	1210	RIO FREDDO
354551	4902454	1208	1421	354350	4904764	1210	RIO FREDDO
450780	5053590	266	432	451512	5052850	266	ROMAGNANO SESIA
375751	5033520	714	1318	376439	5032667	714	ROSONE

360621	4971590	486	971	361387	4972690	486	SAN GERMANO CHISONE
435781	4898625	1375	1095	435790	4899286	1375	SETTEPANI
385389	5030380	635	788	382199	5029692	635	SPARONE CENTRALE
378968	5064949	529	675	378250	5065700	550	ST. MARCEL
394595	5068369	575	780	394350	5067335	520	ST. VINCENT
394595	5068370	575	780	394350	5067335	520	ST. VINCENT
345499	4999730	501	644	346264	5000820	501	SUSA
456050	5141710	2160	1956	456232	5142675	2165	FORMAZZA TOGGIA
397769	4989420	218	382	394535	4986875	218	TORINO MILLEFONTI
399204	5042642	1165	993	399208	5042548	1165	TRAVERSELLA
467026	4927580	500	700	467772	4926837	500	URBE
360882	5009750	1265	1468	360882	5009750	1310	USSEGLIO CENTRALE
354315	5007654	1310	1847	360882	5009750	1310	USSEGLIO CENTRALE
502802	4927500	544	775	502227	4927070	544	VAL NOCI DIGA
348869	5054490	1664	1840	348811	5053532	1780	VALGRISENCHE
370122	5076240	950	1100	369365	5075150	950	VALPELLINE
525552	5111780	980	740	525434	5114478	980	VERCANA
398473	5058417	400	620	397580	5057950	400	VERRES
398327	5058740	400	540	397580	5057950	400	VERRES
398092	5058560	400	540	397580	5057950	400	VERRES A.
398327	5058737	400	540	397580	5057950	400	VERRES A.
371673	5010080	715	858	371933	5010250	785	VIU' CENTRALE FUCINE
425026	5030710	370	230	425262	5030880	230	VIVERONE LAGO

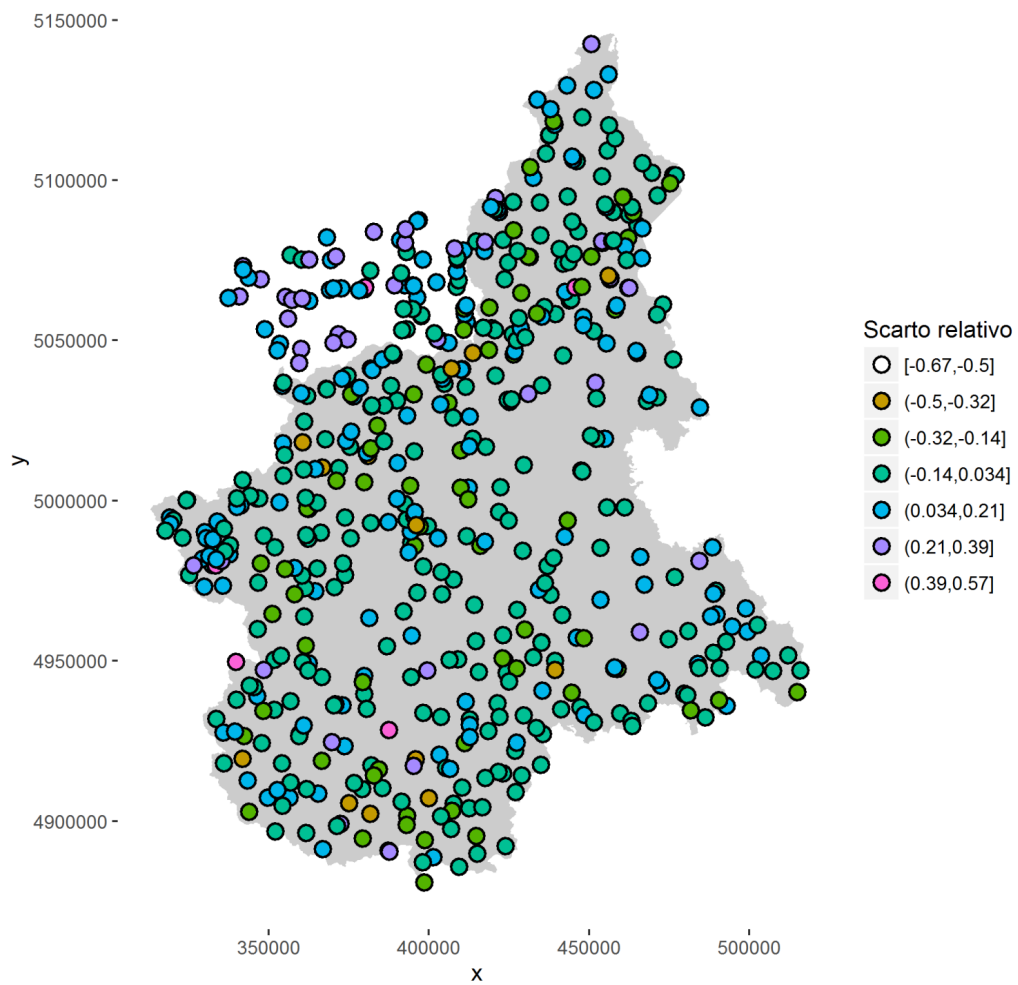
A2. Errori sulle durate 1-24 h

Per le medie relative alle diverse durate si riportano nelle figure seguenti i grafici relativi a:

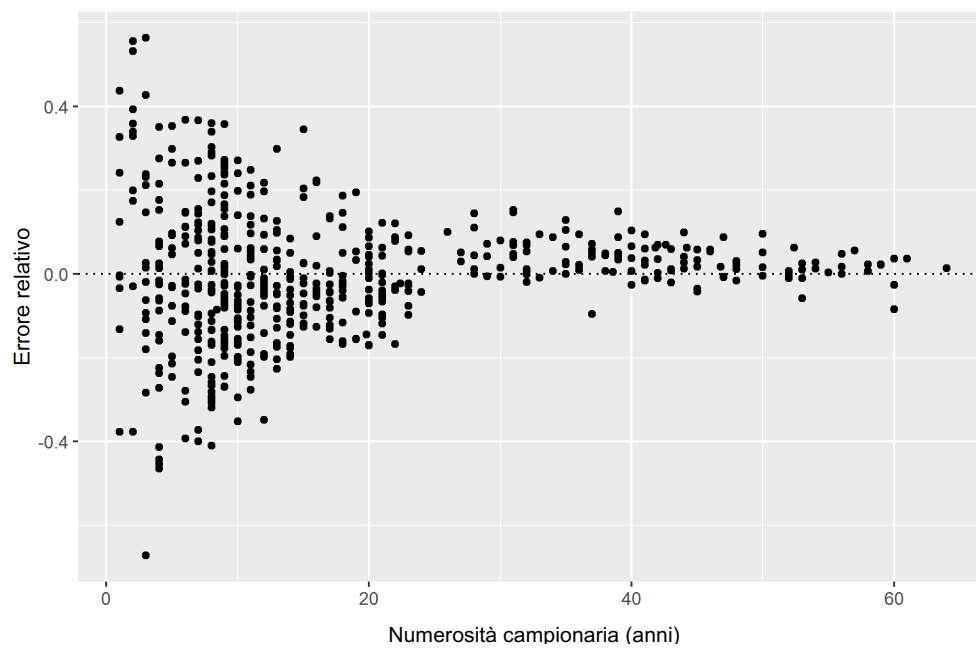
- (a) Distribuzione spaziale degli errori;
- (b) Andamento dell'errore in funzione della disponibilità di dati;
- (c) Istogramma di frequenza dell'errore globale
- (d) Istogramma di frequenza dell'errore per stazioni con disponibilità pari a 1-6 anni
- (e) Istogramma di frequenza dell'errore per stazioni con disponibilità pari a 7-9 anni
- (f) Istogramma di frequenza dell'errore per stazioni con disponibilità pari a 10-15 anni
- (g) Istogramma di frequenza dell'errore per stazioni con disponibilità pari a 16-30 anni
- (h) Istogramma di frequenza dell'errore per stazioni con disponibilità pari a 31-64 anni

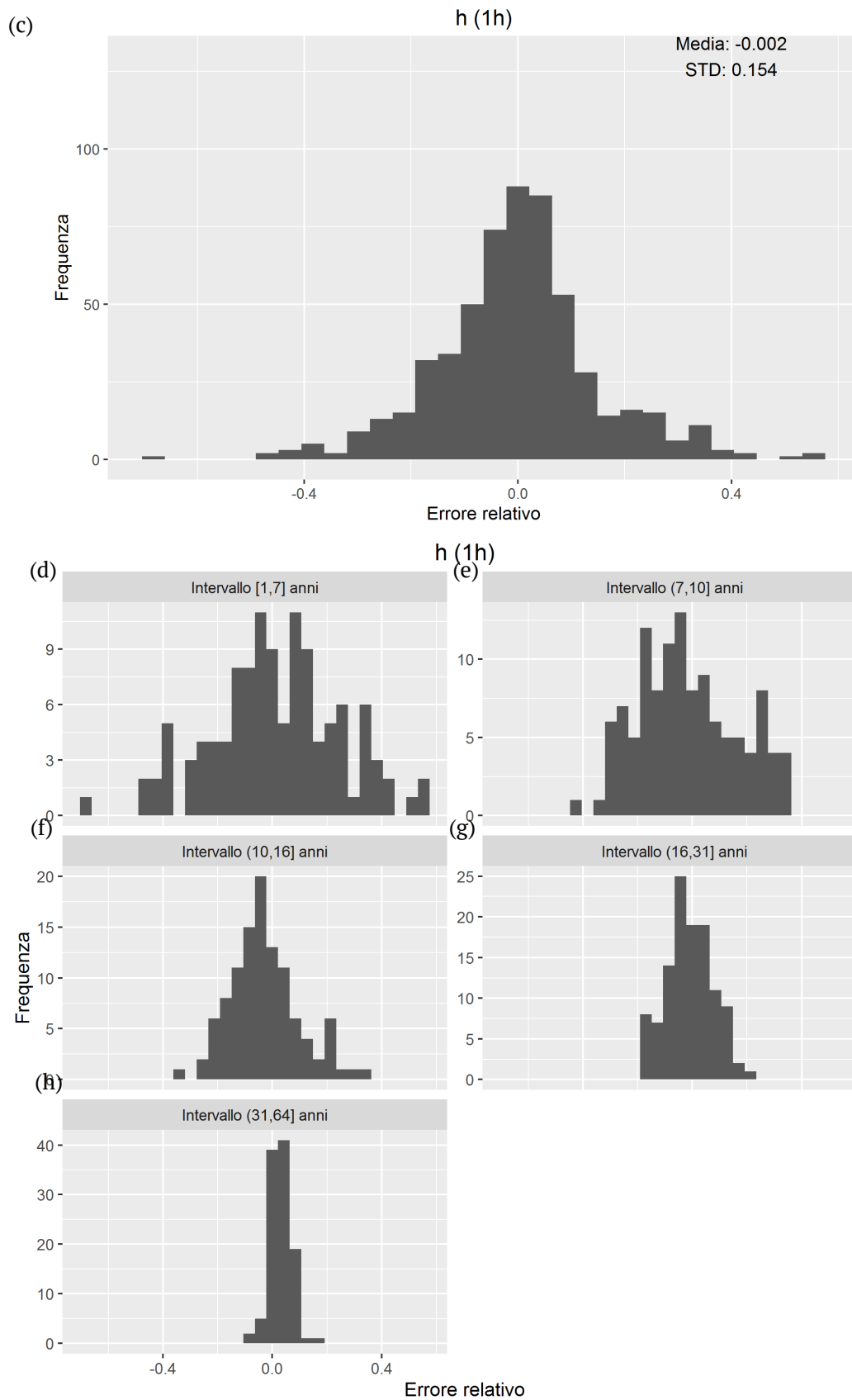
Durata 1h

(a)



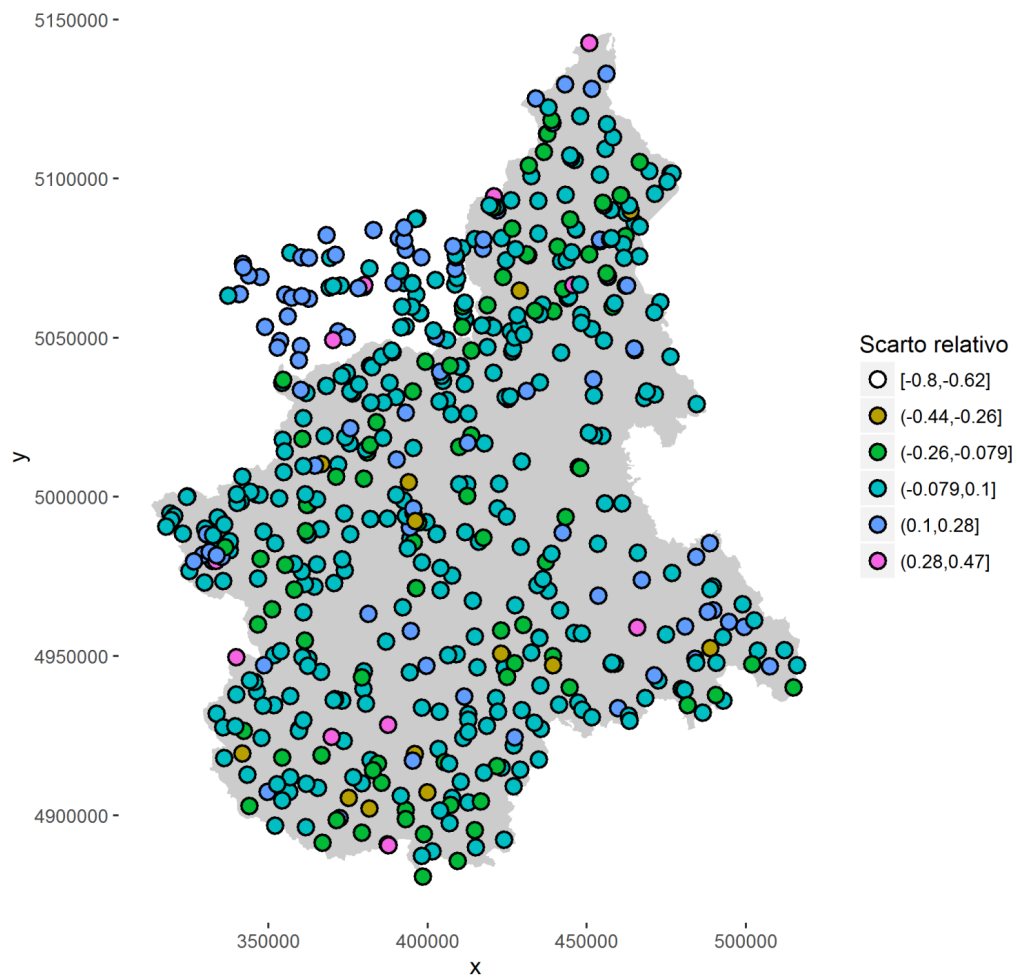
(b)



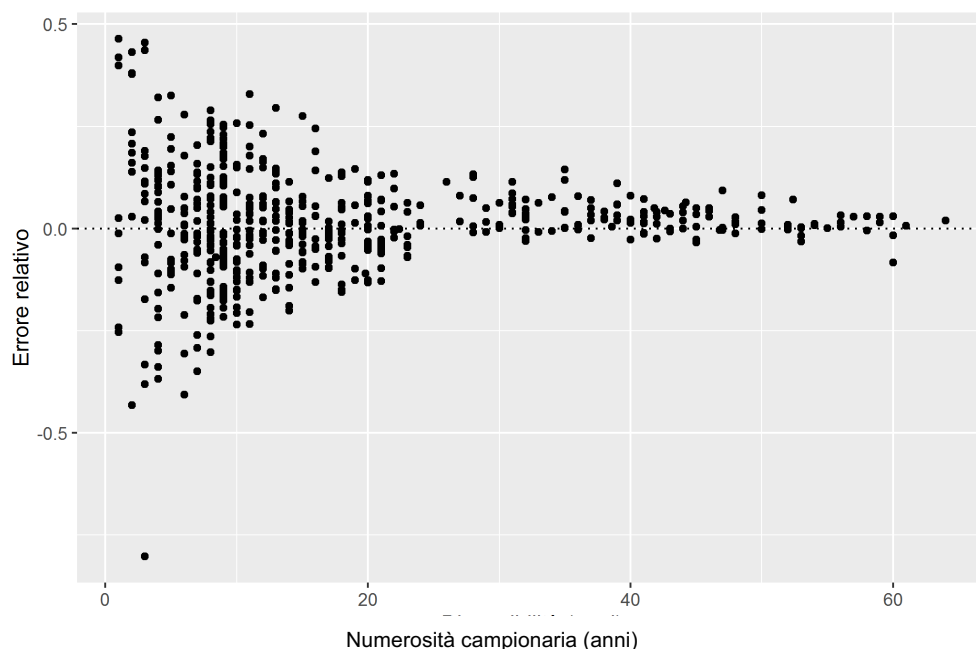


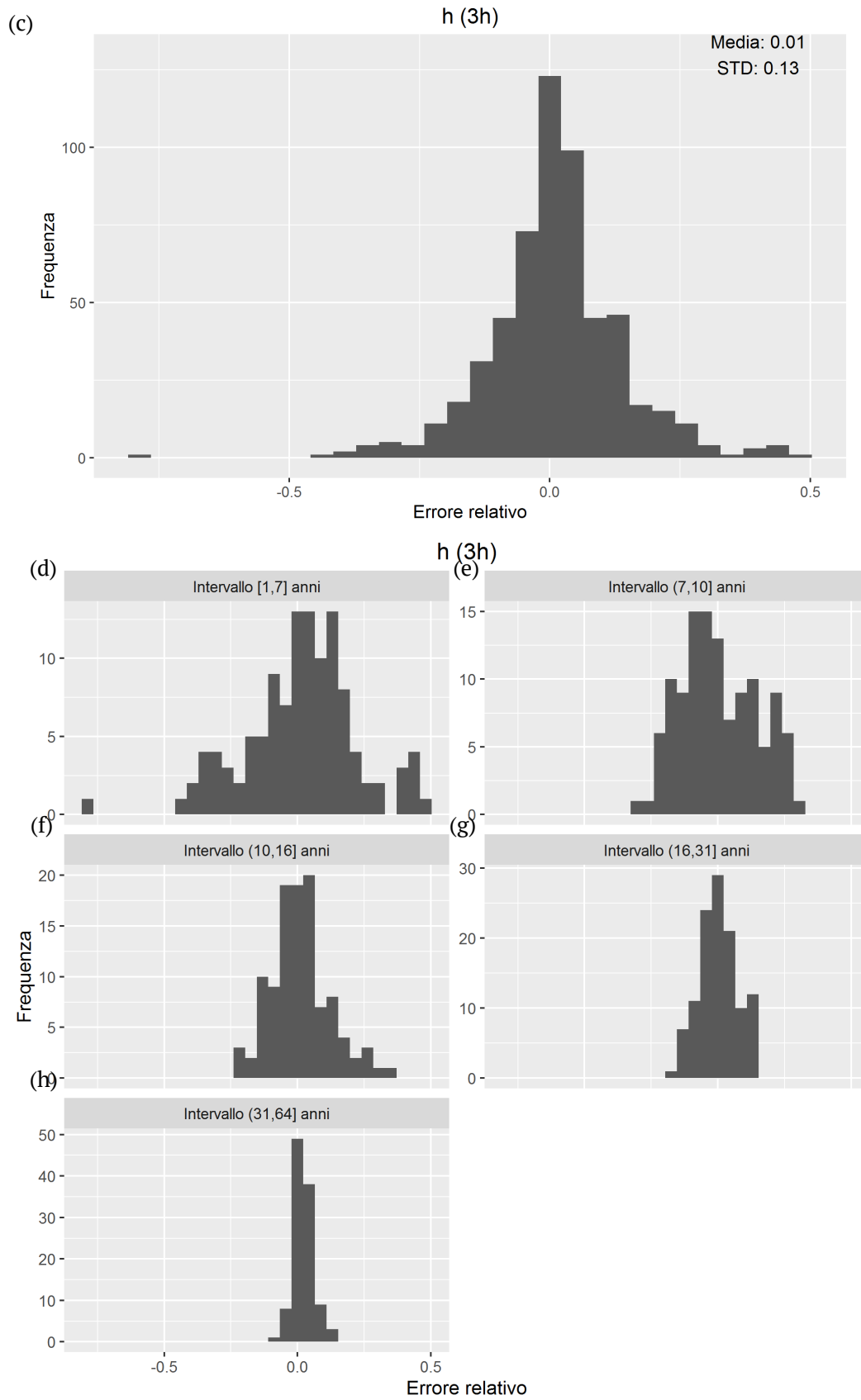
Durata 3h

(a)



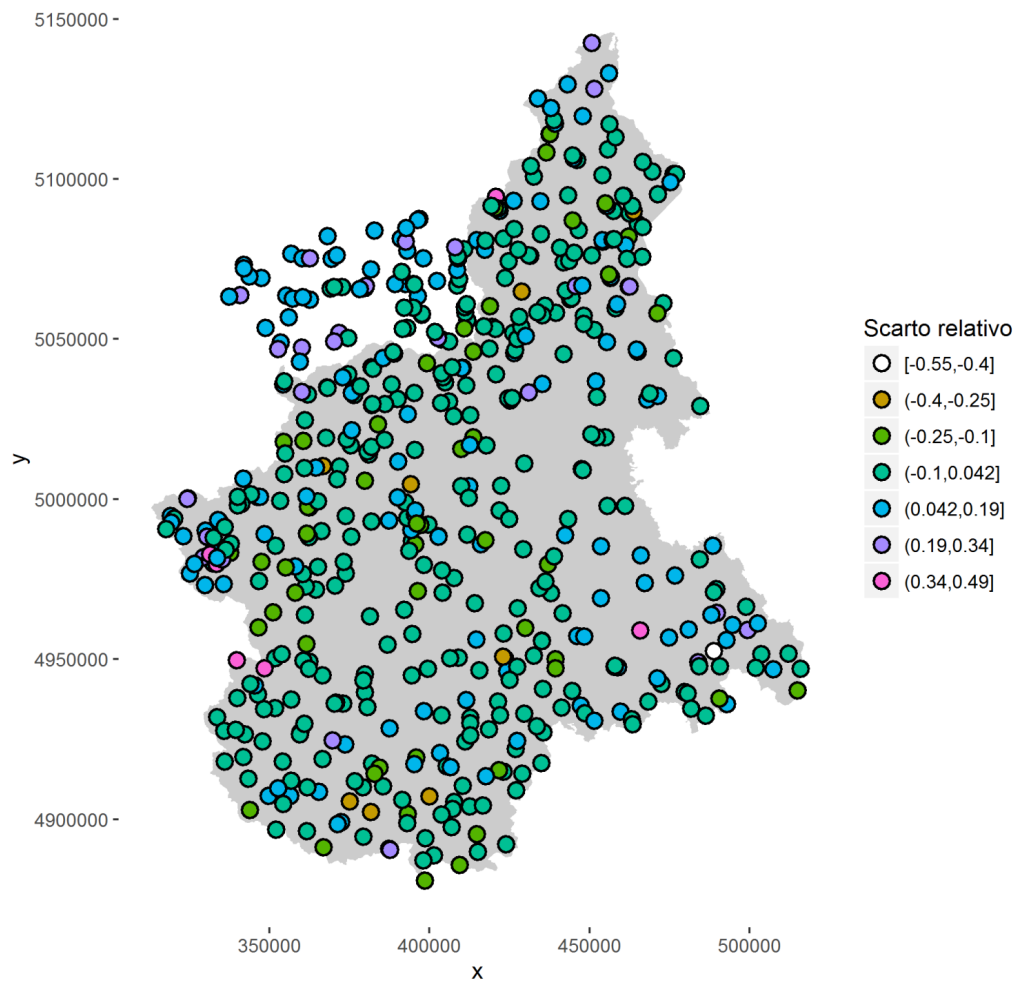
(b)



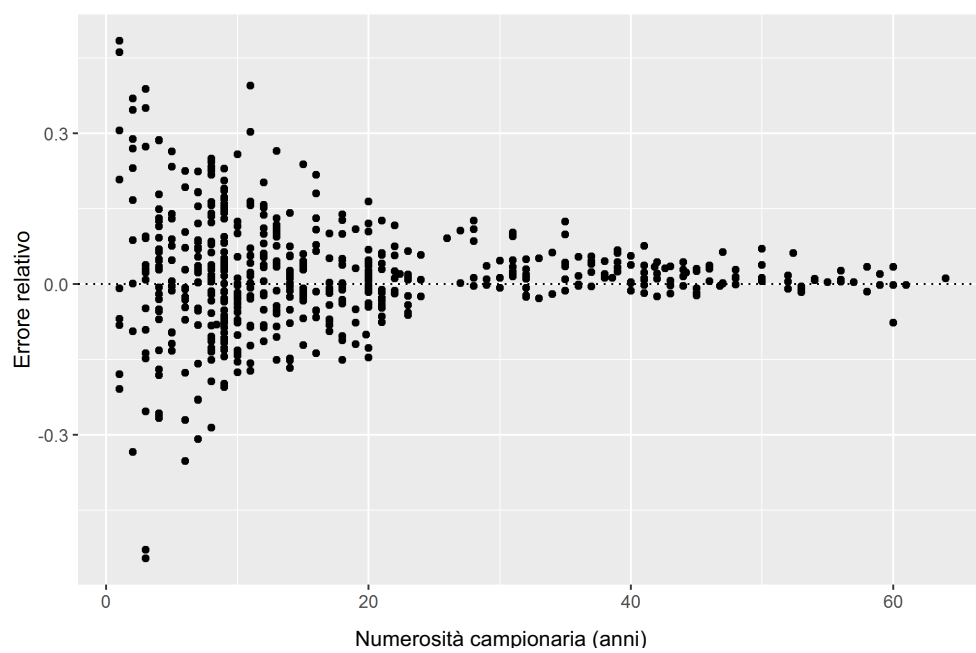


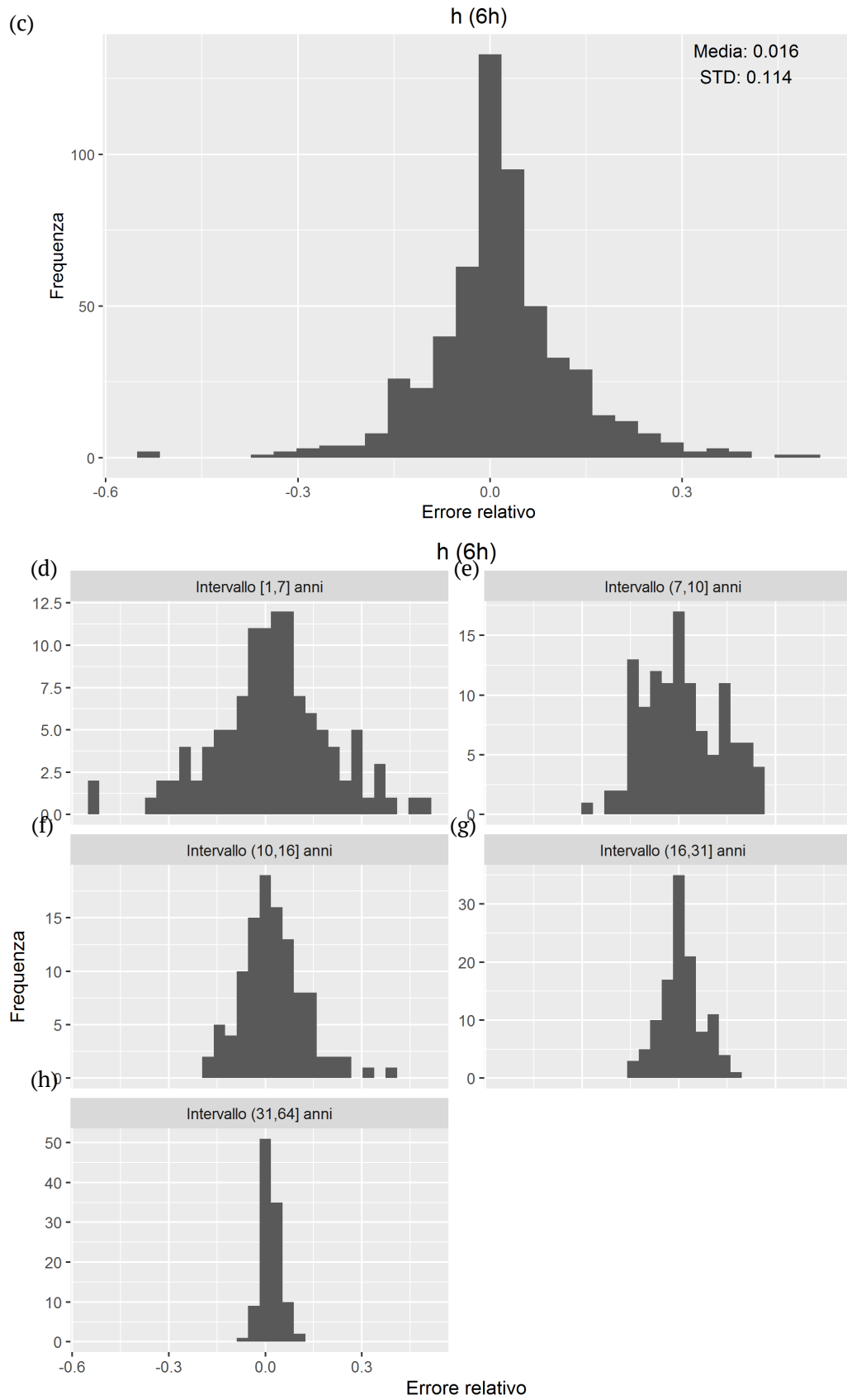
Durata 6h

(a)



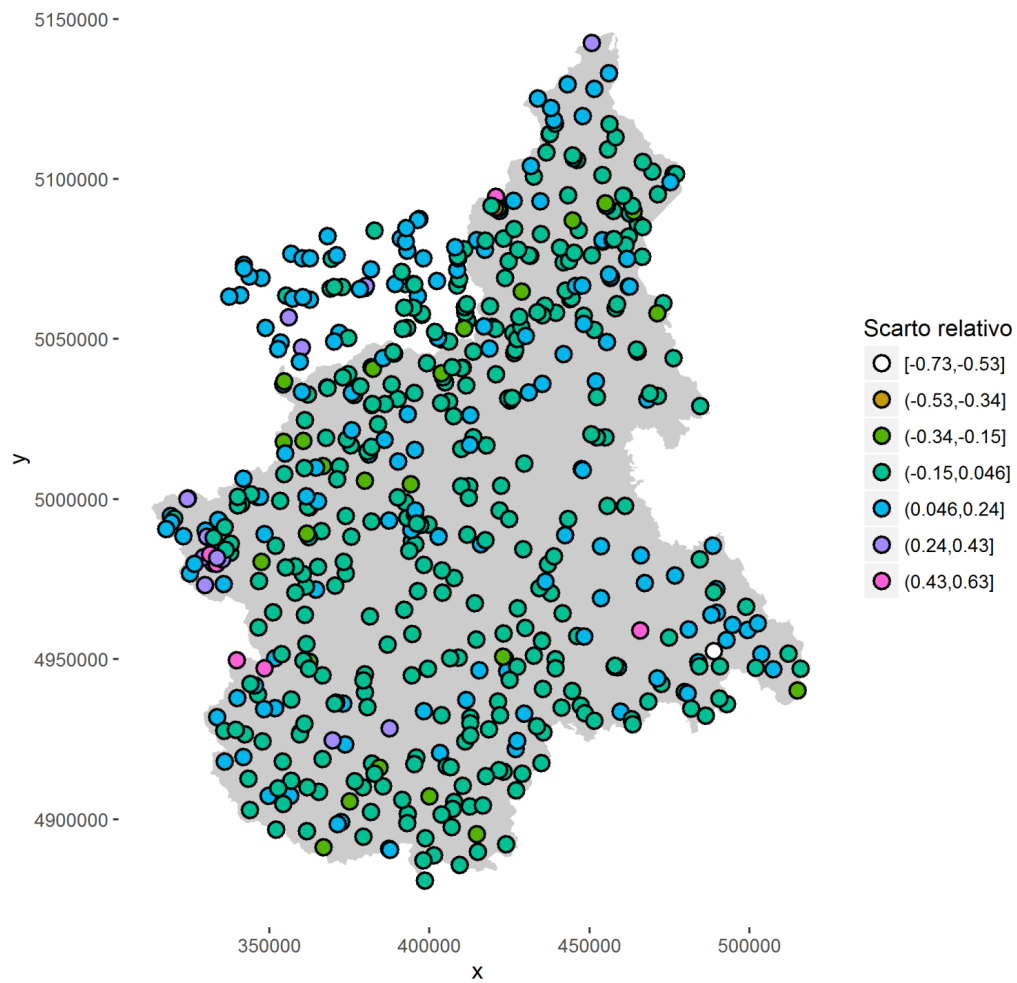
(b)



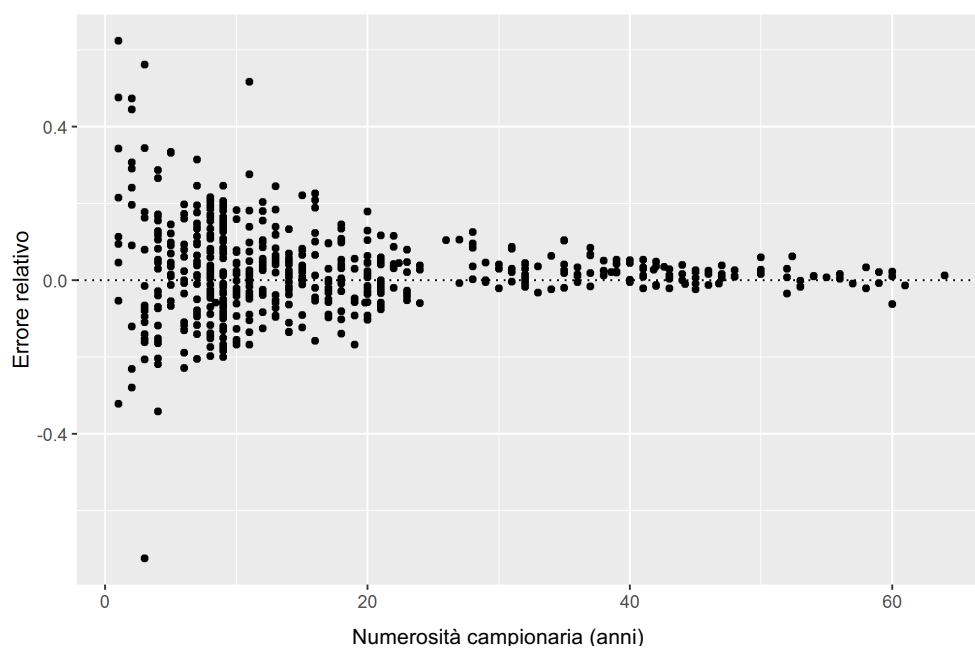


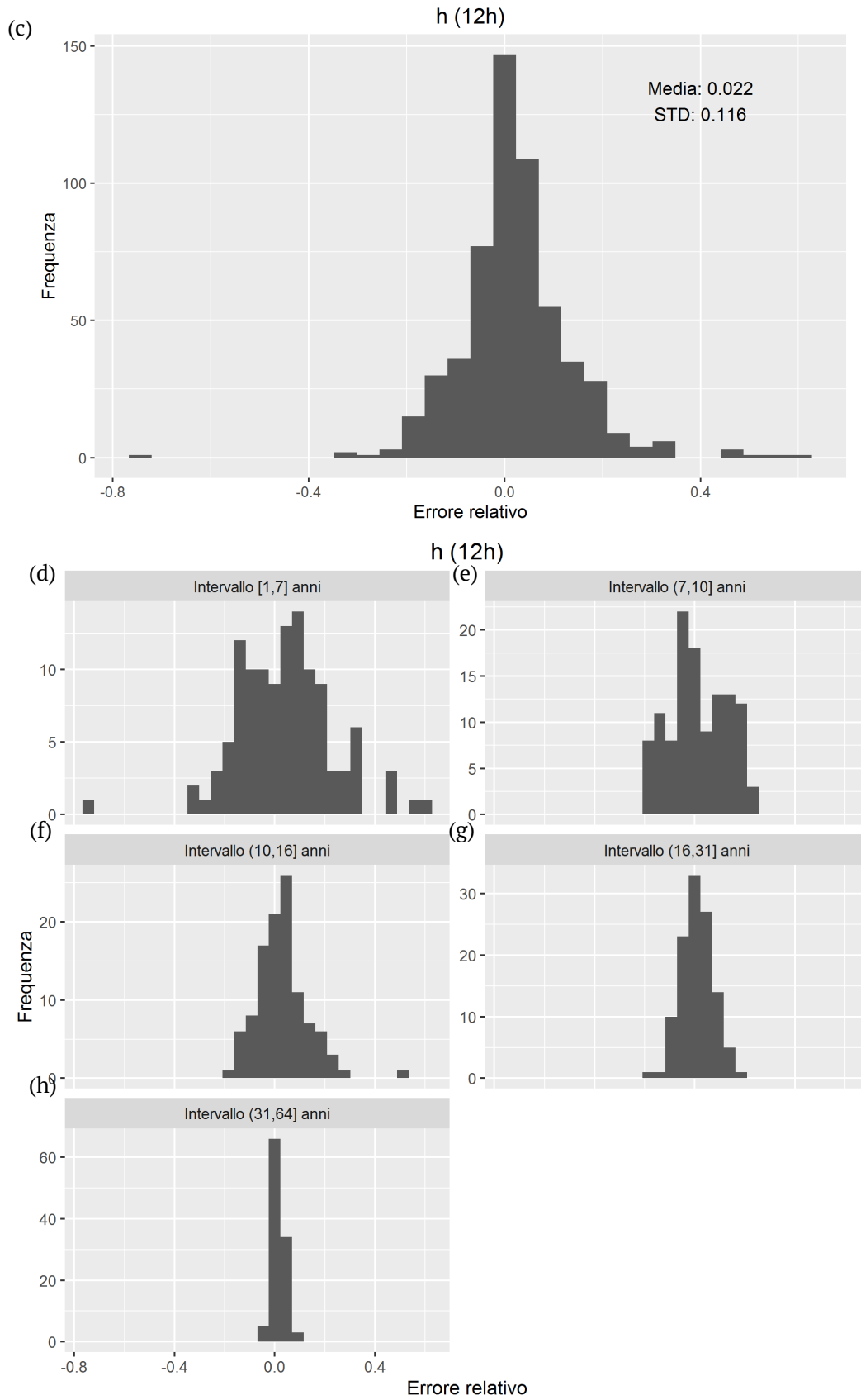
Durata 12h

(a)



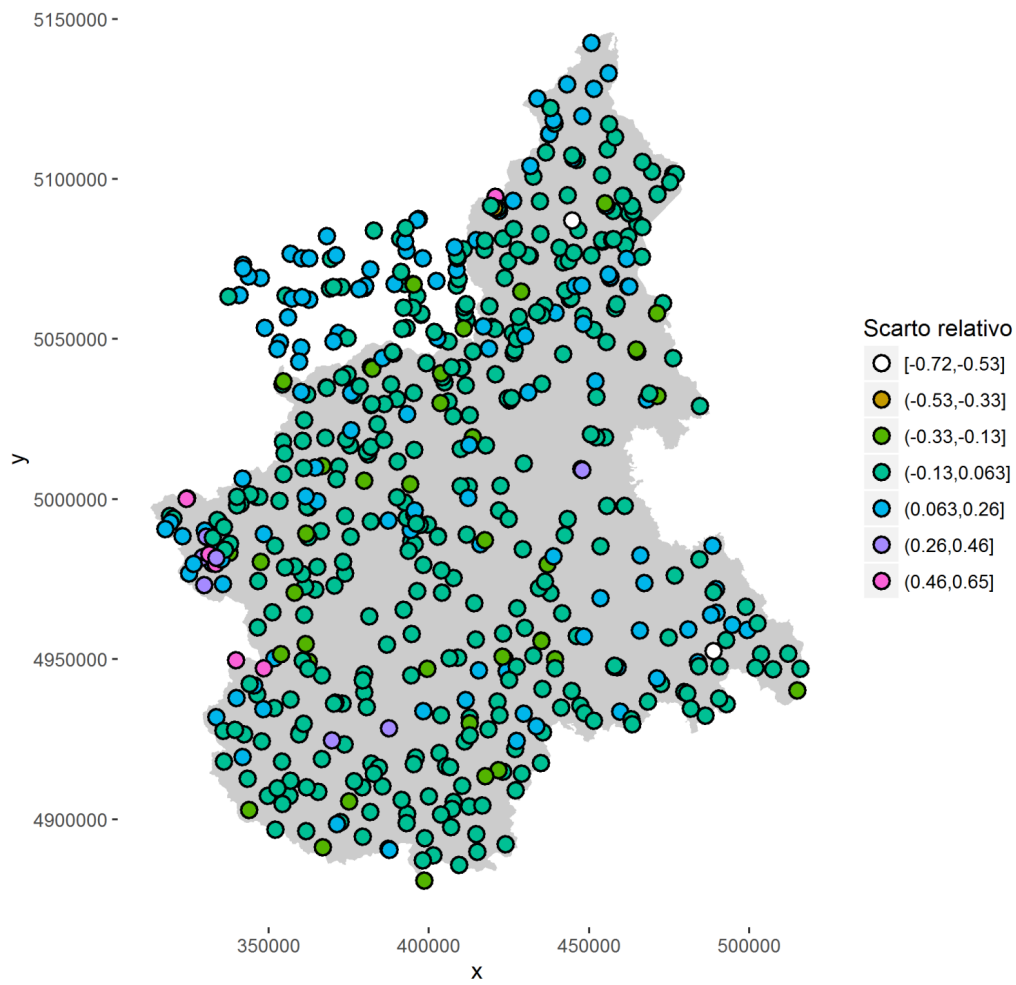
(b)



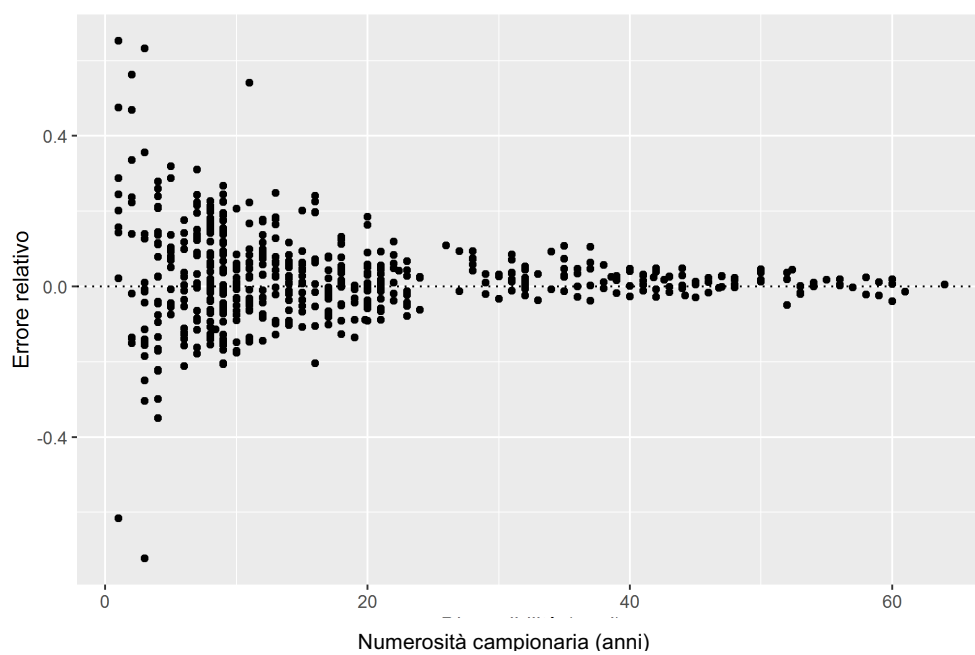


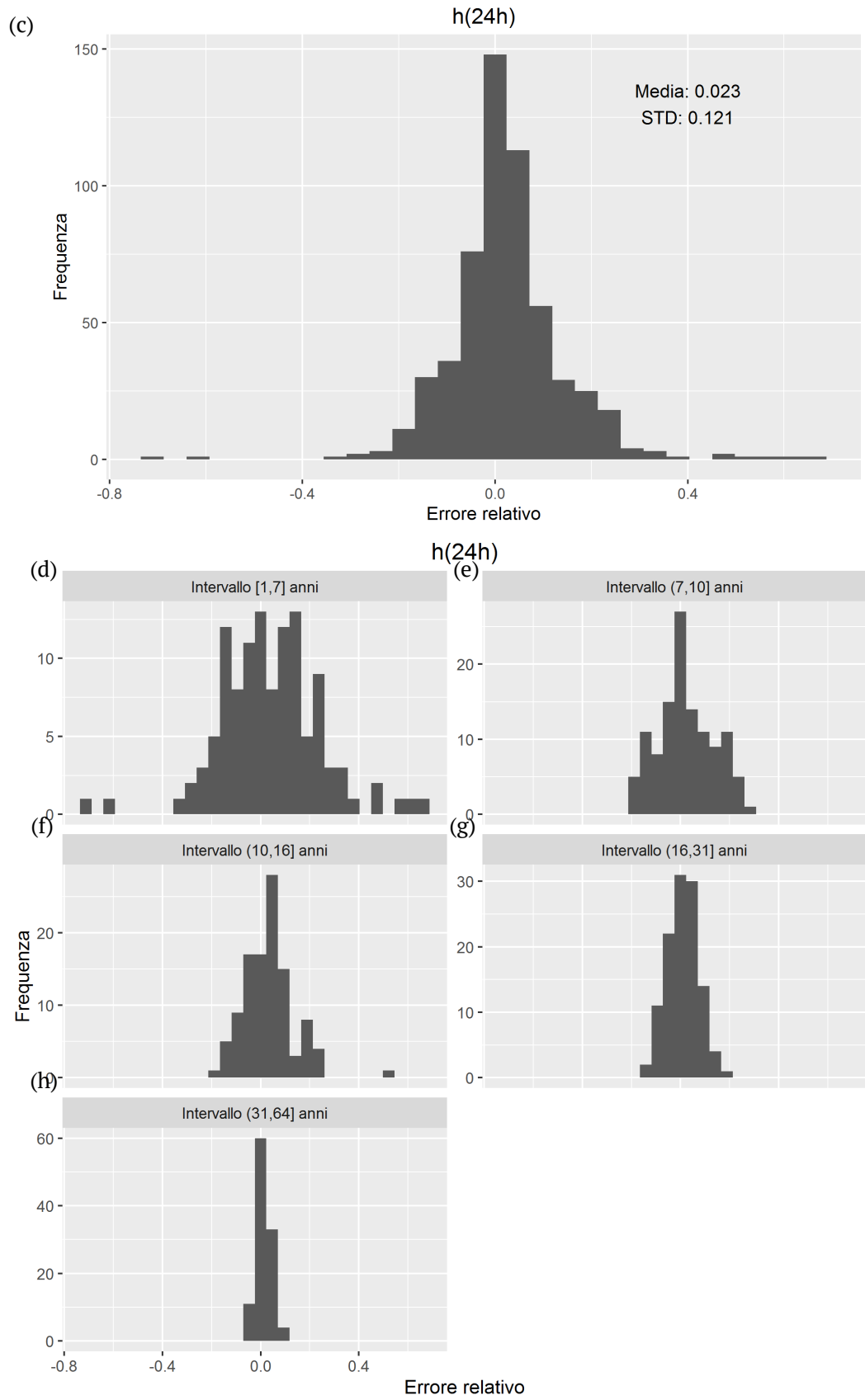
Durata 24h

(a)



(b)





A3. Outlier rispetto ai coefficienti a / n

Si analizzano di seguito le stazioni che presentano uno scarto considerevole rispetto ai due coefficienti a ed n . Le stazioni individuate sono quelle che, in una certa classe di disponibilità tra quelle indicate al Paragrafo 3.1 (1-7 anni, 8-10 anni, 11-16 anni, 17-31 anni, 32-64 anni), presentano l'errore relativo più elevato, calcolato come

$$\frac{|a_{stazione} - a_{griglia}|}{a_{griglia}}$$

per il coefficiente pluviale orario a , e

$$\frac{|n_{stazione} - n_{griglia}|}{n_{griglia}}$$

per l'esponente di invarianza di scala n .

Quanto al coefficiente pluviale orario (Figura 0-1) le stazioni analizzate sono "Omegna Lago d'Orta", "Loazzolo", "Cogne Gimillan", "Moncalvo" e "Iselle". Quanto a n , le stazioni sono "Sale", "Viverone Lago", "Passo del Moro", "Acqui Terme" e "Verduno Centrale".

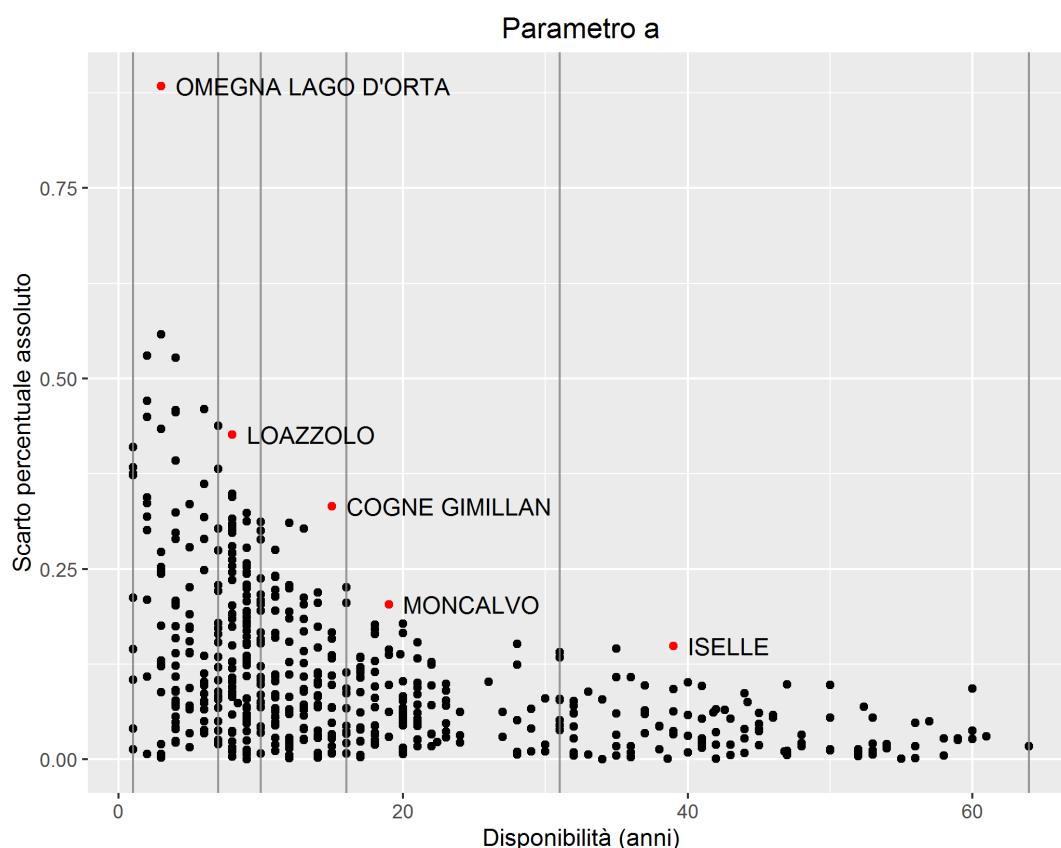


Figura 0-1 Individuazione delle 5 stazioni analizzate nel dettaglio

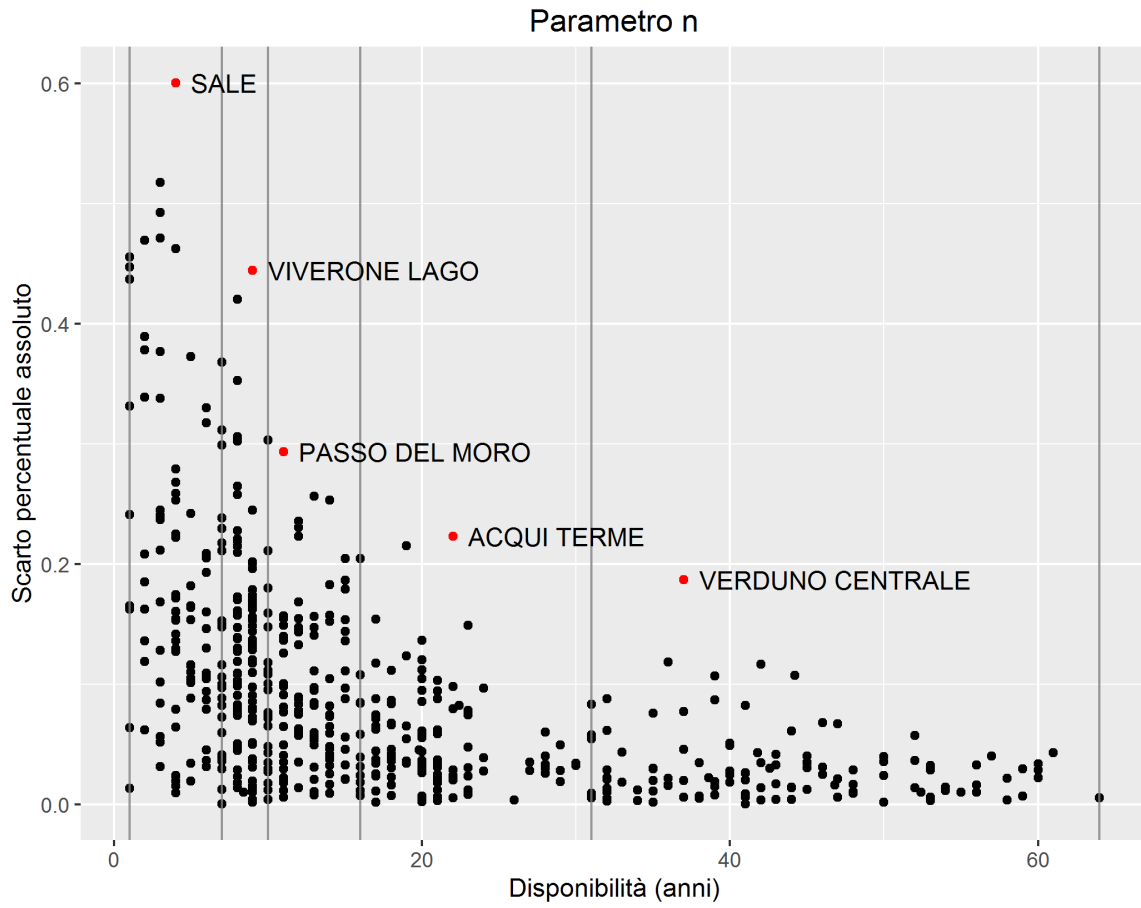
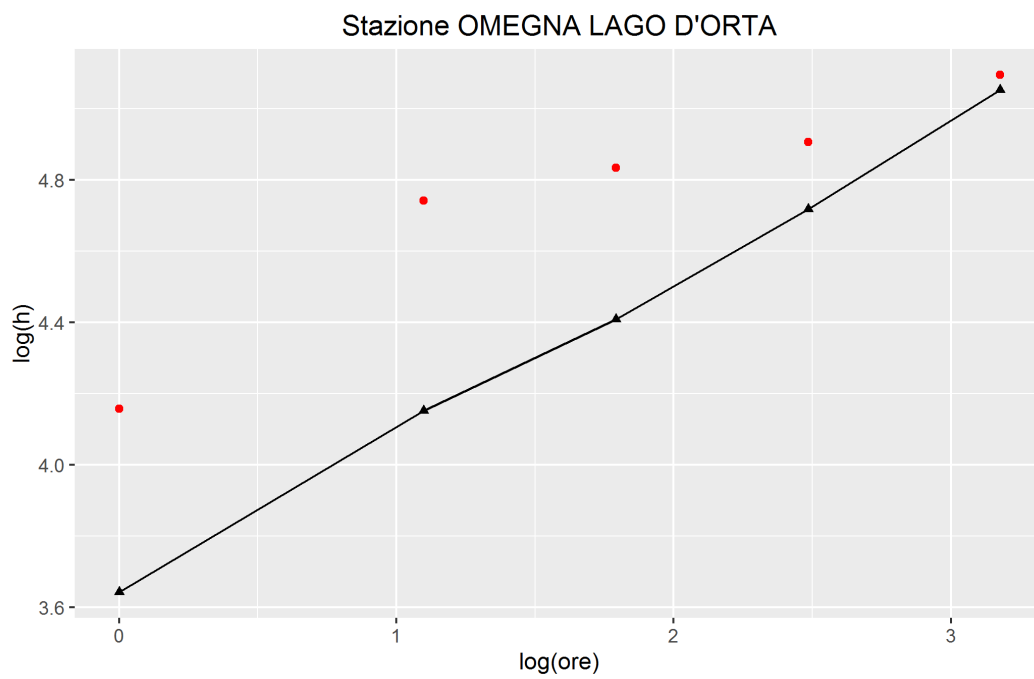
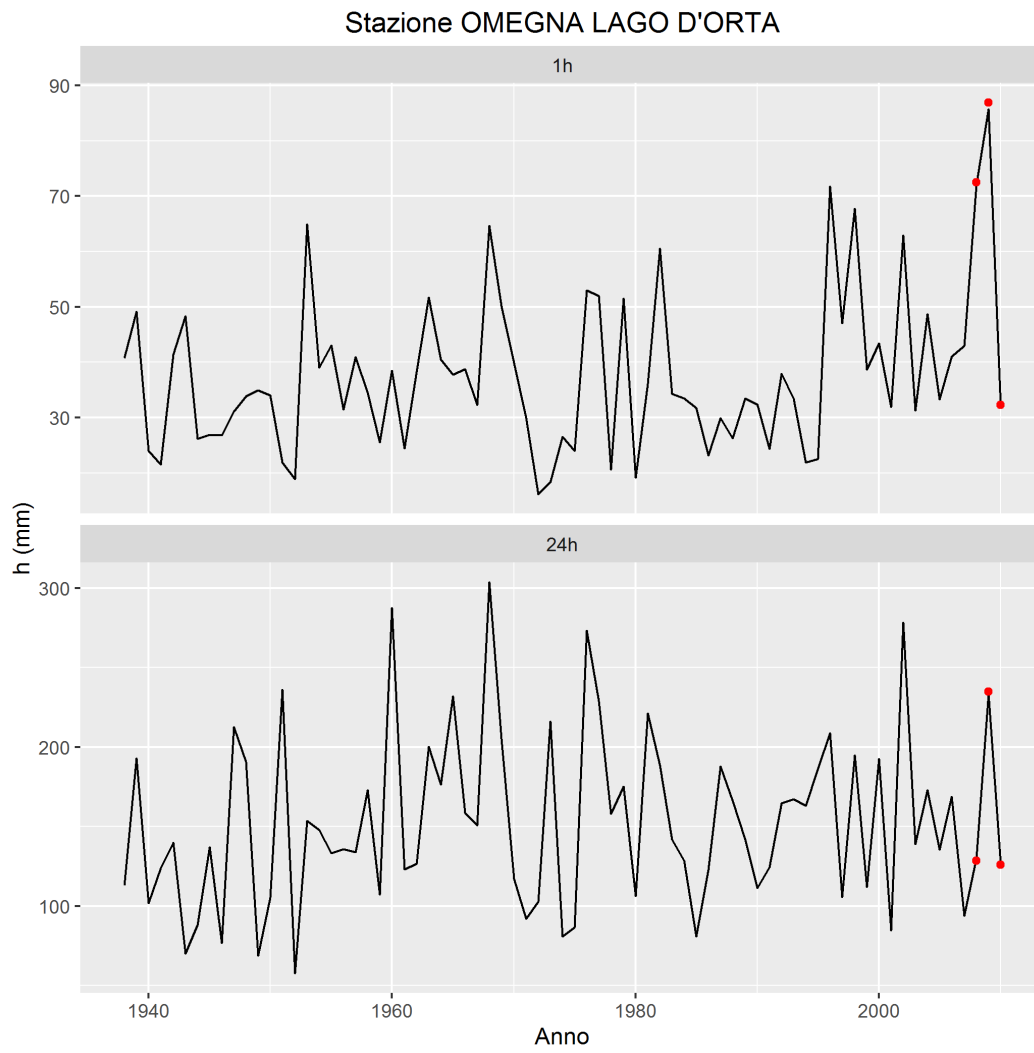
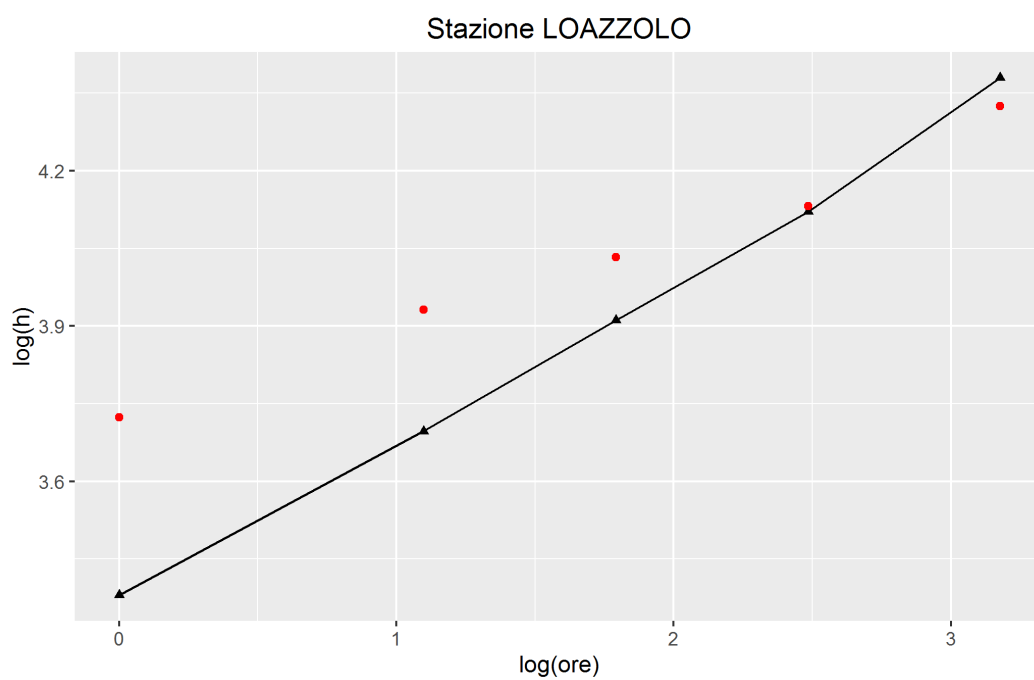
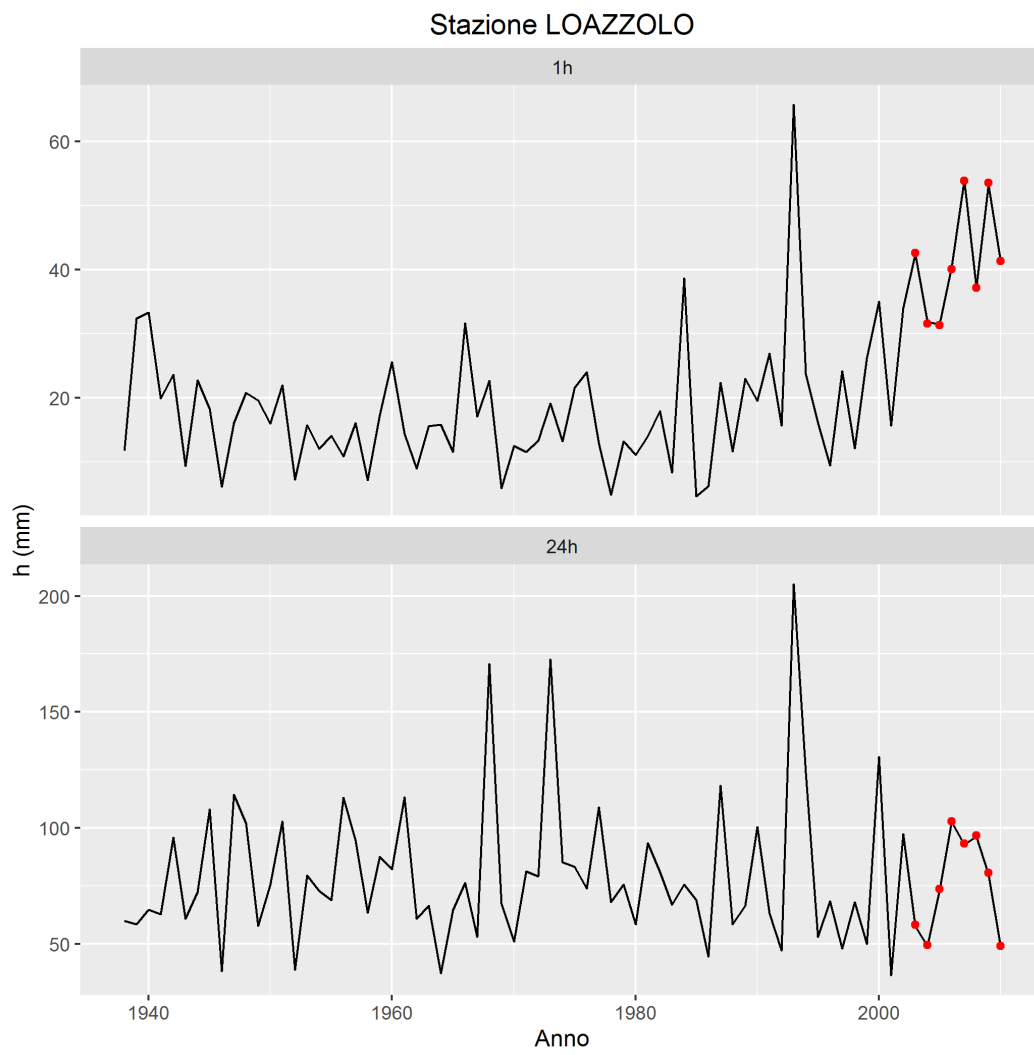


Figura 0-2 Individuazione delle 5 stazioni analizzate nel dettaglio

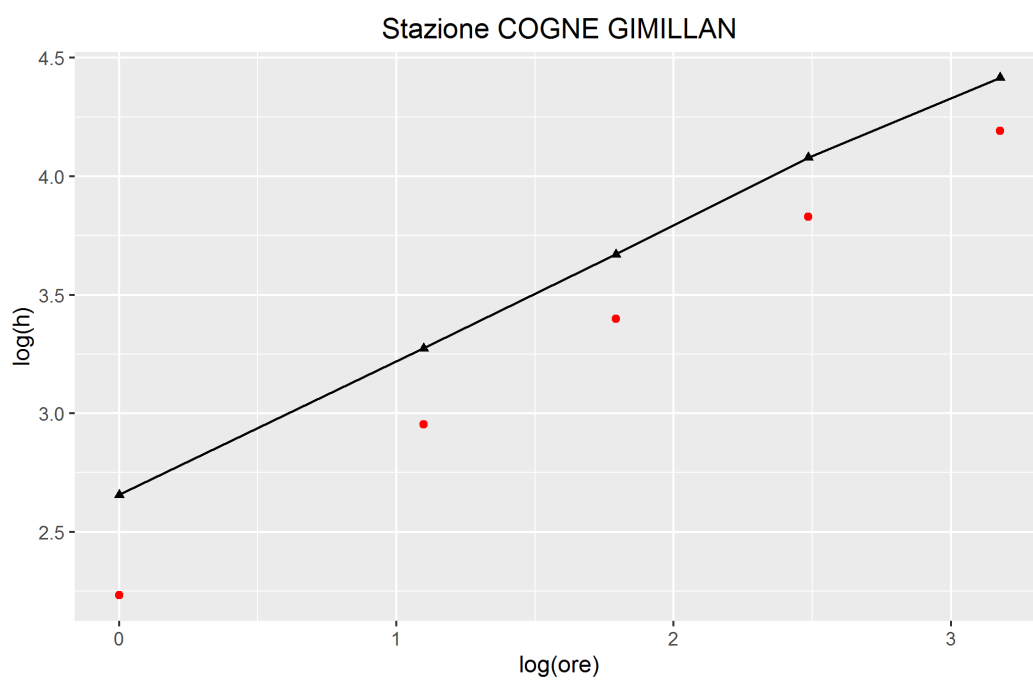
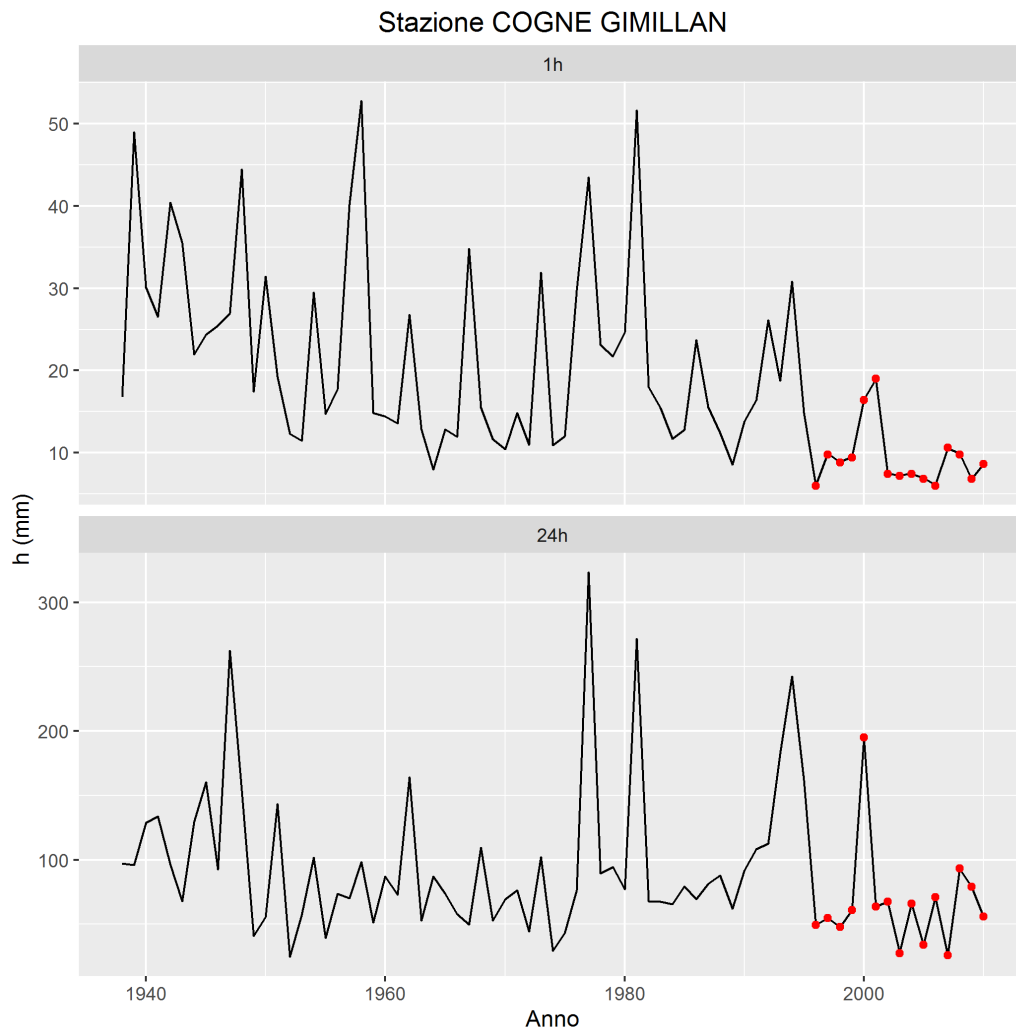
Omegna Lago d'Orta



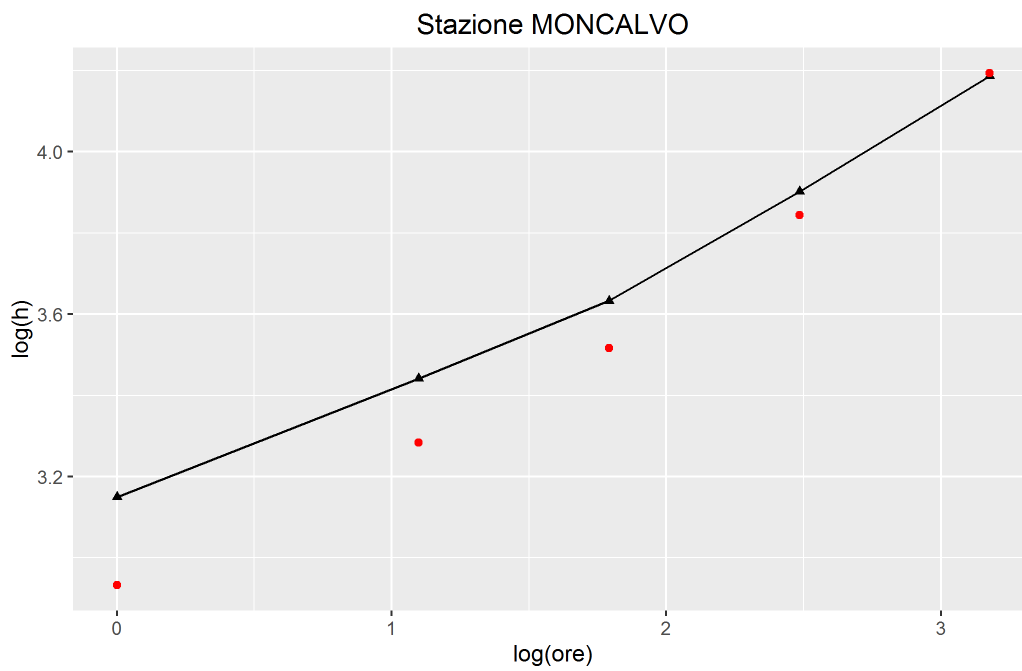
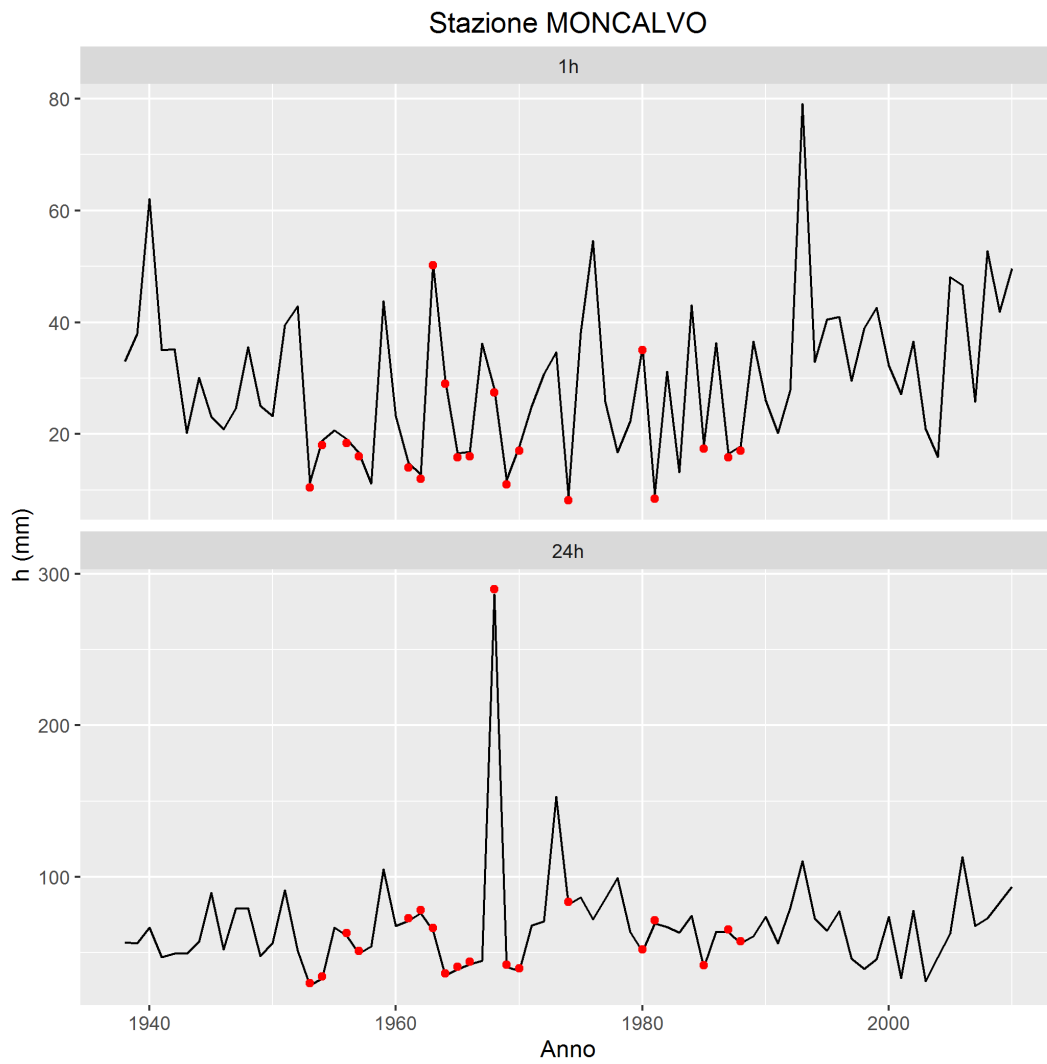
Loazzolo



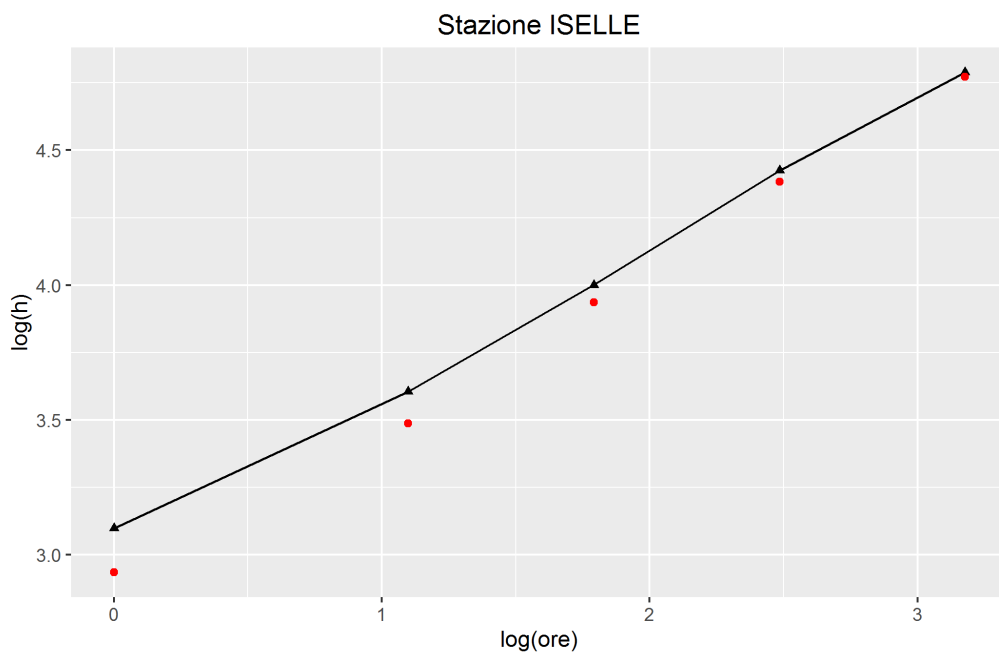
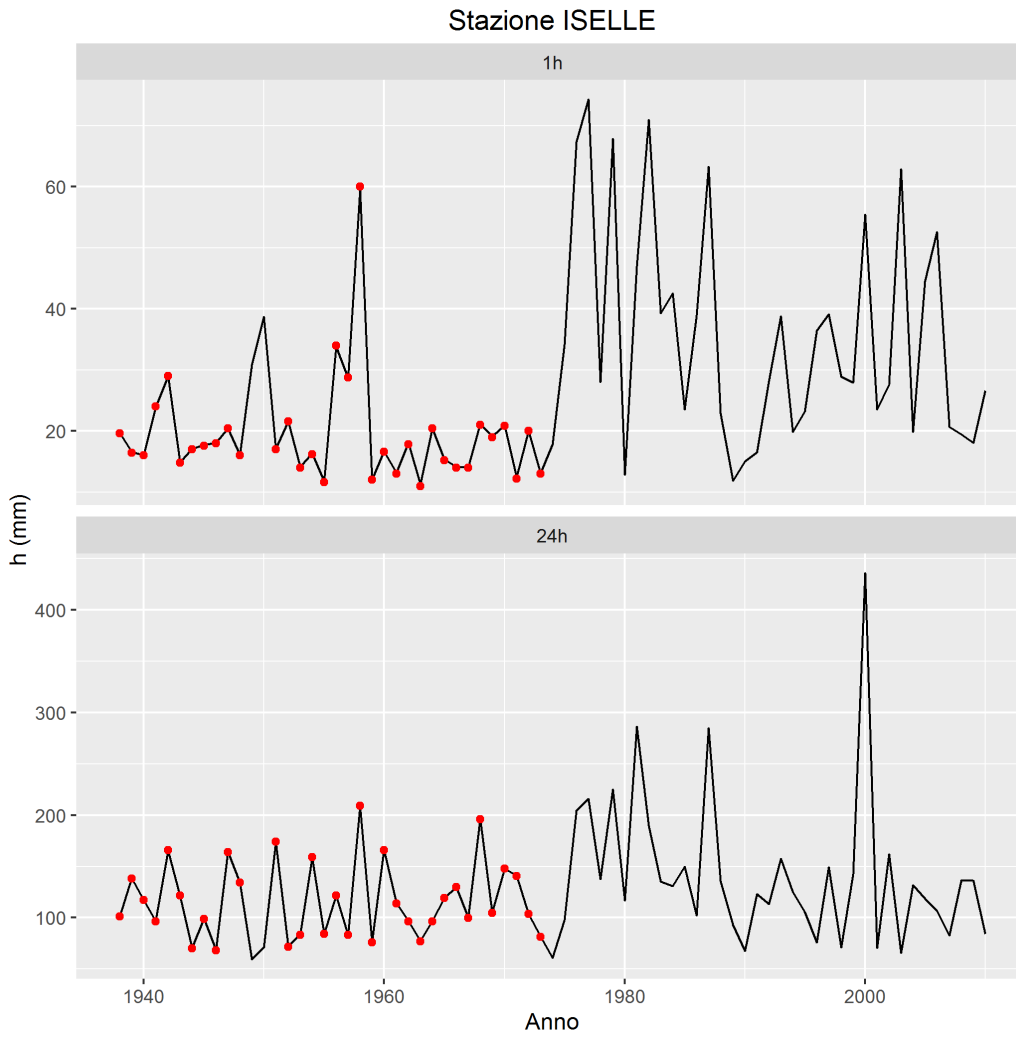
Cogne Gimillan



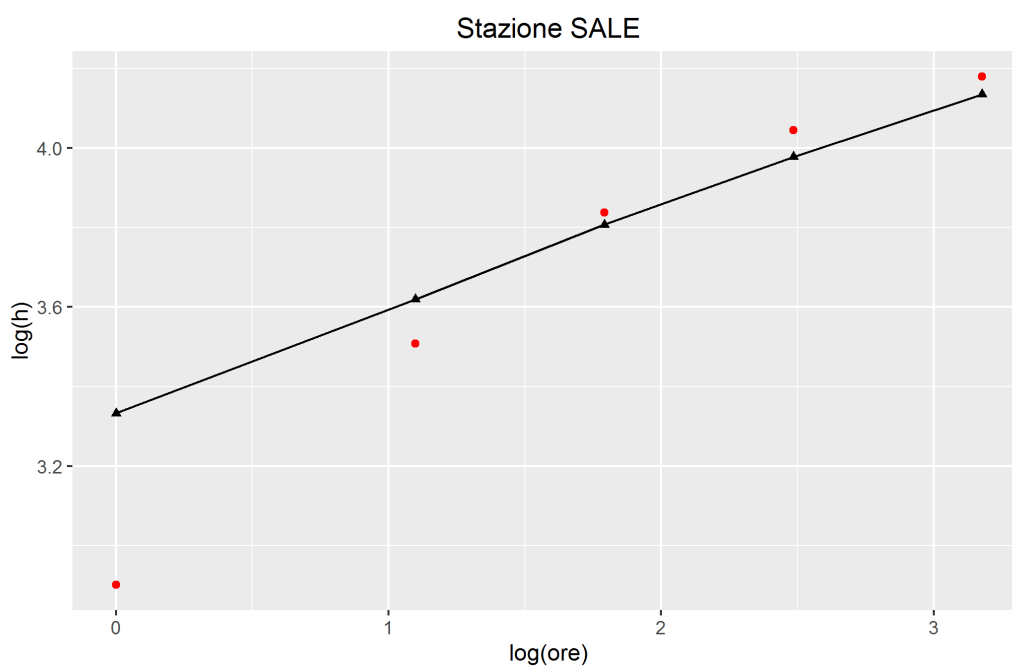
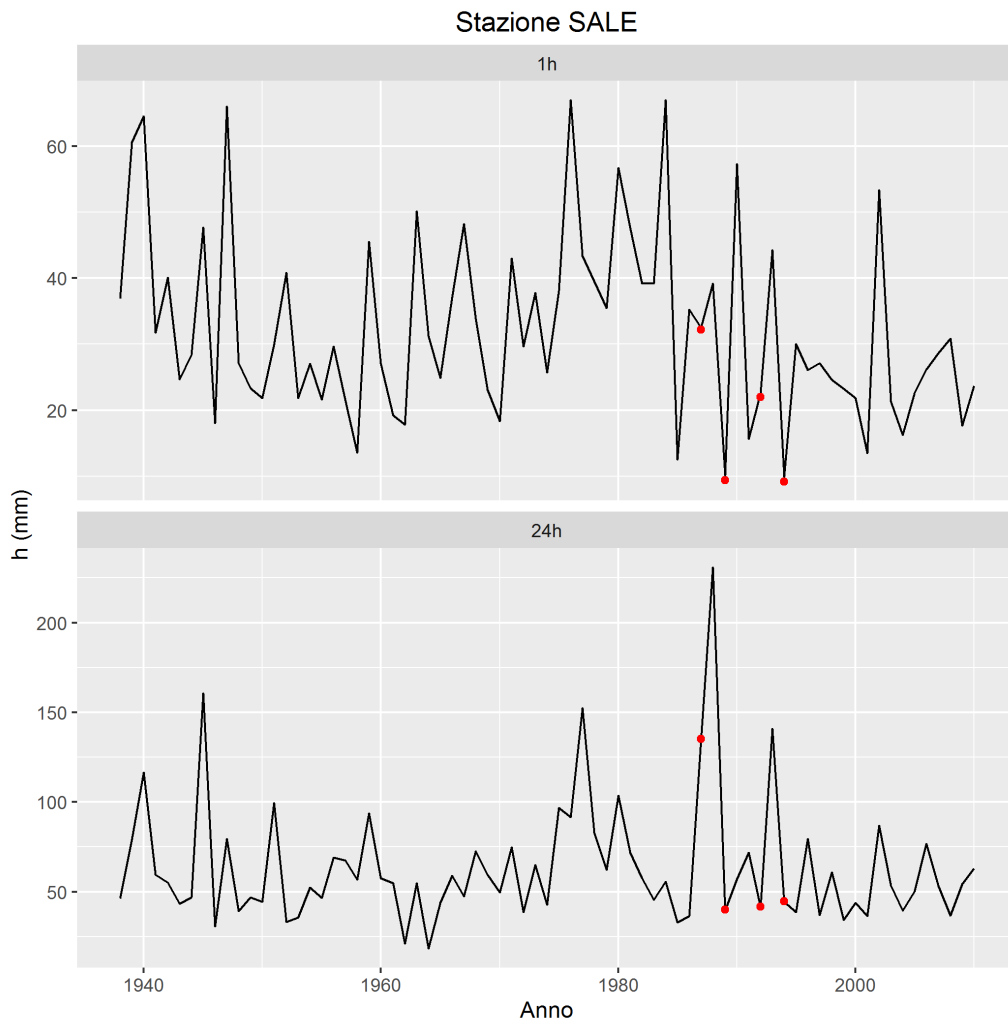
Moncalvo



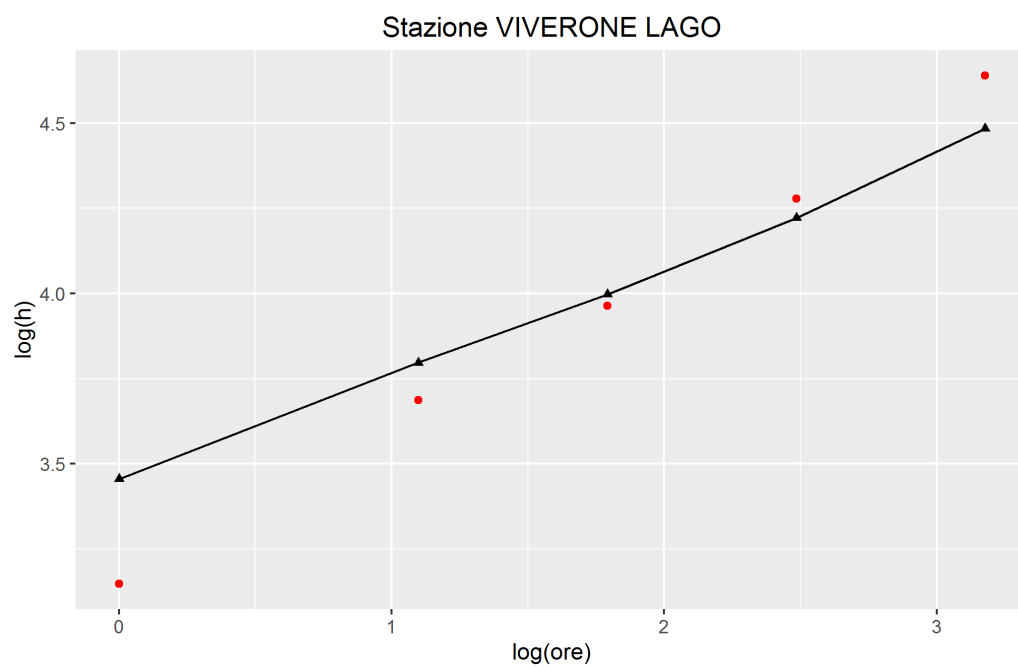
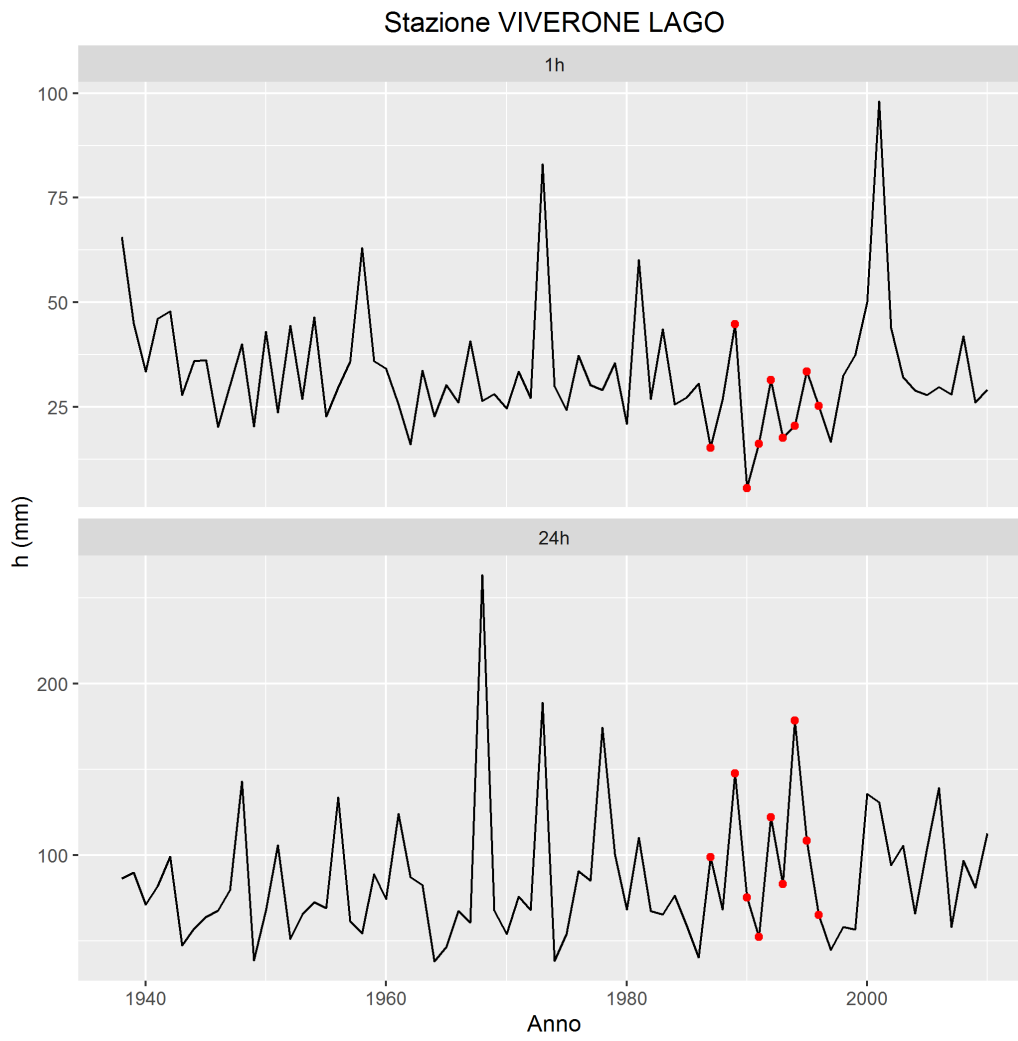
Iselle



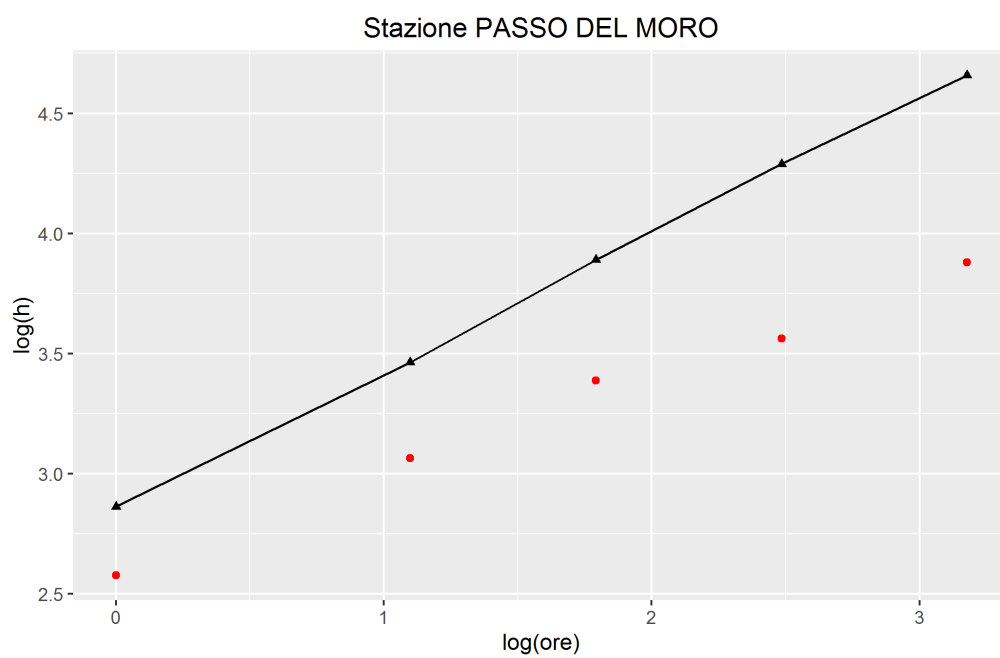
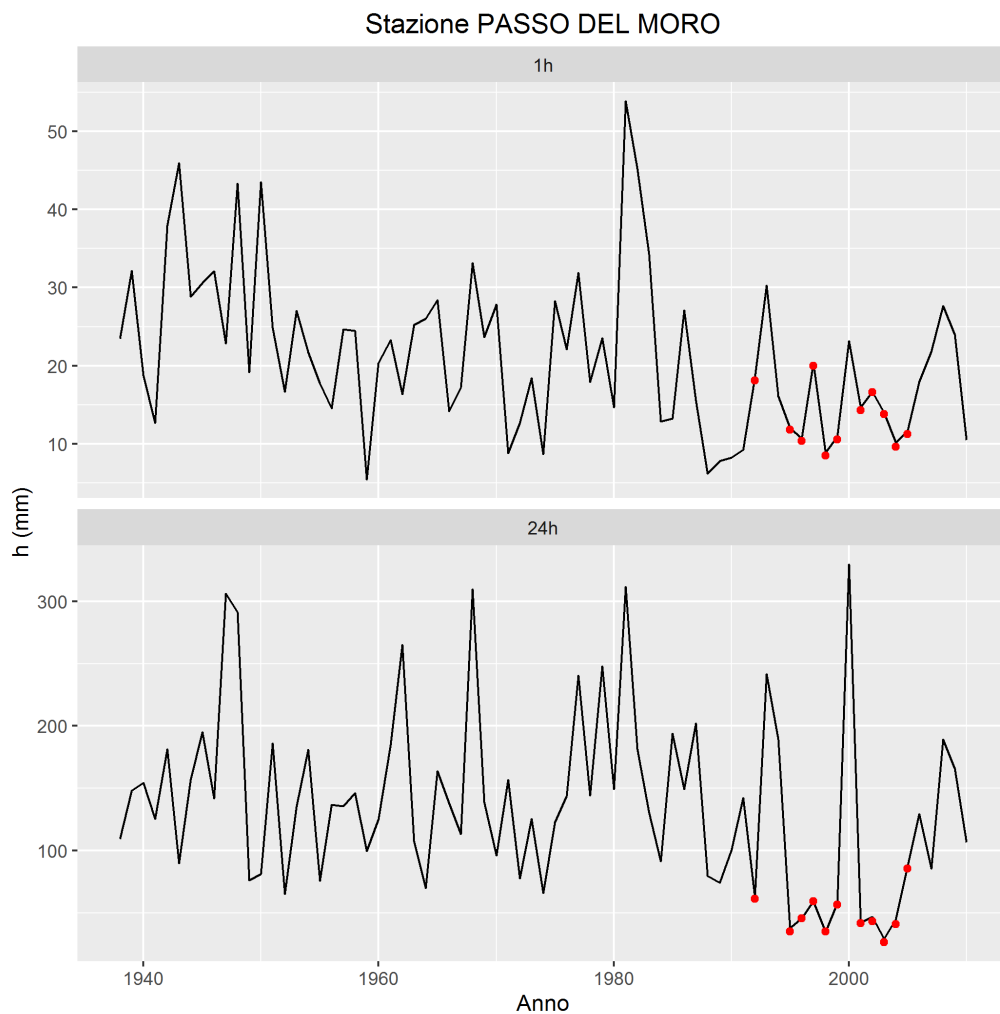
Sale



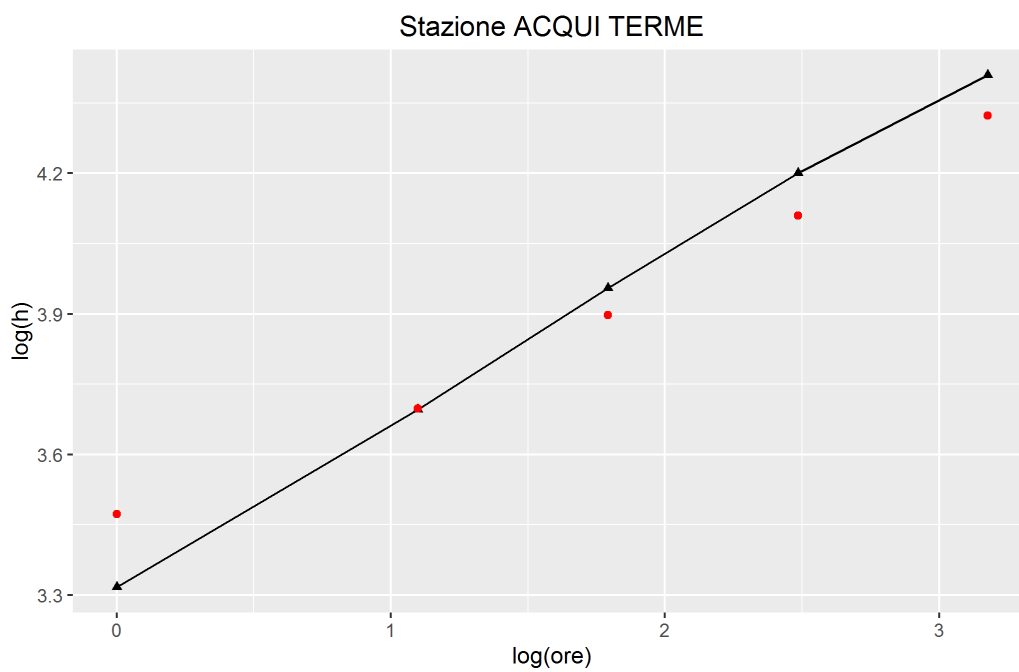
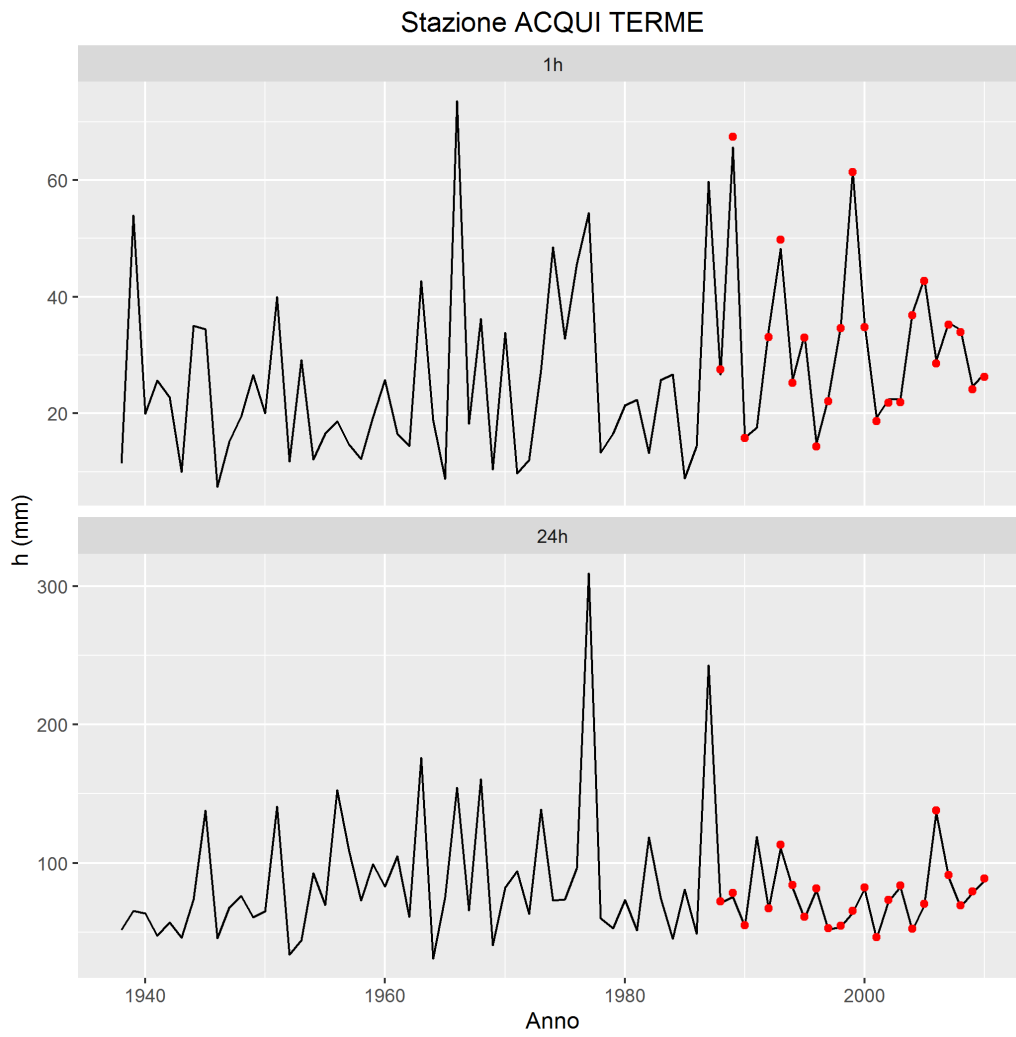
Viverone Lago



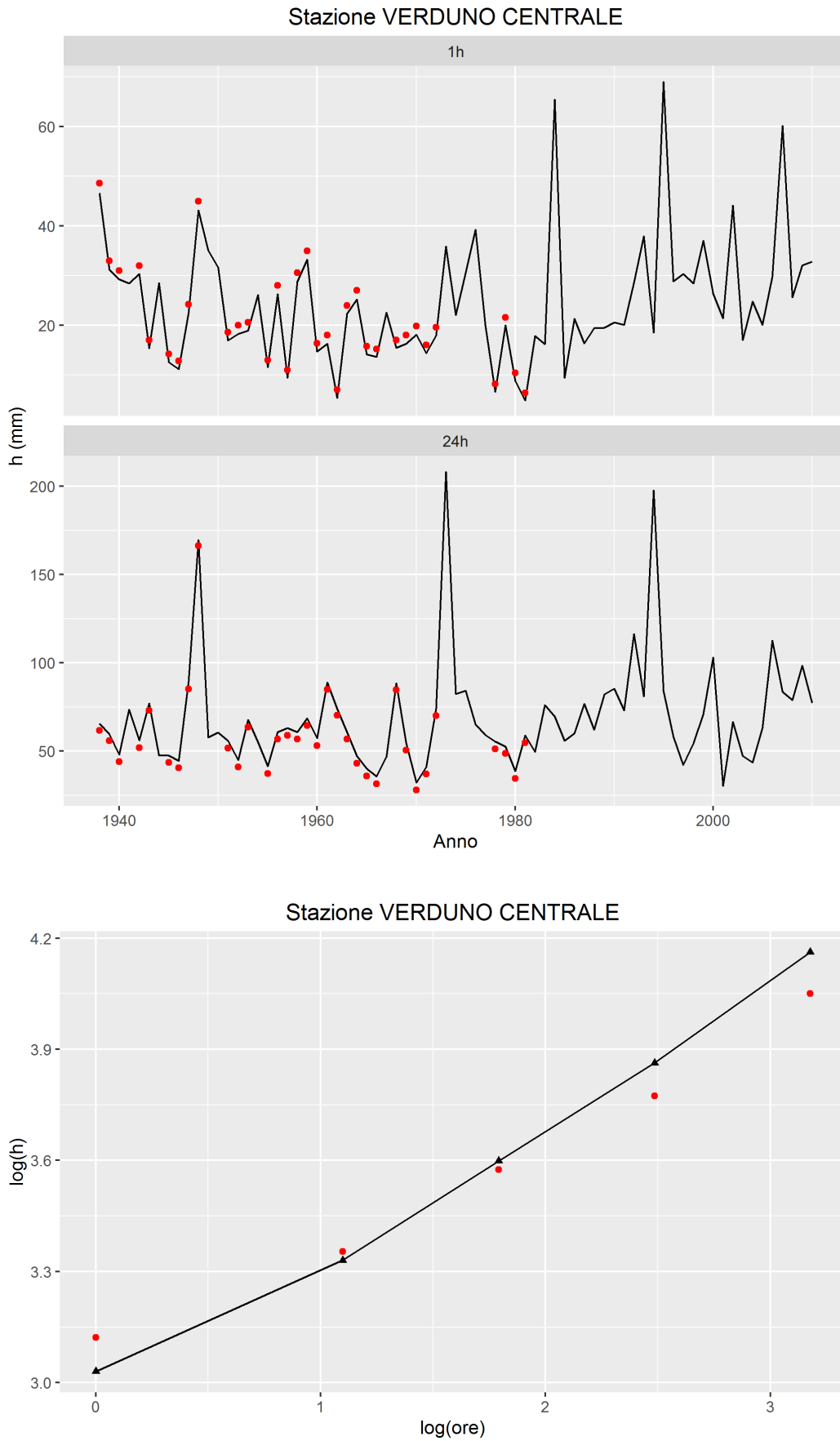
Passo del Moro



Acqui Terme



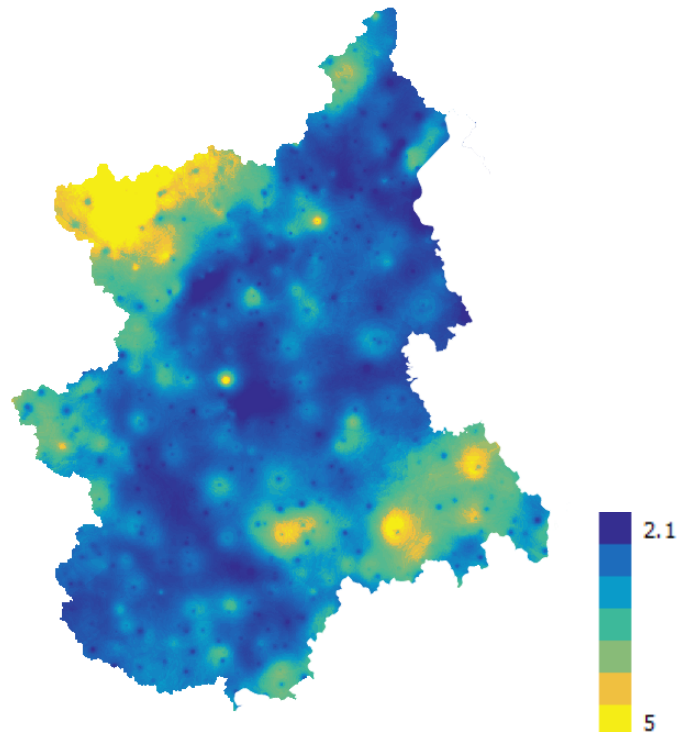
Verduno Centrale



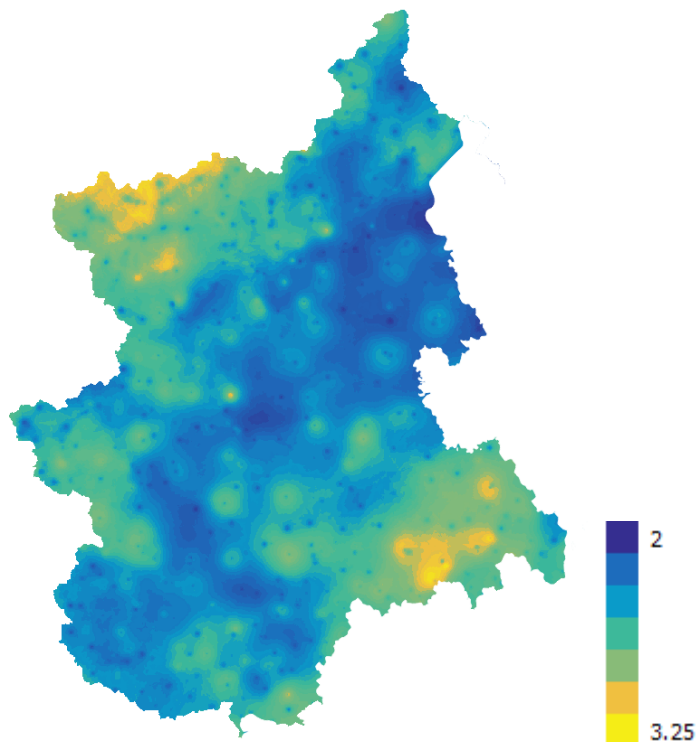
A4. Fattori di crescita

T=200 ANNI

GEV

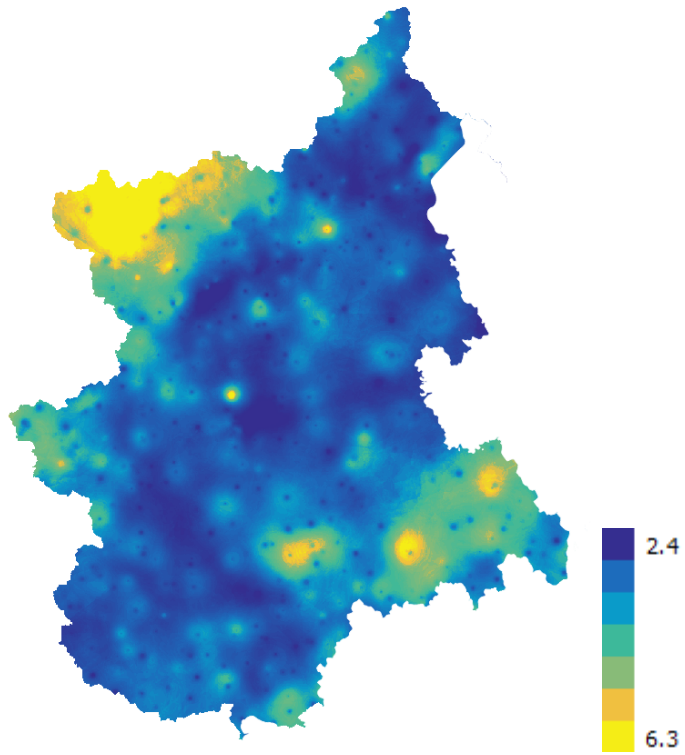


GUMBEL

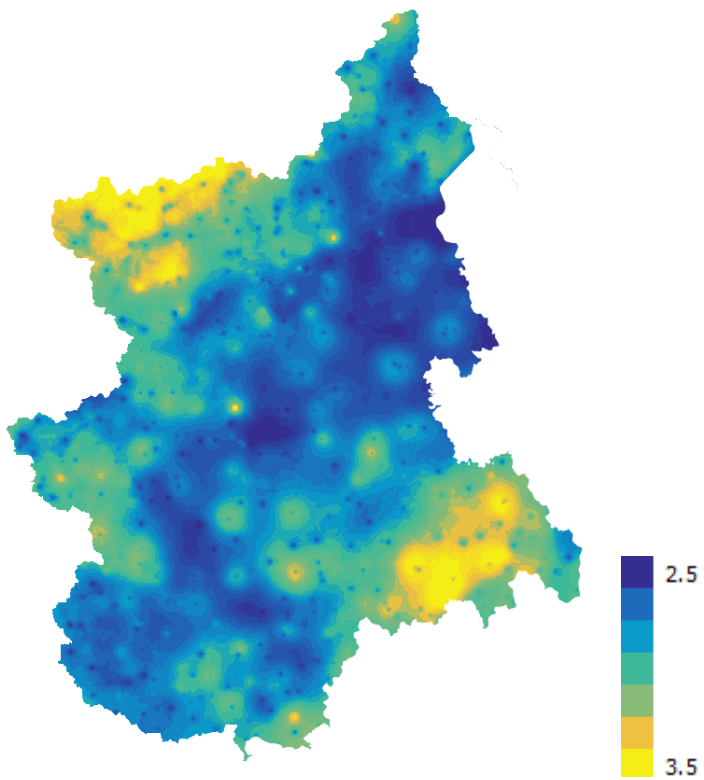


T=500 ANNI

GEV



GUMBEL



Bibliografia

ADBPO (Autorità di Bacino del fiume Po), Piano stralcio per l'Assetto idrogeologico (PAI): Interventi sulla rete idrografica e sui versanti. Parma, 2001

Allamano P., Claps P., Laio F. e C. Thea. A data-based assessment of the dependence of short-duration precipitation on elevation, *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, Volume 34, Issues 10-12, Pages 635-641, doi:10.1016/j.pce.2009.01.001, 2009

Bartolini, E., P. Claps, e F. Laio. Analisi della variabilità spaziale di valori caratteristici delle precipitazioni in Piemonte. Working Paper 2008-01, Dipartimento di Idraulica, Trasporti e Infrastrutture Civili, Politecnico di Torino, 2008.

De Michele, C. e R. Rosso. Rapporto sulla valutazione delle piene Italia Nord-occidentale: Portata al colmo di piena, Bacino del Fiume Po e Liguria Tirrenica. - Estratto dal Rapporto Nazionale VAPI con aggiornamenti. - CNR GNDCI. Milano, Agosto 2001

De Santis, D., Allamano, P., Ganora, D., Gallo, E., Laio, F., e P. Claps. Analisi spaziale delle precipitazioni estreme sub-orarie su Piemonte e Valle d'Aosta. Working Paper 2011-01, Dipartimento di Idraulica, Trasporti e Infrastrutture Civili, Politecnico di Torino, 2011.

Deidda, R., e M. Puliga. Sensitivity of goodness-of-fit statistics to rainfall data rounding off. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C* 31.18 (2006): 1240-1251.

Hosking, J. R. M., e J. R. Wallis. Regional frequency analysis: an approach based on L-moments. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 1997.

Kitanidis, P. K. Introduction to geostatistics, application in hydrogeology. Cambridge University Press, UK, 1997.

Moré, J.J., e D.C. Sorensen. Computing a Trust Region Step. *SIAM Journal on Scientific and Statistical Computing*, Vol. 3, pp 553-572, 1983.

Tobin, C., L. Nicotina, M. B. Parlange, A. Berne, e A. Rinaldo. «Improved interpolation of meteorological forcings for hydrologic applications in a Swiss Alpine region.» *Journal of Hydrology*, 2011: 77-89.

Villani P., La valutazione delle piene in Piemonte, Regione Piemonte. Direzione Generale Difesa Suolo, CUGRI (Consorzio interuniversitario per la previsione e prevenzione dei Grandi Rischi), Torino, Febbraio 2001.