



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI MILANO

Facoltà di Scienze Matematiche Fisiche e Naturali
Corso di Laurea in Fisica

Analisi delle serie pluviometriche del Centro Geofisico Prealpino di Varese con particolare riferimento alla statistica delle piogge intense

Relatore : Prof. Maurizio Maugeri

Relatore esterno : Dott. Paolo Valisa

Tesi di laurea di:

Ambrogio Volonté

Matr. 722854

Codice P.A.C.S.: 92.60.J

Anno Accademico 2009-2010

Il sole non si era ancora alzato, ma un bagliore rossiccio annunciava, dietro Luino,
una lucida mattina di vento, di quelle che sembrano chiudere l'estate, dopo il
Ferragosto, quando il lago, come una donna che cambi abito, perde i suoi colori
tenui e leggeri per vestirsi di azzurro intenso e qualche volta di scuro turchino, se al
mattino lo spazza la *tramontana* e lo ripettina al pomeriggio l'*inverno*.

Piero Chiara

Indice

1	Introduzione	5
2	Strumenti	6
2.1	Pluviometro elettronico Micros	6
2.2	Pluviografo meccanico	7
3	Raccolta Dati	9
3.1	Validazione dati	9
3.1.1	Discussione di particolari criticità	10
4	Teoria dei valori estremi	12
4.1	Il Teorema dei Valori Estremi	12
4.2	Modelli a soglia: Generalized Pareto Distribution	13
4.2.1	Introduzione	13
4.2.2	Il modello asintotico	14
4.3	Lavorare con la Generalized Pareto Distribution	15
4.3.1	Scelta della soglia	15
4.3.2	Stima dei parametri - Maximum Likelihood Estimation	18
4.3.3	Tempi di ritorno	19
4.3.4	Intervalli di confidenza	19
5	Analisi dati e risultati ottenuti	22
5.1	Analisi base	23
5.1.1	Considerazioni di carattere generale	23
5.1.2	Accumuli per evento	26
5.1.3	Accumuli giornalieri	30
5.1.4	Accumuli triorari	35
5.1.5	Accumuli semiorari	40
5.1.6	Grafici ulteriori	45
5.2	Approfondimenti	50
5.2.1	Declustering	50
5.2.2	Intervalli “mobili”	50
5.2.3	Stagionalità	51
5.2.4	Confronto con altre stazioni CGP	51
5.2.5	Set di dati ARPA Lombardia	53

5.2.6	Likelihood Ratio Test	54
5.2.7	Goodness-of-fit	54
6	Descrizione degli eventi	55
6.1	Introduzione	55
6.2	Analisi eventi	57
6.2.1	12-14 Settembre 1995	57
6.2.2	10-13 Gennaio 1996	62
6.2.3	2-5 Maggio 2002	66
6.2.4	Novembre 2002	70
6.2.5	21 Agosto 2007	76
6.2.6	26 - 29 Aprile 2009	80
6.2.7	15 Luglio 2009	84
7	Conclusioni e prospettive	89
A	codice C++	94
B	codice R	99
C	Ringraziamenti	104
	Bibliografia	105

Capitolo 1

Introduzione

In questo lavoro di tesi mi sono occupato dell'analisi degli eventi precipitativi intensi registrati dalla stazione meteorologica, con pluviometro a cadenza semioraria, di Varese CGP (Centro Geofisico Prealpino) negli anni compresi tra il 1991 ed il 2010, utilizzando la teoria statistica dei valori estremi. L'utilità di un'analisi di questo genere risiede nel poter stimare i tempi di ritorno di eventi precipitativi, temporaleschi e non, causa di alluvioni, esondazioni ed altre criticità ad esse correlate.

I dati utilizzati per quest'analisi provengono dalla stazione meteo del Centro Geofisico Prealpino a Varese (via A. Del Sarto), principalmente dal pluviometro elettronico Micros. In caso di avaria del suddetto strumento, si sono completate le serie utilizzando i dati del pluviografo meccanico posto a fianco dell'elettronico e le risorse dell'archivio CGP.

La statistica delle precipitazioni estreme è stata elaborata analizzando i singoli eventi, gli accumuli giornalieri, gli accumuli nelle tre ore ed i diversi rain rate semiorari. Si è scelto di lavorare caratterizzando come estremi gli eventi al di sopra di una certa soglia, utilizzando la Generalized Pareto Distribution per interpolare i dati. I risultati di questa analisi mettono in risalto la possibilità di registrare eventi di precipitazioni intense anche abbastanza prolungati sul territorio varesino, riflettendo l'incidenza del fattore orografico sulla loro frequenza e intensità. Si è quindi ritenuto necessario corredare quest'esposizione con un capitolo in cui si descrivono diversi eventi particolarmente intensi, analizzandone le cause a livello sinottico e l'interazione con la particolare orografia del territorio insubre.

Capitolo 2

Strumenti

Lo strumento utilizzato per la misura delle precipitazioni è il pluviometro, costituito da un raccoglitore a forma di imbuto, collegato ad un sistema per la misurazione dell'accumulo pluviometrico. Lo scopo dell'imbuto raccoglitore è di limitare il più possibile le perdite per evaporazione e, a questo scopo, il foro dell'imbuto deve essere il più piccolo possibile. La precipitazione viene misurata in mm caduti in un certo intervallo di tempo (conoscendo la superficie e la geometria del recipiente possono essere espressi in $litri/m^2$), ed è comunque da considerarsi una misura di tipo puntuale in quanto le dimensioni della bocca del pluviometro sono assai ridotte rispetto alla superficie di un bacino [28].



Figura 2.1: Immagine del pluviometro elettronico Micros (sulla destra) e del pluviografo meccanico (in primo piano) relativi alla stazione meteo di Varese CGP (Archivio CGP)

2.1 Pluviometro elettronico Micros

Lo strumento principale per le misure relative ai dati analizzati in questo lavoro di tesi è un *pluviometro elettronico Micros* (Figura 2.1). Questo strumento consente

di misurare la quantità di precipitazione mediante una bilancia oscillante di tipo magnetico (Figura 2.4). La bilancia è composta da due contenitori tarati mediante contrappeso a una capacità equivalente a 0.1 mm di precipitazioni. Al superamento di tale soglia, si ha la rotazione della bilancia e un magnete, solidale con essa, produce la chiusura di un *contatto Reed*, generando un impulso utile per la registrazione dei dati. Il numero dei ribaltamenti della bilancia risulta così proporzionale all'intensità della pioggia.

2.2 Pluviografo meccanico

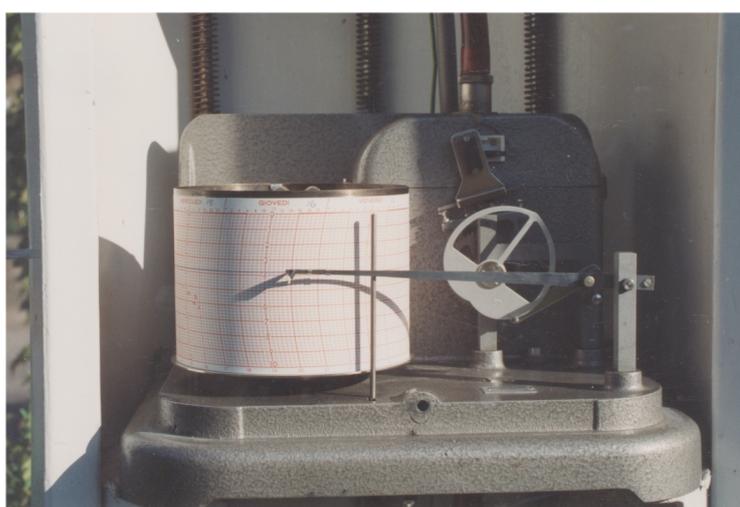


Figura 2.2: Interno del pluviografo della stazione meteo di Varese CGP. Si nota il nastro cartaceo in primo piano e, alla sua destra, la penna collegata attraverso il cardioide al meccanismo oscillante, coperto. Nella parte alta dell'immagine si vede il condotto che porta le precipitazioni dall'imbuto alle vaschette (Archivio CGP)

Il pluviografo produce una registrazione su carta della precipitazione. Anche in questo caso l'imbuto convoglia l'acqua a un sistema composto da due vaschette basculanti intorno ad un perno, con la singola vaschetta che si riempie finché lo spostamento del baricentro non ne provoca il ribaltamento e lo svuotamento. Per ogni rovesciamento dei contenitori, mediante un meccanismo (si veda il cardioide in Figura 2.2), viene fatta muovere una penna che traccia un diagramma su una striscia di carta fissata su di un tamburo ruotante collegato ad un orologio. Un impulso corrisponde a 0.2 mm di pioggia e le strisce cartacee sono di durata settimanale.



Figura 2.3: Immagine della taratura del pluviografo meccanico, effettuata usando un contenitore per flebo come riferimento (Archivio CGP)

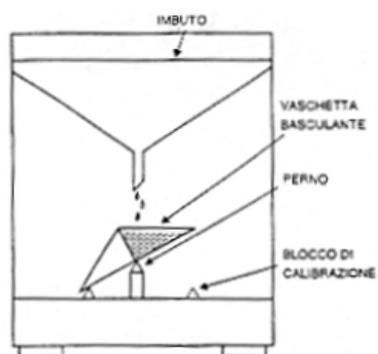


Figura 2.4: Schema di funzionamento del meccanismo oscillante di un pluviometro [28]

Capitolo 3

Raccolta Dati

In questo lavoro si sono analizzati i valori precipitativi registrati dalla stazione meteo di Varese CGP nel periodo che va dal 1 Gennaio 1991 al 31 Dicembre 2010 (Figura A.1). A questo scopo si sono utilizzati i dati in formato digitale a cadenza semioraria raccolti dal pluviometro elettronico Micros, disponibili dal 1 Gennaio 1992 al 31 Dicembre 2010. Per raggiungere i 20 anni di osservazioni si è deciso di digitalizzare i dati raccolti sui diagrammi pluviometrici settimanali dal pluviografo meccanico. Si è deciso di mantenere una cadenza semioraria anche per questi dati, considerando difficile fornire una stima più precisa della loro collocazione temporale (Figura 6.5).

3.1 Validazione dati

Per controllare la validità della serie elettronica presa in considerazione la si è confrontata con i resoconti di stazione del Centro Geofisico Prealpino, redatti periodicamente dagli operatori, controllando che i totali mensili avessero discrepanze minori del 10%. Nelle circostanze in cui la serie elettronica presentava dei buchi si è provveduto ad inserirvi manualmente i dati del pluviografo, segnalando eventuali discrepanze o criticità di vario tipo. Naturalmente l'inserimento dei dati cartacei del pluviografo introduce un'ulteriore fonte di errore data dalla possibile imprecisione nella lettura del diagramma. Si considera comunque accettabile la sensibilità dello strumento pari a 0.2 mm , che equivale ad una spaziatura verticale sul diagramma pluviografico. Non si ritiene significativa fonte di errore l'inserimento di dati con sensibilità pari a 0.2 mm in mezzo ad altri con sensibilità pari a 0.1 mm , anche perchè l'errore sui totali delle precipitazioni diventa trascurabile quanto più gli accumuli sono elevati, cioè nei casi oggetto di questo studio. Nei casi in cui al malfunzionamento del pluviometro elettronico si è accompagnata una contemporanea avaria del pluviografo, si è deciso di usare i dati della stazione di Varese Centro (Palazzo Estense, a circa 2 km in direzione SSE e a una quota inferiore di 50 m), usando tecniche di normalizzazione dei dati, illustrate in seguito, per ovviare alla differente collocazione della suddetta stazione. In caso di discrepanze tra i valori dei diversi strumenti CGP si è sempre deciso di usare il valore maggiore. Infatti, a meno di avarie e starature, per un pluviometro è decisamente più probabile una sottostima

delle precipitazioni piuttosto che una sovrastima, a causa di possibili dispersioni delle precipitazioni per cause eoliche o per ostruzioni all'imbuto di raccoglimento.

3.1.1 Discussione di particolari criticità

In questa sezione si discutono caso per caso i particolari problemi, che non sono stati descritti in precedenza, relativi alla raccolta dei dati e le scelte operate per la loro risoluzione.

- **8-10 Aprile 2006**

In questo caso mancano le prime 17 ore di precipitazioni dal database elettronico. Si decide, allora, di sostituire i dati mancanti con quelli del pluviografo meccanico. Si nota, però, che vi è una discrepanza di circa 20 mm tra le precipitazioni totali registrate nelle ore seguenti all'avaria, a favore dello strumento elettronico. Si opta comunque per l'inserimento dei dati cartacei senza effettuare rinormalizzazioni, dato che i valori mancanti sono relativi alle piogge più deboli (e la discrepanza potrebbe essere causata da una sottostima del pluviografo durante i rovesci più intensi). Operando questa scelta, inoltre, il totale mensile risulta compatibile con il resoconto redatto dagli operatori (si osserva un deficit di circa 10 mm sui 148.7 mm presenti sul resoconto CGP).

- **7-9 Dicembre 2006**

Il peggioramento è completamente assente dal database elettronico e in quel periodo il pluviografo è in avaria. Si inseriscono quindi i dati della stazione di Varese Centro. Dato il carattere estremo dell'evento, si trova una sua descrizione all'interno dei resoconti mensili del Centro Geofisico Prealpino [1], comprendente gli accumuli giornalieri; confrontandola con i dati della stazione di Varese Centro ci si accorge che quest'ultima registra un quantitativo totale di precipitazione inferiore del 16%. Si decide allora di moltiplicare tutte le precipitazioni semiorarie di Varese Centro per una costante, in modo da uguagliare il valore totale del resoconto. Si può utilizzare quest'ipotesi di linearità grazie alla particolare situazione sinottica (uno sbarramento da sud con l'aria umida che va ad impattare contro le pendici del Campo dei Fiori, senza particolare attività convettiva), tale da far sì che l'intensità delle precipitazioni sia dipendente dalla quota e dalla vicinanza al rilievo, senza particolari irregolarità dovute a rovesci localizzati.

- **1991**

Durante i mesi primaverili si verifica una sottostima sistematica dei valori registrati dal pluviografo, con il pluviometro elettronico che entrerà in funzione solo nell'anno successivo. Sui vari diagrammi settimanali si trova, accanto ad ogni evento, l'indicazione di un "valore misurato". Questo numero indica i mm di precipitazione misurati alla fine di ogni evento dal recipiente sottostante al pluviografo (Figura 2.1); il dato possiede una buona precisione perchè pesando il recipiente si ottiene una misura diretta della quantità d'acqua contenuta

in esso (l'evaporazione tra la fine dell'evento e l'istante della misura è considerata trascurabile). Il punto debole di questa tecnica è che non permette di avere informazioni sull'andamento delle precipitazioni durante l'evento, ma solo sull'accumulo finale. Si decide quindi di moltiplicare per una costante i valori semiorari del diagramma in modo da eguagliare i totali degli eventi "misurati", utilizzando anche in questo caso l'ipotesi di linearità per la sottostima. Gli eventi interessati da questo procedimento risalgono ai giorni: 5-9 Marzo, 11-12 Marzo, 25 Marzo, 17 Aprile, 1-3 Maggio, 4-6 Maggio, 9-11 Maggio.

Inoltre, durante le piogge del 21-24 Marzo si registra un'avaria del pluviografo dalle ore 9 del giorno 22 alle ore 14 del 23. Non avendo altri dati, si ipotizza un andamento costante delle precipitazioni in quelle ore, al fine di raggiungere un quantitativo totale pari a quello "misurato".

Capitolo 4

Teoria dei valori estremi

Il capitolo seguente trae ispirazione da [5]: l'uso di altre fonti è comunque segnalato.

4.1 Il Teorema dei Valori Estremi

La teoria dei valori estremi fornisce modelli statistici per indagare il comportamento dei valori che compongono la coda di una certa distribuzione di probabilità [7]. In particolare, ci si concentra sul comportamento di

$$M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\},$$

dove X_1, \dots, X_n sono una sequenza di n eventi indipendenti descritti dalla stessa distribuzione [2].

In teoria la distribuzione cumulativa dei M_n può essere derivata esattamente:

$$Pr\{M_n \leq z\} = \{F(z)\}^n.$$

In pratica, però, non si conosce quasi mai la distribuzione a cui appartengono gli eventi e quindi questo procedimento non è applicabile. Si preferisce utilizzare famiglie di modelli che approssimano F^n , senza aver bisogno di conoscere F . E' utile ricordare il *Teorema del Limite Centrale*, per cui il valore medio di un set di valori indipendenti che seguono tutti la stessa distribuzione (qualsiasi essa sia) è descritto dalla distribuzione normale. In questo caso, invece, il teorema coinvolto riguarda i valori estremi ed enuncia che, avendo una serie di eventi casuali, indipendenti e distribuiti identicamente, la distribuzione di probabilità cumulativa (CDF) del valore massimo della sequenza ($Pr\{M_n \leq z\}$) [2] è approssimata asintoticamente dalla **Generalized Extreme Value Distribution** (GEV) [23],

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 + \frac{\xi(x - \mu)}{\sigma} \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\} \quad (4.1)$$

la cui funzione di densità di probabilità (PDF) è [15] :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} \left[1 + \frac{\xi(x - \mu)}{\sigma} \right]^{1 - \frac{1}{\xi}} \exp \left\{ - \left[1 + \frac{\xi(x - \mu)}{\sigma} \right]^{-\frac{1}{\xi}} \right\}, \quad (4.2)$$

La GEV è descritta da tre parametri: il parametro di forma ξ , il parametro di scala σ ($\sigma > 0$) ed il parametro di posizione μ . Al variare del parametro di forma si hanno diversi tipi di distribuzione (Figura 4.1):

- con $\xi < 0$ si ha una distribuzione limitata, infatti $f(x) = 0$ per $x = \mu - \frac{\sigma}{\xi}$ (*Weibull*)
- con $\xi = 0$ si ha una distribuzione illimitata con una coda leggera (*Gumbel*) [27]
- con $\xi > 0$ si ha una distribuzione illimitata con una coda piuttosto rilevante (*Frèchet*)

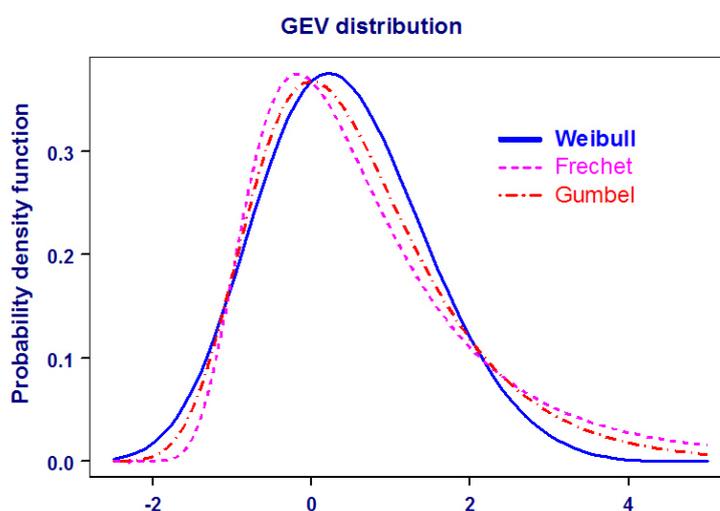


Figura 4.1: Andamento della Probability Density Function della GEV al variare del parametro di forma, <http://www.isse.ucar.edu/extremevalues/back.html>.

4.2 Modelli a soglia: Generalized Pareto Distribution

L'approccio della GEV non è ottimale se, oltre a conoscere i massimi di ogni serie, si hanno a disposizione anche tutti i valori di cui essa è composta. Infatti è possibile che in una singola sequenza (le precipitazioni giornaliere nel corso di un anno, per esempio) ci siano più valori che sono confrontabili o addirittura maggiori dei massimi di altre serie. Analizzare solo i massimi delle sequenze obbliga a trascurare una gran quantità di dati che potrebbero essere considerati estremi. Questo particolare problema è risolto utilizzando i modelli a soglia (POT, Point Over Threshold). Ci occuperemo soltanto di uno dei principali modelli presenti in letteratura: la **Generalized Pareto Distribution**.

4.2.1 Introduzione

Siano X_1, X_2, \dots una sequenza di eventi indipendenti e identicamente distribuiti secondo una distribuzione F . È naturale considerare estremi i valori X_i che superano

una certa soglia u . Denotando con X un arbitrario termine della sequenza degli X_i , segue che una descrizione del comportamento stocastico degli eventi estremi è data dalla probabilità condizionale [17]:

$$Pr\{X > u + y | X > u\} = \frac{1 - F(u + y)}{1 - F(u)}, \quad y > 0 \quad (4.3)$$

Se la distribuzione F è nota, allora la distribuzione degli eccessi è nota anch'essa. Purtroppo, però, nelle applicazioni pratiche spesso non si rientra in questo caso e quindi si ha bisogno di approssimazioni che siano applicabili a casi reali.

4.2.2 Il modello asintotico

Si decide quindi di usare un'approssimazione asintotica, che valga quando il campione è abbastanza grande, analogamente al *Teorema del Limite Centrale* e a quello dei *Valori Estremi*. Supponiamo appunto che valga il *Teorema dei Valori Estremi*, cioè che, presi X_1, \dots, X_n , sequenza di n eventi indipendenti retti dalla stessa distribuzione con

$$M_n = \max\{X_1, \dots, X_n\},$$

per grandi n valga:

$$Pr\{M_n \leq z\} \approx G(z)$$

dove

$$G(z) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{z - \mu}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\}.$$

Allora, per un u abbastanza grande, la funzione di distribuzione di $(X - u)$, condizionale rispetto a $X > u$, è approssimativamente:

$$H(y) = 1 - \left(1 + \xi\frac{y}{\tilde{\sigma}}\right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad (4.4)$$

definita su $\{y : y > 0 \text{ e } (1 + \xi y/\tilde{\sigma}) > 0\}$, dove $\tilde{\sigma} = \sigma + \xi(u - \mu)$.

La funzione di distribuzione (4.4) è chiamata **Generalized Pareto Distribution** e la PDF associata alla distribuzione cumulativa in (4.4) è [20]:

$$h(y) = \frac{1}{\tilde{\sigma}} \left(1 + \xi\frac{y}{\tilde{\sigma}}\right)^{-1-\frac{1}{\xi}} \quad (4.5)$$

Ogni componente di questa famiglia di distribuzioni (*Generalized Pareto Family*) è definito dai parametri ξ e $\tilde{\sigma}$, con quest'ultimo composto a sua volta da σ e μ . I parametri che descrivono la GPD sono gli stessi che descrivono la GEV; cioè, se si ha un set di valori i cui elementi superiori ad una certa soglia seguono una distribuzione generalizzata di Pareto con i parametri appena citati, allora i massimi delle sequenze in cui si può dividere questa serie di dati seguono una GEV con gli stessi valori dei parametri.

Analogamente alla GEV, anche il comportamento qualitativo di una *Generalized Pareto Distribution* (GPD) può essere caratterizzato a partire dal parametro di forma ξ .

In particolare, se:

- $\xi < 0$ si ha una distribuzione limitata a $x = u - \frac{\tilde{\sigma}}{\xi}$ (*Beta Distribution* [27]) ;
- $\xi = 0$ si ha una distribuzione illimitata con una coda sottile; interpretandolo come $\xi \rightarrow 0$ si trova

$$H(y) = 1 - \exp\left(-\frac{y}{\tilde{\sigma}}\right),$$

distribuzione esponenziale con parametro $\tilde{\sigma}$;

- $\xi > 0$ si ha una distribuzione illimitata con una coda piuttosto rilevante (*distribuzione di Pareto* in senso stretto [20]).

Notazione: d'ora in poi chiameremo σ il parametro di scala in ogni famiglia, abbandonando $\tilde{\sigma}$.

4.3 Lavorare con la Generalized Pareto Distribution

4.3.1 Scelta della soglia

La scelta della soglia è un'operazione fondamentale per poter approssimare una serie di valori estremi con la GPD; infatti una soglia troppo bassa potrebbe violare l'ipotesi di asintoticità, mentre una soglia troppo alta potrebbe consentire di prendere in considerazione soltanto pochi eventi, instabilizzando il modello e aumentando la varianza della stima.

Mean residual life plot

Questo metodo si basa sulla media della GPD; se Y segue una distribuzione generalizzata di Pareto con parametri σ e ξ , allora il suo valore medio atteso è

$$E(Y) = \frac{\sigma}{1 - \xi}, \quad (4.6)$$

con $\xi < 1$. Supponendo che questa distribuzione sia un modello valido per gli eccessi rispetto a una soglia u_0 generati dalla sequenza X_1, \dots, X_n , se ne prendiamo un termine arbitrario X , il valore atteso della GPD è quindi:

$$E(X - u_0 | X > u_0) = \frac{\sigma_{u_0}}{1 - \xi}.$$

Se la GPD è valida per gli eccessi rispetto ad una certa soglia u_0 , allora deve valere anche per $\forall u > u_0$. Quindi, per $u > u_0$:

$$E(X - u | X > u) = \frac{\sigma_u}{1 - \xi} = \frac{\sigma_{u_0} + \xi(u - u_0)}{1 - \xi} \quad (4.7)$$

Per il valore medio atteso, che non è nient'altro che la media degli eccessi rispetto alla soglia (per la quale la media degli eccessi del campione fornisce una stima empirica), ci si aspetta perciò una variazione di $E(X - u | X > u)$ lineare rispetto ad u (4.7),

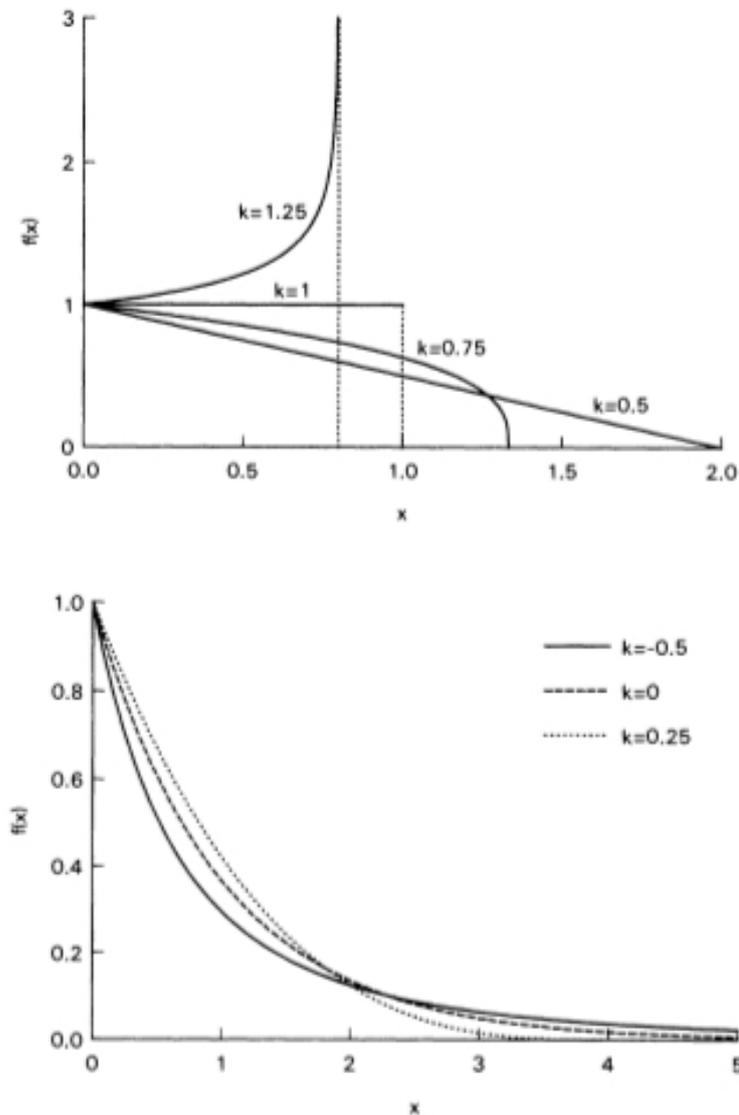


Figura 4.2: Andamento della Probability Density Function della GPD al variare del parametro di forma (si noti che $k = -\xi$), [15]

a livelli di u per cui il modello generalizzato di Pareto è appropriato. Si costruisce, allora, il grafico dei punti

$$\left\{ \left(u, \frac{1}{n_u} \sum_{i=1}^{n_u} (x_i - u) \right) : u < x_{max} \right\},$$

in cui gli x_i sono le n_u osservazioni che eccedono u e x_{max} è il maggiore degli X_i . Questo grafico è chiamato **mean residual life plot** e si usa per trovare l'intervallo di valori in cui la media degli eccessi è approssimativamente lineare in u [18],[21]

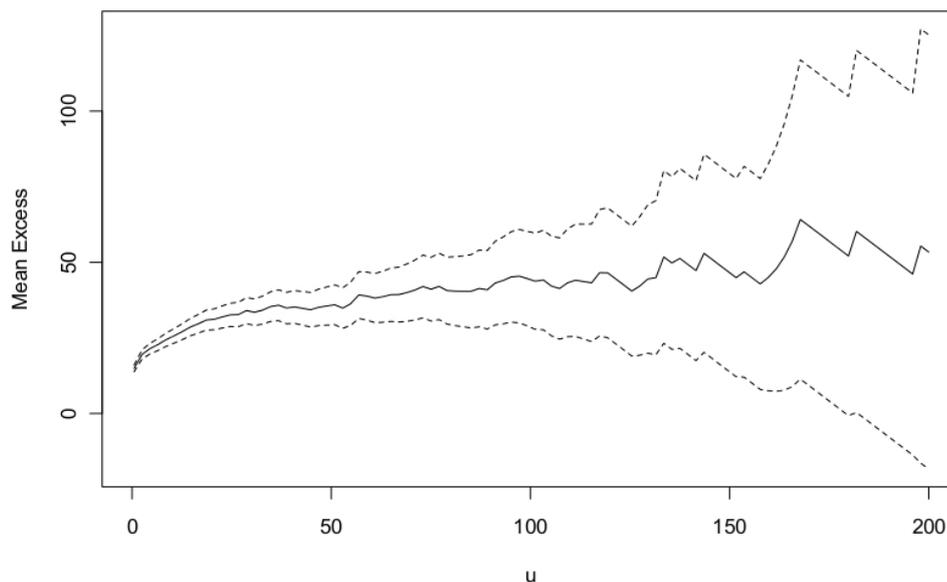


Figura 4.3: Mean residual life plot per gli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

(Figura 4.3).

Gli intervalli di confidenza (di norma al 95%) si introducono basandosi sull'approssimata normalità del campione.

Dato che l'interpretazione del *mean residual life plot* spesso non è semplice, per procedere alla scelta della soglia si tiene conto anche di un altro metodo, legato alla stabilità dei parametri che caratterizzano la GPD .

Stabilità dei parametri

Una tecnica complementare per determinare la soglia è quella di utilizzare la Pareto generalizzata a diversi u ed analizzare la stabilità dei suoi parametri [17]. Infatti sappiamo che se una GPD è un modello ragionevole per gli eccessi rispetto ad una certa soglia u_0 , allora gli eccessi rispetto a una soglia maggiore seguono la stessa distribuzione. Il parametro di forma ξ è indipendente dalla soglia, mentre il parametro di scala

$$\sigma_u = \sigma_{u_0} + \xi(u - u_0)$$

va convenientemente normalizzato introducendo

$$\sigma^* = \sigma_u - \xi u,$$

costante rispetto a u . Analizzando la stazionarietà di questi parametri rispetto alla variazione della soglia si ha quindi uno strumento aggiuntivo per stimare l'intervallo in u in cui l'approssimazione asintotica è valida (Figura 4.4). Oltre ai due metodi appena indicati [3], un altro parametro importante nella scelta della soglia è la necessità di avere una quantità sufficiente di valori al di sopra di essa, in modo da garantire una statistica soddisfacente. Si noti che in Figura 4.4, così come nei

diagrammi analoghi raffigurati in seguito (Figure 5.7, 5.12, 5.15), il parametro di scala σ^* viene indicato con *Modified Scale*.

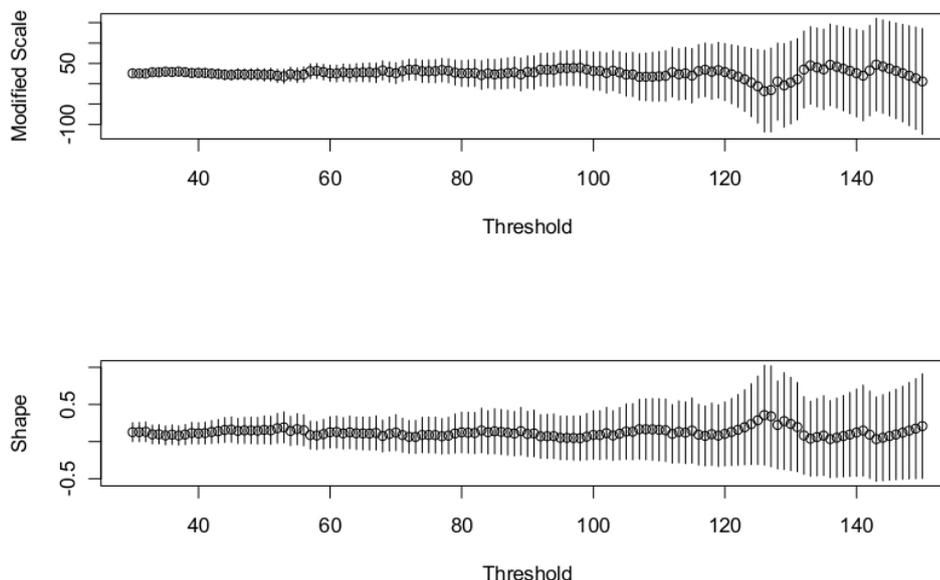


Figura 4.4: Analisi della stabilità dei parametri al variare della soglia della GPD per gli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

4.3.2 Stima dei parametri - Maximum Likelihood Estimation

Avendo determinato una soglia, la stima dei parametri può essere condotta in vari modi: *method of moments* [20], *maximum likelihood estimation*, *probability weighted moments* [20], *likelihood moment estimation* [24], o con altri metodi meno usati. Si è scelto di utilizzare il metodo di *maximum likelihood estimation* (**MLE**) per la sua efficienza asintotica [15] e per la grande disponibilità in letteratura di analisi, simili a quella che si vuole condurre, svolte con il metodo di *MLE* [6], [9], [16], [17]. Ogni valore dei parametri di una famiglia di modelli definisce un singolo modello che assegna diverse probabilità (o densità di probabilità) ai dati osservati; la probabilità di un dato osservato in funzione dei parametri della famiglia è chiamata *funzione di verosimiglianza*. Il principio del *MLE* consiste nell'adottare il modello che massimizza la funzione di verosimiglianza. In dettaglio, se si hanno x_1, \dots, x_n realizzazioni indipendenti di variabili casuali con PDF data da $f(x; \theta_0)$, in cui con θ si indicano i possibili valori dei parametri, allora la *funzione di verosimiglianza* è:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta). \quad (4.8)$$

La fattorizzazione è data dall'indipendenza e risulta spesso più conveniente usare il logaritmo della funzione (*log-likelihood function*):

$$l(\theta) = \log L(\theta) = \sum_{i=1}^n \log f(x_i; \theta) \quad (4.9)$$

Dato che \log è una funzione monotona il massimo della funzione di verosimiglianza lo è anche del suo logaritmo [23]. La massimizzazione analitica della *log-likelihood* nel nostro caso è impossibile e verrà quindi condotta con tecniche numeriche.

4.3.3 Tempi di ritorno

Spesso è conveniente interpretare i modelli a valori estremi in termini di livelli di ritorno (cioè i valori per cui si stimano determinati tempi di ritorno). Se una distribuzione appartenente alla famiglia di Pareto, con parametri ξ e σ , è un modello adatto per descrivere una sequenza di dati, allora la probabilità (condizionale rispetto alla probabilità di eccedere la soglia) di avere un dato osservato X maggiore di un certo valore x ($x > u$) è data da:

$$Pr\{X > x | X > u\} = \left[1 + \xi \left(\frac{x - u}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}$$

e quindi:

$$Pr\{X > x\} = \zeta_u \left[1 + \xi \left(\frac{x - u}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}, \quad (4.10)$$

con $\zeta_u = Pr\{X > u\}$, approssimabile empiricamente dal rapporto tra il numero di eventi eccedenti la soglia ed il numero di osservazioni totali. Quindi il livello x_m che viene superato, in media, una volta ogni m osservazioni è la soluzione di:

$$\zeta_u \left[1 + \xi \left(\frac{x_m - u}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}} = \frac{1}{m}. \quad (4.11)$$

Invertendo l'equazione si trova il *livello di ritorno* x_m :

$$x_m = u + \frac{\sigma}{\xi} [(m\zeta_u)^\xi - 1] \quad (4.12)$$

Si può facilmente arrivare ai tempi di ritorno in scala annuale considerando il numero di osservazioni n_y condotte in un anno per giungere al numero di anni $N = \frac{m}{n_y}$ corrispondenti ad m osservazioni e quindi al tempo di ritorno in anni di x_m .

4.3.4 Intervalli di confidenza

La stima dei parametri effettuata con il metodo di *MLE* consente di poter applicare alcune approssimazioni per determinare gli intervalli di confidenza dei risultati trovati. Un esempio di metodo valido sotto condizioni di regolarità adatte (limite asintotico di approssimata normalità) è il **delta method**. Per presentarlo, analizziamo il caso in cui si cercano gli intervalli di confidenza per i livelli di ritorno. Secondo questo procedimento la varianza su x_m è approssimabile con:

$$Var(\hat{x}_m) = \nabla x_m^T V \nabla x_m, \quad (4.13)$$

con

$$\nabla x_m^T = \left[\frac{\partial x_m}{\partial \zeta_u}, \frac{\partial x_m}{\partial \sigma}, \frac{\partial x_m}{\partial \xi} \right]$$

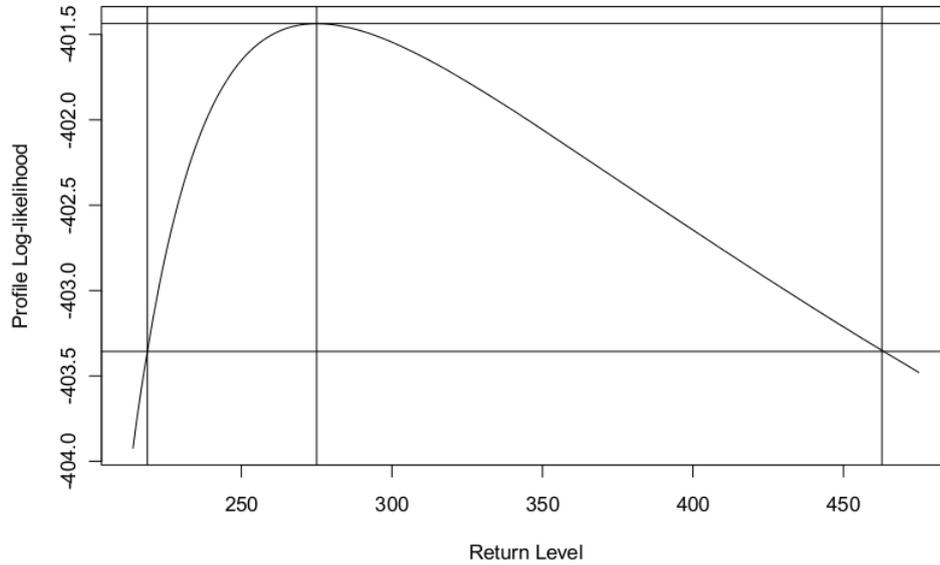


Figura 4.5: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del livello di ritorno. Il diagramma, relativo ad un tempo di ritorno di 20 anni, è costruito sui dati degli eventi precipitativi registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

e dove V è la *matrice completa di varianza-covarianza* per $(\hat{\zeta}_u, \hat{\sigma}, \hat{\xi})$ data approssimativamente da:

$$V = \begin{bmatrix} \hat{\zeta}_u(1 - \hat{\zeta}_u)/n & 0 & 0 \\ 0 & v_{1,1} & v_{1,2} \\ 0 & v_{2,1} & v_{2,2} \end{bmatrix}.$$

Infatti i $v_{i,j}$ indicano i vari componenti della matrice di varianza-covarianza per $\hat{\sigma}$, $\hat{\xi}$ e la matrice viene completata inserendo l'incertezza sulla probabilità di avere un evento estremo (condizionale rispetto al totale degli eventi) facendo l'ipotesi che gli eventi intensi seguano una distribuzione binomiale.

A questo punto si possono determinare gli intervalli di confidenza: i confini al 95%, per esempio, sono dati da

$$x_m \pm 1.96\sqrt{Var(x_m)}.$$

Il *delta method* però perde validità se si va verso livelli a cui sono associati pochi valori perchè, basandosi su un'approssimata normalità del *MLE*, non tiene conto perfettamente della grande incertezza intrinseca di quei valori. E' utile il confronto con il **profile log-likelihood (pllh)**, cioè il profilo del logaritmo della funzione di verosimiglianza in funzione di una sola variabile (nel nostro caso il livello di ritorno). Infatti questo profilo non è perfettamente parabolico se la quantità di dati a disposizione non è particolarmente elevata e riflette meglio l'incertezza della coda della distribuzione che descrive questi dati [9]. I livelli di confidenza possono essere ricavati graficamente (Figura 4.5). Il confronto dei livelli di confidenza restituiti da entrambi i metodi con il campione di dati a disposizione permette di stimare una ragionevole incertezza per i propri risultati. E' essenziale eseguire questo paragone,

dato che, nonostante abbia una forma chiusa, il livello di ritorno è una funzione non lineare dei parametri della GPD e della probabilità di eccedenza [7].

$$V = \begin{bmatrix} 1.768285e - 05 & 0 & 0 \\ 0 & 0.0152990 & -0.4744965 \\ 0 & -0.4744965 & 32.110498 \end{bmatrix}$$

Matrice d'informazione osservata relativa al set di dati costituito dagli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Capitolo 5

Analisi dati e risultati ottenuti

I dati raccolti dagli strumenti sono stati organizzati usando semplici algoritmi in C^{++} ed elaborati usando il software statistico R e, in particolare, le librerie *evir* [29], *ismev* [30], *eXtremes* [31], appositamente sviluppate per riprendere molti degli argomenti trattati in [5]. Si è scelto di analizzare i dati suddividendoli temporalmente in quattro modi diversi:

- **Accumuli per evento**

Si analizza la distribuzione degli accumuli per evento precipitativo. Si definisce come evento un episodio precipitativo separato temporalmente dal precedente e dal successivo. Operativamente, l'inizio dell'evento è identificato da una certa mezz'ora con un valore di precipitazioni maggiore o uguale a 0.1 mm ; l'evento si conclude quando si incontra una sequenza di 3 ore in cui non si superano in totale 0.2 mm di precipitazioni. Questa scelta è stata effettuata per tenere conto sia della necessità di considerare come unico un tipico evento autunnale molto prolungato, che presenta al suo interno brevi pause o periodi di pioviggine, sia della necessità di non allungare eccessivamente con pioviggini successive un evento temporalesco decisamente concentrato nel tempo. Il risultato ottenuto è un discreto compromesso tra i due fattori.

- **Accumuli giornalieri**

Si analizza la distribuzione degli accumuli di pioggia giornalieri (cioè registrati tra le ore 24 di un giorno e le ore 24 del giorno successivo), costruita a partire dai dati con cadenza semioraria.

- **Accumuli triorari**

Si analizza la distribuzione degli accumuli registrati in tre ore. Per fare ciò si sommano i valori semiorari fino a raggiungere intervalli da tre ore. Gli estremi temporali degli intervalli sono fissi (0.00-3.00, 3.00-6.00, 6.00-9.00, ...).

- **Accumuli semiorari**

Si analizza la distribuzione di probabilità degli accumuli semiorari, costituiti dai dati a cadenza semioraria (Figura A.1) rilevati dai pluviometri (Capitolo 2).

Si è deciso di condurre la statistica sui dati con quattro suddivisioni temporali diverse per poter evidenziare le differenti tipologie di eventi precipitativi [8] e per poter arrivare ad eventuali risultati indipendenti proprio dalla suddivisione cronologica.

5.1 Analisi base

5.1.1 Considerazioni di carattere generale

- Un'operazione preliminare alla vera e propria analisi statistica è lo studio della distribuzione temporale dei dati, necessaria per indagare la stazionarietà della serie, eventuali tendenze temporali ed effetti stagionali. Si decide di partire rappresentando la distribuzione cronologica degli accumuli dei singoli eventi (Figura 5.1).

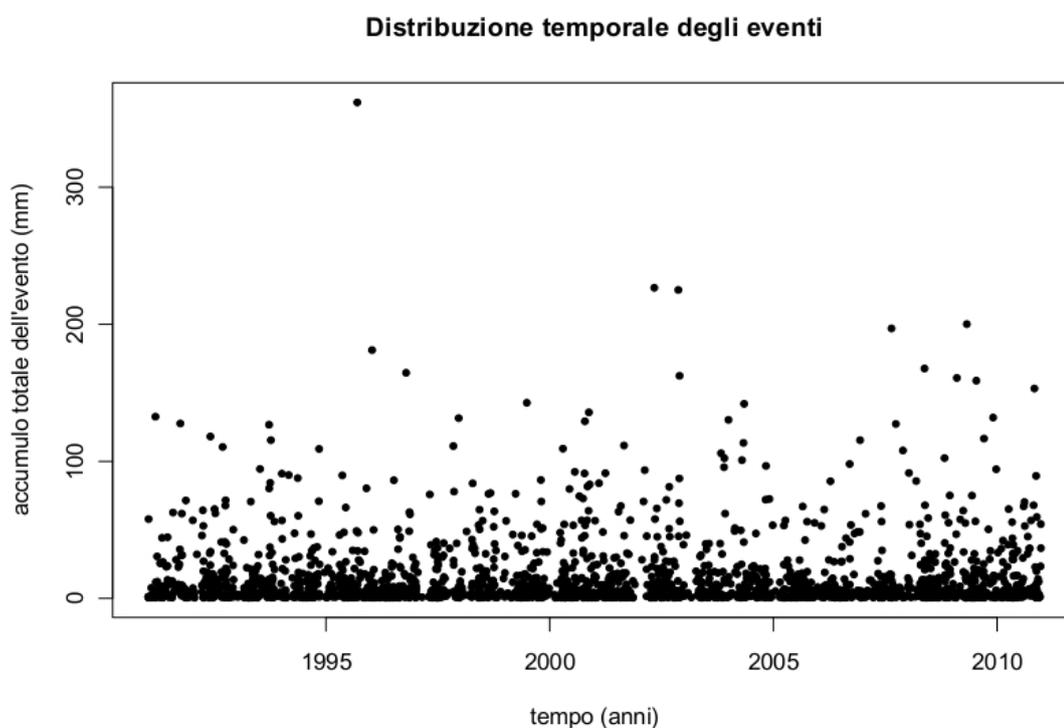


Figura 5.1: Distribuzione temporale degli eventi precipitativi registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

Dal grafico non si riescono a riconoscere particolari tendenze al variare del tempo, anche perchè il periodo preso in esame è piuttosto breve per poter considerare cambiamenti climatici. Sono invece evidenti alcuni periodi di siccità, soprattutto a cavallo del nuovo millennio, e un incremento delle precipitazioni invernali negli ultimi anni. E' palese anche l'eccezionalità dell'evento del Settembre 1995 in termini di accumulo totale. Un'altra caratteristica particolarmente evidente dal grafico è l'esistenza di oscillazioni a cadenza pressochè

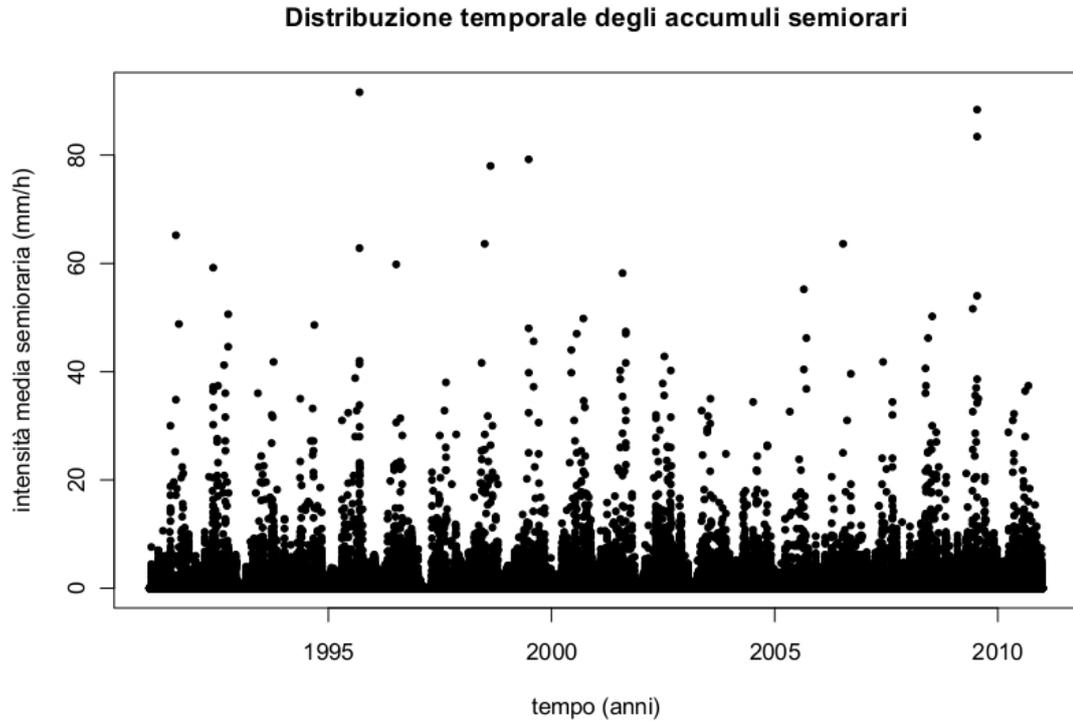


Figura 5.2: Distribuzione temporale degli accumuli semiorari (illustrati dai rain rates medi delle mezzore di osservazione) registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

annuale, con eventi più intensi durante la stagione estiva. Esaminando la distribuzione cronologica degli accumuli semiorari (Figura 5.2), si osserva che i trend al variare del tempo sono molto simili a quelli appena descritti, risultando quindi piuttosto indipendenti dalla risoluzione temporale dei dati. La stagionalità in questo caso risulta decisamente più marcata: ciò non stupisce, perchè eventi intensi di breve durata sono spesso associati a dinamiche di tipo convettivo. Bisogna considerare anche che i valori più alti degli accumuli semiorari non sempre corrispondono agli eventi con accumuli maggiori. Sarà interessante, allora, andare a caratterizzare separatamente i livelli di ritorno al variare della risoluzione temporale ed esaminare le dinamiche associate ai vari episodi.

L'osservazione della distribuzione delle precipitazioni, come detto, non evidenzia particolari tendenze temporali e consente quindi di effettuare l'analisi dei dati assumendo valida l'ipotesi di stazionarietà.

- Per la stima della soglia si usano (Paragrafo 4.3.1) i metodi del *main residual life plot* e della *stabilità dei parametri*. Si trovano in letteratura diversi articoli [2],[3] in cui, dopo avere applicato i suddetti metodi, si abbassa comunque la soglia a 0.90 o 0.95 quantile, per avere una maggiore statistica. Si preferisce non compiere una scelta di questo genere, perchè in ognuno dei casi esaminati

la GPD descrive in maniera sufficientemente soddisfacente il comportamento dei dati e si può così evitare il rischio di allontanarsi dal regime asintotico.

- La stima dei parametri viene effettuata con il metodo del MLE (Paragrafo 4.3.2). In particolare la procedura viene eseguita con due algoritmi diversi perchè, a livello computazionale, ognuno dei due consente di proseguire l'analisi con diverse funzioni (Appendice B); questa circostanza può essere anche usata per verificare la convergenza dei due metodi, a livello di parametri (Appendice B) e con il confronto dei valori del massimo della funzione di *log-likelihood*. Si nota che i valori dei parametri sono praticamente coincidenti nelle loro cifre significative (vedi Tabelle 5.1, 5.3, 5.5, 5.9) e che il massimo della funzione è identico fino al quarto decimale per entrambe le procedure in tutti i casi (ad esempio per gli eventi: $nllh_{max} = 401.4361$). I risultati appena ottenuti confermano la convergenza del MLE, metodo che sappiamo esistere per $\xi > -1$ ed essere asintoticamente normale ed efficiente per $\xi > -0.5$ [9],[15]. Si vedrà che i dati analizzati in questo lavoro rientrano pienamente in questi limiti.
- L'analisi sui periodi di ritorno viene effettuata in due fasi. Inizialmente si calcolano, seguendo il procedimento illustrato nel Paragrafo 4.3.3, i tempi di ritorno associati a determinati valori. Per poter trovare anche gli intervalli di confidenza relativi a questi livelli, però, si ha bisogno di programmi più elaborati, in modo da applicare il *delta method* e analizzare il *profile log-likelihood* (Paragrafo 4.3.4, Appendice B). In questo modo si può anche confrontare la validità dei suddetti metodi, valutando la loro aderenza ai dati sperimentali.

5.1.2 Accumuli per evento

Prima di riportare i risultati sull'analisi statistica degli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010, è essenziale ricordare l'approssimazione alla base della raccolta di questo tipo di dati. Infatti, dato che un evento non ha durata fissa, non esiste un numero fisso di osservazioni annuali. Questa quantità, essenziale nel calcolo dei tempi di ritorno, viene approssimata dal numero medio di eventi osservati ogni anno. Benchè a fini pratici l'approssimazione sia assolutamente accettabile, formalmente non è del tutto corretta: infatti è come se, facendo una statistica sugli accumuli giornalieri, si prendessero in considerazione soltanto i giorni piovosi, assumendo come fisso il numero di giorni piovosi in un anno. Chiaramente, quindi, l'approssimazione è sempre meno instabile all'aumentare degli anni di dati disponibili, ma conserva un errore intrinseco dato dal fatto che non si considerano tutte le osservazioni ma solo le "osservazioni di eventi".

Per gli eventi si sceglie una soglia $u = 70$ (Figure 4.3, 4.4), che corrisponde al 96° percentile della distribuzione degli eventi; infatti i valori estremi (cioè, oltre la soglia) sono 86 su 2161. La stima dei parametri della GPD, effettuata col metodo MLE, porta ai risultati evidenziati nella Tabella 5.1.

ξ	σ
0.12 ± 0.12	35 ± 6
0.12 ± 0.12	35 ± 6

Tabella 5.1: parametri della GPD, determinati con il metodo MLE per entrambi gli algoritmi, sul set di dati dato dagli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Si osserva che, nonostante l'incertezza sul parametro di forma sia piuttosto alta, il set dei dati è ben descritto (Figura 5.3) da una distribuzione *heavy tailed* (Figura 5.19), piuttosto tipica per la statistica sulle precipitazioni estreme [9], [21]. Questa caratteristica è messa in evidenza dal confronto tra i grafici di quantile realizzati con la Pareto risultante dal MLE e quelli costruiti con l'esponenziale, $\xi = 0$. Infatti si nota che nel caso esponenziale i dati acquistano una concavità, segno della coda troppo sottile di questa distribuzione (Figura 5.21, Paragrafo 5.1.6).

Le distribuzioni *heavy tailed* non sono limitate superiormente, come si è visto nel Paragrafo 4.2.2; non possiamo quindi definire formalmente un massimo di precipitazioni possibili per un evento: sarà molto interessante, piuttosto, andare a caratterizzare i tempi di ritorno degli eventi particolarmente intensi. Sviluppando il procedimento descritto nell'Appendice B, si calcola il tempo di ritorno dell'evento del 12-14 Settembre 1995, caratterizzato nel Paragrafo 6.2.1, che, con 361.8 mm di precipitazioni, è risultato il più intenso della serie presa in considerazione. Il risultato è un tempo di ritorno di 76 anni.

Integrando questa informazione con l'analisi dei livelli di ritorno e dei loro intervalli di confidenza (Tabella 5.2) si può contestualizzare meglio il tempo di ritorno associato all'evento appena citato. Infatti il livello di 361.8 mm si riferisce ad un

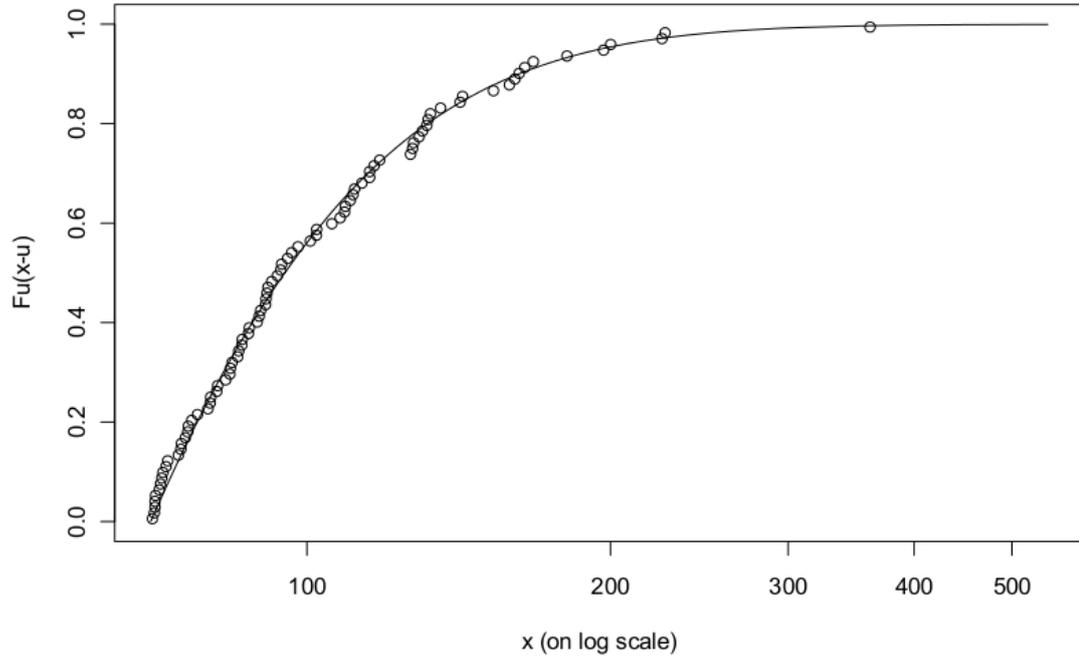


Figura 5.3: Distribuzione empirica degli eccessi rispetto alla soglia (punti), confrontata con la probabilità cumulativa condizionale data dalla Pareto. Il set di dati è costituito dagli eventi precipitativi registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010

	(a)			(b)		
tempo	ci_-	x_m	ci_+	ci_-	x_m	ci_+
5 anni	159.5	199.0	238.5	170.6	198.7	262.2
10 anni	174.6	235.5	296.4	195.0	235.1	348.0
20 anni	184.1	275.2	366.3	218.8	275.0	462.8
50 anni	185.9	333.1	480.3	248.7	332.5	680.0
76 anni	182.1	361.8	541.5	261.9	361.2	811.3
100 anni	177.9	381.4	585.0	271.0	380.0	909.0

Tabella 5.2: Livelli di ritorno calcolati con livelli di confidenza al 95% dati dal delta method (a) e ricavati graficamente dal profile log-likelihood (b): indichiamo con ci_- e ci_+ , rispettivamente, gli estremi inferiori e superiori degli intervalli di confidenza. Tutti i valori sono espressi in mm .

tempo di ritorno di 76 anni ma, secondo il *pllh*, è pienamente nell'intervallo di confidenza del livello relativo ad un tempo di ritorno di 20 anni (Figura 4.5). Si nota invece che per il *delta method* il valore è praticamente al limite di quest'intervallo di confidenza (Figura 5.4). Inoltre, analizzando gli eventi con accumuli superiori a 160 mm (5.1) (estremo inferiore dell'intervallo di confidenza determinato dal *delta*

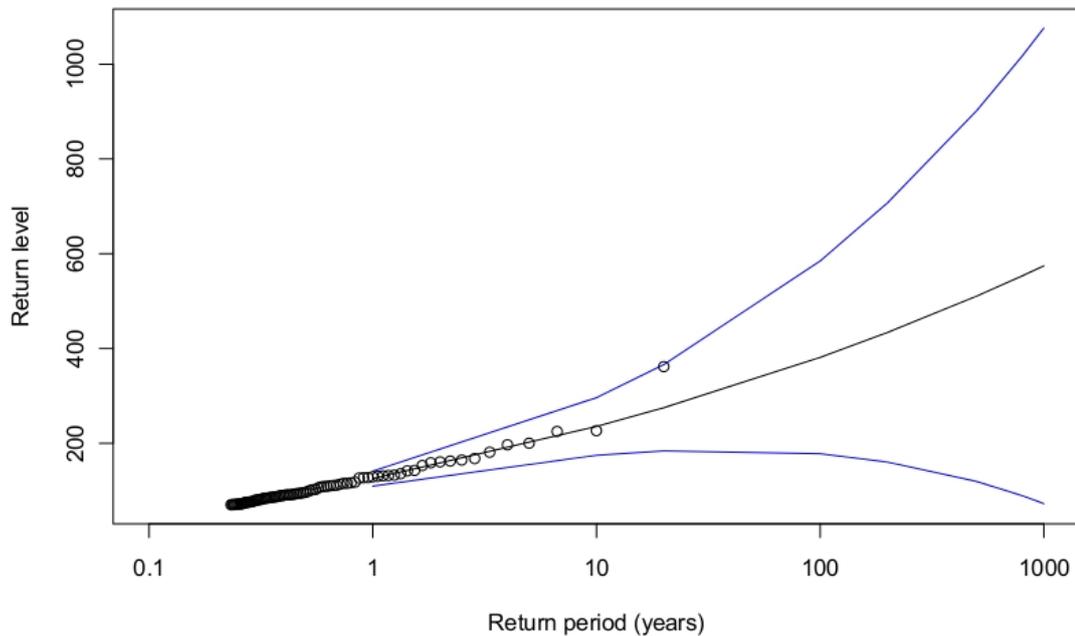


Figura 5.4: Livelli di ritorno, con relativi intervalli di confidenza determinati dal delta method, per i dati costituiti dagli eventi precipitativi registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

method per il livello associato a un tempo di ritorno di 5 anni) si nota che sono più frequenti di quanto ci si aspetti (10 eventi in 20 anni).

$$361.8 \quad 226.6 \quad 225.0 \quad 200.1 \quad 196.9 \quad 181.1 \quad 167.7 \quad 164.5 \quad 162.4 \quad 160.8 \quad (5.1)$$

Portando il limite dell'intervallo di confidenza a 170 mm , come consigliato dal *profile log-likelihood*, gli eventi si riducono a 6. Al di là della particolarità della nostra serie di dati, con 4 eventi che hanno accumuli compresi tra i 160 mm ed i 170 mm , il comportamento di questo metodo sembra più adeguato alla descrizione del set dei valori. La maggior aderenza del *pllh* alla distribuzione empirica della coda dei dati è evidente anche rispetto all'estremo superiore dell'intervallo di confidenza. Probabilmente l'ipotesi di approssimata normalità del MLE, necessaria per l'applicazione del *delta method*, non è pienamente verificata a questi livelli di precipitazioni, per cui i dati sono poco numerosi. Si preferisce quindi basarsi sul *pllh* per considerare gli estremi degli intervalli di confidenza. Si nota però che il *profile log-likelihood* su tempi di ritorno molto alti diventa fortemente asimmetrico, arrivando ad includere valori difficilmente realizzabili a livello fisico ($> 900 \text{ mm}$) (Figura 5.5).

In conclusione, si può affermare che, nonostante l'evento più estremo abbia un tempo di ritorno di 76 anni, l'incertezza presente per valori così elevati non permette di definire improbabile un suo ritorno nel giro di una ventina d'anni. Inoltre i due eventi successivi (5.1), in ordine decrescente di accumulo, hanno un tempo di ritorno stimabile intorno ai 10 anni. Situazioni di maltempo come quelle di Maggio

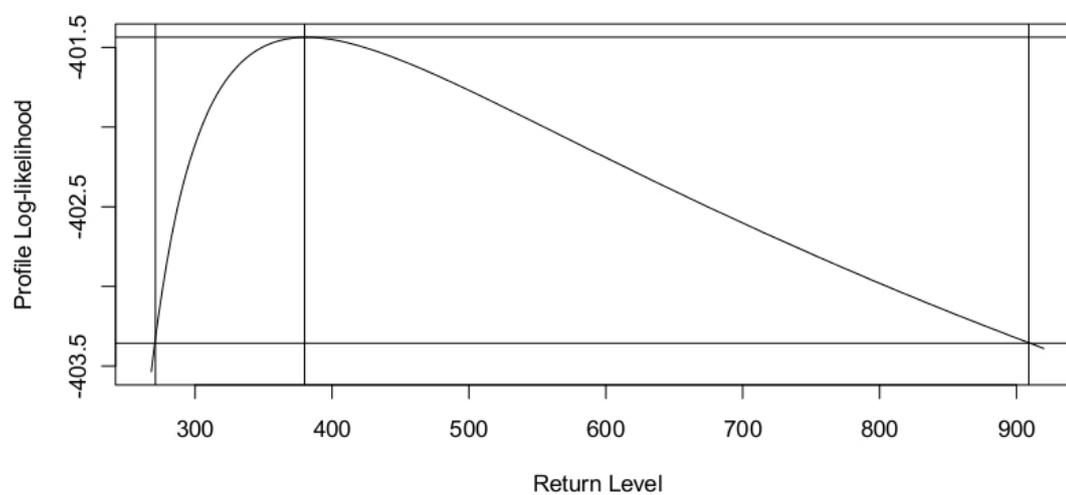


Figura 5.5: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del livello di ritorno. Il diagramma, relativo ad un tempo di ritorno di 100 anni, è costruito sui dati degli eventi precipitativi registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

2002 (6.2.3) e Novembre 2002 (6.2.4), con le criticità a loro annesse, sono quindi moderatamente frequenti.

5.1.3 Accumuli giornalieri

Per gli accumuli giornalieri si sceglie una soglia $u = 45$, che corrisponde quasi al 98° percentile della distribuzione degli accumuli giornalieri; infatti i giorni con valori sopra la soglia sono 165 su 7305 giorni totali (2.3%). Per poter scegliere la soglia è stato essenziale guardare alla stabilità dei parametri (Figura 5.7), perchè la *mean residual life plot* (Figura 5.6) in questo caso non è molto preciso nell'indicare la zona in cui vale il regime asintotico. Il criterio della stabilità inoltre è stato applicato tenendo conto della necessità di conservare un numero di dati sufficiente per una statistica adeguata.

La stima dei parametri della GPD, effettuata col metodo MLE, porta ai risultati evidenziati nella Tabella 5.3.

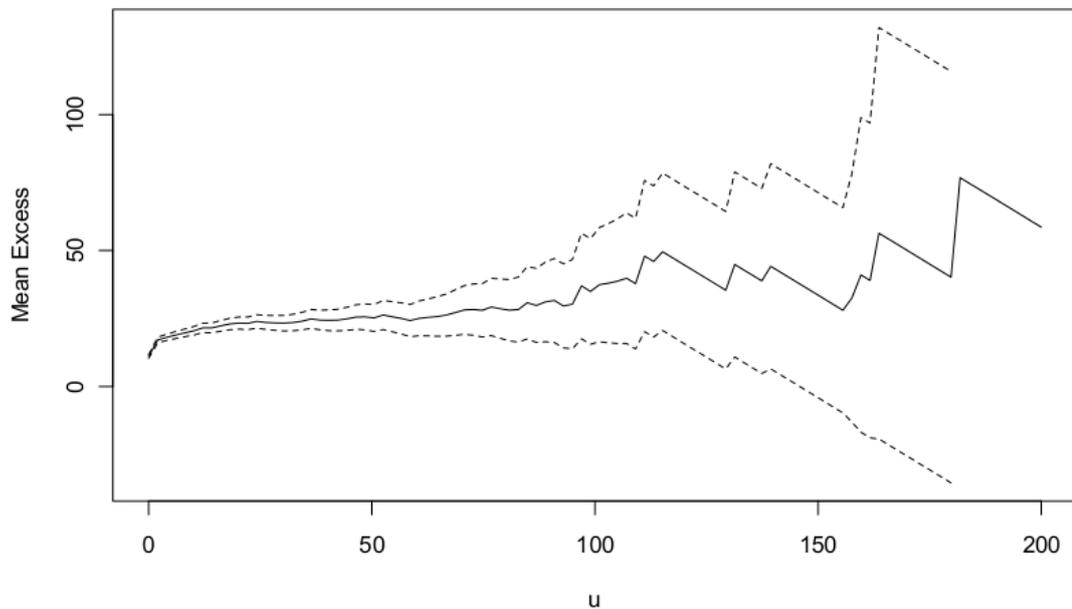


Figura 5.6: Mean residual life plot per gli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Il tipo di distribuzione seguita dai dati giornalieri è molto simile a quella per gli eventi e anche in questo caso $\xi > 0$ (Figura 5.19, Tabella 5.3).

La grande differenza fra l'analisi precedente e quella che si sta portando avanti in questo paragrafo è la presenza di intervalli fissi. Da un certo punto di vista un numero fissato di osservazioni è sicuramente un vantaggio perchè evita l'approssimazione, effettuata in precedenza, di considerare il numero medio di eventi in un anno come numero di osservazioni annuali. Vi è però anche un'evidente difetto di questa suddivisione: infatti, oltre ad essere fissata la durata temporale, sono fissi anche l'inizio e la fine di ogni osservazione. Quindi, in realtà, non si sta analizzando la distribuzione degli accumuli in 24 ore, ma quella degli accumuli nelle 24 ore tra le 00:00 e le 23:59 di ogni giorno. Si vede che comunque il modello descrive molto bene la coda della distribuzione empirica degli accumuli giornalieri (Figura 5.8).

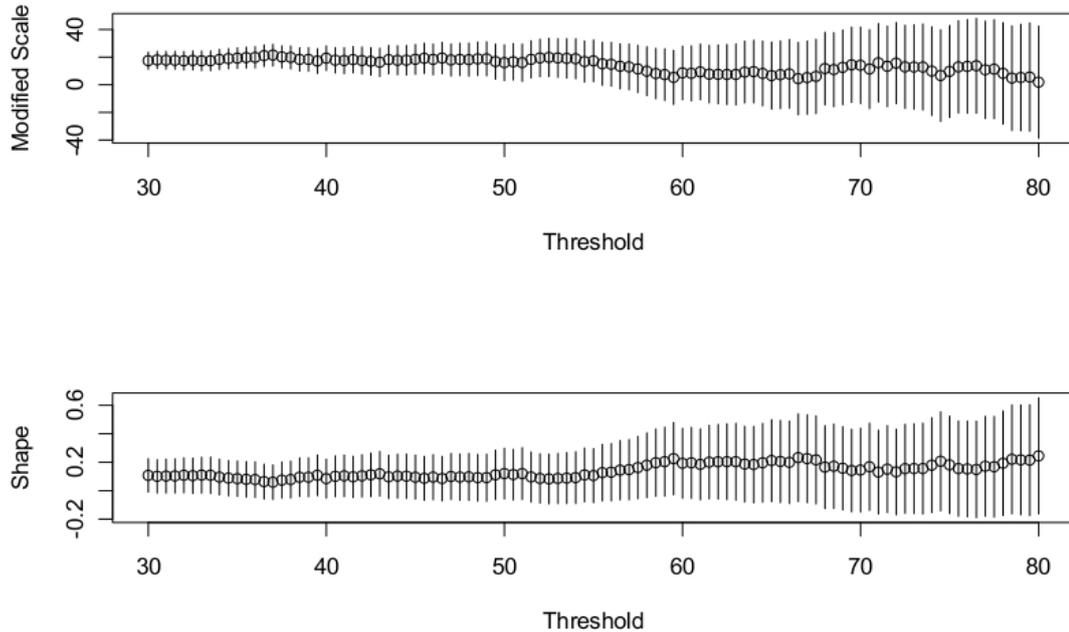


Figura 5.7: Analisi della stabilità dei parametri al variare della soglia della GPD per gli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Evidentemente le ipotesi di mutua indipendenza e di appartenenza alla stessa distribuzione, necessarie per la validità del *Teorema dei valori estremi*, sono rispettate adeguatamente dal nostro set di dati.

Una peculiarità di questo serie è la presenza di un valore decisamente elevato, riferito al 13 Settembre 1995. L'evento relativo, in cui cadono 360 mm di pioggia su Varese (CGP) tra le ore 20:00 del 12 Settembre e le 4:30 del 14 Settembre (Figura 6.5), risulta abbastanza centrato rispetto al 13 Settembre: il tempo di ritorno di 101 anni, per i 258.6 mm registrati in quella giornata, risulta così determinato sia dall'effettiva eccezionalità dell'evento, sia dal suo posizionamento temporale e questa rarità è ben evidenziata dalla rappresentazione dei livelli di ritorno. (Figura 5.9). Questo valore infatti risulta addirittura fuori dall'estremo superiore dell'intervallo di confidenza per un tempo di ritorno di 20 anni secondo il *delta method* e comunque quasi al limite del suddetto intervallo secondo il *pllh*. Anche in questo caso si riflette la situazione precedente, con un evento decisamente estremo e diversi altri che, pur essendo molto intensi, non si discostano dall'approssimazione operata con la GPD e presentano tempi di ritorno decisamente più brevi, variabili tra i 5 e di 15 anni (5.2, Tabella 5.4).

$$258.6 \quad 181.4 \quad 161.9 \quad 158.9 \quad 157.2 \quad 139.3 \quad 130.6 \quad 129.8 \quad (5.2)$$

ξ	σ
0.09 ± 0.08	22.7 ± 2.5
0.10 ± 0.08	22.7 ± 2.5

Tabella 5.3: parametri della GPD, determinati con il metodo MLE per entrambi gli algoritmi, sul set di dati dato dagli accumuli di pioggia giornalieri registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

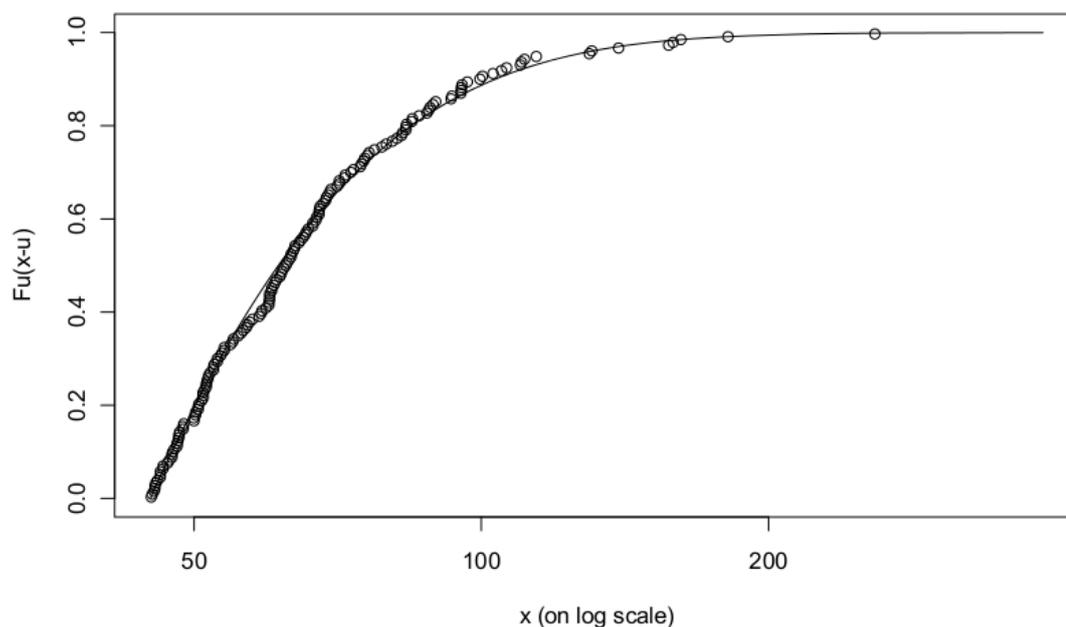


Figura 5.8: Distribuzione empirica degli eccessi rispetto alla soglia (punti), confrontata con la probabilità cumulativa condizionale data dalla Pareto. Il set di dati è costituito dagli accumuli di pioggia giornalieri superiori alla soglia u registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Tra l'altro, questi valori riflettono condizioni bariche spiccatamente differenti:

- 181.4 *mm* il 3 Maggio 2002 per piogge e rovesci associati al passaggio di una saccatura molto intensa (Paragrafo 6.2.3);
- 161.9 *mm* il 21 Agosto 2007 per un temporale particolarmente intenso e stazionario associato a una depressione in transito a Nord delle Alpi (Paragrafo 6.2.5);
- 158.9 *mm* il 15 Luglio 2009 per un altro temporale stazionario e molto intenso, causato dall'interazione fra infiltrazioni di aria fresca in quota con l'aria calda e umida presente sulla pianura padana (Paragrafo 6.2.7);

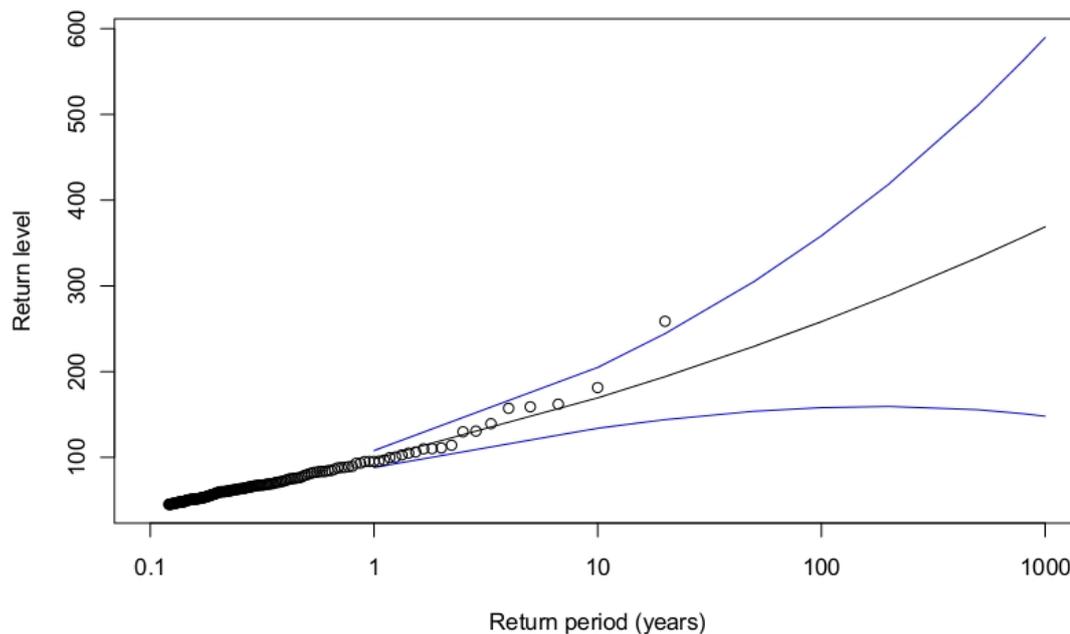


Figura 5.9: Livelli di ritorno, con relativi intervalli di confidenza determinati dal delta method, per i dati costituiti dagli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

- 157.2 mm il 30 Agosto 2001 per due distinti eventi temporaleschi, causati da un minimo depressionario sul Mar Ligure collegato ad una saccatura in discesa dalle isole britanniche.

Si vede quindi che vi sono diverse configurazioni bariche, non di rado associate a fenomeni convettivi, foriere di accumuli giornalieri estremi su Varese e ricorrenti con una discreta frequenza. Analizzando i livelli di ritorno notiamo (Tabella 5.4, Figura 5.10), come in precedenza, una tendenza del *pllh* a stringere la parte inferiore degli intervalli di confidenza e ad allargarne la parte superiore rispetto al *delta method*, interpolando in maniera migliore i valori. Probabilmente il set di dati non è ancora abbastanza vasto per permettere la validità dell'ipotesi di approssimata normalità. Concludiamo il paragrafo ricordando che il problema degli intervalli giornalieri fissi, enunciato precedentemente, potrebbe portare ad una leggera sottostima dei livelli di ritorno, cioè ad una lieve sovrastima dei tempi di ritorno associati.

tempo	(a)			(b)		
	ci-	x(m)	ci(+)	ci-	x(m)	ci(+)
5 anni	122.0	146.3	170.6	128.1	145.9	181.4
10 anni	134.0	169.4	204.8	144.2	169.2	224.8
20 anni	144.1	194.1	244.2	160.0	194.1	277.5
50 anni	153.9	229.4	304.9	180.4	229.1	364.9
100 anni	158.2	258.2	358.1	195.3	257.8	447.1
200 anni	159.4	288.9	418.4	210.0	288.5	548.0

Tabella 5.4: Livelli di ritorno calcati con livelli di confidenza al 95% dati dal delta method (a) e ricavati graficamente dal profile log-likelihood (b): indichiamo con ci_- e ci_+ , rispettivamente, gli estremi inferiori e superiori degli intervalli di confidenza. Tutti i valori sono espressi in *mm*.

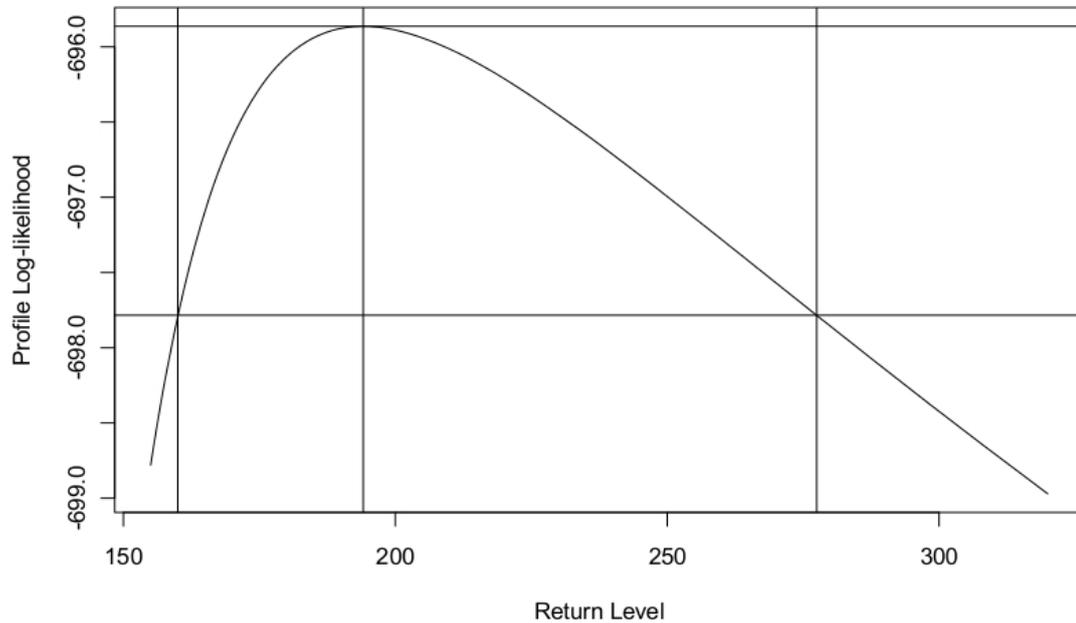


Figura 5.10: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del livello di ritorno. Il diagramma, relativo ad un tempo di ritorno di 20 anni, è costruito sui dati degli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

5.1.4 Accumuli triorari

Per gli accumuli triorari si sceglie una soglia $u = 25$, che corrisponde quasi al 100° percentile della distribuzione degli accumuli triorari, dato che i valori estremi sono 120 su 58440, cioè lo 0.21% dei valori totali.

Una scelta di questo genere porta ad analizzare soltanto la parte terminale della distribuzione empirica e potrebbe sembrare troppo estrema. Analizzando l'evoluzione dei parametri al variare della soglia (Figura 5.12) (il *mean residual life plot* anche questa volta non è così stringente (Figura 5.11)) si vede, però, che una vera e propria zona di stabilità non esiste, se non per valori molto bassi, dove gli intervalli di confidenza sono minimi, o per $u > 30$, dove la statistica sarebbe ridotta ulteriormente. La scelta della soglia è quindi piuttosto vincolata e necessita di ulteriori conferme.

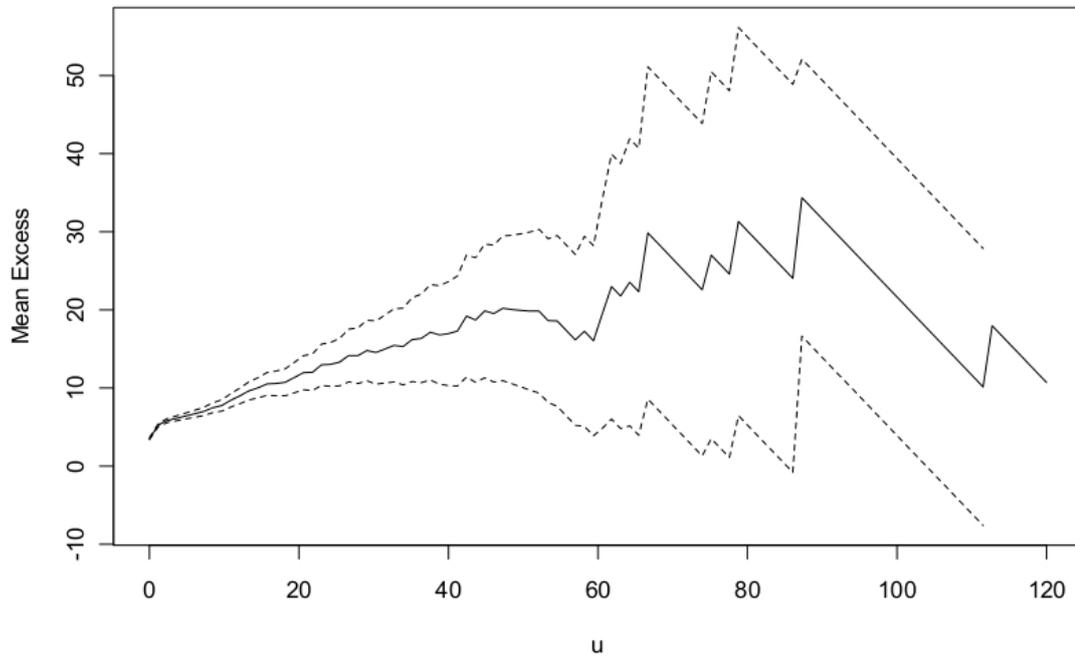


Figura 5.11: Mean residual life plot per gli accumuli pluviometrici triorari registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

ξ	σ
0.23 ± 0.12	10.3 ± 1.5
0.23 ± 0.12	10.3 ± 1.5

Tabella 5.5: parametri della GPD, determinati con il metodo MLE per entrambi gli algoritmi, sul set di dati dato dagli accumuli di pioggia registrati di tre ore in tre ore dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

La conferma arriva proprio dalla buona concordanza tra la distribuzione di pro-

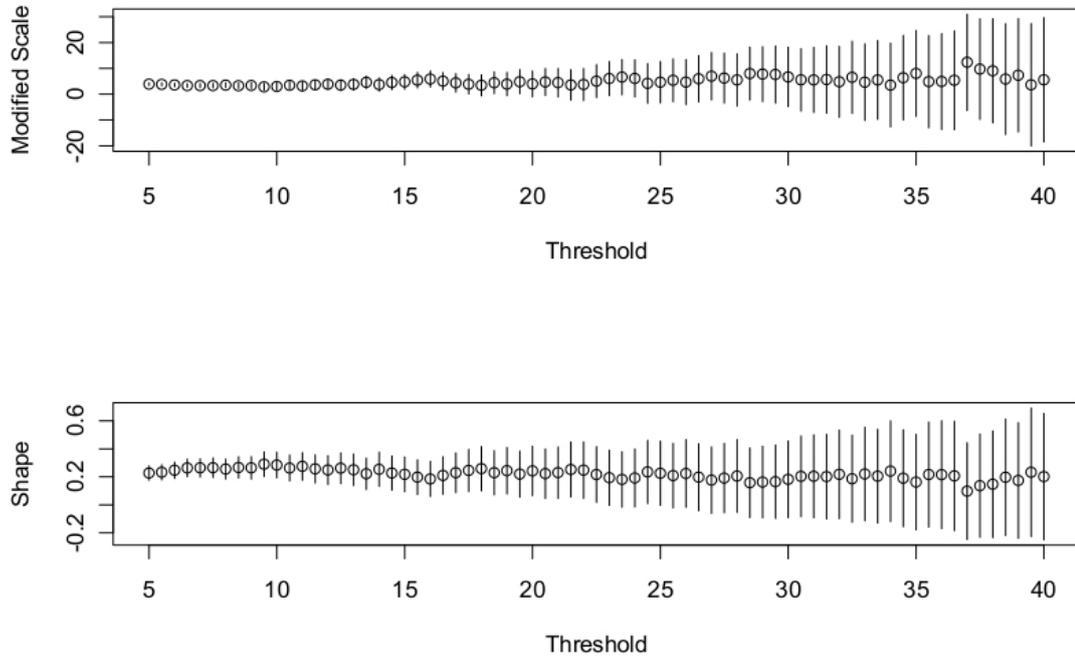


Figura 5.12: Analisi della stabilità dei parametri al variare della soglia della GPD per gli accumuli pluviometrici triorari registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

babilità cumulativa degli eccessi, stimata con il MLE, e quella empirica (Figura 5.13). Una particolarità della *Pareto* che interpola il set di dati è la coda molto rilevante, decisamente più importante che negli altri casi (Tabella 5.5, Figure 5.20, 5.22).

La distribuzione degli accumuli triorari, come quella dei giornalieri, è condizionata dall'aver gli intervalli temporali fissati. Per coglierne le conseguenze può essere utile passare attraverso un esempio.

Nel descrivere le forti precipitazioni della notte tra il 12 ed il 13 settembre 1995 (Paragrafo 6.2.1) suddividendole in accumuli triorari non vi sono particolari problemi perchè l'evento è centrato negli intervalli posti a priori (Tabella 5.6) e comunque si tratta di una situazione con una durata ben maggiore di quella di un intervallo. Quindi, indipendentemente dalla collocazione degli estremi temporali, si avrebbe comunque almeno un valore estremo (debolmente dipendente dalla suddetta collocazione). A questo punto, l'unico miglioramento interessante per la descrizione dei dati potrebbe essere l'esecuzione di una procedura di *declustering* (Paragrafo 5.2.1), per ridurre l'influenza di un valore estremo dai valori adiacenti.

L'intenso temporale del 15 luglio 2009 (Paragrafo 6.2.7) invece ha proprio una durata di tre ore e quindi il suo posizionamento rispetto agli estremi temporali degli intervalli è essenziale nella sua caratterizzazione (Tabella 5.7). In particolare, nell'intervallo dalle 6 alle 9 si registrano 130.7 mm, che corrispondono ad un tempo di ritorno di circa 34 anni. Se l'intervallo fosse stato scelto dalle 5:30 alle 8:30 si

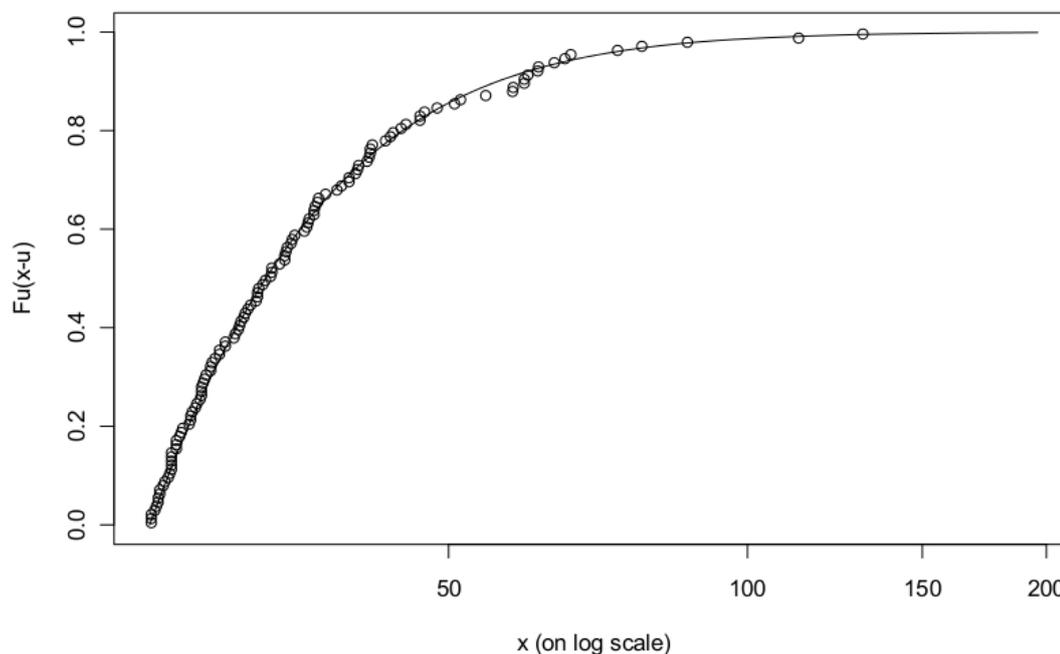


Figura 5.13: Distribuzione empirica degli eccessi rispetto alla soglia (punti), confrontata con la probabilità cumulativa condizionale data dalla Pareto. Il set di dati è costituito dagli accumuli pluviometrici triorari registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010

sarebbero registrati 157.7 mm, corrispondenti ad un tempo di ritorno decisamente più alto (Tabella 5.8), mentre intervalli dalle 4 alle 7 e dalle 7 alle 10, avrebbero portato i due valori di 89.1 mm e 69.8 mm, notevolmente più frequenti. Si capisce quindi la necessità di sviluppare, in eventuali approfondimenti, una statistica meno legata a queste condizioni al contorno (Paragrafo 5.2.2).

Analizzando i livelli di ritorno con i relativi intervalli di confidenza si decide di porre attenzione ai valori superiori a 60 mm (5.3), approssimativamente il limite inferiore degli intervalli di confidenza determinati dal *delta method* (Tabella 5.8). L'abbondanza di questi valori (11 in 20 anni) rende palese anche in questo caso i limiti del *delta method*; l'estremo inferiore, leggermente crescente, degli intervalli di confidenza fissati dal *pllh* sembra decisamente più aderente al nostro set di dati. Infatti, pare decisamente poco probabile che nei prossimi 20 anni non si raggiunga mai il valore di 60 mm, che in questo ventennio è stato superato così frequentemente.

$$130.7 \quad 112.6 \quad 87.0 \quad 78.3 \quad 74.0 \quad 66.4 \quad 65.5 \quad 63.9 \quad 61.6 \quad 61.5 \quad 60.1 \quad (5.3)$$

Un'ulteriore osservazione riguarda la grande adattabilità della GPD, che descrive in maniera soddisfacente il set di dati nonostante l'incertezza sulla soglia e l'aleatorietà della suddivisione cronologica. Una volta che le ipotesi iniziali sono soddisfatte (Paragrafo 4.2) questa distribuzione si mostra molto versatile.

giorno	mese	anno	ora	precipitazioni
12	9	1995	20 00	0
12	9	1995	20 30	5.2
12	9	1995	21 00	2.1
12	9	1995	21 30	16.9
12	9	1995	22 00	21
12	9	1995	22 30	20.7
12	9	1995	23 00	3.1
12	9	1995	23 30	14
12	9	1995	24 00	11.3
13	9	1995	0 30	45.8
13	9	1995	1 00	31.4
13	9	1995	1 30	11.1
13	9	1995	2 00	1.2
13	9	1995	2 30	11.6
13	9	1995	3 00	11.5
13	9	1995	3 30	3
13	9	1995	4 00	0.3

Tabella 5.6: Precipitazioni registrate con cadenza semioraria dalla stazione di Varese CGP nella notte tra il 12 ed il 13 Settembre 1995

giorno	mese	anno	ora	precipitazioni
15	7	2009	4 00	0
15	7	2009	4 30	0
15	7	2009	5 00	0
15	7	2009	5 30	1.1
15	7	2009	6 00	27
15	7	2009	6 30	41.7
15	7	2009	7 00	19.3
15	7	2009	7 30	17.1
15	7	2009	8 00	44.2
15	7	2009	8 30	8.4
15	7	2009	9 00	0
15	7	2009	9 30	0.1
15	7	2009	10 00	0

Tabella 5.7: Precipitazioni registrate con cadenza semioraria dalla stazione di Varese CGP nelle prime ore del 15 Luglio 2009

tempo	(a)			(b)		
	ci-	x(m)	ci(+)	ci-	x(m)	ci(+)
5 anni	59.8	77.7	95.5	65.2	77.6	105.1
10 anni	65.4	94.3	123.2	75.3	94.2	145.7
20 anni	68.6	113.8	158.9	85.6	113.6	201.6
34 anni	69.0	130.9	192.7	93.7	130.8	259.7
50 anni	67.9	144.7	221.5	99.8	144.5	312.5
100 anni	62.0	172.7	283.3	110.5	172.3	437.7

Tabella 5.8: Livelli di ritorno calcolati con livelli di confidenza al 95% dati dal delta method (a) e ricavati graficamente dal profile log-likelihood (b): indichiamo con ci_- e ci_+ , rispettivamente, gli estremi inferiori e superiori degli intervalli di confidenza. Tutti i valori sono espressi in *mm*.

5.1.5 Accumuli semiorari

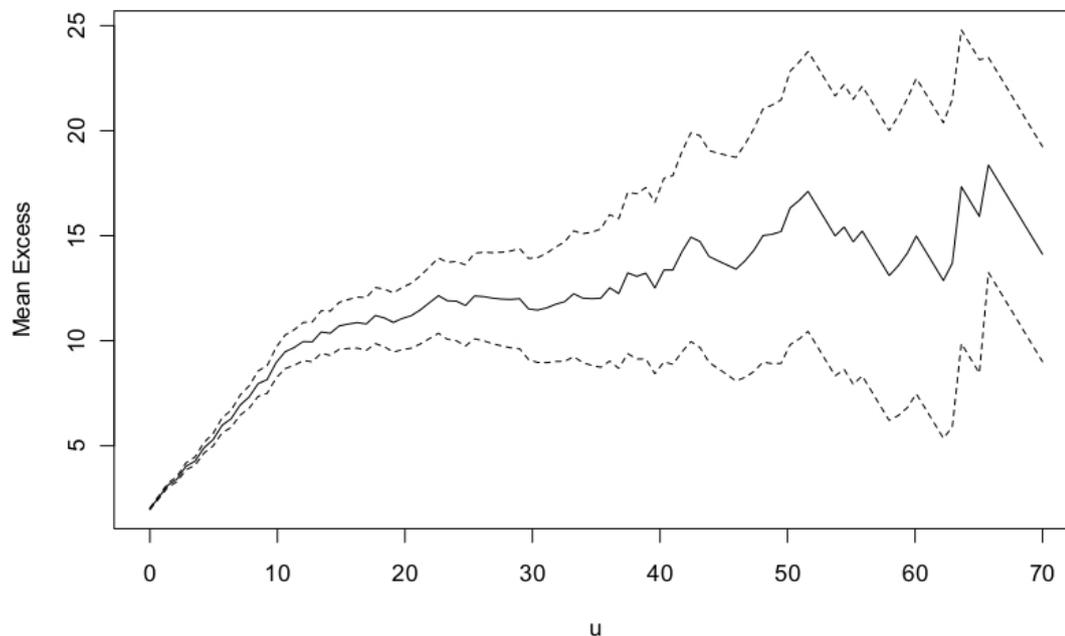


Figura 5.14: Mean residual life plot per gli accumuli pluviometrici semiorari registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010: i valori sono riportati in mm/h , in termini di rain rate medio dell'intervallo semiorario

Prima di effettuare la statistica sugli accumuli semiorari è necessario ricordare che l'analisi è realizzata in termini di *rain rate* e quindi, ove non sia specificato, tutti i valori riportati qui sotto si intendono in mm/h e non in mm accumulati durante la mezz'ora in considerazione. Non vi è comunque nessuna differenza a livello concettuale tra le due impostazioni, ma soltanto un fattore 2 di differenza tra i valori.

Per l'analisi si sceglie una soglia $u = 13.5$, che corrisponde quasi al 100° percentile, con i valori oltre la soglia che sono 497 su 350640 (0.14% dei valori totali).

La soglia si trova ad un quantile decisamente alto, ma, avendo tantissime osservazioni (48 ogni giorno per un periodo di 20 anni), non c'è il problema di avere troppi pochi dati per una statistica significativa. Inoltre, dal *mean residual life plot* (Figura 5.14) si nota una zona quasi lineare per valori di u molto bassi; gli intervalli di confidenza però sono molto risicati e ciò fa sì che i parametri siano tutt'altro che stabili rispetto ai loro errori, al variare della soglia. Incrementando u è molto difficile trovare una zona lineare con parametri stabili (Figura 5.15) e l'unica regione che sembra avere questi requisiti si trova intorno a $u = 13.5$, a cui si decide di fissare la soglia.

Anche i dati sulla mezz'ora risentono, come già detto in precedenza, del problema degli intervalli fissi. Infatti, la durata media di un evento temporalesco è simile all'estensione temporale degli intervalli e quindi le osservazioni espresse nella sezione precedente (Tabelle 5.6 5.7 e considerazioni relative) possono essere riprese anche

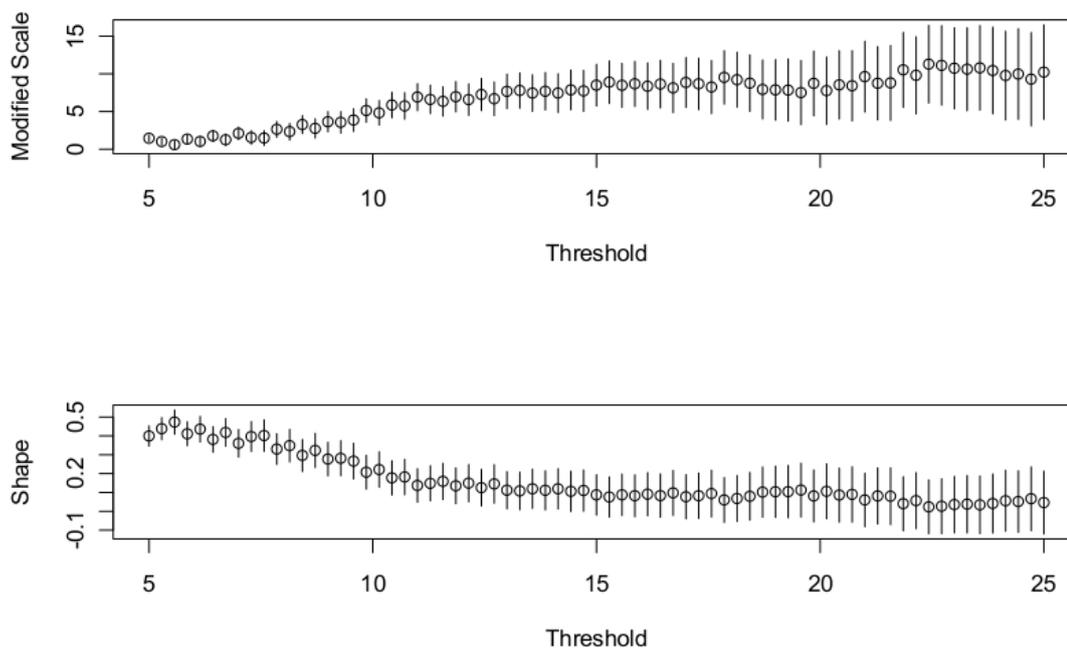


Figura 5.15: Analisi della stabilità dei parametri al variare della soglia della GPD per gli accumuli pluviometrici semiorari registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010: i valori sono riportati in mm/h , in termini di rain rate medio dell'intervallo semiorario

in questo caso. Adesso però la spaziatura è la minore possibile, data la sensibilità dello strumento. L'uso di intervalli semiorari "mobili" (del tipo (0-30, 15-45, 30-00, 45-15) invece di (00-30, 30-00)), con *declustering* associato (Paragrafi 5.2.1, 5.2.2), porterebbe sicuramente a conoscere con maggior precisione la reale entità dei valori in gioco, ma è impossibile da attuare perchè la sensibilità dello strumento è proprio semioraria e quindi non si possiedono più di due osservazioni per ogni ora. Ciò porta ad una sicura sottostima dei valori in gioco, che andrà presa in considerazione in sede di commento dei risultati.

Bisogna però notare che i temporali stazionari (a livello di accumulo totale e di disagi sicuramente molto importanti (Paragrafi 6.2.5, 6.2.7)) hanno una durata di almeno 2-3 ore e quindi, se anche non sono ben centrati su un intervallo, sono abbastanza lunghi da coprire la mezz'ora successiva ed essere segnalati adeguatamente.

L'abbondanza di osservazioni inoltre riduce la discrepanza che insorge al variare degli estremi temporali dell'intervallo. E' vero che non si sta analizzando la distribuzione degli accumuli semiorari ma quella degli accumuli negli intervalli con estremi "00-30", però questa distribuzione si avvicina decisamente (all'aumentare del numero di dati) a quelle che hanno intervalli semiorari con estremi diversi (per esempio "15-45").

Anche questa volta i dati vengono ben descritti da una distribuzione *heavy tailed* (Figure 5.16, 5.20) e l'aumento della statistica a disposizione determina un decremento significativo delle incertezze sui parametri.

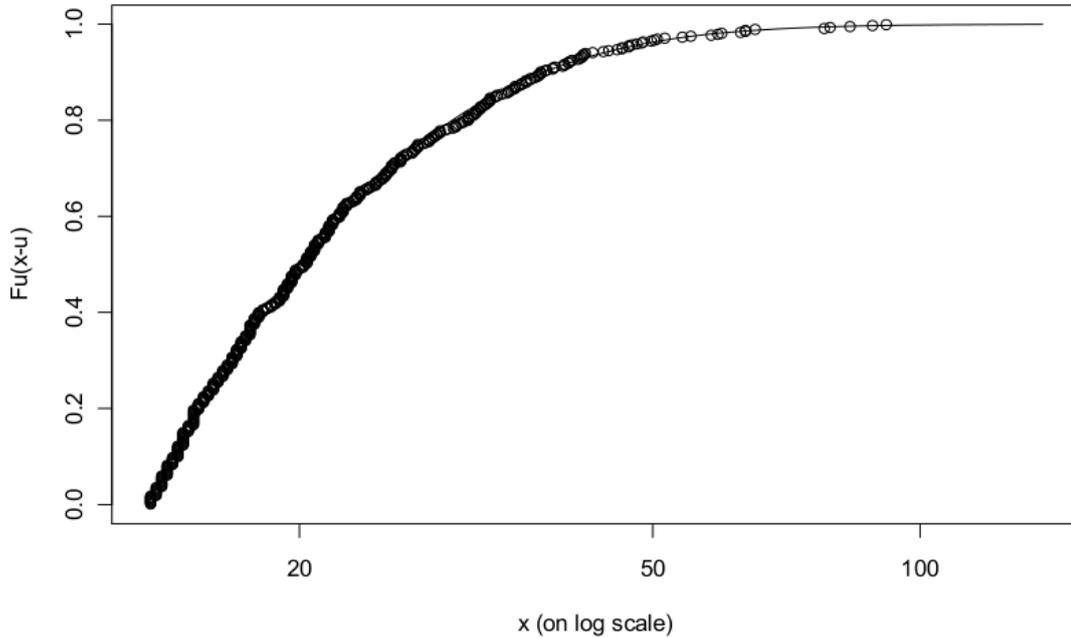


Figura 5.16: Distribuzione empirica degli eccessi rispetto alla soglia (punti), confrontata con la probabilità cumulativa condizionale data dalla Pareto. Il set di dati è costituito dagli accumuli pluviometrici semiorari registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010: i valori sono riportati in mm/h , in termini di rain rate medio dell'intervallo semiorario

ξ	σ
0.11 ± 0.05	9.2 ± 0.6
0.11 ± 0.05	9.2 ± 0.6

Tabella 5.9: parametri della GPD, determinati con il metodo MLE per entrambi gli algoritmi, sul set di dati dato dagli accumuli semiorari registrati dalla stazione di Varese CGP dal 1991 al 2010

Basandosi sull'estremo inferiore dell'intervallo di confidenza determinato dal *delta method* per un tempo di ritorno di 5 anni, ci si focalizza, in particolare, sui valori superiori a $60 mm/h$, cioè gli intervalli semiorari con accumulo superiore ai $30 mm$:

$$91.6 \quad 88.4 \quad 83.4 \quad 79.2 \quad 78.0 \quad 65.2 \quad 63.6 \quad 63.6 \quad 62.8 \quad (5.4)$$

Vi sono diverse osservazioni interessanti a riguardo.

- Il tempo di ritorno per i due valori più alti ($45.8 mm$ tra le 0.00 e le 0.30 del 13 Settembre 1995 (*rain rate medio* = $91.6 mm/h$); $44.2 mm$ tra le 7.30 e le 8:00 del 15 Luglio 2009 (*rain rate medio* = $88.4 mm/h$))

tempo	(a)			(b)		
	ci-	x(m)	ci(+)	ci-	x(m)	ci(+)
5 anni	60.4	72.1	83.9	62.9	72.1	87.6
10 anni	66.8	83.4	100.0	70.7	83.4	106.0
16 anni	70.9	91.6	112.2	75.9	91.7	120.2
20 anni	72.8	95.6	118.3	78.5	95.7	127.4
50 anni	80.1	113.1	146.2	89.0	113.1	161.4
100 anni	84.9	127.6	170.4	96.9	127.9	192.0

Tabella 5.10: Livelli di ritorno calcolati con livelli di confidenza al 95% dati dal delta method (a) e ricavati graficamente dal profile log-likelihood (b): indichiamo con ci_- e ci_+ , rispettivamente, gli estremi inferiori e superiori degli intervalli di confidenza. Tutti i valori sono espressi in mm/h , in termini di rain rate medio dell'intervallo semiorario

si situa intorno ai 15 anni. Questi valori appartengono a due eventi, già ampiamente descritti (Paragrafi 6.2.1, 6.2.7, Tabelle 5.6, 5.7), la cui durata è certamente ben superiore a quella di un intervallo e quindi si può escludere un problema di sottostima rilevante. Piuttosto, è interessante evidenziare la relativa frequenza di valori elevati e la loro appartenenza ad eventi non eccessivamente brevi. Ciò è importante a livello consequenziale perchè se 40 o 50 mm di pioggia in mezz'ora possono già causare piccoli allagamenti e disagi, assumono decisamente un'altra valenza se inseriti in un evento prolungato di forti precipitazioni.

- Facendo il confronto tra il *delta method* e il *pllh*, si nota che, in questo caso i due metodi danno risultati molto simili, ed in entrambi i casi gli intervalli di confidenza sono abbastanza piccoli (Tabella 5.10); questo è un duplice risultato dell'abbondanza di osservazioni che riduce gli errori e consente di utilizzare a pieno titolo il limite asintotico di approssimata normalità. Si nota infatti come il *pllh* rimanga molto più simmetrico che negli altri casi, anche per un tempo di ritorno di 100 anni (Figura 5.18, da confrontare con Figura 5.5).
- La maggioranza dei valori in (5.4) non appartiene agli eventi più intensi analizzati nel Capitolo 6. Quindi gli accumuli maggiori nelle singole mezz'ore non sono del tutto correlati agli accumuli maggiori degli interi eventi. In particolare, i valori più elevati a livello semiorario sono spesso derivanti da episodi temporaleschi che, anche a livello di conseguenze idrogeologiche, hanno grandi differenze con gli altri tipi di eventi precipitativi.

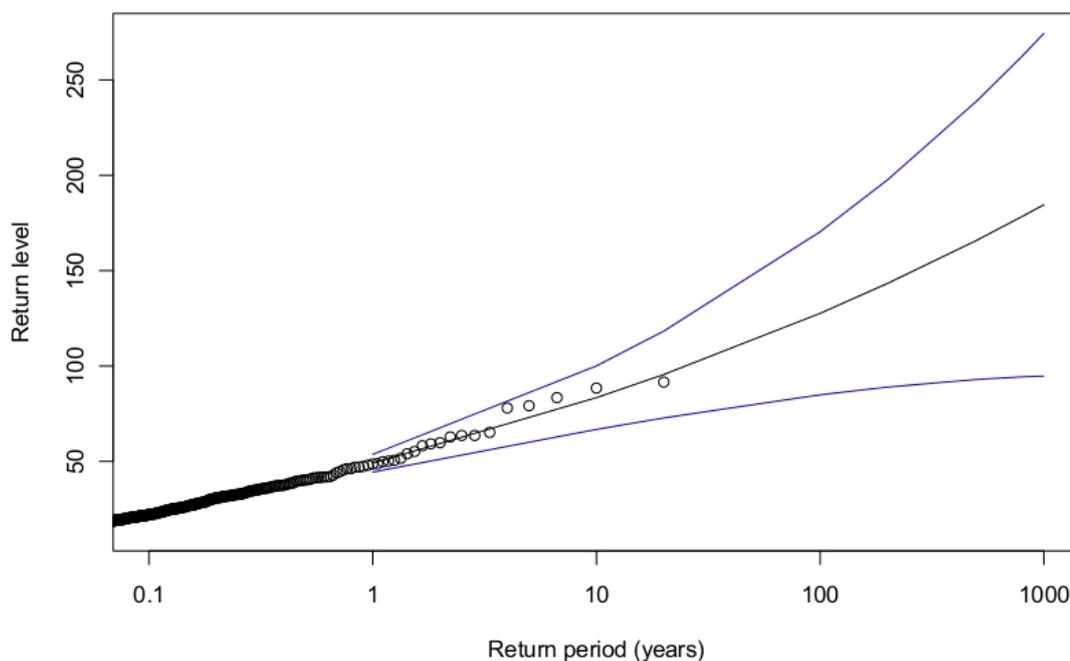


Figura 5.17: Livelli di ritorno, con relativi intervalli di confidenza determinati dal delta method, per i dati costituiti dagli accumuli pluviometrici semiorari registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

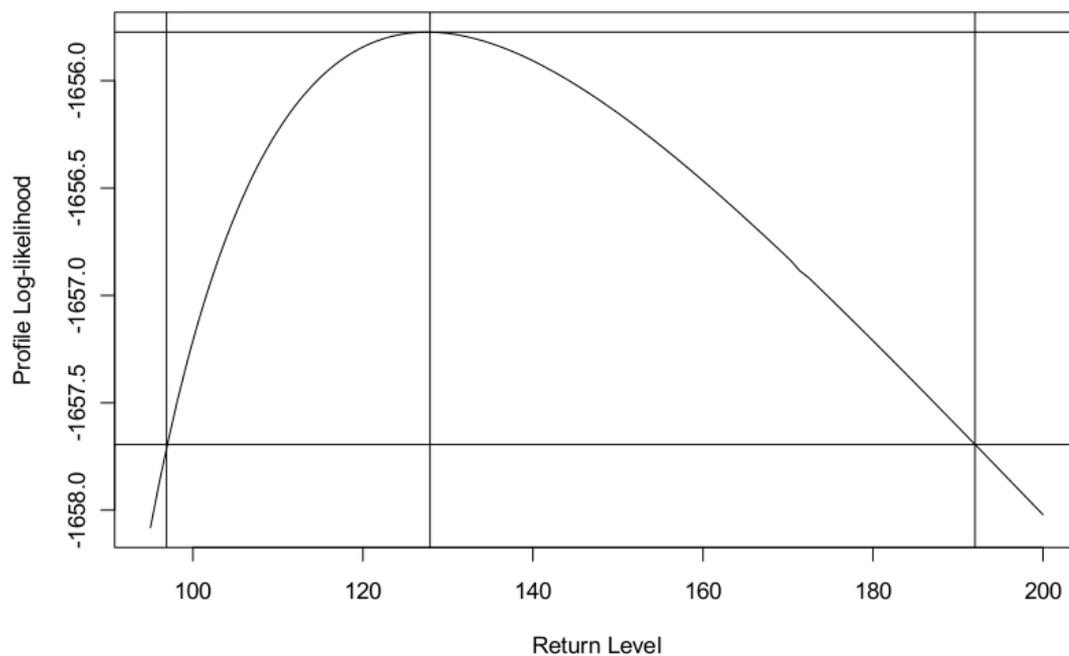
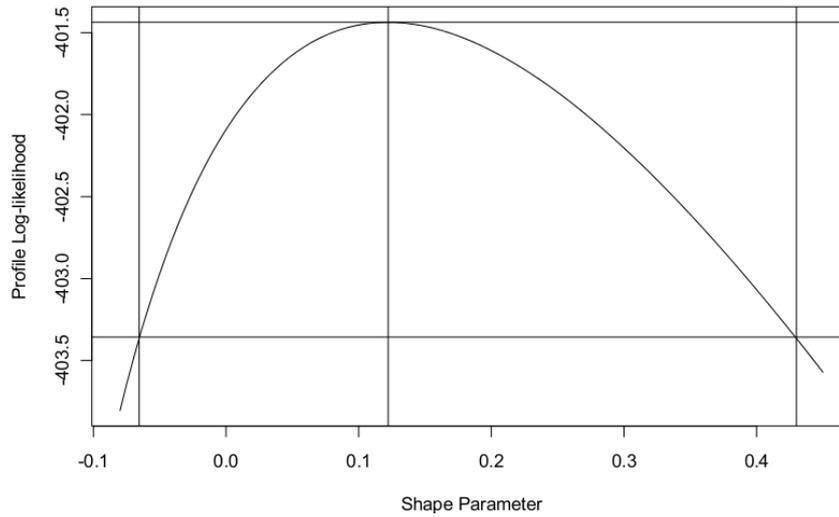


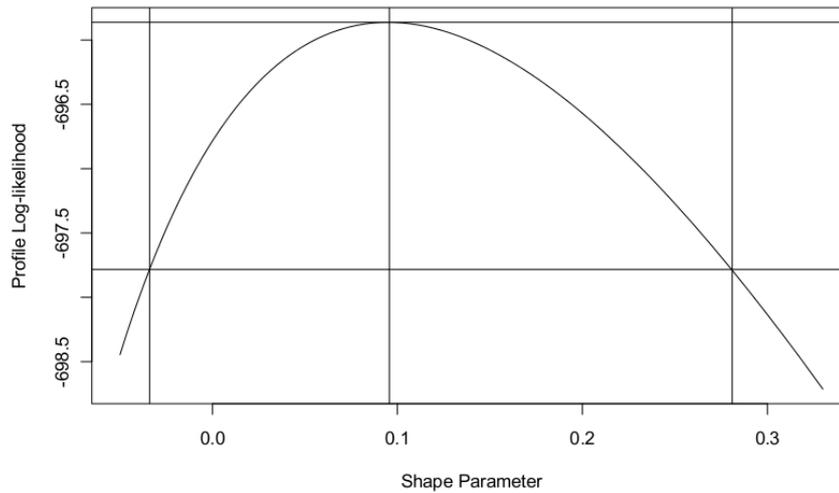
Figura 5.18: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del livello di ritorno. Il diagramma, relativo ad un tempo di ritorno di 20 anni, è costruito sui dati degli accumuli pluviometrici semiorari registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

5.1.6 Grafici ulteriori

In questa sezione si presentano altri due tipi di diagrammi, complementari all'analisi svolta fino ad ora.



(a) Eventi



(b) Accumuli giornalieri

Figura 5.19: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del parametro di forma ξ . Il diagramma relativo è costruito sui dati degli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

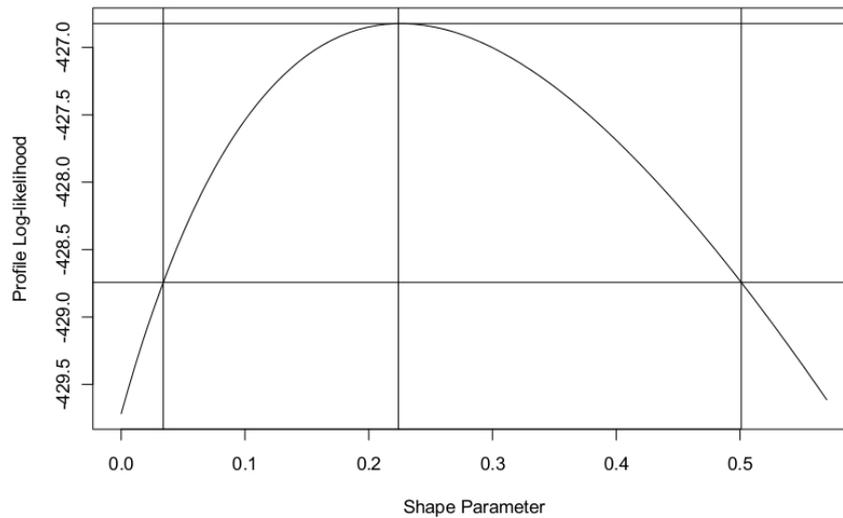
- **Profile log-likelihood al variare del parametro di forma.**

Il $pllh$, oltre che per migliorare la stima dei livelli di ritorno, viene usato anche per integrare le informazioni sul valore del parametro di forma ξ e le relative incertezze. Confrontando i diagrammi qui presenti (Figure 5.19, 5.20) con i

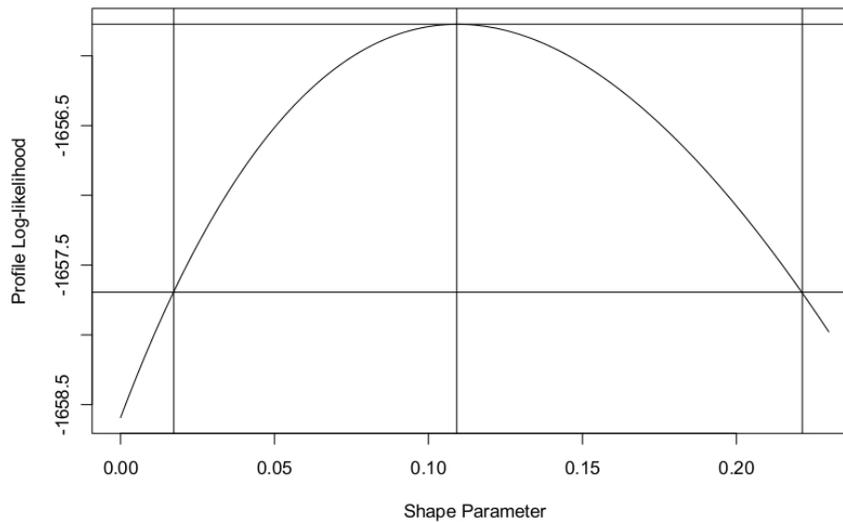
risultati esposti nelle Tabelle 5.1, 5.3, 5.5, 5.9, si nota che il profilo è leggermente asimmetrico e restringe l'intervallo di confidenza nella parte inferiore al valore stimato, allargandone l'altro settore. Per un confronto con le tabelle, si ricordi che il livello di confidenza al 95% corrisponde ad $1.96\sqrt{\text{Var}(x)}$; si osserva comunque che la larghezza totale degli intervalli di confidenza non varia rispetto alle stime trovate precedentemente. Questi diagrammi quindi, confermando sostanzialmente il grado di incertezza sulla stima dei parametri, rafforzano l'ipotesi per cui le serie di estremi pluviometrici sono ben descritti da distribuzioni *heavy tailed* [9], [21].

- **QQplot con diversi modelli.**

Nei diagrammi rappresentati in questa sezione (Figure 5.21, 5.22) sono raffigurati i punti raccolti dal nostro set di dati, individuati dal quantile osservato (asse delle ordinate) e dal quantile aspettato in base al valore e al modello con cui si approssima il set di dati (asse delle ascisse). I modelli presi in considerazione (sempre all'interno della famiglia delle GPD) sono la distribuzione di Pareto restituita dall'applicazione del MLE, con il parametro di forma da esso determinato, e la distribuzione esponenziale ricavata operando il limite per $\xi \rightarrow 0$ della GPD (Paragrafo 4.2.2). Questa doppia rappresentazione vuole mettere in evidenza quale sia la distribuzione adatta a descrivere il set di dati in esame. Infatti, se il modello è adeguato alla descrizione dei valori misurati [29], i punti si dispongono lungo la retta bisettrice che definisce il luogo dei punti in cui i quantili osservato ed aspettato (e quindi anche le rispettive probabilità cumulative) si eguagliano. Se invece i punti formano una curva dotata di una certa convessità (negativa o positiva), la distribuzione che descrive i dati nel modo più appropriato avrà una coda, rispettivamente, più o meno rilevante di quella della distribuzione che si sta controllando. Nei casi illustrati, riferiti agli accumuli giornalieri e triorari (accumuli per evento e semiorari sono analoghi), si osserva che, interpolando i punti nel grafico relativo alla distribuzione esponenziale, la linea che si forma è concava e ciò indica la necessità di un modello con una coda più consistente rispetto a quella del modello preso in considerazione. Nel grafico relativo alla Pareto invece questa concavità svanisce, ad ulteriore conferma della bontà della stima data dal MLE per i parametri della GPD. Questa differenza è più evidente per gli accumuli triorari ma è necessario riconoscere che anche nel caso dei giornalieri il comportamento non è determinato solo dal valore eccezionale del 13 Settembre 1995, che potrebbe esercitare una certa influenza, ma la concavità è presente anche unendo gli altri punti, che quindi mostrano anch'essi un comportamento del tipo "heavy tailed".



(a) Accumuli triorari



(b) Accumuli semiorari

Figura 5.20: Profile log-likelihood, con intervalli di confidenza al 95%, al variare del parametro di forma ξ . Il diagramma relativo è costruito sui dati degli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione Varese CGP nel periodo 1991-2010

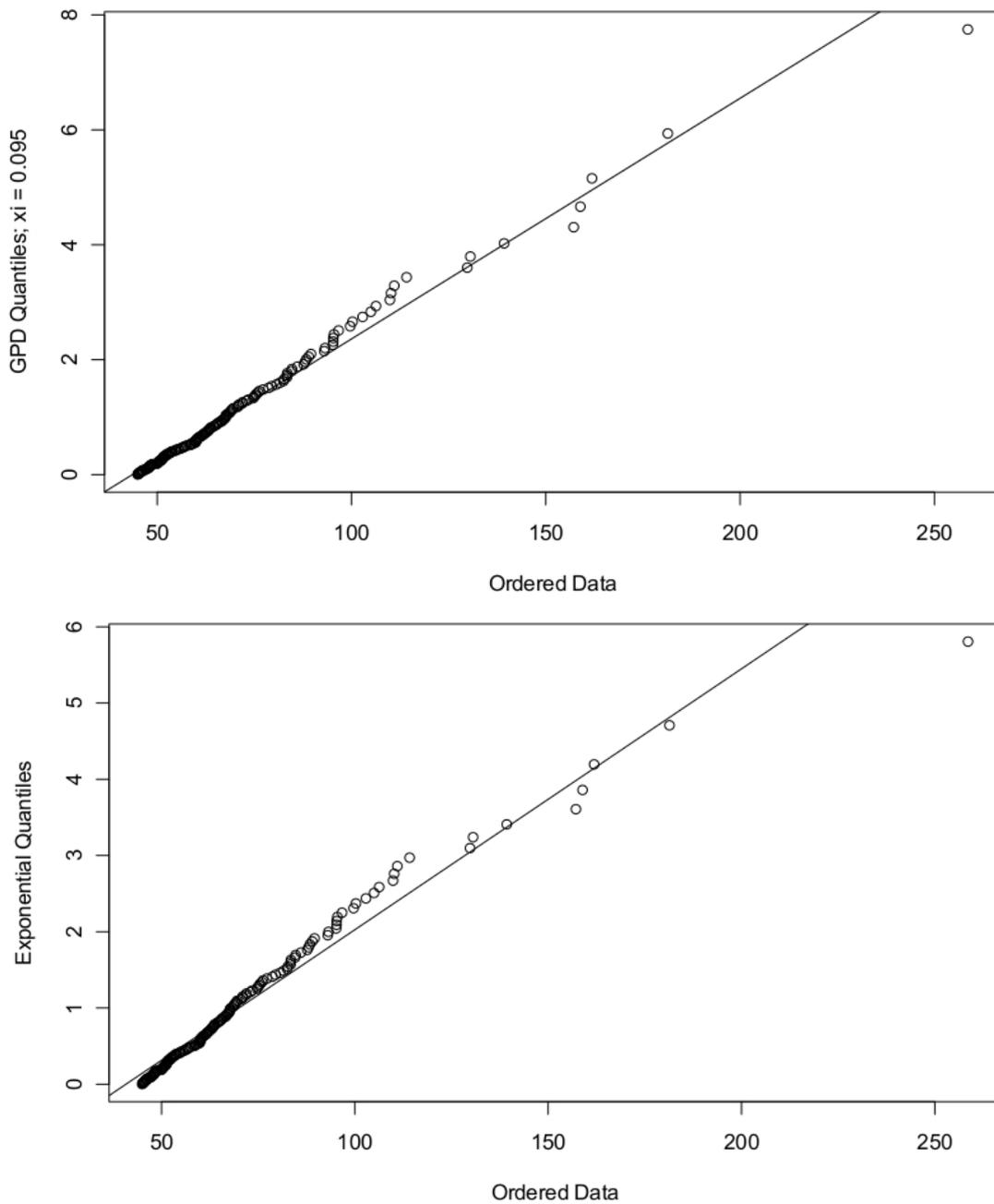


Figura 5.21: Grafici di quantile relativi al confronto della distribuzione empirica con la GPD risultante dal metodo MLE (in alto) e con la distribuzione esponenziale (qui sopra). I diagrammi sono relativi agli accumuli pluviometrici giornalieri registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010

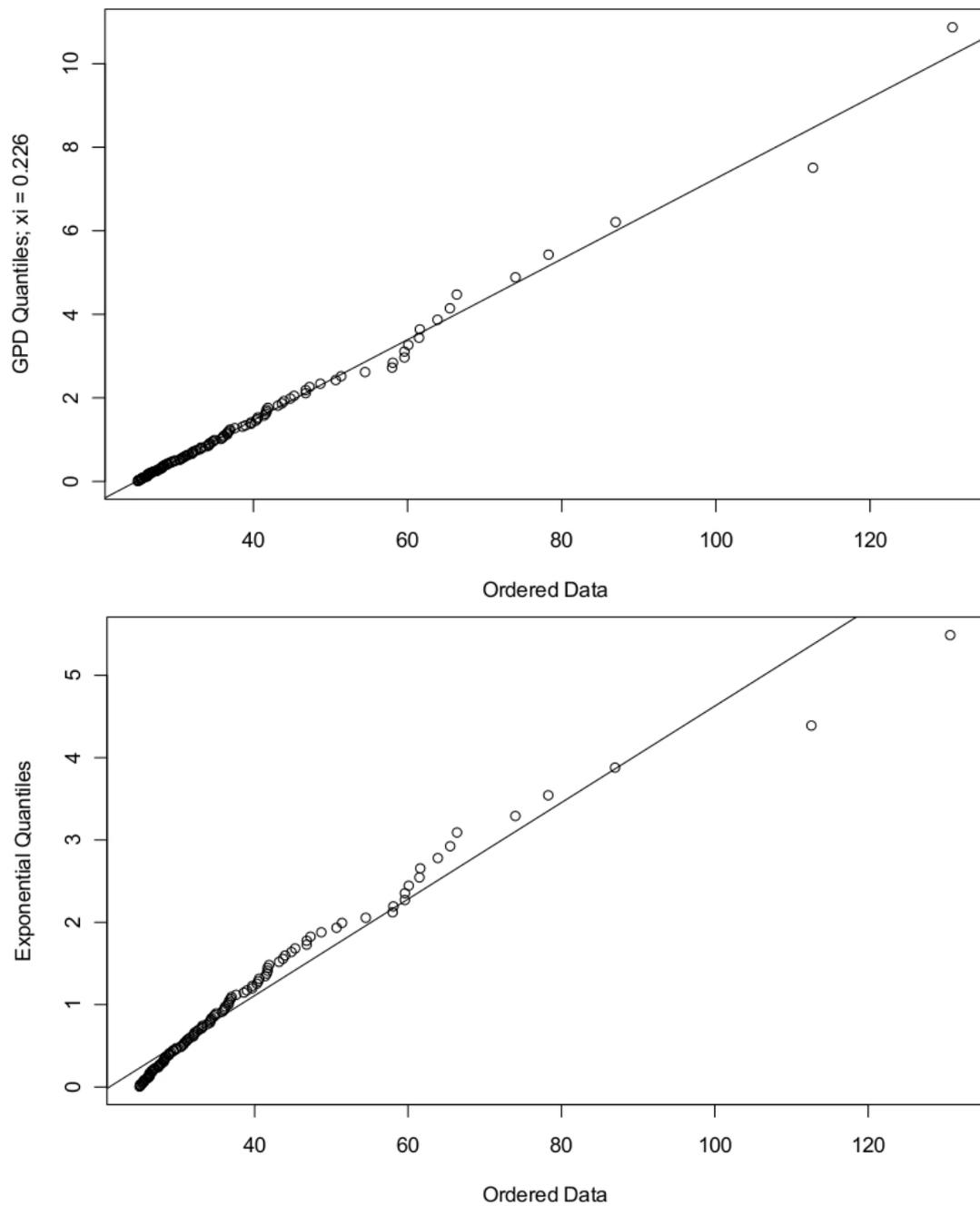


Figura 5.22: Grafici di quantile relativi al confronto della distribuzione empirica con la GPD risultante dal metodo MLE (in alto) e con la distribuzione esponenziale (qui sopra). I diagrammi sono relativi agli accumuli pluviometrici triorari registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010

5.2 Approfondimenti

L'analisi fin qui condotta gode sicuramente di una certa robustezza per la buona qualità ed affidabilità dei dati e l'uso di quattro suddivisioni temporali diverse. Certamente, però, i procedimenti condotti fin qui hanno aperto problematiche e prospettive che non possono essere esaminate in questa tesi per motivi di tempo. In questa sezione si vogliono descrivere brevemente gli argomenti di approfondimento individuati.

5.2.1 Declustering

Quando si modella un set di dati usando la GPD si nota spesso che si possono avere valori consecutivi oltre la soglia, correlati nel tempo: un esempio nella nostra serie sono gli accumuli giornalieri relativi al 12 ed al 13 settembre 1995, con 95.3 *mm* e 258.6 *mm* rispettivamente. Naturalmente questi dati sono dipendenti l'uno dall'altro sia perchè fanno parte dello stesso evento, sia perchè la scelta degli estremi degli intervalli temporali determina diversi valori in quei due giorni (vedi anche Tabelle 5.6, 5.7 e considerazioni associate). Per ovviare a questi inconvenienti, una tecnica semplice e piuttosto "grezza" [13] è il *declustering*. Si tratta di conservare soltanto il massimo di ogni *cluster* di valori, dove per *cluster* si intende un insieme di valori oltre la soglia, consecutivi o separati l'un l'altro da un certo numero (inferiore a un limite fissato) di valori inferiori alla soglia [7], [6]. Nel nostro caso il declustering potrebbe rivelarsi utile per gli accumuli ad intervallo temporale fisso (giornalieri, triorari, semiorari), per contrastare la dipendenza temporale nei valori relativi ad eventi frontali e/o temporaleschi, a seconda della larghezza degli intervalli.

5.2.2 Intervalli "mobili"

Vi è un'ulteriore complicazione dovuta agli intervalli fissi, oltre al problema dei cluster. Infatti, un evento intenso con durata paragonabile a quella degli intervalli temporali ha una descrizione che dipende fortemente dalla scelta della loro posizione. Un simile problema è molto incidente sulla distribuzione degli accumuli semiorari e triorari (anche in questo caso si possono osservare le Tabelle 5.6, 5.7 e le considerazioni relative al 15 Luglio 2009 per un esempio). Per capire il senso di questo comportamento è utile ricordare che nella nostra serie si osservano due grandi categorie di eventi intensi: gli eventi frontali, la cui durata è normalmente superiore alle 24 ore, e gli eventi temporaleschi. Nel caso di accumuli giornalieri il problema appena enunciato ha un'importanza ridotta perchè gli eventi frontali hanno un'estensione temporale maggiore dell'intervallo e gli eventi convettivi, avendo invece una durata molto minore, non hanno alta probabilità di trovarsi a cavallo fra due intervalli. Per gli accumuli semiorari, invece, la durata dell'intervallo è paragonabile a quella di normali eventi temporaleschi, mentre per gli accumuli triorari l'estensione cronologica è simile a quella dei temporali stazionari. Per ovviare all'inconveniente accennato, una possibile soluzione nel caso degli accumuli triorari potrebbe essere l'uso di intervalli "mobili". Questo termine indica che due intervalli contigui della serie non si costruiscono facendo iniziare il secondo all'orario di termine del primo, ma separandoli di

mezz'ora (per esempio (0.00-3.00, 0.30-3.30, 1.00-4.00, ..., 3.00-6.00, 3.30-6.30, ...) invece che (0.00-3.00, 3.00-6.00, 6.00-9.00, ...)). Per gli accumuli semiorari questo accorgimento non è utilizzabile perchè si lavora già al minimo intervallo consentito dalla sensibilità dello strumento (Paragrafo 5.1.5). Una procedura simile richiede sicuramente un declustering associato perchè molti valori sono relativi ad intervalli vicini o addirittura in parte sovrapposti e risultano sicuramente dipendenti l'uno dall'altro. Una prima ricerca di articoli che sviluppino questo procedimento non ha prodotto risultati, probabilmente anche perchè la maggior parte delle analisi in letteratura si basa su dati giornalieri, certamente meno inclini ad approfondimenti in questa direzione.

5.2.3 Stagionalità

Gli eventi presenti nella nostra serie di dati possono essere ascritti prevalentemente a due tipologie: quelli associati al passaggio di strutture frontali e quelli, temporaleschi, dovuti principalmente ad instabilità di natura convettiva. La durata e le conseguenze a livello idrogeologico di questi tipi di eventi sono decisamente differenti. Un temporale intenso può causare il repentino ingrossamento di piccoli fiumi, torrenti e corsi d'acqua in genere, responsabili di frane, smottamenti ed allagamenti localizzati (si pensi alla Valle Olona). Gli eventi autunnali, diffusi e di lunga durata, sono inizialmente meno pericolosi, a causa del minore *rain rate* medio, ma possono avere effetti importanti sul livello dei laghi. L'analisi condotta su diverse scale temporali è stata un iniziale tentativo di separare le due tipologie di evento. Un approfondimento, decisamente interessante, della tematica potrebbe essere realizzato dividendo la statistica in base alle stagioni o rispetto ad un indice, costruito "ad hoc", che tenga conto della durata e del *rain rate* medio degli eventi. Uno sviluppo simile potrebbe anche confermare l'osservazione secondo cui la dipendenza degli accumuli dal periodo dell'anno (*stagionalità*) è decisamente più marcata per eventi brevi (Paragrafo 5.1.1). Per un'analisi di questo tipo però sarebbe meglio utilizzare la GPD in un sistema di riferimento *bayesiano* [7], [13], [6]: ciò rappresenta una notevole complicazione computazionale, ma porta con sé diversi vantaggi. Innanzitutto si ottiene direttamente la distribuzione di probabilità completa dei parametri, mentre usando il MLE c'è bisogno di confrontare i vari metodi atti a determinare gli intervalli di confidenza. Inoltre si può costruire un modello a due stagioni pur senza conoscerne l'esatta collocazione temporale a priori.

5.2.4 Confronto con altre stazioni CGP

Un altro ambito adatto all'utilizzo dell'approccio *bayesiano* è l'estensione spaziale del set di dati, mediante l'aggiunta di valori provenienti da altre stazioni, in modo da poter costruire mappe dei livelli di ritorno relative ad una certa regione geografica e non più puntuali. Nel nostro caso questo sviluppo è molto interessante per la complessità del territorio coinvolto. Infatti la presenza dei primi rilievi prealpini si aggiunge alla posizione delicata del bacino padano, delimitato da Alpi e Appennini e vicino al Mar Mediterraneo. Abbiamo provato a confrontare i totali annuali di alcune stazioni della rete CGP, rappresentative di diverse zone del territorio varesino.

- *Varese CGP*: si intende la stazione posta presso il Centro Geofisico Prealpino, in via A. Del Sarto, alla base del pendio del Campo dei Fiori.
- *Varese Iper*: stazione situata nelle adiacenze del centro commerciale sito in via Peschiera - SS 342 (Tangenziale di Varese), si trova in fondo al pendio che da Varese porta all'imbocco della Valle Olona.
- *Pino sulla Sponda del Lago Maggiore*: stazione posizionata sulla sponda orientale del Verbano, al confine settentrionale della Provincia di Varese (frontiera svizzera).
- *Fagnano Olona - Tronconi*: stazione collocata nella media Valle Olona, stretto solco inserito in una zona quasi pianeggiante, presso una ditta sovente sede di allagamenti.
- *Legnano Gabinella e Castellanza LIUC*: stazioni collocate sull'Olona in zone ormai pianeggianti, tra il Basso Varesotto e l'Altomilanese

Accumulo pluviometrico totale annuo (mm)						
anno	Va CGP	Va Iper	Pino	Fagnano	Castellanza	Legnano
1999	1507	1371	2171	1107	1158	1118
2000	2288	/	2350	1696	1684	1614
2001	1457	1288	1621	996	986	995
2002	2463	2142	2417	1646	1784	1771
2003	1235	1134	963	906	967	904
2004	1541	1549	1925	972	1062	1041
2005	978	901	1068	712	773	719
2006	1185	1110	1310	833	892	/
2007	1105	1030	1174	760	943	1043
2008	2230	1987	2208	1478	1603	1528

Tabella 5.11: Accumuli pluviometrici totali annuali di diverse stazioni gestite dal CGP.

I valori illustrati (Tabella 5.11, Figura 5.23) mostrano con evidenza una maggiore piovosità della fascia prealpina; i rapporti di piovosità tra le varie stazioni sono però molto variabili di anno in anno (per esempio si confrontino gli accumuli della stazione di Pino con quelle varesine nel 1999 e nel 2003), sintomo delle diverse risposte del territorio alle varie configurazioni bariche. Si capisce allora l'utilità di un'analisi quantitativa estesa sul territorio, in modo da determinare con maggior esattezza il comportamento precipitativo dell'area varesina e il livello di correlazione fra gli accumuli nei vari siti: oltre a dare mappe dei tempi di ritorno è infatti molto utile capire quali sono le configurazioni che portano accumuli diffusi e quali zone ne sono più interessate. I disagi relativi a precipitazioni estremamente intense sono infatti strettamente dipendenti dall'estensione e dalle caratteristiche del territorio

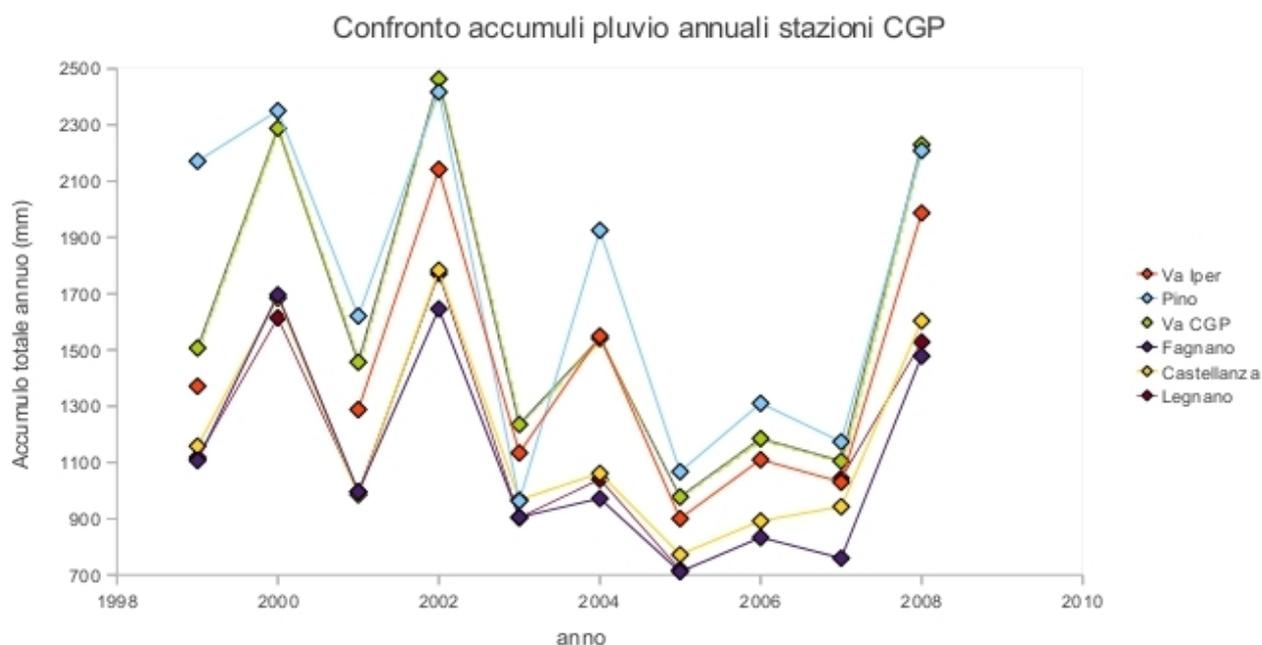


Figura 5.23: Accumuli pluviometrici totali annuali di diverse stazioni gestite dal CGP.

colpito. A livello eminentemente fisico, inoltre, è di grande interesse caratterizzare l'interazione della dinamica atmosferica a scala sinottica con l'orografia locale.

5.2.5 Set di dati ARPA Lombardia

Una serie ventennale, per quanto completa, non può avere la pretesa di dare indicazioni stringenti sui trend temporali. Nel nostro caso, inoltre, nell'analisi dati si è usata l'ipotesi di stazionarietà dei valori. Per questi motivi la possibilità di estendere il periodo di disponibilità dei dati è un approfondimento decisamente interessante. Durante il lavoro di tesi si è aperta la possibilità di analizzare i dati, già digitalizzati e con risoluzione al quarto d'ora, di ARPA Lombardia per Varese dal 1932 al 2005. Quest'ipotesi non si è poi concretizzata per mancanza di tempo: infatti, prima di tutto, l'analisi avrebbe richiesto un lavoro di organizzazione dei dati analogo a quello svolto per la serie già presa in considerazione. Sarebbe stata necessaria anche la ricostruzione del "percorso" effettuato dalla stazione nei suoi diversi spostamenti all'interno di Varese durante gli anni, dato che le diverse ubicazioni potrebbero corrispondere ad altrettanti microclimi della città bosina. Inoltre sarebbe stato indispensabile un confronto con i valori corrispondenti della serie CGP per ricostruire la qualità dei dati; la digitalizzazione automatica, infatti, porta con sé una notevole incertezza, anche se i valori sono accompagnati da indici di qualità della registrazione. Nonostante queste difficoltà, l'estensione della statistica con l'utilizzo dei dati ARPA è sicuramente uno sviluppo conveniente all'interno della caratterizzazione delle precipitazioni intense a Varese: la gran mole di dati permette di ridurre le incertezze sulle stime trovate con il MLE e l'indicazione su particolari trend temporali negli eventi estremi ha risvolti pratici di indubbio interesse.

5.2.6 Likelihood Ratio Test

I grafici di distribuzione temporale degli accumuli mostrano che la scelta di svolgere l'analisi statistica sotto l'ipotesi di stazionarietà è ragionevole (Figure 5.1, 5.2), anche alla luce dell'arco di tempo non particolarmente lungo preso in considerazione, come già detto in precedenza. Per confermare l'ipotesi di stazionarietà in modo più quantitativo si può applicare un *likelihood ratio test*, [3] verificando così l'appropriatezza di un singolo modello all'intero periodo cronologico a cui si riferiscono i dati.

5.2.7 Goodness-of-fit

La scelta della soglia è stata effettuata attraverso l'analisi ed il confronto tra il *mean residual life plot* ed i grafici riferiti alla *stabilità dei parametri*, tenendo presente la necessità di conservare un set di valori abbastanza vasto da consentire una statistica adeguata. Questa procedura è particolarmente delicata, come si è visto nei casi esaminati (Sezione 5.1); sebbene il buon accordo tra la GPD e la distribuzione empirica sia una conferma della scelta di una soglia adeguata, un test di *goodness-of-fit* per la validazione della scelta è sicuramente uno sviluppo pertinente [17].

Capitolo 6

Descrizione degli eventi

6.1 Introduzione

In questa sezione si vogliono analizzare alcuni tra gli eventi precipitativi più estremi registrati dalla stazione meteorologica di Varese CGP, allo scopo di illustrare le particolari configurazioni sinottiche ad essi collegate e l'interazione di queste con la particolare conformazione orografica del territorio varesino. In particolare si sono esaminati:

- l'alluvione del settembre 1995, con il record di precipitazioni per singolo evento per la serie considerata (361.8 *mm* accumulati in 36.5 ore a Varese CGP), realizzatasi grazie a forti correnti in quota da SW.
- L'evento dei giorni dal 10 al 13 gennaio 1996, che, grazie a una situazione barica particolarmente stazionaria (a causa del blocco anticiclonico russo-siberiano), si è prolungato per diversi giorni, portando un accumulo finale molto elevato rispetto agli standard invernali.
- Le piogge ed i rovesci dal 2 al 5 maggio 2002, causa di allagamenti e disagi sul Verbano, dati da un passaggio molto intenso di una saccatura estesa dalla Scandinavia alla penisola Iberica, accentuato da eventi temporaleschi.
- Le copiose precipitazioni del novembre 2002, il mese più piovoso a Varese dal 1951, causate da ripetute discese depressionarie in area mediterranea. In questo caso, configurazioni simili, ma con leggere differenze nell'orientamento delle correnti in quota tra S e SW, hanno portato conseguenze decisamente differenti sull'area varesina.
- L'evento temporalesco particolarmente intenso e stazionario del 21 agosto 2007, che ha portato quasi 200 *mm* di pioggia su Varese in sole 18 ore.
- La perturbazione che ha influenzato l'area tra il 26 ed il 29 aprile 2009, a prima vista caratterizzata da una classica situazione di sbarramento da SW, che ha portato accumuli molto elevati nell'area insubre a causa della presenza di diversi minimi depressionari al suolo sia a S che a N delle Alpi.

- Il nubifragio temporalesco del 15 luglio 2009 che, in poco più di 3 ore di permanenza quasi stazionaria, ha scaricato oltre 150 mm di pioggia su Varese, causando una repentina esondazione del fiume Olona.

6.2 Analisi eventi

6.2.1 12-14 Settembre 1995

11 GENNAIO 1996 N. 2

PRIMO PIANO

LUCE PAGINA 5



Due immagini dell'alluvione che colpì il Varesotto e l'Altomilanese il 12 e 13 settembre 1995. I danni alle case, alle opere pubbliche e alle aziende furono ingenti. Alcuni lavori di sistemazione sono stati ultimati solo di recente

Stanno arrivando i miliardi per l'alluvione del 1995

L'ALLUVIONE del '95 è costata alle casse statali parecchi miliardi. Oltre sono quelli spesi per la realizzazione di opere pubbliche lungo la valle dell'Olonza, poi ci sono quelli (non ancora quantificati con esattezza) che Roma deve distribuire alle aziende che hanno subito gravi danni. Un primo punto della situazione è reso possibile in questi giorni grazie alla notizia della conclusione dei lavori curati dal commissario delegato Massimo Ferrario - nominato con ordinanza del Consiglio dei Ministri, dipartimento della Protezione civile, nel maggio 1996 - e resi necessari in seguito all'alluvione del 12 e 13 settembre 1995. Si tratta, in totale, di undici opere idrauliche e di viabilità provinciale per le quali il Governo ha stanziato appunto 8 miliardi di lire.

«Si tratta di un risultato importante - afferma Massimo Ferrario, recentemente confermato presidente della provincia di Varese - È la prima volta che il Governo italiano affida ad amministratori locali il compito di coordinare interventi a favore di zone colpite da calamità

naturali. Un'esperienza davvero positiva in quanto ha consentito di realizzare le opere in tempi nettamente inferiori rispetto a quelli normalmente richiesti, ma soprattutto perché ci ha permesso di agire in stretta collaborazione con le istituzioni presenti sul territorio».

Nel dodici mesi previsti dall'ordinanza si è provveduto alle progettazioni necessarie, all'esperimento delle gare, alla realizzazione dei lavori e dei collaudi ad eccezione di quello relativo alla strada provinciale 57 che, per imprevisti tecnici, sarà completato entro il 31 gennaio. «Grazie ai ribassi d'asta - chiarisce ancora Ferrario - sono stati effettuati altri quattro interventi: la pulizia del torrente Arno in prossimità del centro di Gallarate, l'attraversamento della provinciale 61 a Ponte Tresa, il prolungamento dei lavori di sistemazione del torrente Vellone a Varese in via Crispi e la sistemazione dell'alveo del torrente Vallone a Gornate Olona».

Il presidente della Provincia di Varese era stato nominato commissario delegato con ordinanza del presidente del Consiglio dei Ministri il 2 maggio 1996, la stessa ordinanza con la quale venivano assegnati al Varesotto otto

miliardi e mezzo di lire per gli interventi post-alluvione. La candidatura-pilota di Ferrario a commissario delegato era stata presentata alla fine di settembre del '95 dal Gruppo parlamentare della Lega Nord nella passata legislatura. Nei giorni successivi all'assunzione della delega, Ferrario aveva richiesto alla Prefettura di Varese le note relative ai danni subiti dal territorio fra la città prealpina e la zona di Legnano e Parabiago, ultime propaggini dell'alluvione. «Era stato steso, quindi, grazie alla collaborazione tra Provincia, Genio civile e Magistrato per il Po, un elenco delle opere ritenute prioritarie che ha trovato anche il consenso dei sindaci dei Comuni interessati. Un secondo elenco - prosegue Ferrario - contenente le opere suppletive realizzabili con l'utilizzo delle somme residue liberate dagli eventuali ribassi d'asta, è stato inviato al Dipartimento il 23 maggio 1996. A partire dagli inizi di agosto dello stesso anno erano stati trasmessi i progetti definitivi». Ai primi di gennaio del '97 erano stati inviati alla Protezione civile tutti i progetti esecutivi e alla fine dello stesso mese erano partiti i lavori.

Le opere eseguite in Valle Olona

È VERAMENTE lungo l'elenco dei lavori eseguiti nel Varesotto, nella Valle Olona e nel legnanese in seguito all'alluvione del '95. Sono comprese opere più o meno rilevanti e che hanno richiesto investimenti differenti. Si spazia, ad esempio, dalla regimazione del torrente Selva (compreso fra Lozza, Morazzone e Gazzada) costata due miliardi e mezzo, alla tombatura della strada provinciale Gavirate-Capolago, in località «Volo a vela», che ha richiesto la spesa di 75 milioni. Oltre 800 milioni sono stati invece necessari per la sistemazione del torrente Arno all'altezza di Gallarate, con sistemazione e rafforzamento delle sponde.

Una delle opere più importanti ha riguardato poi l'abbattimento di una fabbrica a Castellanza (località Castegnate), sovranziata l'alveo del fiume Olona, con la successiva formazione di sponde adeguate a prevenire altri straripamenti. Il tutto per una spesa di un miliardo e 260 milioni. Non va infine dimenticata un'altra decina di interventi, comprendenti il consolidamento dell'alveo del torrente Fontanelle, la sistemazione dei torrenti Vellone e Valle Luna (Varese), Vignella (Gemonio), Bozzente (Gerzignano), con costi compresi fra i pochi milioni di lire e il mezzo miliardo. [g.b.]

GIANNI BORSA

CASTELLANZA

«Sotto l'albero abbiamo trovato la promessa che presto arriveranno i soldi stanziati»

«FINALMENTE, qualcosa si è mosso». Il sospiro di sollievo è firmato Giampaolo Corbetta. La sua azienda, la Italgraf di Castellanza, fu notevolmente danneggiata dall'alluvione del fiume Olona del 13 settembre 1995, sorgendo proprio in riva al corso d'acqua. La ditta ha poi dovuto trasferirsi.

Molte furono infatti a suo tempo, le attività economiche che subirono una battuta d'arresto per colpa dello straripamento dell'Olonza. Da allora una storia di finanzia-

menti promessi e mai visti. Tre giorni prima di Natale, però, un regalo sotto l'albero: l'annuncio dell'arrivo della prima tranche dei finanziamenti attesi. Abbiamo sentito Corbetta per saperne di più. Può riassumerci cosa accadde alla sua azienda durante l'alluvione del 1995? I danni subiti furono ingenti?

Il 13 settembre di quell'anno la fuoriuscita dell'Olonza procurò all'azienda di cui sono titolare danni pesantissimi, valutabili in circa mezzo miliardo di lire, che riguardaro-

no soprattutto i macchinari. Per una tipografia l'alluvione è uno dei peggiori nemici... In questi tre anni diversi imprenditori si sono lamentati, sostenendo di essere stati abbandonati dalle istituzioni pubbliche».

La sovvenzione da parte dello Stato ha tardato ad arrivare, non si muoveva proprio nulla. Abbiamo sperato per mesi, i Governi sono cambiati nel frattempo. Ma tre giorni prima di Natale, finalmente, ho ricevuto delle belle notizie.

Cioè? Da Roma si è fatto vivo qualcuno?

Mi è arrivata una lettera del Ministero che indicava che è partita la prima tranche in cui verranno distribuiti i finanziamenti a tutti gli alluvionati.

Quindi lo Stato non si è dimenticato di lei... Io so soltanto che attendevo molto questa notizia e che i finanziamenti verranno distribuiti in tre pagamenti. L'alluvione del settembre del 1995 è ormai lontana. Eppure tanti brutti ricordi sono an-



Il piazzale di una fabbrica della Valle Olona invaso dalle acque

cora presenti nella memoria. Da allora ha ripreso col suo lavoro? Con molta fatica e sacrifici. Comunque non so come av-

CRISTIANO COMELLI

Figura 6.1: Articoli del settimanale Luce riferiti ai danni causati dall'alluvione del Settembre 1995 (Archivio CGP).

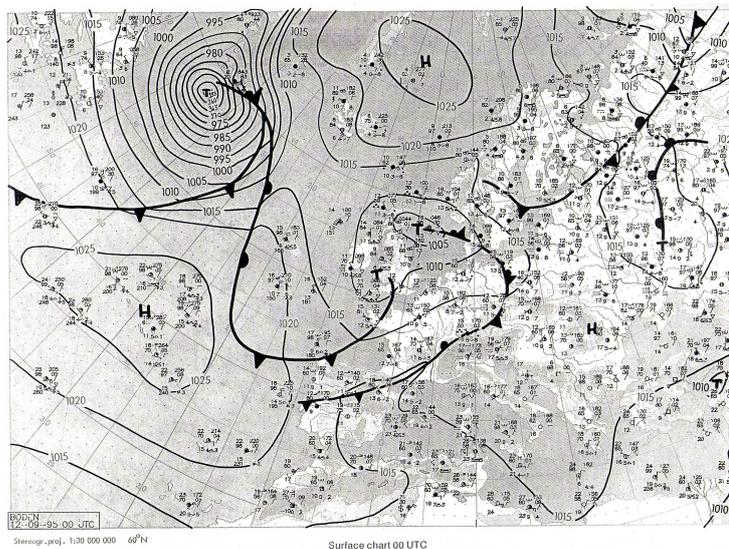


Figura 6.2: Analisi sinottica della pressione al suolo il 12 settembre 1995 alle ore 00 UTC (DWD, Archivio CGP).

In questo evento si osserva una configurazione barica decisamente comune per gli eventi intensi nel varesotto. Analizzando la sinottica del 12 Settembre (Figura 6.2), si notano due anticicloni di blocco, uno di origine atlantica (Azzorre) e uno con l'asse tra Russia e Balcani; tra queste due figure, una saccatura scende dall'Atlantico settentrionale verso il Golfo di Bisaglia. La posizione dei due anticicloni rende particolarmente lento il movimento della saccatura verso est, ponendo le basi per una condizione di maltempo piuttosto duratura. Infatti, osservando la situazione del giorno seguente (Figura 6.3), si nota la stazionarietà dei due anticicloni che dà luogo ad un approfondimento in senso meridiano della saccatura, con la depressione che si getta nel Mediterraneo attraverso il Golfo del Leone. L'approfondimento di una depressione tra il Mar Ligure ed il Golfo del Leone è un fenomeno tipico delle perturbazioni in transito verso l'area mediterranea, dettato dalla necessità di conservare la vorticità potenziale della massa d'aria della saccatura con l'attraversamento dell'arco alpino.

Questa situazione barica dà luogo a correnti umide da S in quota, che si accompagnano a venti orientali al suolo e nei primi 3000-4000 m di quota, a causa della conformazione della conca padana. L'intensità dei venti meridionali è molto elevata e determina un notevole afflusso umido verso l'arco alpino (si osservano venti fino a 80 *nodi*, cioè circa 150 *km/h*), dove l'aria è forzata a salire raffreddandosi e raggiungendo presto il punto di condensazione, come illustrato dal radiosondaggio di Milano Linate (Figura 6.4), in cui si nota la totale saturazione dell'aria fino a 4000 m. Tale situazione viene indicata come sbarramento (*stau*).

Condizioni di questo tipo determinano massimi precipitativi in corrispondenza dei rilievi e risulta emblematica la carta delle isoiete (Figura 6.6), che mostra un andamento precipitativo fortemente correlato con l'orografia varesina. Si possono notare in particolare massimi precipitativi in corrispondenza di Varese (sbarramento

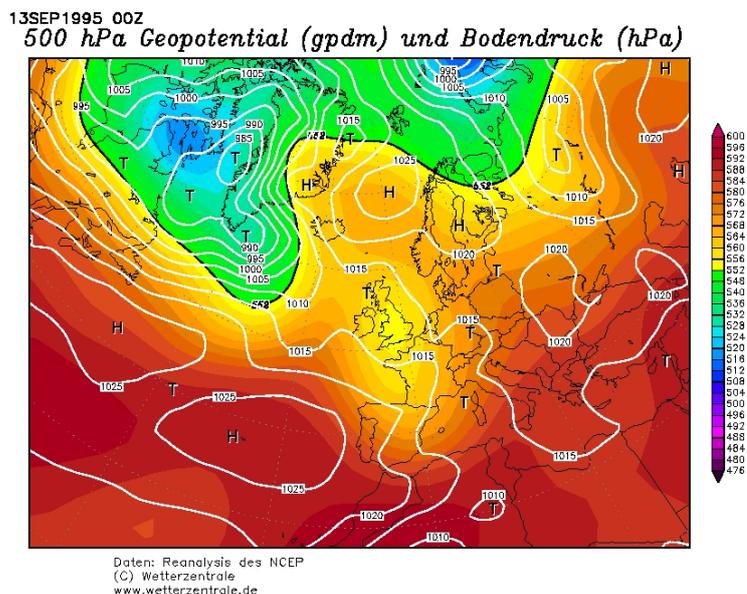


Figura 6.3: Analisi del geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa con la pressione al suolo il 13 settembre 1995 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

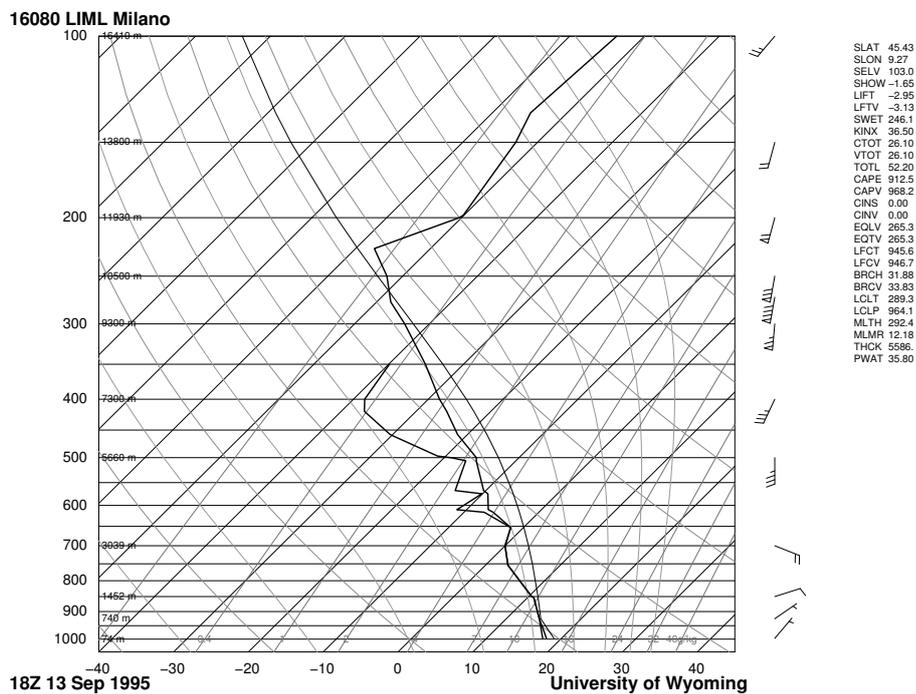


Figura 6.4: Radiosondaggio della stazione di Milano Linate relativo alle ore 18z del 13 settembre 1995 (Aeronautica Militare, <http://weather.uwyo.edu>)

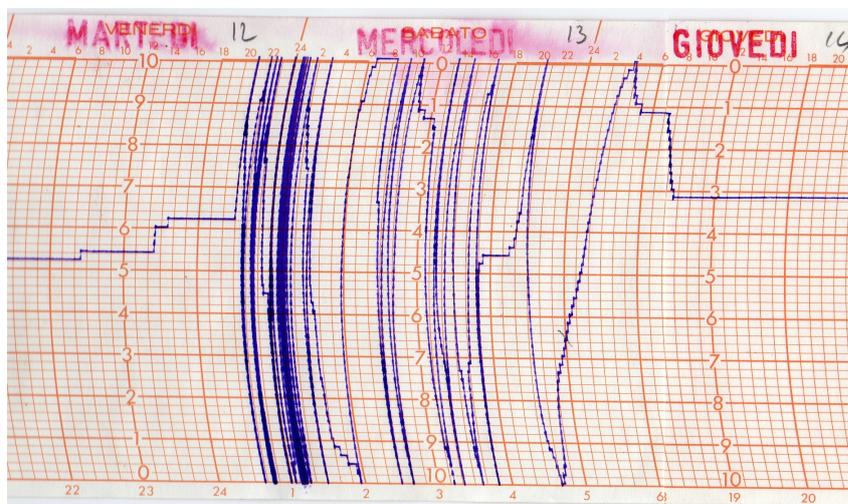


Figura 6.5: Particolare del diagramma pluviometrico del pluviografo elettromeccanico della stazione Varese CGP tra i giorni 12 e 14 Settembre 1995 (Archivio CGP)

determinato dal Campo dei Fiori), di Cuvio (sbarramento del monte San Martino), e della val Veddasca (catena Lema-Tamaro) e, conseguentemente, zone di minimo relativo che seguono la forma della Valcuvia e della Valtravaglia.

E' evidente anche il deciso incremento delle precipitazioni totali che si osserva salendo dalla pianura verso i rilievi, a conferma dell'importanza della componente orografica per l'evento.

Le precipitazioni si rivelano piuttosto intense durante tutto il peggioramento ma soprattutto nella sua fase iniziale, in cui la situazione barica porta ad una condizione di sbarramento praticamente perfetto, con correnti meridionali molto forti e dirette perpendicolarmente alla barriera alpina.

In particolare su Varese (CGP) cadono 360 *mm* di pioggia tra le 20:00 del 12 Settembre e le 4:30 del 14, con 206 *mm* concentrati nelle prime 7 ore di precipitazioni (Figura 6.5).

L'esaurimento delle precipitazioni, in corrispondenza delle prime ore del giorno 14, si accompagna ad un lento spostamento verso NE della saccatura, con il fronte freddo che transita sul Nord Italia determinando un miglioramento del tempo. Si nota che, come spesso accade, il passaggio dell'asse della saccatura è associato alla conclusione delle precipitazioni, con rotazione delle correnti in quota da N ed afflusso di aria più secca verso le Alpi.

Termina così un evento che ha portato accumuli estremi diffusi su tutto il territorio delle Prealpi Varesine, realizzatosi grazie all'unione di diversi fattori tra cui una situazione sinottica favorevole (blocco anticiclonico), la forzante orografica, la forte velocità dei venti responsabile di un notevole accumulo di massa, la grande quantità di energia termica fornita dal Mar Mediterraneo ai massimi di temperatura al termine della stagione estiva.

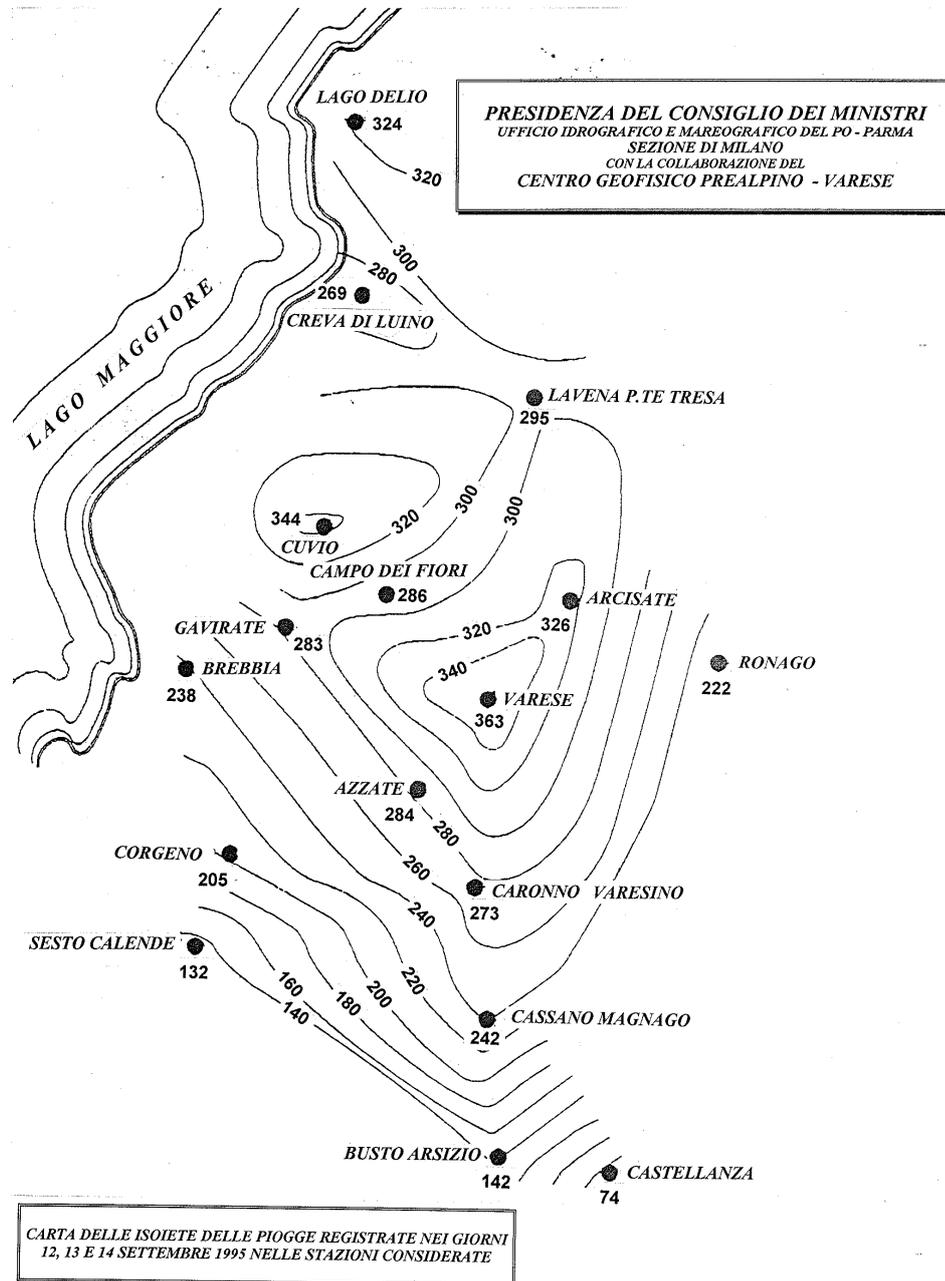


Figura 6.6: Isoiete relative all'evento dei giorni 12-13-14 settembre 1995, elaborate con i dati delle stazioni del Centro Geofisico Prealpino (Archivio CGP)



Figura 6.7: Articoli del quotidiano Il Giornino riferiti alle forti piogge del Gennaio 1996 (Archivio CGP)

6.2.2 10-13 Gennaio 1996

Le piogge del 10-13 Gennaio, pur non provocando particolari alluvioni, sono state molto sentite dall'opinione pubblica per la vicinanza con l'alluvione del Settembre 1995 e per l'insolito periodo dell'anno. Gennaio è infatti uno dei mesi con meno precipitazioni, con una media di soli 82 mm (1967-2010 Varese CGP) e nel 1996 le piogge cumulate nel mese hanno raggiunto 287 mm (di cui 181 mm in questo evento), facendone il Gennaio più piovoso dal 1967 (Varese CGP).

Le piogge fuori stagione di stampo autunnale si sono verificate a casua della forte alta pressione russa che ha impedito il transito verso E della saccatura staccatasi dalla depressione semipermanente islandese, determinandone anche la notevole estensione verso meridione. Nei giorni tra il 10 ed il 13 Gennaio si assiste quindi all'evoluzione di un vortice depressionario al suolo che staziona nel mediterraneo sud-occidentale, apportando copiose precipitazioni verso l'area insubre. Lo spostamento verso oriente del minimo di pressione è fortemente ostacolato dall'anticiclone russo e si ha così un prolungamento dell'evento: infatti il minimo, in posizione pressochè stazionaria, viene continuamente alimentato dall'aria fredda proveniente dalla depressione principale, esaurendosi solo dopo diversi giorni e causando quindi precipitazioni insolitamente elevate sul Varesotto rispetto alla media degli eventi di Gennaio (Figure 6.10, 6.11) .

La notevole estensione verso meridione della saccatura genera inoltre una risalita di aria calda, umidificata dal passaggio sul Mediterraneo, direttamente dall'entroterra nordafricano. L'analisi della temperatura alla quota relativa alla pressione di 850 hPa (circa 1400 m) mostra chiaramente la risalita d'aria più mite (Figura 6.8). Lo zero termico si mantiene quindi a quote elevate per la stagione (circa 2000 m), relegando la neve sui monti. Dal diagramma termodinamico di Milano Linate (Figura 6.9) si notano i venti tipici dei fenomeni di sbarramento: sciroccali al suolo e da SW in quota.

Si hanno così 45 mm di precipitazione il giorno 10, 69 mm il giorno 11, 66 mm

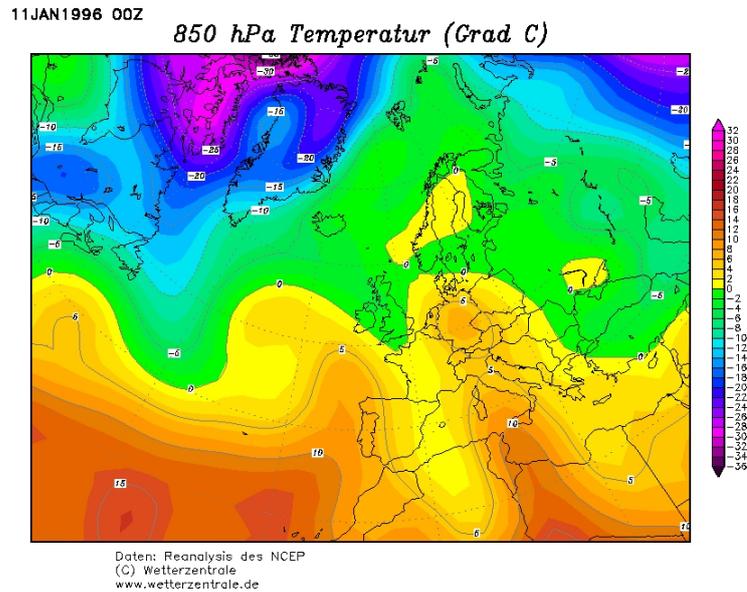


Figura 6.8: Analisi della temperatura alla quota relativa alla pressione di 850 hPa relativa alle ore 00 z del 11 Gennaio 1996 (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

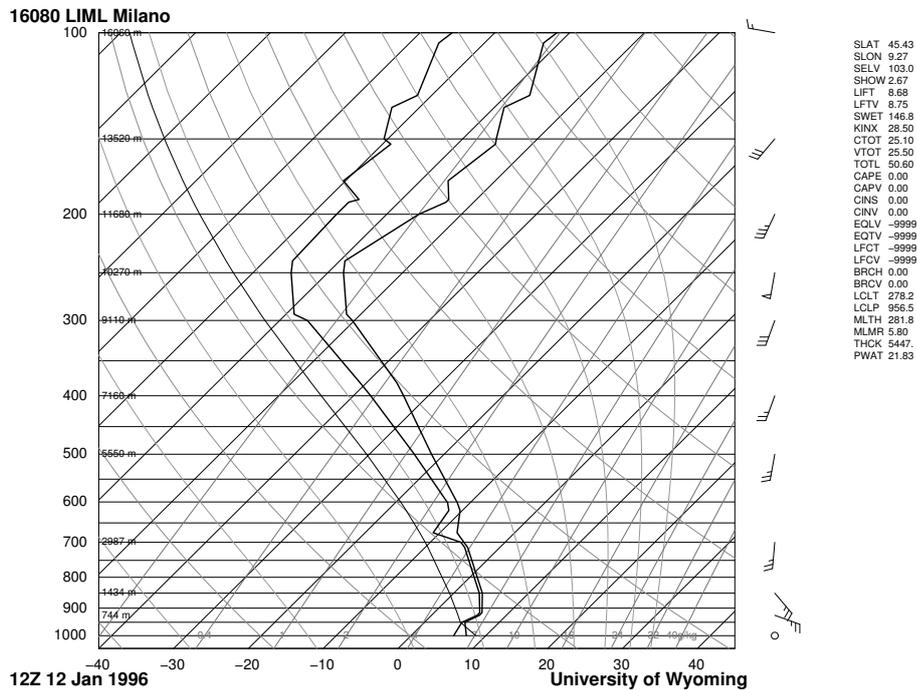


Figura 6.9: Radiosondaggio della stazione di Milano Linate relativo alle ore 12z del 12 gennaio 1996 (Aeronautica Militare, <http://weather.uwyo.edu>)

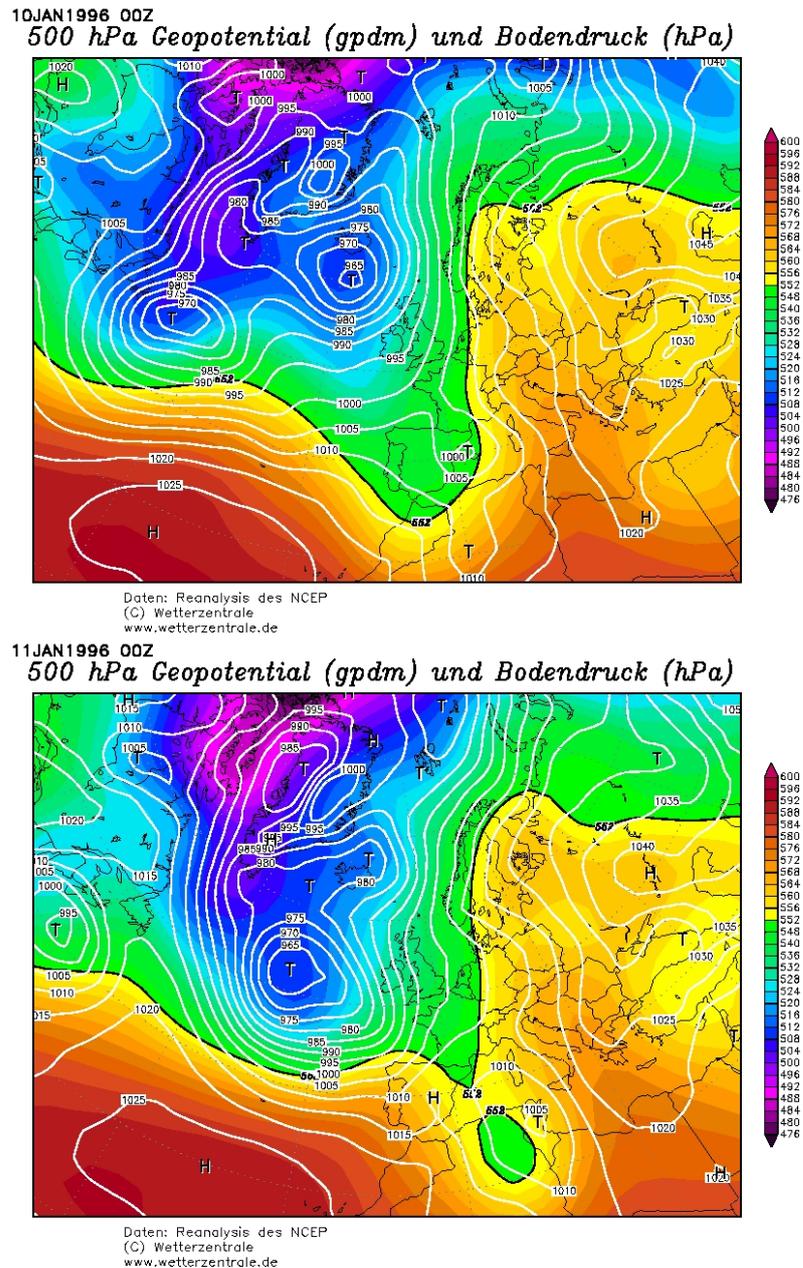
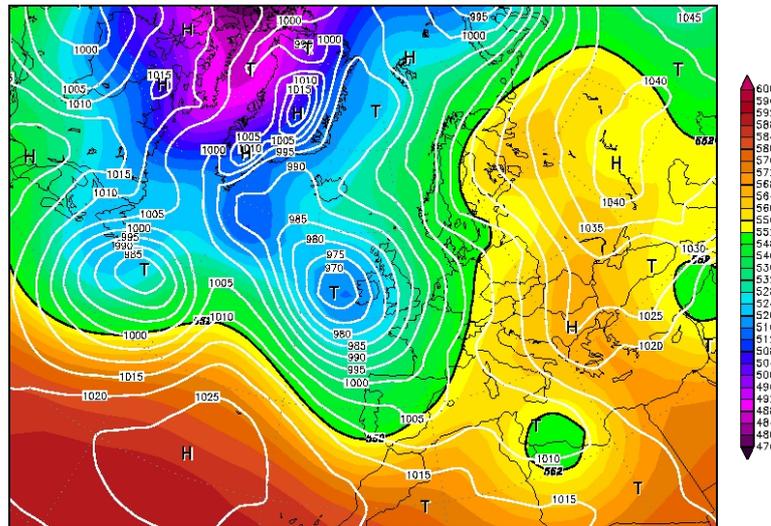


Figura 6.10: Alcune analisi dell'altezza di geopotenziale a 500 hPa e della pressione al suolo riferite all'evento (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

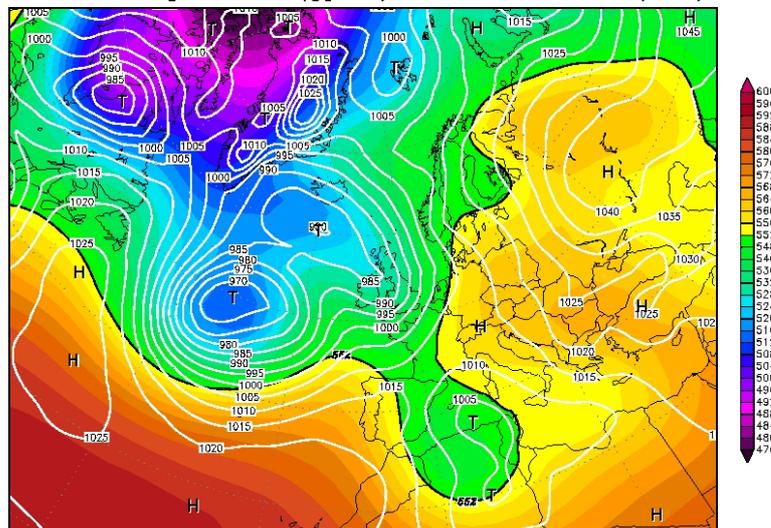
il giorno 12 e 2 mm il 13, registrati dalla stazione Varese CGP. Durante la fase più intensa dei fenomeni, nella notte tra 11 e 12 Gennaio, le piogge sono causate direttamente da una discesa della depressione principale fin sulle isole britanniche, che accentua l'intensità dei venti da SW in quota (Figura 6.11).

12JAN1996 00Z
500 hPa Geopotential (gpm) und Bodendruck (hPa)



Daten: Reanalysis des NCEP
(C) Wetterzentrale
www.wetterzentrale.de

13JAN1996 00Z
500 hPa Geopotential (gpm) und Bodendruck (hPa)



Daten: Reanalysis des NCEP
(C) Wetterzentrale
www.wetterzentrale.de

Figura 6.11: Alcune analisi dell'altezza di geopotenziale a 500 hPa e della pressione al suolo riferite all'evento (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

6.2.3 2-5 Maggio 2002



Figura 6.12: Articolo del Corriere della Sera sugli allagamenti a Milano del 3 maggio 2002 (Archivio CGP)

Anche in questo evento, come nel precedente, la circolazione atmosferica è caratterizzata dai due anticloni di blocco, in Atlantico e sull'Europa Orientale. La forte spinta del primo dei due determina in questo caso una saccatura molto stretta, con un asse più inclinato in direzione NE-SW (Scandinavia-Iberia) (Figura 6.13), che evolve in un cut-off sul Mediterraneo (Figura 6.14). Alle piogge da sbarramento della prima fase con correnti umide da SW si sommano i temporali sollecitati dall'aria fredda che segue da NE.

Possiamo quindi distinguere due fasi precipitative: nella prima, che si colloca tra le ore centrali del 2 Maggio ed il pomeriggio del giorno seguente, le forti precipitazioni, anche a carattere temporalesco, sono dovute prevalentemente alle intense correnti cicloniche meridionali, dato che il settore freddo non ha ancora valicato le Alpi (226.6 mm a Varese CGP); nella fase successiva al passaggio del fronte (4-5 Maggio) invece l'instabilità è decisamente accentuata dell'ingresso dell'aria più fredda (68.6 mm a Varese CGP) (Figura 6.15). Confrontando i due radiosondaggi atmosferici di Milano Linate (Figure 6.16, 6.17), si vede la discesa dello zero termico dai 2500 m nel pieno della prima fase ai circa 1800 m della seconda.

I fenomeni correlati a queste due dinamiche sono decisamente differenti: se nella prima fase si registrano accumuli estremi diffusi su tutto il Varesotto (e anche sulla pianura lombarda, con danni ingenti a Milano (Figura 6.12) e l'esondazione dell'Olon, più marcata in bassa valle), la seconda fase vede forti accumuli e disagi limitati alla zona del Lago Maggiore, dove la particolare orografia favorisce lo sviluppo di intensi temporali.

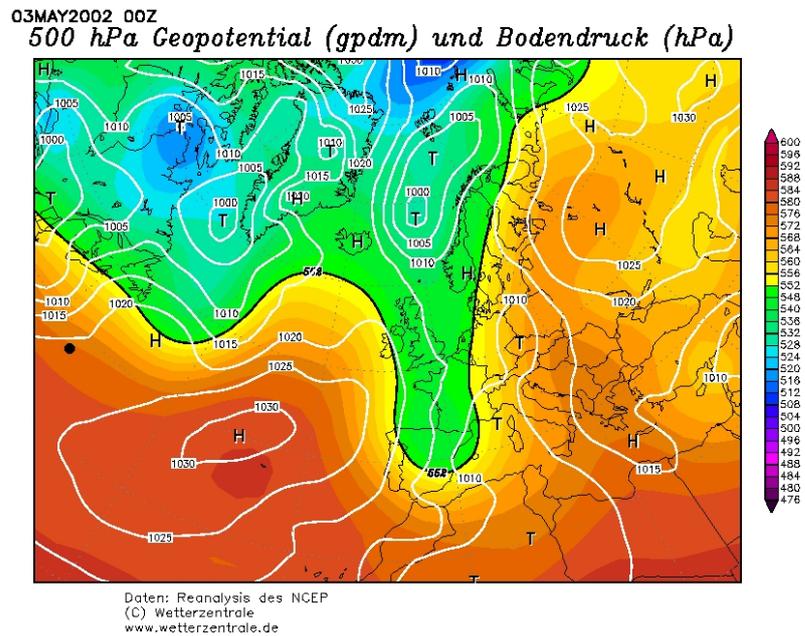


Figura 6.13: Analisi raffigurante il geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa e la pressione al suolo il 03 maggio 2002 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

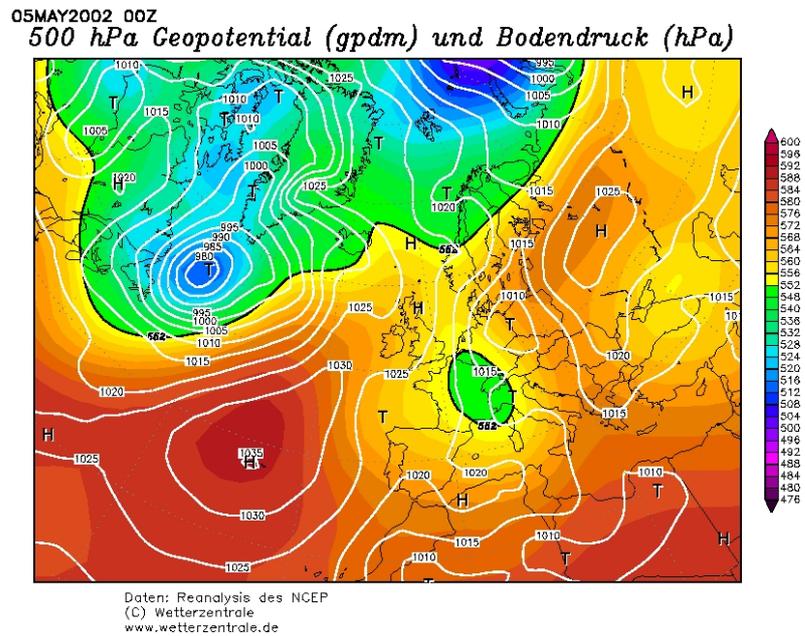


Figura 6.14: Analisi raffigurante il geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa e la pressione al suolo il 05 maggio 2002 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

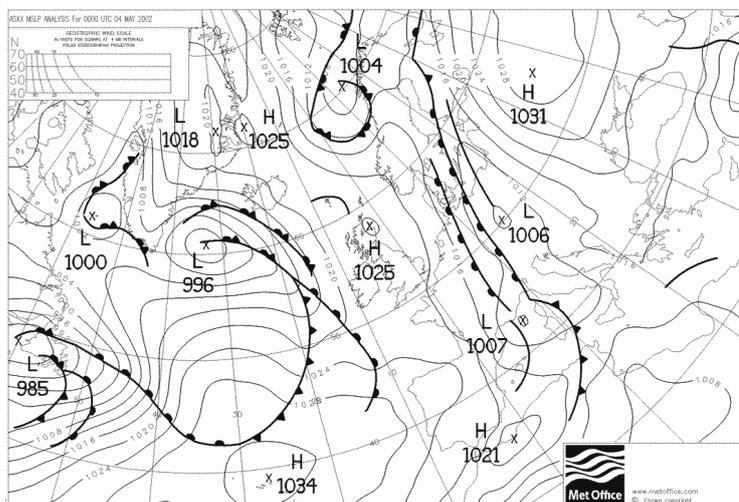


Figura 6.15: Analisi sinottica della pressione al suolo il 04 maggio 2002 alle 00 UTC (UKMO-Bracknell, <http://www.wetterzentrale.de>)

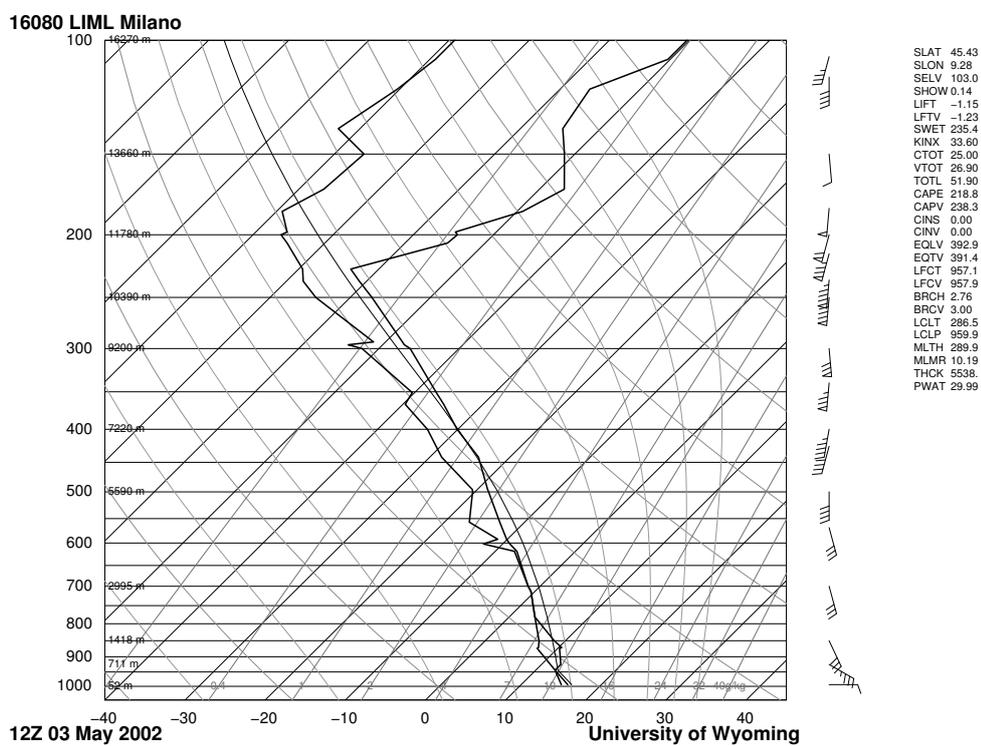


Figura 6.16: Radiosondaggio della stazione di Milano Linate relativo alle ore 12z del 3 maggio 2002 (Aeronautica Militare, <http://weather.uwyo.edu>)

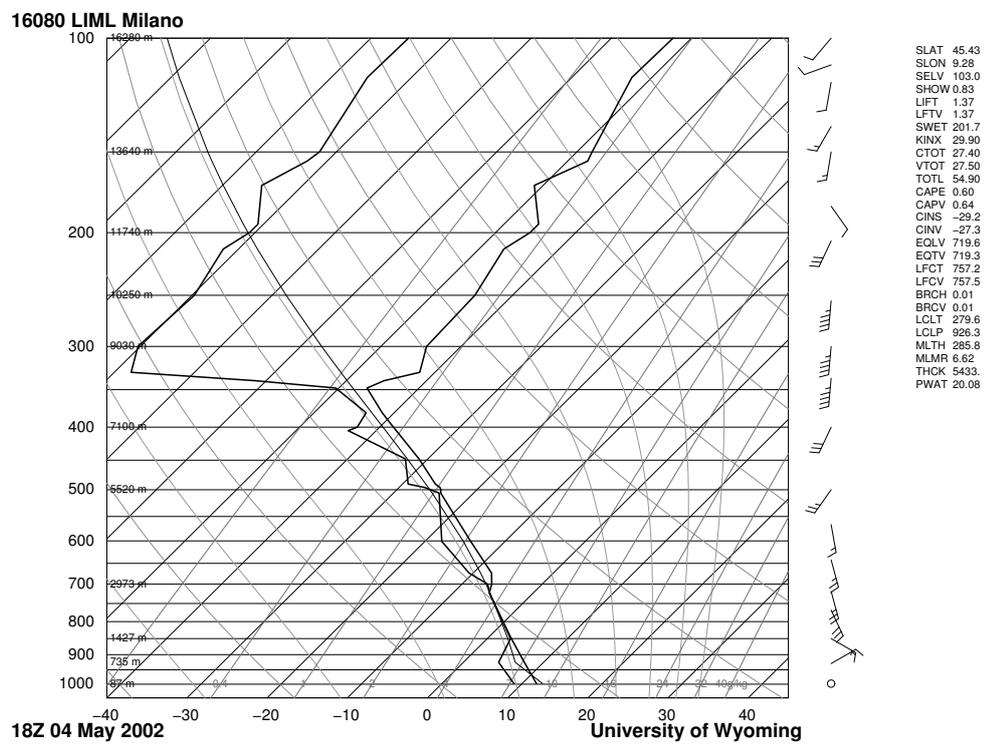


Figura 6.17: Radiosondaggio della stazione di Milano Linate relativo alle ore 18z del 4 maggio 2002 (Aeronautica Militare, <http://weather.uwyo.edu>)

6.2.4 Novembre 2002

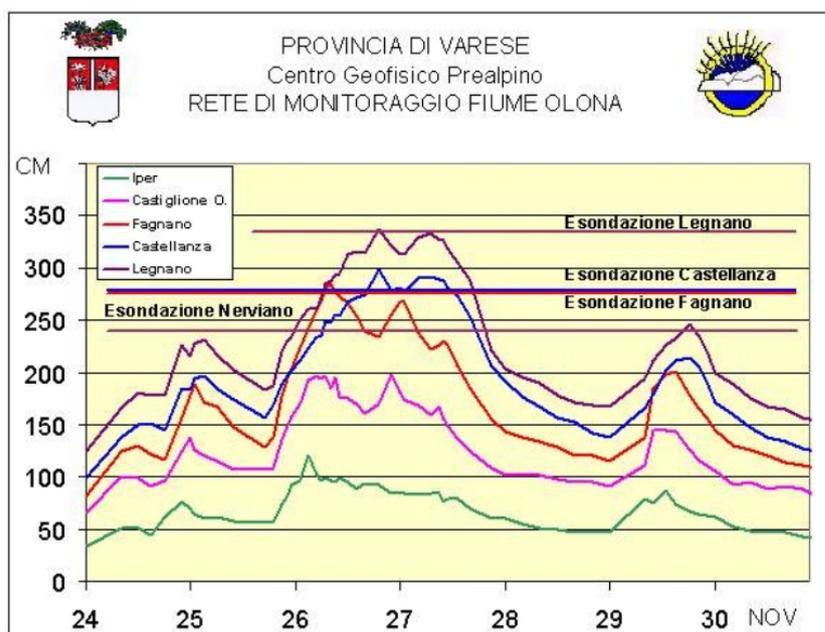


Figura 6.18: Analisi del Centro Geofisico Prealpino sull'innalzamento del fiume Olona a seguito delle piogge della terza decade di Novembre 2002 (Archivio CGP, <http://www.astrogeo.va.it>)

“...Una depressione secondaria si stacca dal profondo vortice sul Nord Atlantico ed entra nel Mediterraneo dirigendo aria mediterranea calda e umida sulla pianura padana con precipitazioni particolarmente abbondanti e continue sulla Lombardia Occidentale nei giorni 24, 25 e 26. Nella notte tra Lunedì 25 e Martedì 26 il fiume esonda in più punti a Nerviano e Fagnano Olona mentre Castellanza e Legnano vengono interessate nella giornata di Martedì 26.[...] Escono dagli argini anche Lambro, Seveso e Bozzente nell'alto milanese. Una seconda fase piovosa causata da una perturbazione che si rivela più attiva del previsto interessa le Prealpi Lombarde e l'alta pianura con piogge a carattere di rovescio nella mattinata di Venerdì 29. Questa seconda onda di piena transita nel pomeriggio di Venerdì e determina una limitata esondazione solamente a Nerviano...”

(Frammento tratto dalla pagina web di monitoraggio dell'Olona a cura del CGP: <http://www.astrogeo.va.it/fiumi/fiumi.htm>)

Il mese di Novembre 2002 è stato caratterizzato da due periodi particolarmente piovosi su pianura padana e Prealpi con 225 mm di precipitazioni registrati a Varese CGP tra il 14 e il 16 e altri 250 mm in due eventi distinti tra il 24 ed il 27, oltre a numerosi altri episodi per un totale mensile di 669 mm, record di pioggia mensile per la stazione, attiva dal 1967 (considerando i dati dell'Ufficio Idrografico del Po [25] per Varese, disponibili dal 1926, solo nel 1951 e nel 1926 si sono raggiunti valori simili con 620 mm e 546 mm rispettivamente).

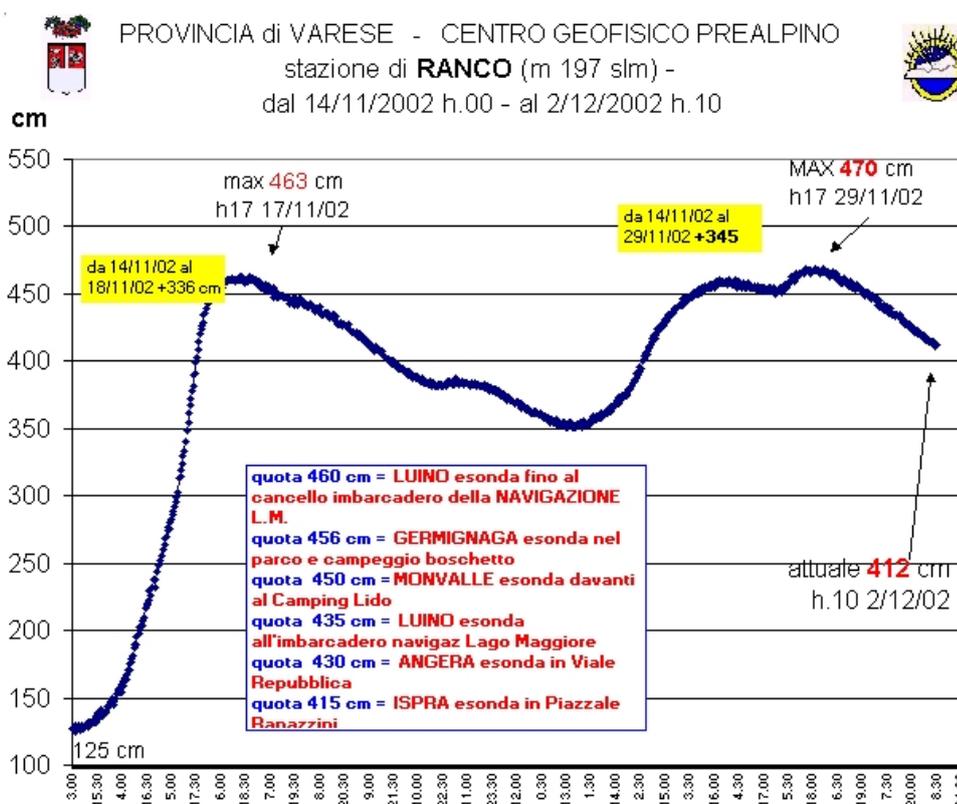


Figura 6.19: Analisi del livello del Lago Maggiore alla stazione di Ranco CGP, con indicazioni dei vari livelli di esondazione (Archivio CGP, <http://www.astrogeo.va.it>)

Dalle analisi sinottiche si notano le differenze tra le due situazioni più importanti del mese. Intorno alla metà di Novembre la depressione semipermanente islandese si sposta verso SE: si vede infatti un profondo minimo a NW del Golfo di Bisaglia, che causa la formazione di un minimo secondario sul Golfo del Leone e l'attivazione di correnti umide da SW verso la regione padano-alpina. Negli ultimi giorni del mese invece il maltempo è portato sul Mediterraneo da una vasta depressione, con correnti in quota da SSE verso l'Italia settentrionale (Figura 6.20).

Nelle due situazioni la differenza di orientazione delle correnti rispetto all'arco alpino si riflette in una diversa distribuzione delle precipitazioni. In entrambi i casi si ha favonio su Grigioni ed Engadina e stau a ridosso delle Prealpi. Le precipitazioni dei giorni 24-28 colpiscono in maggior misura il bacino del Lario (Figura 6.24) che infatti registra un innalzamento record (esondazione del lago a Como, ripetuta solo nel 2010) mentre il bacino del Verbano rimane un po' più riparato. Al contrario, tra il 13 ed il 16 novembre (Figure 6.23, 6.19) correnti orientate più da SW favoriscono precipitazioni abbondanti soprattutto su Varesotto e Verbano determinando l'esondazione del Lago maggiore a Laveno. In entrambi i casi si tratta comunque di eventi estremi su tutta Lombardia nord-occidentale (Figure 6.21, 6.22). A causa della temperatura elevata, data dalla risalita di aria mite meridionale, lo zero termi-

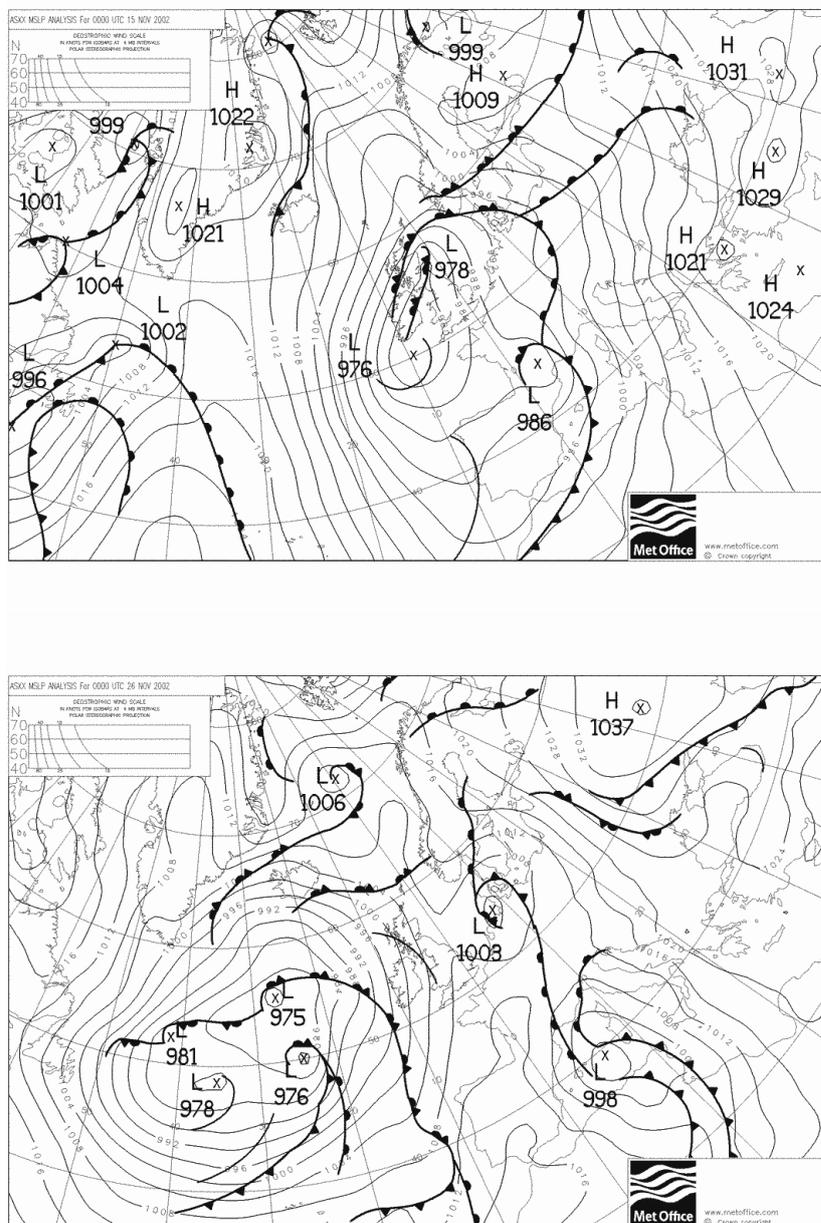


Figura 6.20: Analisi sinottica della pressione al suolo il 15 novembre 2002 ed il 26 novembre 2002, rispettivamente, alle 00 UTC (UKMO-Bracknell, <http://www.wetterzentrale.de>)

co si mantiene sempre tra 2000 e 2500 metri, costringendo molto in alto il limite delle precipitazioni nevose, tanto che il Novembre 2002 è il più caldo mai registrato (1967-2010 Varese CGP), nonostante le poche giornate soleggiate.

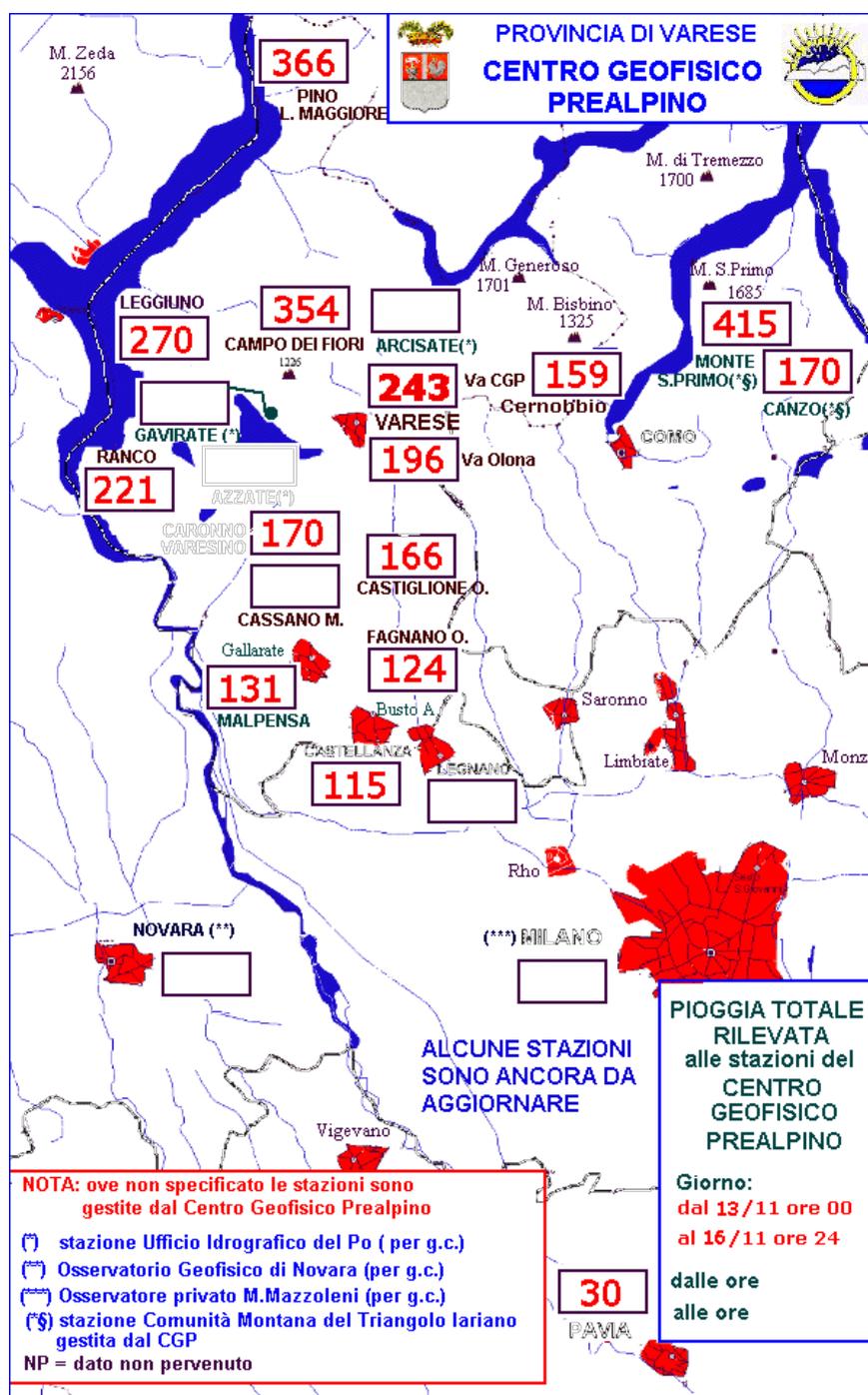


Figura 6.21: Analisi delle precipitazioni nell'area insubre nell'evento di metà Novembre 2002 (Archivio CGP)

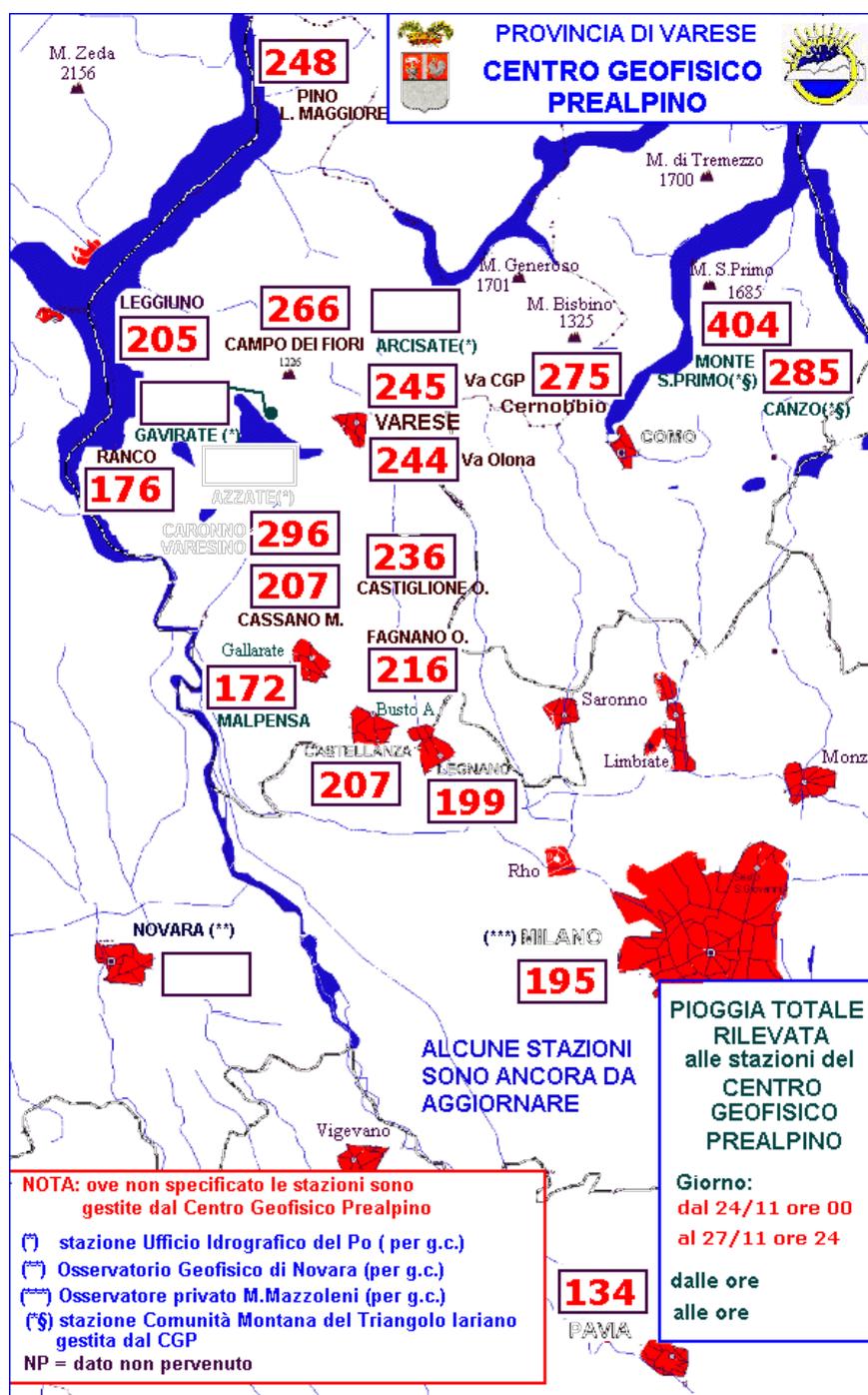


Figura 6.22: Analisi delle precipitazioni nell'area insubre nell'evento di fine Novembre 2002 (Archivio CGP)

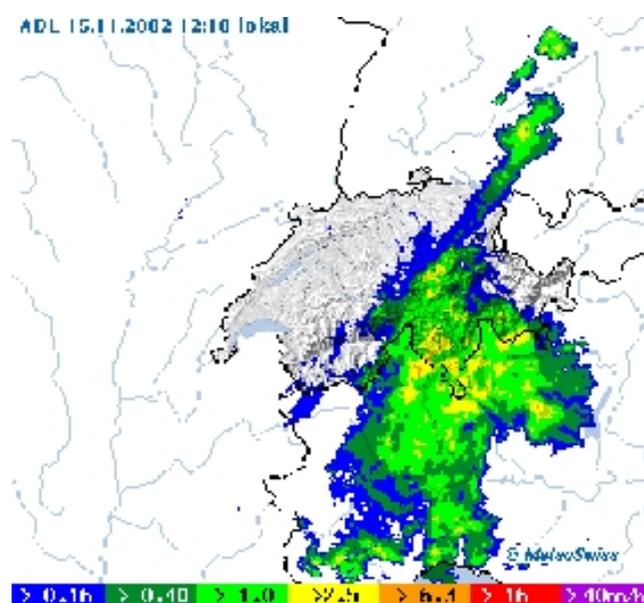


Figura 6.23: Immagine dal radar di MeteoSvizzera del 15 novembre 2002 alle ore 12:10



Figura 6.24: Immagine dal radar di MeteoSvizzera del 26 novembre 2002 alle ore 12:40



Figura 6.25: Alcune immagini dell'87° edizione della Tre Valli Varesine, <http://www3.varesenews.it>

6.2.5 21 Agosto 2007

Il 21 Agosto 2007, sotto una pioggia torrenziale, si disputa un'eroica edizione della Tre Valli Varesine, che vedrà i concorrenti arrivare decimati al traguardo. Quel giorno infatti si registrano copiose precipitazioni sul Varesotto, a causa di temporali rigeneranti soprattutto sull'asse della Valceresio.

Osservando l'analisi del geopotenziale e delle pressioni al suolo (Figura 6.26) si nota una depressione non molto profonda, ma piuttosto complessa, in transito prevalentemente a nord delle Alpi. In questo caso quindi, dato che il nocciolo della depressione resta oltralpe, non si ha una condizione di stau. Le forti precipitazioni sono invece dovute ad episodi temporaleschi, innescati dall'instabilità locale e da un minimo secondario che va a posizionarsi sul Mar Ligure. Analizzando la sinottica (Figura 6.27) appare evidente questa vasta circolazione depressionaria appena descritta, che ha la sua parte più attiva sulla Francia.

E' interessante notare la distribuzione delle precipitazioni, che assume dei massimi lungo un asse SW-NE dalla zona di Malpensa al Ceresio (Tabella 6.1), sintomatica dei temporali praticamente stazionari per diverse ore su quelle zone. Si registrano quasi 200 *mm* a Varese CGP e oltre 240 *mm* di pioggia a Ganna (stazione CGP) tra le ore 8:00 del 21 Agosto e le 8:00 del giorno successivo, con picchi di intensità nel pomeriggio del 21. A Varese cadono 85 *mm* tra le 15:00 e le 19:00, a Ganna quasi 100 *mm*. Si vedano a questo proposito le 2 immagini radar (Figura 6.28). L'immagine da satellite (Figura 6.29) mostra che, mentre la perturbazione transita sul territorio padano e subalpino, il temporale resta stazionario, alimentandosi con l'aria calda e afosa della pianura padana, accumulatasi nei giorni precedenti, sospinta verso le valli dai venti da SW. La convezione è anche accentuata dalla divergenza del nucleo depressionario e dall'aria più fresca in quota che lo accompagna, tanto che lo zero termico si situa a circa 2700 *m* durante l'evento, portando neve sulle Alpi quasi fino a 2000 *m* e clima autunnale.

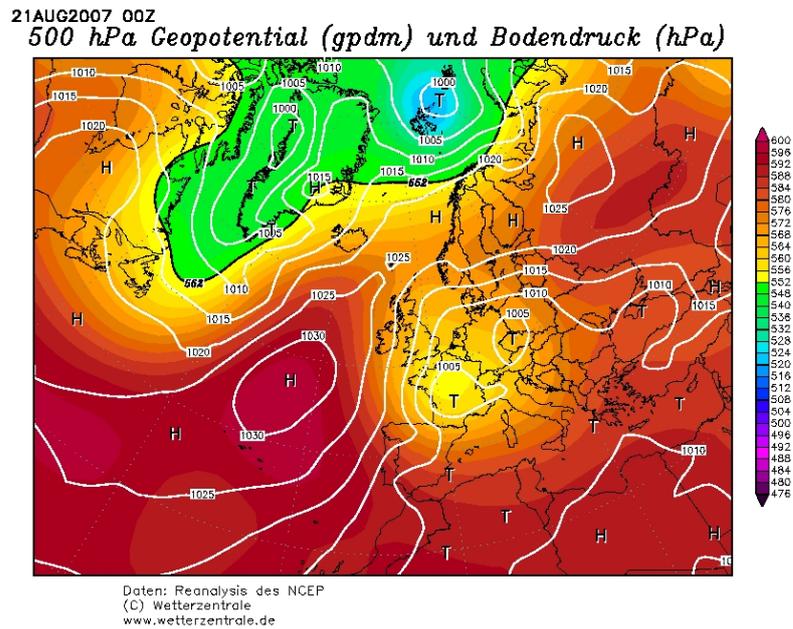


Figura 6.26: Analisi raffigurante il geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa con la pressione al suolo il 21 Agosto 2007 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

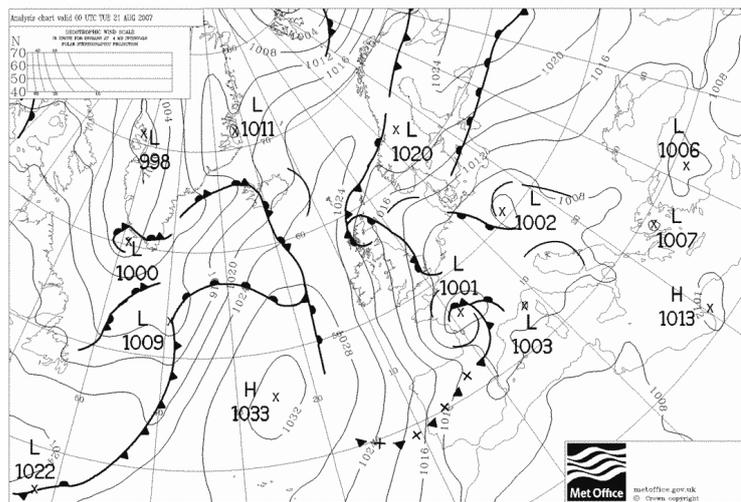


Figura 6.27: Analisi sinottica della pressione al suolo il 21 Agosto 2007 alle 00 UTC (UKMO-Bracknell, <http://www.wetterzentrale.de>)

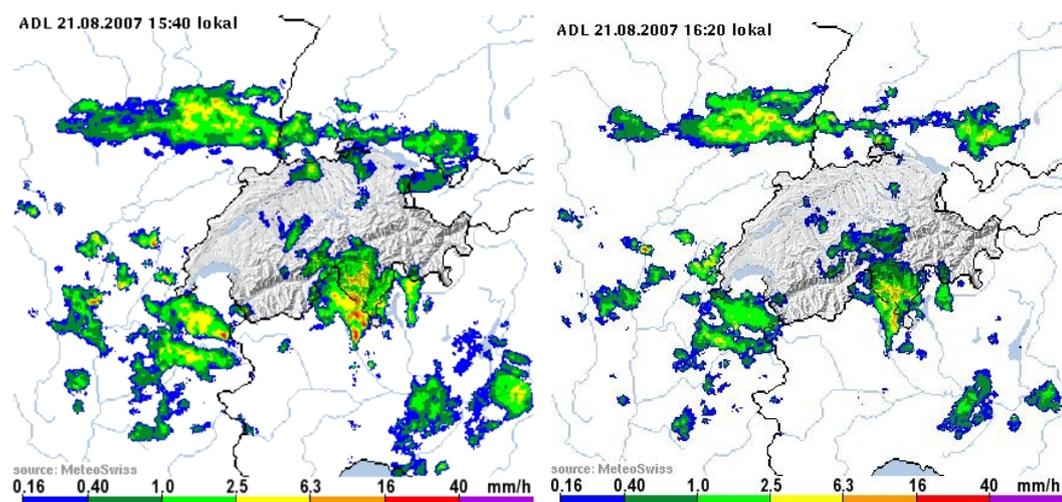


Figura 6.28: Immagini radar a cura di MeteoSvizzera del 21 Agosto 2007 alle ore 15:40 e 16:30.

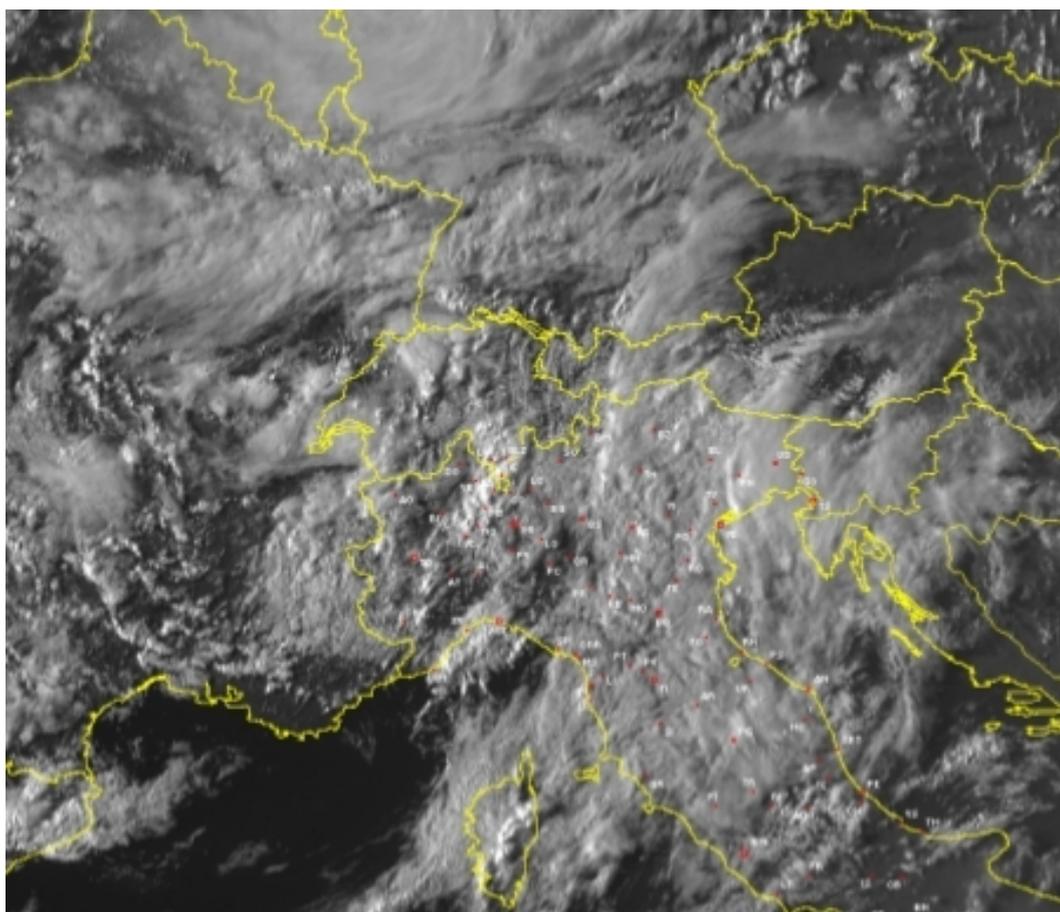


Figura 6.29: Immagine visibile dal satellite Meteosat 9 del 21 Agosto 2007 alle ore 16, Archivio CGP (per concessione Aeronautica Militare).

Precipitazioni giornaliere 21 Agosto 2007	
Cast. di Vizzola Ticino (VA) 201.2 <i>mm</i>	Campo dei Fiori CGP (VA) 195 <i>mm</i>
Varese nord Avigno (VA) 186.7 <i>mm</i>	Ganna CGP (VA) 185.9 <i>mm</i>
Malpensa - aeroporto (VA) 178 <i>mm</i>	Crosio della Valle (VA) 164.1 <i>mm</i>
Varese CGP (VA) 161.9 <i>mm</i>	Cimbri di Vergiate (VA) 160 <i>mm</i>
Cunardo-Valganna (VA) 149 <i>mm</i>	Valmorea (CO) 144.8 <i>mm</i>
Meride (TI-CH) 143.7 <i>mm</i>	Gazzada Schianno (VA) 126 <i>mm</i>
Monteggio (TI-CH) 118.5 <i>mm</i>	San Fedele Intelvi (CO) 116 <i>mm</i>
Induno Olona (VA) 115 <i>mm</i>	Figliaro (CO) 103.8 <i>mm</i>
Cabbio (TI-CH) 101 <i>mm</i>	Lugano Viganello (TI-CH) 87 <i>mm</i>
Maccagno (VA) 81.8 <i>mm</i>	Como Monteolimpino (CO) 81.5 <i>mm</i>

Tabella 6.1: Accumuli giornalieri registrati il 21 agosto 2007 nella regione insubre. A meno di diverse indicazioni (CGP) le stazioni sono gestite dall'associazione Centro Meteorologico Lombardo, <http://www.centrometeolombardo.com>

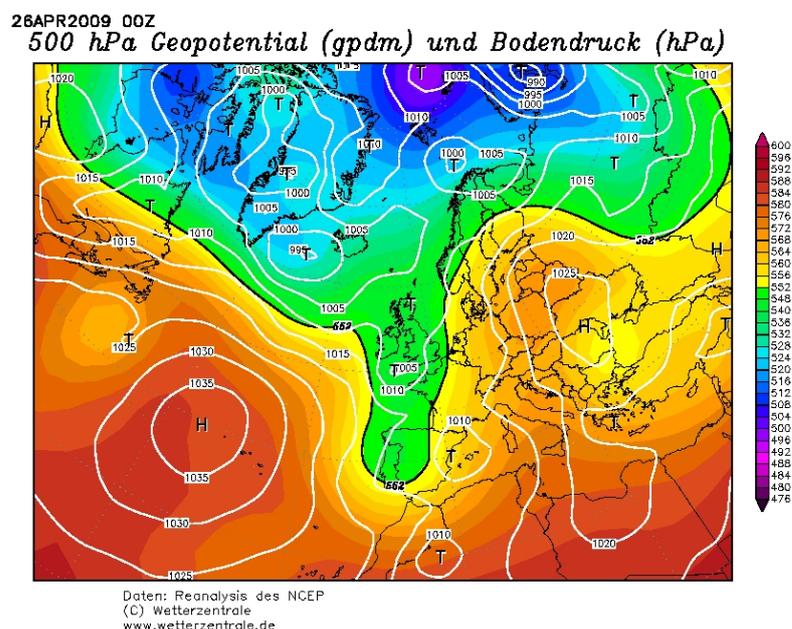


Figura 6.30: Analisi raffigurante il geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa e la pressione al suolo il 26 Aprile 2009 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

6.2.6 26 - 29 Aprile 2009

Questo evento, che porta circa 200 *mm* di precipitazioni su Varese, conclude un mese di Aprile decisamente piovoso e, pur presentandosi come la più classica delle perturbazioni foriere di precipitazioni intense nel Varesotto, presenta diverse particolarità.

Dall'analisi del 26 Aprile (Figura 6.30) infatti si nota una saccatura con asse dalle isole britanniche al Portogallo che si muove lentamente verso Est, stretta tra i soliti due anticycloni di blocco. Il minimo depressionario segue inizialmente un percorso classico, muovendosi verso la penisola iberica e, successivamente, le isole Baleari, portando circa 80 *mm* di precipitazioni sull'area varesina il giorno 27. Il giorno 28 si forma un cut-off, cioè la depressione in area mediterranea si separa dalla saccatura principale a causa della spinta verso il ricongiungimento da parte dei due anticycloni. Si formano quindi diverse strutture frontali secondarie che si muovono tra il Mar Mediterraneo e l'Europa centrale (Figura 6.31). Il giorno 28 transita il fronte caldo del cut-off con altri 88 *mm* di precipitazioni su Varese CGP nelle 24 ore. Dall'immagine del radar (Figura 6.32) si vedono piogge diffuse il 28 pomeriggio per il passaggio frontale, non temporalesco, chiaramente identificabile dall'estensione della zona con precipitazioni. L'attività temporalesca inizia il giorno seguente, quando finisce la risalita calda ed il fronte freddo transita sull'area padana. Le precipitazioni sul Varesotto a quel punto sono già finite perchè aria più fresca collegata a un altro minimo depressionario sulle isole britanniche irrompe su Piemonte e Varesotto con una condizione leggermente favonica.

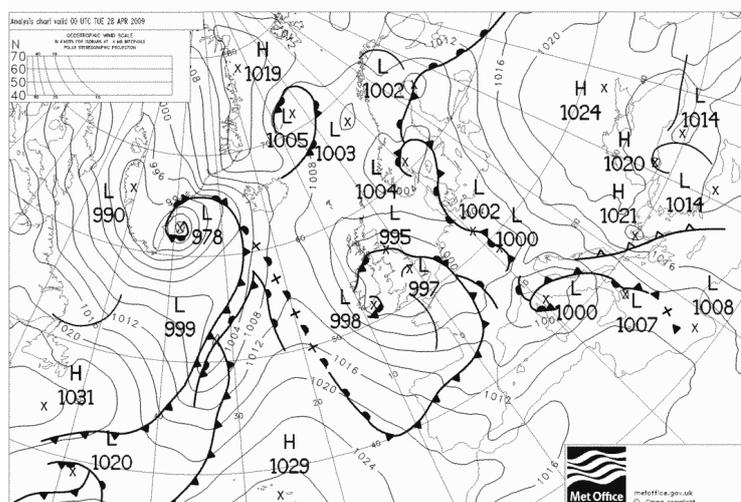


Figura 6.31: Analisi sinottica della pressione al suolo il 28 Aprile 2009 alle 00 UTC (UKMO-Bracknell, <http://www.wetterzentrale.de>)

Queste considerazioni sono illustrate dalle immagini da satellite (Figure 6.33, 6.34). Nella prima immagine, riferita alle ore 9:00 del giorno 28, è evidente la risalita calda e umida verso lo sbarramento alpino, mentre nella seconda immagine, riferita alle ore 15:00 dello stesso giorno, risalta la linea di demarcazione tra il settore caldo sull'Italia e l'ingresso del favonio sul Piemonte che arriverà nelle ore successive fino al Varesotto.

Le piogge intense provocano il giorno 27 Aprile un'esondazione del Tanaro e, nell'area insubre, qualche locale fuoriuscita di Bozzente e Lambro, con il livello dei laghi prealpini in rapido aumento; il fiume Olona sale a livelli di allarme nella notte tra il 28 e 29 ma senza esondare, con il Verbano che guadagna 115 *cm* ed inizia a calare lentamente dal giorno 30. Anche il Lago di Varese guadagna oltre 50 *cm* e raggiunge i 79 *cm* sopra lo zero idrometrico.

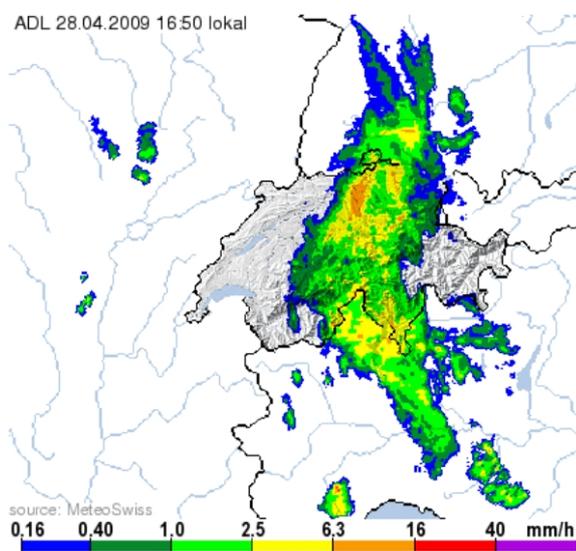


Figura 6.32: Immagine radar a cura di MeteoSvizzera del 28 Aprile 2009 alle ore 16:50

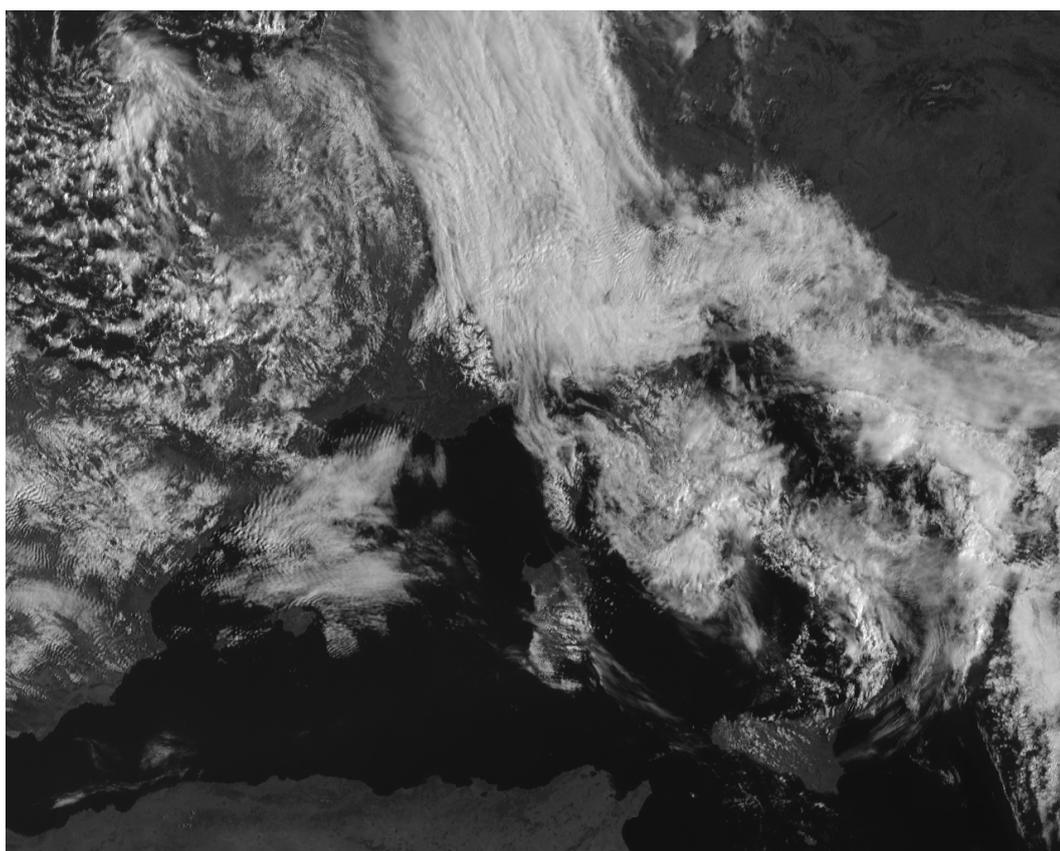


Figura 6.33: Immagine visibile del satellite Meteosat 9 (MSG-2) del 28 Aprile 2009 alle ore 9, Archivio CGP (per concessione Aeronautica Militare).

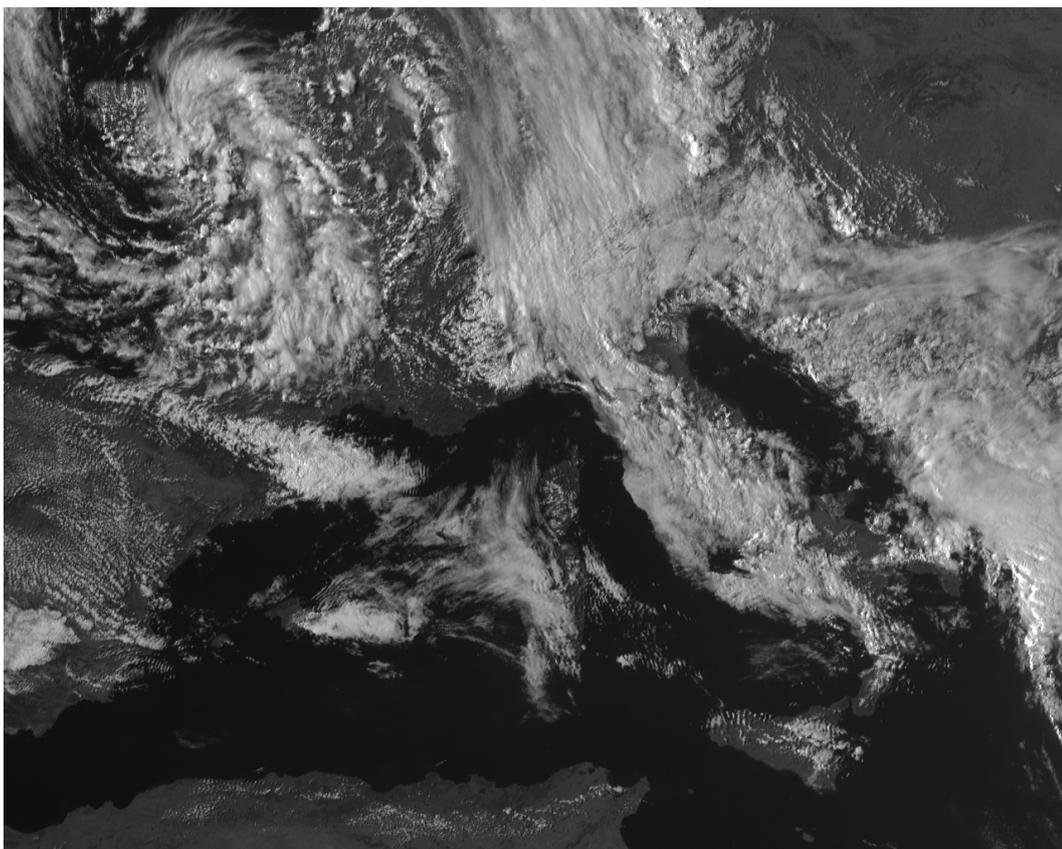


Figura 6.34: Immagine visibile del satellite Meteosat 9 (MSG-2) del 28 Aprile 2009 alle ore 15, Archivio CGP (per concessione Aeronautica Militare).

6.2.7 15 Luglio 2009

Questo evento, come si deduce dalla carta delle isoiete (Figura 6.35), presenta una distribuzione delle precipitazioni molto particolare, anche se abbastanza frequente per gli eventi temporaleschi nel Varesotto.

E' importante specificare che non si tratta di un evento associato al passaggio di un fronte, ma di un temporale prefrontale (Figura 6.36). Infatti l'instabilità è causata dall'arrivo dei primi impulsi di aria fresca davanti a un fronte freddo ancora sulla Francia. Sulla pianura padana è presente aria calda e afosa in lento movimento da SW lungo il margine occidentale dell'anticiclone africano sul Mediterraneo. Il fronte freddo, che non valica neanche le Alpi, fornisce solo l'innescò utile per sfruttare la gran quantità di energia potenziale presente in pianura padana (scaricando quasi 160 mm di pioggia su Varese CGP). Dalle analisi dei geopotenziali a 500hPa e delle temperature a 850 hPa (Figure 6.37, 6.38) si notano le correnti in quota da SW dell'alta pressione africana che si sposta lentamente verso i Balcani.

In particolare, si verifica un temporale particolarmente stazionario (per circa 3 ore) sull'asse della Valceresio. Infatti l'aria caldo-umida affluente da SW (proprio nella direzione del solco vallivo) si solleva per effetto orografico, amplificato dall'infiltrazione di aria più fresca, alimentando continuamente i moti convettivi. Dalla carta delle isoiete (Figura 6.35) infatti si nota anche che la massima entità delle precipitazioni si concentra all'inizio della Valceresio, sulla direttrice Varese-Induno Olona e tocca anche la Val Ganna, anche se un po' più marginalmente. Anche il radar di Meteosvizzera (Figura 6.40) è emblematico in questo senso.

L'immagine (relativa alle ore 7:45) trasmessa dal satellite MSG-2 (Meteosat di Seconda Generazione) e registrata (per concessione A. M.) dalla stazione ricevente del Centro Geofisico Prealpino (Figura 6.39), illustra proprio il temporale mentre interessa il Nord-Est del Varesotto. Le immagini sono riprese dal canale visibile ad alta risoluzione. Il cumulonembo si sviluppa a goccia con la base (sede delle piogge) sul NE di Varese e della Valceresio mentre la vasta incudine si espande verso in direzione nord-orientale a testimonianza delle correnti in quota da SW.

Gli effetti del nubifragio vengono accentuati dall'esondazione di alcuni torrenti (Vellone) e soprattutto del fiume Olona. Poiché le piogge si sono concentrate in un'area limitata (sul bacino imbrifero delle sorgenti) e in poco tempo, il tasso d'incremento del livello del fiume è stato molto rapido (oltre 150 cm in 30 minuti), come illustrato dal grafico dedotto dalle misure di livello delle stazioni del Centro Geofisico Prealpino poste lungo il percorso del fiume (Figura 6.41).

Le quattro curve indicano il transito dell'onda di piena che è arrivata a provocare limitate esondazioni perfino nel basso Varesotto (Fagnano Olona, Solbiate Olona, Castellanza), benchè le piogge fossero concentrate solo sulla parte alta del bacino, dove in effetti si sono verificati i danni maggiori.

Isoiete (mm) h 5–8 (local) 15 Luglio 2009

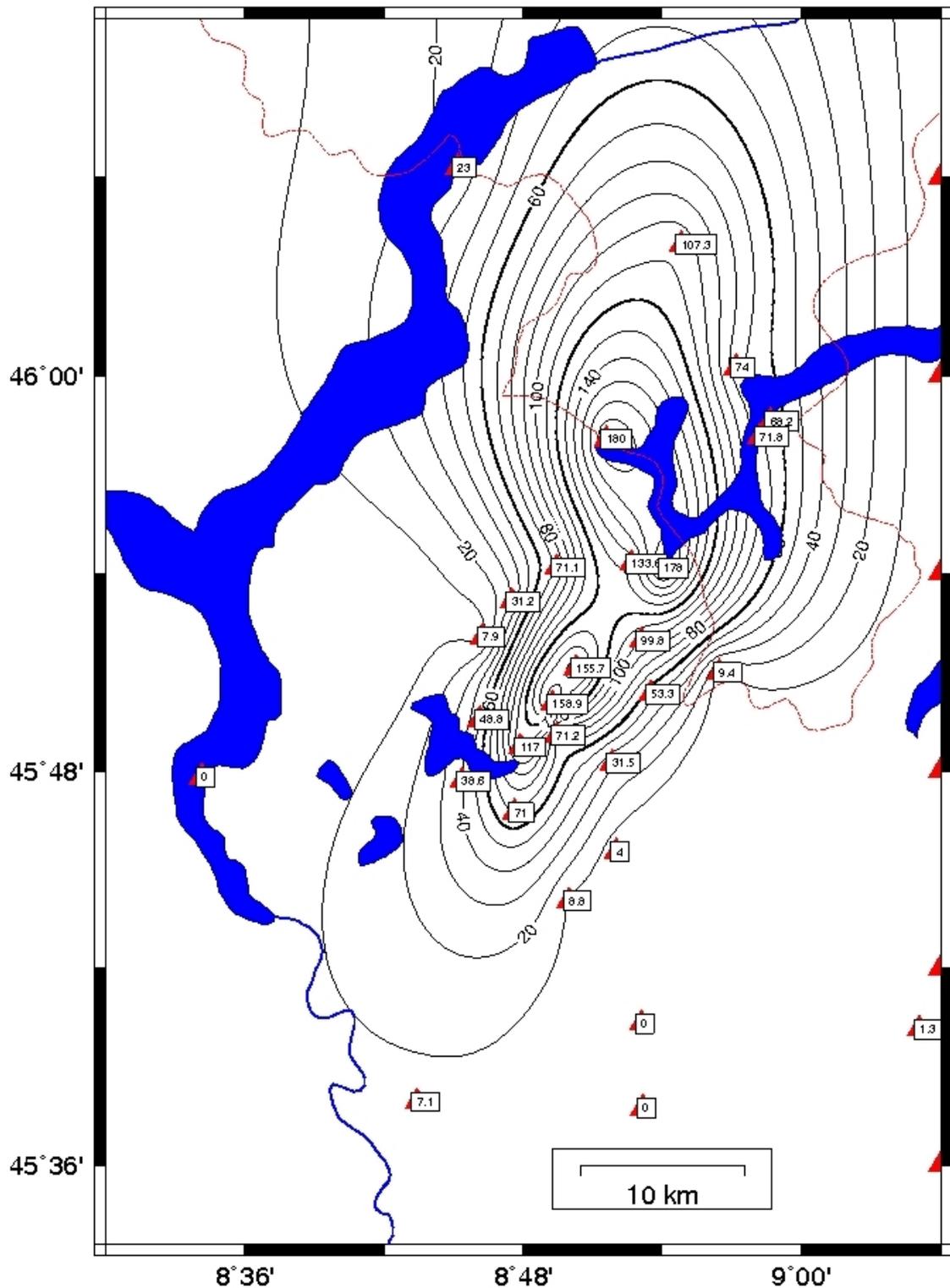


Figura 6.35: Isoiete relative al 15 Luglio 2009 sull'area varesina. Sono presenti i dati di stazioni CGP e di Meteosvizzera (Archivio CGP)

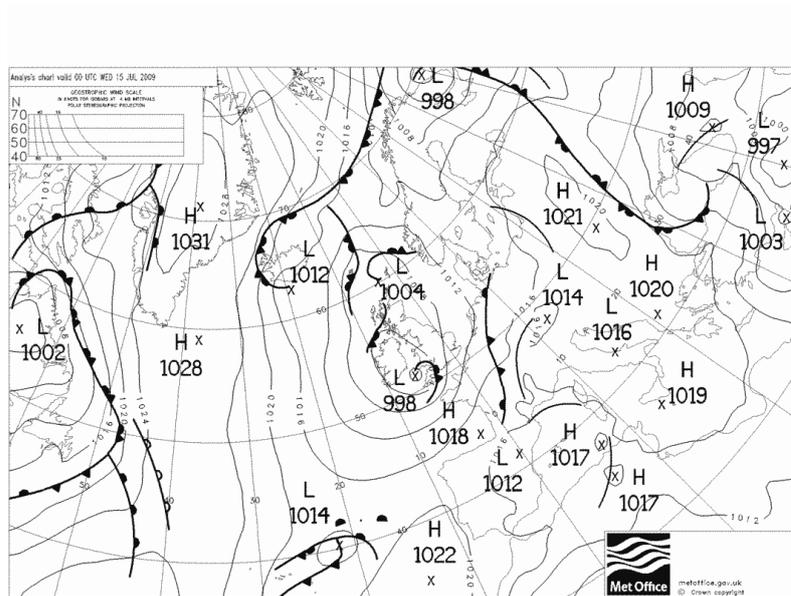


Figura 6.36: Analisi sinottica della pressione al suolo il 15 Luglio 2009 alle 00 UTC (UKMO-Bracknell, <http://www.wetterzentrale.de>)

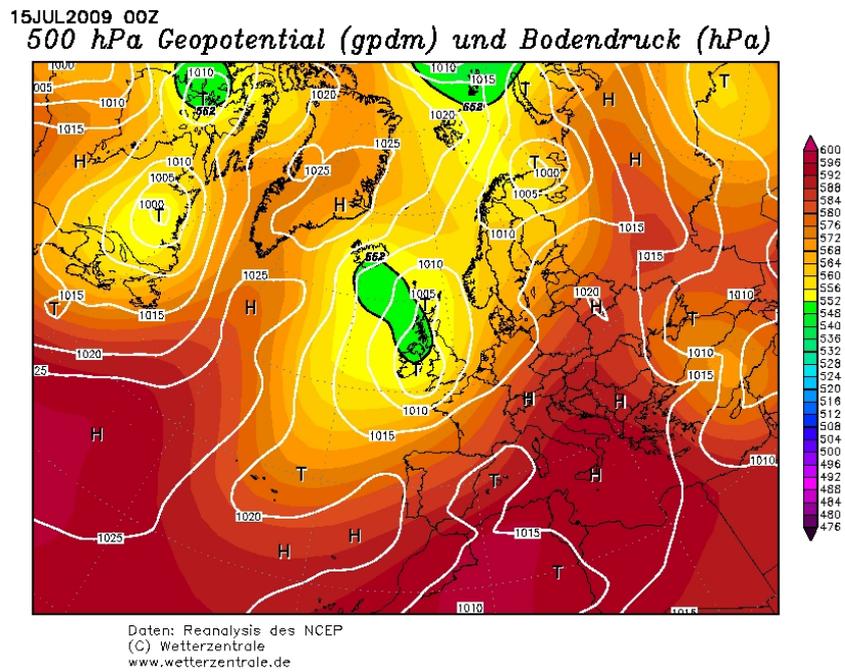


Figura 6.37: Analisi raffigurante il geopotenziale relativo alla pressione di 500 hPa e la pressione al suolo il 15 Luglio 2009 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

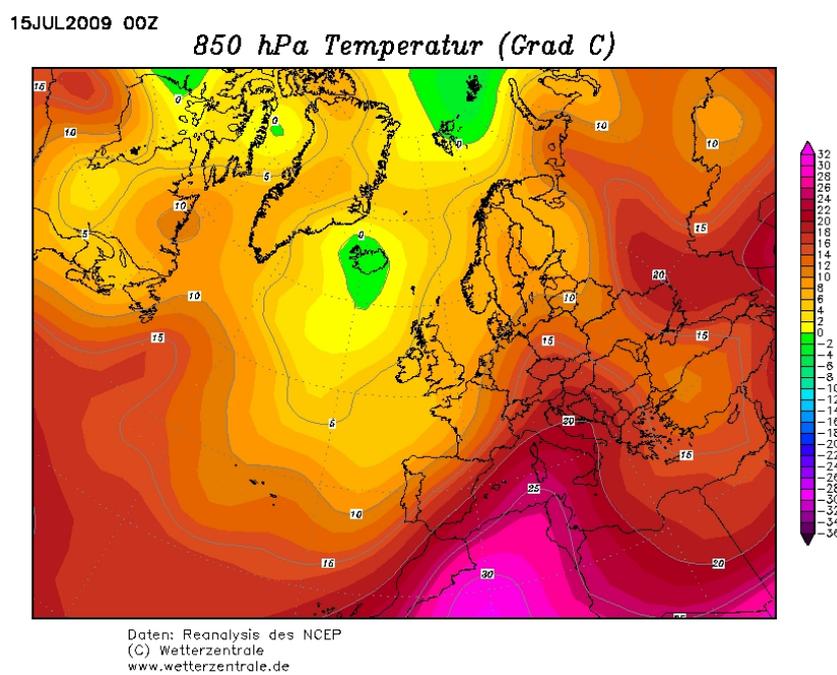


Figura 6.38: Analisi della temperatura alla quota relativa alla pressione di 850 hPa il 15 Luglio 2009 alle ore 00 UTC (NCEP Reanalysis, <http://www.wetterzentrale.de>)

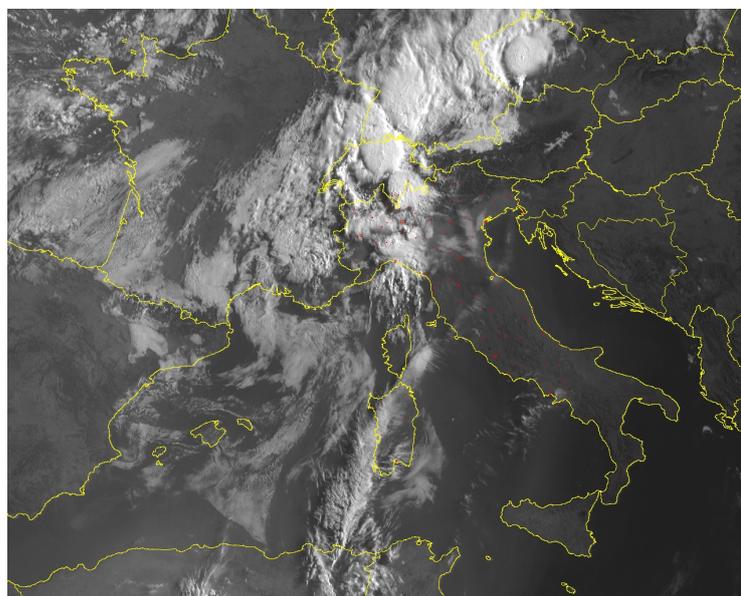


Figura 6.39: Immagine visibile del satellite Meteosat 9 (MSG-2) del 15 Luglio 2009 alle ore 7:45, Archivio CGP (per concessione Aeronautica Militare).

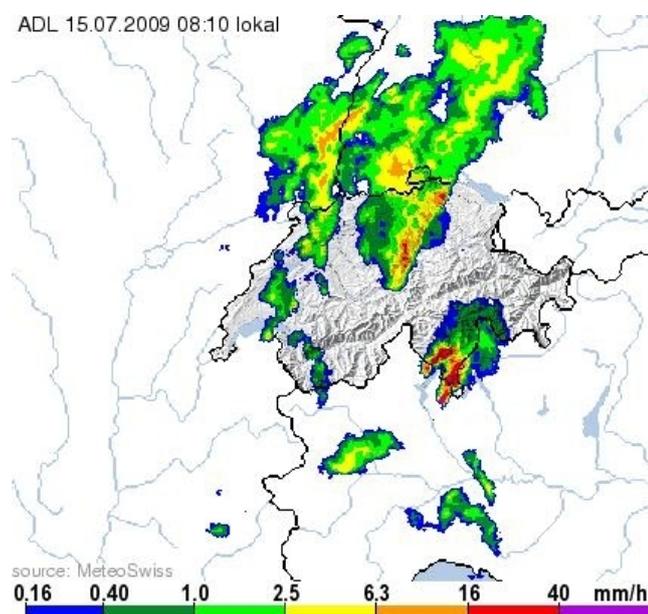


Figura 6.40: Immagine dal radar di MeteoSvizzera del 15 Luglio 2009 alle ore 8:10

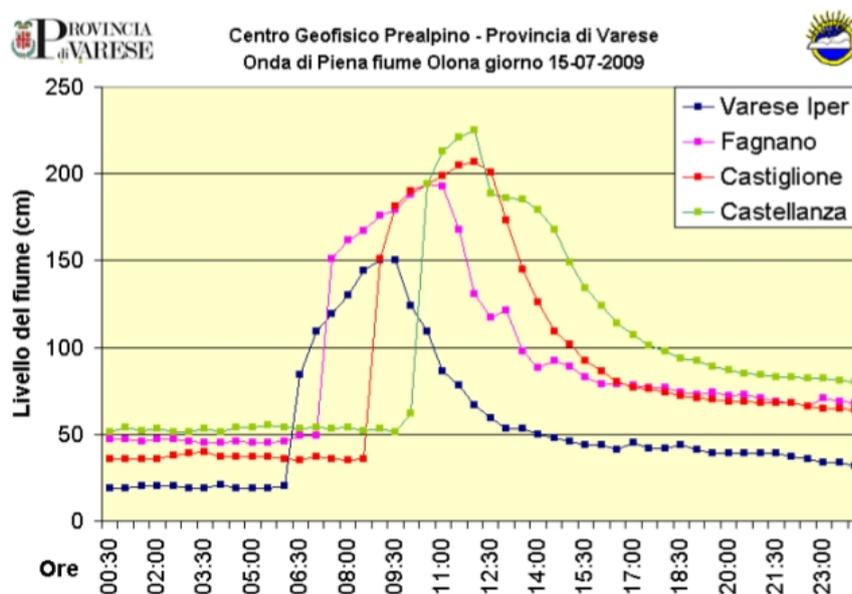


Figura 6.41: Analisi del Centro Geofisico Prealpino sull'innalzamento del fiume Olona a seguito del nubifragio del 15 Luglio 2009 (Archivio CGP)

Capitolo 7

Conclusioni e prospettive

In questo capitolo si vogliono riassumere i risultati ottenuti, tracciando un bilancio dell'analisi al fine di evidenziare le prospettive aperte ed i problemi sollevati.

Il primo risultato dell'analisi è sicuramente la conferma che i dati sono descritti da una distribuzione “heavy tailed”, come documentato dalla stima dei parametri effettuata col MLE (Tabelle 5.1, 5.3, 5.5, 5.9) e dai grafici ulteriori di confronto con la distribuzione esponenziale (Figure 5.21, 5.22). Questa caratteristica è tipica della statistica degli estremi a livello idrologico [9], [21].

L'obiezione per cui l'evento del Settembre 1995 è decisamente eccezionale e quindi, a livello di *accumuli giornalieri* e di *accumuli per evento*, influenza la distribuzione accrescendone la coda, è sicuramente ragionevole. Il valore del parametro di forma è però positivo anche nei casi degli accumuli triorari e semiorari (ancora influenzati dall'evento suddetto, ma non in modo così importante) ed inoltre l'analisi effettuata con i QQplot nel Paragrafo 5.1.6 mostra che anche gli altri valori estremi necessitano di una descrizione effettuata con una GPD con $\xi > 0$.

Un set di dati la cui coda mostra questo comportamento non permette di definire un livello massimo possibile di precipitazioni (valore per cui la densità di probabilità vada a zero (Paragrafo 4.2.2)). A livello ingegneristico questo valore può venire usato, con un approccio molto cautelativo, per poter definire parametri di progettazione che tengano conto del rischio idrogeologico. Le stime che venivano fornite a questo scopo dall'Ufficio Idrografico del Po [26] erano costruite secondo una procedura abbastanza empirica: si definiva il valore massimo raggiungibile facendo un'interpolazione dei valori massimi raggiunti, al variare della suddivisione temporale (da 1 a 5 giorni), durante tutto il periodo di osservazioni. Nel nostro lavoro si ritiene più significativo definire la probabilità di occorrenza di un livello di precipitazioni a partire da una statistica dei valori estremi, fornendo informazioni sul tempo di ritorno associato con le relative incertezze. Da questi dati è poi possibile ricavare indicazioni operative a livello ingegneristico.

La Generalized Pareto Distribution si è dimostrata uno strumento appropriato per la descrizione del comportamento del nostro set di dati: lo dimostra la precisione con cui la distribuzione cumulativa ricavata dal MLE ha approssimato quella empirica nei vari casi, nonostante le difficoltà operative e i problemi sorti a livello

teorico durante le analisi. Possiamo quindi affermare che questo strumento matematico è decisamente versatile una volta che le ipotesi di validità del Teorema dei Valori Estremi siano verificate (Paragrafo 4.2.2), potendo anche permettersi una discreta approssimazione sulla reale indipendenza dei valori. E' sicuramente stupefacente notare che uno strumento astratto costruito nel linguaggio matematico riesca a descrivere in modo così soddisfacente l'andamento di un fenomeno reale. Questo risultato è ancora più sorprendente se si tiene conto degli scopi iniziali per cui è stata sviluppata questa distribuzione. Vilfredo Pareto (1848-1923), infatti, era un economista e sociologo italiano che ricavò questo strumento tentando di suffragare la tesi per cui la distribuzione dei redditi avesse un andamento non casuale e ricorrente attraverso le varie nazioni e i diversi periodi storici.

Sintetizziamo in questa tabella i risultati ottenuti in termini di tempi di ritorno. Per una questione di semplicità di lettura, si è deciso di inserire soltanto gli estremi degli intervalli di confidenza ricavati con il metodo del *profile log-likelihood*, preferito al *delta method* per la sua maggior aderenza ai valori sperimentali. Nei vari paragrafi di analisi dei dati (Sezione 5.1) viene descritto in dettaglio il miglior comportamento del *pllh*, evidente soprattutto nel caso di una statistica non troppo vasta, per cui l'ipotesi di approssimata normalità non sia applicabile senza problemi.

Riepilogo dei livelli di ritorno in <i>mm</i> al variare della suddivisione temporale				
t. di ritorno	acc. per evento	acc. giornalieri	acc. triorari	acc. semiorari
5 anni	199 (171-262)	146 (128-181)	78 (65-105)	36 (31-44)
20 anni	275 (219-463)	194 (160-278)	114 (86-202)	48 (38-60)
100 anni	381 (271-909)	258 (210-548)	173 (111-438)	64 (48-96)

Tabella 7.1: Livelli di precipitazione (*mm*) associati ai tempi di ritorno indicati, al variare della suddivisione temporale. I valori si riferiscono alla serie dei dati pluviometrici a cadenza semioraria registrati dalla stazione di Varese CGP nel periodo 1991-2010. Tra parentesi sono indicati gli estremi degli intervalli di confidenza relativi ai rispettivi livelli, ricavati dal *pllh*.

Si è osservato un buon accordo tra la nostra analisi e quella compiuta dall'Istituto federale di ricerche forestali svizzero [12]. La ricerca citata mostra per Varese un livello di 210 *mm* (precipitazioni nelle 24 ore) corrispondente al tempo di ritorno di 100 anni 7.1, mentre i nostri dati associano tale tempo di ritorno ad un livello di 258 *mm*. Bisogna però notare che nella nostra serie ventennale l'evento da 258.6 *mm* (cioè quello aspettato una volta ogni 100 anni) è presente (il famoso 13 Settembre 1995) e quindi inevitabilmente alza i livelli. L'analisi svizzera inoltre si basa su dati del periodo fino al 1970 e quindi sorgono problematiche relative alla precisione dei dati più lontani nel tempo e ai possibili spostamenti della stazione varesina dell'Ufficio Idrografico del Po i cui valori sono stati utilizzati. Infatti lo spostamento verso il centro città è già sufficiente a far registrare precipitazioni spesso inferiori

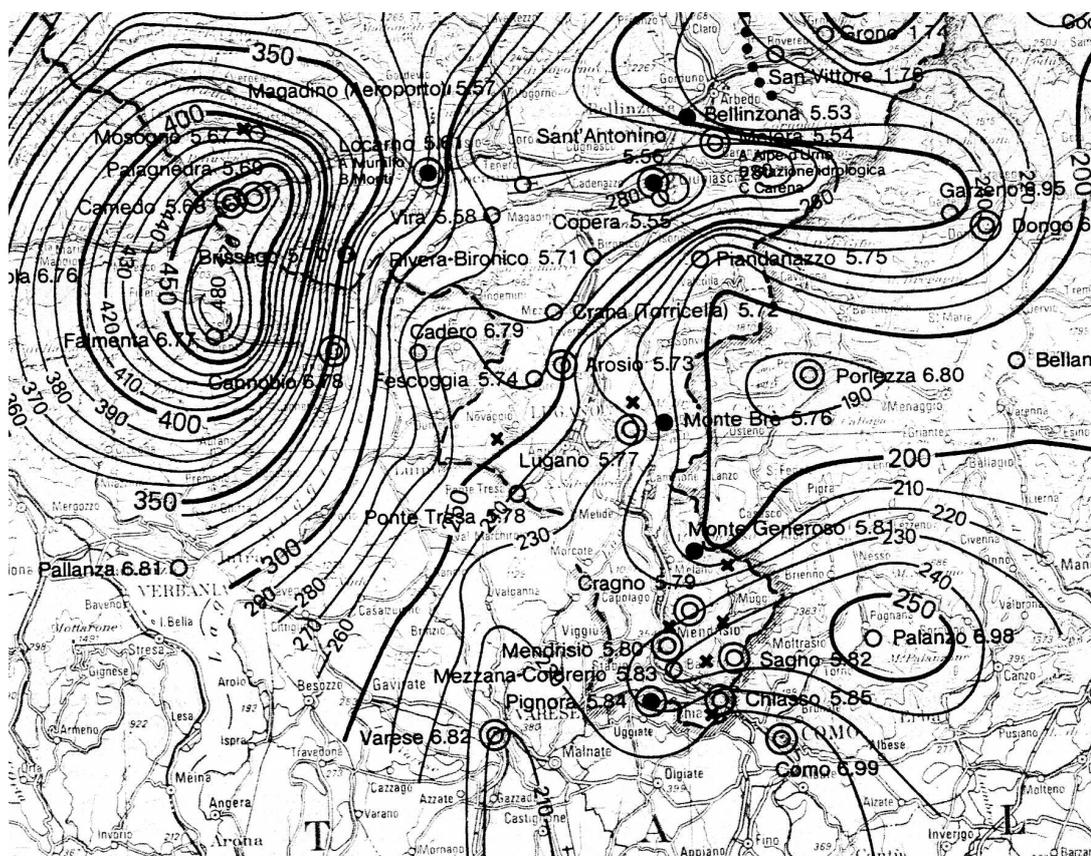


Figura 7.1: Frammento di carta delle isolinee rappresentanti il livello di precipitazioni giornaliere *mm* associato al tempo di ritorno di 100 anni [12]. I valori si basano, per le stazioni con una serie sufficientemente lunga, sul periodo 1901-70. Fonti (riguardanti le stazioni raffigurate nel frammento): Istituto Meteorologico Svizzero; Ufficio Idrografico, Parma)

rispetto alla stazione di Varese CGP (Paragrafo 3.1.1). Il presente lavoro di tesi analizza invece il ventennio dal 1991 al 2010 e la differenza rispetto al livello di ritorno stimato dall'Istituto federale potrebbe anche essere dovuta alla presenza di un'eventuale variazione nel regime degli eventi precipitativi intensi tra la metà del XX secolo ed il periodo a cavallo del 2000. Si può quindi affermare che i livelli di ritorno per gli accumuli giornalieri ottenuti in questo lavoro sembrano essere ragionevoli. L'approfondimento dei risultati di questa tesi, anche con l'estensione a un periodo di tempo più lungo (Paragrafo 5.2.5), resta comunque di grande interesse per la ricerca di indicazioni sulle tendenze temporali e spaziali delle precipitazioni intense sul territorio subalpino.

Aver analizzato gli accumuli pluviometrici superiori ad una certa soglia su quattro scale temporali diverse ci ha permesso di prendere in considerazione diversi tipi di eventi intensi. Si può quindi provare a caratterizzare qualitativamente i tempi di ritorno di diversi fenomeni responsabili di particolari disagi sul territorio, correlandoli con la configurazione barica relativa, in modo da agevolare anche il meccanismo di

previsione e di allerta meteo.

- **Eventi di sbarramento (stau).**

Si realizzano grazie ad onde barocline che dall'Atlantico entrano in area Mediterranea, ostacolate nel loro moto zonale da anticicloni di blocco e spesso accompagnate da un minimo di pressione in lento spostamento verso Est dalle Isole Baleari al Mar Ligure. Questa configurazione barica determina una risalita, decisa e piuttosto duratura, di aria mite ed umida dai quadranti meridionali (generalmente S-SW) che, impattando contro i primi contrafforti alpini, dà luogo a precipitazioni intense sul territorio prealpino, anche per più giorni.

Eventi simili hanno conseguenze di primaria importanza sull'Olonia e sui Laghi prealpini e, tra quelli descritti nel Capitolo 6, appartengono a questa tipologia quelli relativi a Settembre 1995, Gennaio 1996, Maggio 2002, Novembre 2002, Aprile 2009.

Nella nostra analisi vengono descritti nella maniera migliore osservando la statistica degli *accumuli per evento*, da cui si può arguire che sono moderatamente frequenti, dato che un evento da 200–240 mm (Maggio 2002, Novembre 2002, Aprile 2009) ha un tempo di ritorno tra i 5 ed i 10 anni (Tabella 7.1, Figura 5.4).

- **Temporali stazionari.**

Questi fenomeni sono molto particolari e legati all'orografia e si possono presentare come temporali legati ad un fronte freddo (Agosto 2007, Paragrafo 6.2.5), ma anche come prefrontali, innescati dalle prime infiltrazioni di aria fredda in quota (Luglio 2009, Paragrafo 6.2.7) che varcano le Alpi. Tipicamente, l'aria calda e afosa che staziona sulla pianura padana nella stagione estiva, assume nei casi citati un lento movimento da SW, andando ad incunarsi nelle prime valli prealpine (soprattutto la Valceresio) e determinando una continua alimentazione per i cumulonembi che si formano per effetto orografico, esaltato dall'entrata dell'aria più fresca e, in qualche caso, dalla divergenza ciclonica. Si generano così temporali particolarmente stazionari per alcune ore.

Le conseguenze di questi eventi non si limitano a disagi localizzati, come per i semplici temporali, ma vanno ad interessare anche il bacino dell'Olonia, a causa della loro maggior durata e dei rain rate comunque molto elevati, tipici dei fenomeni convettivi.

Statisticamente i temporali stazionari sono già visibili tra i valori estremi degli *accumuli giornalieri* perchè in alcune ore scaricano una quantità d'acqua paragonabile a quella degli eventi intensi da sbarramento; in questa statistica non hanno poi grandi problemi di centraggio a causa della loro durata piuttosto inferiore a quella di un intervallo. I tempi di ritorno associati ai due casi citati risultano tra i 5 ed i 10 anni.

I temporali stazionari rappresentano in buona parte i valori più estremi appartenenti alla statistica degli *accumuli triorari* (oltre all'alluvione del Settembre 1995 che però è quasi eccezionale). Il problema di questa statistica è la forte dipendenza dalla posizione temporale degli intervalli, che richiederebbe un uso di intervalli mobili con declustering associato (Paragrafi 5.2.1, 5.2.2).

Il tempo di ritorno di 34 anni per l'intervallo triorario con 130.7 *mm* relativo all'episodio del 15 Luglio 2009 è fortemente dipendente dalla buona centratura dell'evento e non ci permette di considerare anomalo questo tipo di fenomeni, che abbiamo visto avere una frequenza moderata a livello di accumuli giornalieri.

- **Temporalì “semplici”.**

Questa categoria di eventi indica i fenomeni di instabilità di tipo convettivo che, per cause orografiche e/o dinamiche, si sviluppano sul territorio varesino apportando precipitazioni molto intense, spesso accompagnati da forti raffiche di vento e, occasionalmente, grandine.

Il tempo caratteristico dei temporalì è piuttosto limitato (intorno alla mezz'ora) e perciò i valori estremi ad essi collegati sono visibili soprattutto nella statistica degli *accumuli semiorari*, dove però soffrono di una sicura sottostima data dalla somiglianza tra la durata dell'episodio e la lunghezza cronologica dell'intervallo (Paragrafi 5.1.5, 5.2.2). Osservando il diagramma dei livelli di ritorno (Figura 5.17) si nota che il tempo di ritorno di un anno si associa a valori vicini ai 25 *mm* e per i 5 anni si sale a 36 *mm*; considerando la sottostima di cui sopra ci possiamo aspettare che accumuli di circa 40 *mm* in una singola mezz'ora siano abbastanza probabili ogni 2-3 anni.

Tali valori di precipitazioni semiorarie hanno conseguenze normalmente limitate (data anche la scarsa estensione spaziale dei fenomeni temporaleschi) ad allagamenti molto localizzati e ad altri inconvenienti dovuti più che altro alle raffiche di vento e agli eventuali chicchi di grandine. Non bisogna, però, dimenticare che l'orografia facilita un coinvolgimento del bacino imbrifero dell'Olonà e che nei valori più estremi della statistica semioraria (formata in buona parte dai temporalì “semplici” e dall'onnipresente evento del Settembre 1995) sono presenti anche i temporalì stazionari; le conseguenze di un valore di precipitazioni semiorarie non possono quindi essere slegate dai valori cronologicamente e spazialmente contigui e un valore di 40 *mm* nella mezz'ora può essere associato, con una frequenza aspettata intorno ai 5-10 anni (quella dei temporalì stazionari estremi) a disagi ben maggiori di quelli qui sopra elencati.

In conclusione, se si vuole individuare un fattore sinottico sempre presente negli eventi di precipitazioni estreme, questo sembra essere la direzione dei venti da S-SW a 500 *hPa*, essenziale sia per il fenomeno dello sbarramento che per la formazione di temporalì particolarmente stazionari. In questo lavoro di tesi si è infatti osservato che tali eventi possono originarsi in diversi modi e non è facile definire una tipica configurazione barica foriera di precipitazioni estreme; l'unico fattore veramente comune sembra essere questa caratteristica direzione delle correnti in quota che, evidentemente, interagendo con le rugosità del territorio insubre esalta i fenomeni precipitativi. Conclusioni analoghe si possono trovare in un'analisi compiuta dall'Istituto Svizzero di Meteorologia sugli eventi di precipitazioni intense avvenuti sul versante meridionale delle Alpi tra il 1961 ed 1990 [22].

Appendice A

codice C++

```
01 01 1991 00 30 0.0
01 01 1991 01 00 0.0
01 01 1991 01 30 0.0
01 01 1991 02 00 0.0
01 01 1991 02 30 0.0
01 01 1991 03 00 0.0
01 01 1991 03 30 0.0
01 01 1991 04 00 0.0
```

Figura A.1: Frammento del file di testo contenente la serie pluviometrica del 1991 a cadenza semioraria

Di seguito sono riportati due programmi rappresentativi del lavoro di organizzazione e valutazione preliminare dei dati svolto scrivendo semplici programmi in linguaggio C++.

Nel primo programma si vede come da uno dei file di testo, contenenti le varie serie pluviometriche annuali a cadenza semioraria, si possono costruire un file in cui si riportano tutti gli eventi precipitativi dell'anno e uno in cui sono presenti gli eventi estremi.

Nel secondo programma invece si mostra la costruzione dei file contenenti, rispettivamente, gli accumuli pluviometrici giornalieri e gli accumuli giornalieri estremi dell'intero periodo 1991 – 2010, ottenuti aprendo contemporaneamente i venti file di testo annuali. La stessa procedura è stata seguita per la costruzione dei file per i dati triorari e semiorari; per gli eventi, invece, è stata sufficiente l'unione dei venti file creati precedentemente con l'uso del primo programma, realizzato in anticipo rispetto al secondo.

Primo Programma

```

#include <iostream>
#include <cmath>
#include "fstream"
#define Nmax 20000
#define Neventi 1000

using namespace std;

struct dati {
    double giorno;
    double mese;
    double anno; //definisco una struttura dati per maneggiare
    double ora; //i dati del file di testo che contiene tutte le
    double minuto; //precipitazioni semiorarie di un certo anno
    double pioggia;
};

int main(){

    dati d[Nmax]; //numero di righe della struttura dati
    double durata=0; //durata evento pioggia
    double intensita=0; //intensità evento pioggia
    double durata_piogge[Neventi]; //numero di eventi massimo annuale
    double intensita_piogge[Neventi]; //durata dell'evento concluso
    double rate_piogge[Neventi]; //intensità dell'evento concluso
    double soglia=0.1; //soglia per considerare l'inizio dell'evento
    double soglia_evento=0.5; //soglia per considerare l'evento (non sto
    //considerando gli eventi con accumulo totale < 0.5mm)
    double soglia_evento_estremo=70; //soglia per considerare estremo l'evento
    double tot=0; //contatore dei millimetri totali annuali
    int j=0; //contatore eventi pioggia
    int i=0; //colonna della struttura dati nel ciclo di acquisizione da
    //file
    int k=0; //colonna della struttura dati nel ciclo di scrematura
    int l=1; //contatore eventi estremi

    fstream file1,file2,file3;
    file1.open ("1991rain.dat",ios::in); //apertura del file in lettura
    file2.open ("1991eventi.dat",ios::out); //apertura del file in scrittura,
    //in cui finiscono tutti gli eventi di quell'anno
    file3.open ("1991eventi_extr.dat",ios::out); //apertura del file in scrittura,
    //file annuale in cui finiscono solo gli eventi
    //estremi

    while (!file1.eof()) {
        file1>>d[i].giorno; //carico tutti i dati nella mia struttura
        file1>>d[i].mese;
        file1>>d[i].anno;
        file1>>d[i].ora;
        file1>>d[i].minuto;
        file1>>d[i].pioggia;
        i++;
    }

    for( k=0; k<i; k++ ) //leggo i dati del file
    {
        tot=tot+d[k].pioggia; //incremento il totale annuale delle precipitazioni
        //mi serve come controllo, perchè poi confronto il totale
        ricavato //con quello tabulato negli archivi CGP)
    }
}

```

```

if (d[k].pioggia>=soglia)           //se le precipitazioni semiorarie sono maggiori della soglia
{
    //allora si accorge che c'è un evento e finchè restano
    //maggiori della soglia
    durata=durata+0.5;             //le somma per arrivare alle precipitazioni totali
    intensita=intensita+d[k].pioggia; //dell'evento.
}

else if((d[k+1].pioggia + d[k+2].pioggia + d[k+3].pioggia + d[k+4].pioggia + d[k+5].pioggia)
<=2*soglia)
    //se invece sono minori della soglia e in 3 ore accumulo al massimo il doppio
    //della soglia
{
    if (durata>0) //e sono dentro in un evento già iniziato
    {
        if (intensita>soglia_evento)
        { //che ha accumulato almeno tot mm (nel mio caso zero,perchè ho deciso che gli
          j=j+1; //eventi li prendo tutti)
          durata_piogge[j]=durata; //allora parto con l'acquisizione dei dati dell'evento
          //concluso
          intensita_piogge[j]=intensita; //e con la scrittura dell'evento sul file annuale di tutti
          //gli eventi
          rate_piogge[j]= (intensita/(durata));
          file2<<d[k-1].giorno<<"\t"<<d[k-1].mese<<"\t"<<d[k-1].anno<<"\t"<<d[k-1].ora<<"\t"<<
          d[k-1].minuto<<"\t"<<durata_piogge[j]<<"\t"<<intensita_piogge[j]<<"\t"<<rate_piogge[j]<<endl;
          file2<<endl;
          file2<<endl;

          if (intensita>soglia_evento_estremo) //se poi l'evento è anche estremo, lo registro
          //anche nell'altro file
          {
              file3<<"evento n°"<<l<<endl;
              file3<<"data fine evento "<<d[k-1].giorno<<" "<<d[k-1].mese<<" "<<d[k-1].anno<<"\t"<<
              "orario fine evento "<<d[k-1].ora<<" "<<d[k-1].minuto<<endl;
              file3<<endl;
              file3<<"durata evento : "<<durata_piogge[j]<<" ore; intensità evento in mm : " <<
              intensita_piogge[j]<<"; rate evento in mm/h : "<<rate_piogge[j]<<endl;
              file3<<endl;
              file3<<endl;
              file3<<endl;
              file3<<endl;
              l++;
          }
          durata=0; //riassegno zero agli indici per andare a vedere il nuovo evento
          intensita=0;
        }
    }
}

else if (durata>0) //in questo caso l'evento non è concluso, è solo una breve pausa
{ //perchè le precipitazioni nella mezz'ora sono minori della soglia,
  durata=durata+0.5; //ma in tre ore si supera il doppio di essa
  intensita=intensita+d[k].pioggia;
}

}

file1.close(); //chiusura dei file, fine del programma

cout<<"pioggia totale annuale "<<tot<<" mm"<<endl;
//stampo in output il totale annuale delle precipitazioni
return 0;}

```

Secondo Programma

```

#include <iostream>
#include <cmath>
#include "fstream"
#define Nmax 20000

using namespace std;

struct dati {
    double giorno;
    double mese;
    double anno;
    double ora;
    double minuto;
    double pioggia;
};

int main(){

    dati d[Nmax];
    double soglia_piov=1;
    int soglia_pioextr=50;

    double tot=0;
    int i=0;
    int y=0;

    fstream file_in,file_out,file_extr;

    string nomi_file[20]={"1991rain.dat","1992rain.dat","1993rain.dat","1994rain.dat",
"1995rain.dat","1996rain.dat","1997rain.dat","1998rain.dat","1999rain.dat",
"2000rain.dat","2001rain.dat","2002rain.dat","2003rain.dat","2004rain.dat",
"2005rain.dat","2006rain.dat","2007rain.dat","2008rain.dat","2009rain.dat",
"2010rain.dat"};

    file_out.open ("1991_2010giornalieri.dat",ios::out);

    for( y=0; y<20; y++ )
    {
        file_in.open(nomi_file[y].c_str(),ios::in);
        i=0;
        while (!file_in.eof())
        {
            file_in>>d[i].giorno;
            file_in>>d[i].mese;
            file_in>>d[i].anno;
            file_in>>d[i].ora;
            file_in>>d[i].minuto;
            file_in>>d[i].pioggia;
            tot=tot+d[i].pioggia;

            if (d[i].ora>=24)
            {
                file_out<<d[i].giorno<<"\t"<<d[i].mese<<"\t"<<d[i].anno<<"\t"<<tot<<endl;
                tot=0;
            }
            i++;
        }
        file_in.close();

    }

    file_out.close();

    file_in.open("1991_2010giornalieri.dat",ios::in);

```

```
//riapro il file con su tutti i totali giornalieri
file_out.open ("1991_2010giornalieripiov.dat",ios::out);
//apertura del file in scrittura, ci devo mettere tutti i
//totali giornalieri dei giorni piovosi
file_extr.open ("1991_2010giornalieri_extrpiov.dat",ios::out);
//apertura del file in scrittura, ci devo mettere i totali

//giornalieri dei giorni estremamente piovosi

i=0;
while (!file_in.eof())
{
    file_in>>d[i].giorno;
    file_in>>d[i].mese;
    file_in>>d[i].anno;
    file_in>>d[i].pioggia;
    if (d[i].pioggia>=soglia_piov)
    {
        file_out<<d[i].giorno<<"\t"<<d[i].mese<<"\t"<<d[i].anno<<"\t"<<d[i].pioggia<<endl;
    } // costruisco il file dei giorni piovosi
    if (d[i].pioggia>=soglia_pioextr)
    {
        file_extr<<d[i].giorno<<"\t"<<d[i].mese<<"\t"<<d[i].anno<<"\t"<<d[i].pioggia<<endl;
    } // costruisco il file dei giorni estremamente
    piovosi
    i++;
}

file_in.close();
file_out.close(); //chiudo tutti i file, fine del programma
file_extr.close();

return 0;}
```

Appendice B

codice R

In questo paragrafo si trova una stampa del codice utilizzato per l'analisi degli eventi precipitativi della stazione di Varese CGP, effettuata con il software statistico R. Ogni operazione è corredata da una spiegazione, inserita come commento.

Gli algoritmi usati per analizzare la distribuzione degli accumuli giornalieri, triorari e semiorari sono formalmente analoghi; l'unica differenza è che il numero di osservazioni annuali è fisso e non è più necessario approssimarlo con il numero medio di eventi annuali.

File: /media/DATA/tesi_R_16feb/analisi_evento/evento

Page 1 of 4

```

# <-- serve per commentare

#Carico le librerie per poter usare i metodi necessari all'analisi statistica

library(ismev)
library(evir)
library(extRemes)

#Carico i dati
eventi <- as.matrix(read.table("D:/tesi_co_14feb/tesi/1991_2010eventi.dat"))
eventi
      #(n.b.:quando chiamo il nome di una variabile è per vederla in otuput sullo schermo)

#Disegno un grafico per vedere l'andamento degli eventi nel periodo 1991_2010. Sull'asse delle ascisse
#c'è la collocazione temporale dei eventi, sull'asse delle ordinate il loro accumulo precipitativo.

#Prima devo costruire un vettore che all'indice dell'evento associ la sua collocazione temporale

for(i in 1:length(eventi[,1])){
time <- (eventi[,2]-1)*(1/365.25)+((eventi[,3]-1)*(1/12)+(eventi[,4])+(eventi[,5])*(1/(365.25*24))
+(eventi[,6])*(1/(365.25*24*60)))}
time

plot(time,eventi[,1], main="Distribuzione temporale degli eventi",xlab="tempo (anni)",ylab="accumulo
totale dell'evento (mm)",pch=20)

#Commentando il grafico posso dar ragione o meno della mia ipotesi di stazionarietà.

#Ora comincio l'analisi vera e propria dei dati. Ho 2 metodi per scegliere la soglia che identifica
#gli eventi estremi:

#1-> faccio il mean residual life plot (uso una funzione della libreria ismev (Introduction to
#Statistical Modeling of Extreme Values), sviluppata per applicare i metodi riportati nel volume di
#Coles)

mrl.plot(eventi[,1], umin = min(eventi[,1]), umax = 200, conf = 0.95, nint = 100)

#2-> cerco la stabilità dei parametri al variare della soglia (uso una funzione della libreria ismev)
gpd.fitrange(eventi[,1], 30, 150, nint = 121, show = FALSE)

#la soglia scelta (graficamente) è:
threshold <- 70

#adesso ci faccio un po' di statistica

# usando il metodo del "maximum likelihood" fitto la mia distribuzione con la GPD (uso una funzione
#della libreria evir)

out_e<- gpd(eventi[,1], threshold = 70, method = "ml",information = "observed")
out_e

#posso cominciare a costruirmi la matrice di varianza-covarianza, che mi servirà in seguito.
v_11 <- out_e$varcov[2,2]
v_12 <- out_e$varcov[2,1]
v_21 <- out_e$varcov[1,2]
v_22 <- out_e$varcov[1,1]
v_11
v_12
v_21
v_22

#posso fare diversi grafici scegliendo da terminale:

#1 -> excess distribution:la curva rappresenta la probabilità (condizionale rispetto alla soglia)
#cumulativa, data dalla GPD con cui ho fittato i dati, di trovare un valore minore o uguale ad x.
#I punti (eventi) sono individuati dall'accumulo precipitativo in mm (ascisse) e dalla frequenza
#con cui si sono osservati sperimentalmente valori minori o uguali a quello (ordinate).
#Di conseguenza, per esempio, vedere il punto sotto la curva significa che la probabilità teorica

```

File: /media/DATA/tesi_R_16feb/analisi_evento/evento

Page 2 of 4

```
#di trovare eventi maggiori o uguali di quel valore è minore della frequenza osservata. Attenzione
#però, si parla solo degli eventi sopra la soglia! ( quindi se, per esempio, prendiamo in
#considerazione il valore più alto e vediamo che sta sotto la curva , significa che quell'evento
#ci aspettavamo di trovarlo una volta ogni 50-60 eventi sopra la soglia invece che una ogni 86,
#come abbiamo osservato ).

#2 -> tail of underlying distribution: la cruva rappresenta la tail of underlying distribution,
#stima empirica della coda di una distribuzione, ai valori estremi, incognita; i punti rappresentano
#la distribuzione empirica dei dati; interessante perchè ci indica l'adattamento dei nostri dati
#a questa distribuzione

#3 -> scatterplot of residuals: mi rappresenta il valore assoluto dello scostamento dei dati
#osservati dai valori previsti con la GPD; sulle ascisse ho l'indice del dato, sulle ordinate lo
#scostamento; la linea dovrebbe essere una media mobile del valore
#assoluto degli scostamenti. Può essere interessante per vedere se si è trascurato qualche
#fattore di errore e stimare eventuali influnze di outliers nella stima della varianza
#e dei parametri.

#4 -> qqplot of residuals: si confronta la distribuzione empirica con la distribuzione esponenziale
#(GPD con xi=0) attraverso l'analisi dei quantili. Sulle ascisse si ha il quantile empirico dato
#dalla frequenza osservata per un certo valore e sulle ordinate si ha il quantile aspettato per quel
#valore. I punti sono individuati dall'intersezione di questi due valori e la bisettrice è la linea
#per cui i due quantili si eguagliano. la scala è data dal rapporto adimensionale y/sigma sulle
#ordinate e dai valori in mm ad esso correlati sulle ascisse

plot(out_e, optlog = NA, extend = 1.5, labels = TRUE) #(uso una funzione della libreria evir che
#accetta oggetti prodotti dalla funzione gpd())

#Il grafico per il quantile me lo rifaccio separato perchè così posso vederlo sia rispetto alla Pareto
#sia rispetto alla distribuzione esponenziale e confrontarli per capire qual è quella che approssima
#meglio i miei dati. Infatti se noto che in uno dei due casi i punti acquistano una certa concavità o
#convessità, allora posso che quella distribuzione non è adatta ai miei dati perchè ha una coda
#troppo lunga o troppo corta.

qqplot(eventi[,1], xi = 0.122, trim = NA, threshold = 70, line = TRUE,
labels = TRUE)

#Dato che mi interessano i tempi di ritorno, rifaccio il fit della mia serie di dati con un altro
#algoritmo (la funzione gpd.fit della libreria ismev ),
#che mi permette di eseguire funzioni più elaborate.

#Ho bisogno di sapere il numero di osservazioni annuali, ma, per quanto riguarda gli eventi, non ho
#un numero fisso di osservazioni annuali perchè gli eventi non hanno durata fissa. Quindi uso il numero
#medio di eventi ogni anno:

npy <- 2161/20

gpdfit <- gpd.fit(eventi[,1], threshold, npy , ydat = NULL, sigl = NULL,
shl = NULL, siglink = identity, shlink = identity, siginit = NULL,
shinit = NULL, show = TRUE,
method = "Nelder-Mead", maxit = 10000)

#Posso completare la matrice di varianza-covarianza
v_00 <- gpdfit$rate*(1-gpdfit$rate)/2161
v_00

#Posso fare altri grafici come diagnostica per il fit che ho fatto con la GPD. In particolare ottengo
#in output 4 grafici sulla stessa finestra:

#a)un confronto tra la probabilità condizionale cumulativa degli eventi e la loro frequenza osservata;

#b) un confronto tra quantili aspettati e quantili osservati; in questo caso il quantile aspettato
#è riferito alla GPD con il parametro di forma stimato dal MLE; i valori sugli assi indicano i mm di
#precipitazione e non il rapporto di scala come in precedenza;
```

File: /media/DATA/tesi_R_16feb/analisi_evento/evento

Page 3 of 4

```

#c) una proiezione dei livelli di ritorno con i loro intervalli di confidenza al 95% calcolati con il
#delta method; i punti sono dati dai valori misurati con la loro frequenza osservata
#mentre le linee ci indicano i livelli di ritorno aspettati a determinati tempi;

#d) un confronto tra la densità di probabilità della Pareto e l'istogramma della frequenza osservata;

gpd.diag(gpdfit)          #(uso una funzione della libreria ismev che accetta oggetti prodotti
#dalla funzione gpd.fit() )

#Con i parametri trovati della GPD che fitta meglio i miei dati posso già trovare in pochi passaggi i
#tempi di ritorno per valori dati.

#1) Inserisco i parametri trovati della GPD e l'intensità dell'evento di cui voglio calcolare il tempo
#di ritorno

x <- 361.8
shape <- 0.1222
scale <- 34.660
location <- 70

#2) Trovo la probabilità di avere un evento estremo rispetto agli eventi totali
#(per grandi numeri lo approssimo al rapporto tra il numero di eventi estremi ed il numero totale di
#eventi)
#[ Pr{X>u} ]

z <- gpdfit$rate
z

#3) Trovo la probabilità, condizionale rispetto alla soglia u, di avere un evento con intensità
#maggiore o uguale a quella scelta (in poche parole,  $1 - \text{CDF}(x)$ ) [ Pr {X>x|X>u} ]

pmagg <- (1+shape*(x-location)/scale)^(-1/shape)
pmagg

#4) A questo punto, dato che  $[\text{Pr} \{X>x\}] \rightarrow [\text{Pr} \{X>x|X>u\}] * [\text{Pr} \{X>u\}] = p$ ,
#calcolo la probabilità di avere un evento con intensità maggiore o uguale ad x

p <- pmagg*z
p

#5) L'inverso di p quindi mi dice quanti eventi sono necessari perchè accada l'evento scelto,  $m=1/p$ 

m <- 1/p
m

#6) A questo punto per trovare il tempo di ritorno in anni divido il numero di eventi necessari per la
#realizzazione dell'evento scelto per il numero medio degli eventi annuali.

return_time_e <- m/(2161/20)
return_time_e

#Se, però, si vogliono trovare i livelli di ritorno relativi a certi tempi, con i loro intervalli di
#confidenza, allora abbiamo bisogno di altre funzioni.

#Cominciamo a disegnarli in un grafico per farci un'idea del loro andamento (uso una funzione della
#libreria extRemes che accetta oggetti prodotti dalla funzione gpd.fit())

return.level(gpdfit, conf = 0.05, rperiods= c(1,10,20,100,200,500,800,1000), make.plot = TRUE)

#A partire da un tempo di ritorno in anni desiderato posso trovare il livello di ritorno x(m)
#associato a un numero di osservazioni m molto semplicemente, senza dover usare funzioni già

```

File: /media/DATA/tesi_R_16feb/analisi_evento/evento

Page 4 of 4

```
#impostate (vedi "Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values", Stuart Coles)

return_time_E <- 5
return_time_E

M <- return_time_E * (2161/20)
x_M <- location + (scale/shape)*((M*z)^(shape)-1)
x_M

#Per calcolare i confidence intervals dei livelli di ritorno posso usare il delta method, che poi
#confronterò con il profile log-likelihood.
#Il delta method richiede la conoscenza del gradiente di x(m) (uso una funzione della libreria
#extRemes che accetta oggetti prodotti dalla funzione gpd.fit())

g <- gpdlgradient(gpdffit, (2161/20)*5)

g[1,1]
g[2,1]
g[3,1]

#Dal gradiente del livello di ritorno si può arrivare (proprio attraverso il delta method ) alla sua
#varianza

var <- g[1,1]*g[1,1]*v_00 + g[2,1]*g[2,1]*v_11 + 2*g[2,1]*g[3,1]*v_21 + g[3,1]*g[3,1]*v_22
var

#Gli intervalli di confidenza al 95% quindi sono dati da :

ci95 <- 1.96*((var)^(0.5))

cidown <- x_M - ci95 #(estremo inferiore dell'intervallo di confidenza)
ciup <- x_M + ci95 # (estremo superiore dell'intervallo di confidenza)
cidown
ciup

#Come ulteriore test andiamo a guardare il profilo del log-likelihood al variare del livello di
ritorno
#(cioè guardo il valore di mm associato ad un certo tempo di ritorno di m anni) e del parametro di
#forma, con i relativi intervalli di confidenza.

#Qui sotto si vedono le istruzioni per disegnare un grafico in cui ci sia il profile log-likelihood
#del livello associato a un tempo di ritorno di 100 anni, in cui siano presenti anche le linee che
#indicano il livello e gli estremi dell'intervallo di confidenza (trovate graficamente).

gpd.prof(gpdffit, m = 100, 268, 920, npy , conf = 0.95, nint = 600)
add=TRUE
abline(v=271)
abline(v=380)
abline(v=909)

#Qui, invece, il profile log-likelihood è usato per determinare l'incertezza sul valore del parametro
#di forma.

gpd.profxi(gpdffit, -0.08, 0.45, conf = 0.95, nint = 100)
add=TRUE
abline(v=-0.0655)
abline(v=0.1222)
abline(v=0.43)

#in entrambi i casi ho usato funzioni della libreria ismev che accettano oggetti prodotti dalla
#funzione gpd.fit().
```

Appendice C

Ringraziamenti

Lo so che è solo una “tesina triennale”, ma io un po’ di gente da ringraziare ce l’ho e quindi due righe le butto giù.

Grazie alla dott. Vecchi perchè, quando mi sono presentato nel suo studio a chiedere se poteva telefonare al Centro Geofisico Prealpino perchè volevo far la tesi lì, non ha posto obiezioni e si è resa subito disponibile ad accompagnarmi nel procurarmi la tesi; grazie anche per il tempo dedicato nei numerosi dialoghi per cercare di capire come funzionano questi benedetti laboratori e come la riforma potesse essere un’occasione e non solo una spada di Damocle.

Grazie al prof. Maugeri perchè sopportare uno studente appassionato è sicuramente più difficile del normale e per la disponibilità estrema ad accogliermi nel suo studio, spesso già affollato da altri studenti; grazie anche per la libertà e la stima nei miei confronti dimostrata nel lasciar scegliere a me i punti da approfondire e le tematiche da affrontare nella tesi. Grazie anche perchè non è scontato lasciarsi provocare da uno studente che si stupisce davanti alla corrispondenza tra matematica e realtà.

Un grazie gigante “al Paolo” per il rapporto totalmente inaspettato nato con lui, perchè tante volte aveva più entusiasmo lui di me, per tutto ciò che mi ha fatto scoprire, per la sua semplicità e per la passione condivisa per il bello che ci circonda. Grazie anche al Luca, preziosissimo astronomo non astrofisico del CGP perchè, lavorando nell’ombra, ha avuto un apporto fondamentale nella stesura della tesi (lui sa bene il perchè...).

Grazie a tutti gli amici (tantissimi!), compagni di studio e non, che mi stimolano sempre ad esser curioso davanti alle cose, mi trattano come non mi meriterei e soprattutto mi fanno vedere nella loro semplicità cosa vuol dire vivere di una Speranza certa (e viva), in tutte le cose.

Ultimi ma non ultimi, grazie anche alla mamma, al papà, alla Giulia, alla Lucia, al Giuseppe e alle nonne Ezia e Mariolina (qui non specifico se no si emozionano....).

“ades basta, che t’è già parlà assee”

Bibliografia

- [1] <http://www.astrogeo.va.it/prevmete.htm>
- [2] Blanchet, J. et al. (2009), *Extreme value statistics of snowfall in the Swiss Alpine region*, Water Resources Research, 45.
- [3] Bodini, A.; Cossu, Q.A. (2010), *Vulnerability assessment of Central-East Sardinia (Italy) to extreme rainfall events*, Nat. Hazards Earth Syst. Sci., 10, 61–72.
- [4] Brunetti, M. T. et al. (2010) *Rainfall thresholds for the possible occurrence of landslides in Italy*, Nat. Hazards Earth Syst. Sci., 10, 447–458.
- [5] Coles, S. (2001), *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, Springer, London.
- [6] Coles, S. et al. (2003) *A fully probabilistic approach to extreme rainfall modeling*, Journal of Hydrology 273, 35–50.
- [7] Cooley, D. et al. (2007) *Bayesian spatial modeling of extreme precipitation return levels*, Journal of the American Statistical Association 102, 824–840.
- [8] Crisci, A. et al. (2002), *Extreme rainfall in a changing climate: regional analysis and hydrological implications in Tuscany*, Hydrol. Process. 16, 1261– 1274.
- [9] Davison, A.C.; Smith, R.L. (1990) *Models for exceedances over high thresholds*, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), Vol. 52, No. 3, 393–442.
- [10] Dupuis, D.J. (1998) *Exceedances over high thresholds: a guide to threshold selection*, Extremes 1 (3), 251–261.
- [11] Elsner, J.B.; Jagger, T.H. (2007) *Comparison of hurricane return levels using historical and geological records*, Journal of applied Meteorology and Climatology 47, 368–374.
- [12] Geiger, H. et al. (1991) *Precipitazioni intense nelle Alpi Svizzere e nelle loro regioni limitrofe, Volume 7*, Birmensdorf, Istituto federale di ricerche forestali.
- [13] Heaton, M. et al. (2009) *Severe Weather Under a Changing Climate: Large Scale Indicators of Extreme Events*, Industrial mathematical and statistical modeling workshop.

- [14] Holton, J. (2004), *Dynamic Meteorology, 4th edition*, Amsterdam, Elsevier.
- [15] Hosking, J.R.M.; Wallis, J.R. (1987) *Parameter and quantile estimation for the Generalized Pareto Distribution*, Technometrics, Vol. 29, No. 3, 339-349.
- [16] Katz, R.W. et al. (2002) *Statistics of extremes in hydrology*, Advances in Water Resources 25, 1287–1304.
- [17] Li, Y. et al. (2005), *Statistical modeling of extreme rainfall in southwest Western Australia*, Journal of Climate, 18, 852–863.
- [18] McNeil, A. J.; Saladin, T. (1997) *The peaks over thresholds method for estimating high quantiles of loss distributions*, Proceedings of XXVIIIth International ASTIN Colloquium, Cairns, Australia, 23-43.
- [19] Pickands, J. III (1975) *Statistical Inference Using Extreme Order Statistics*, The Annals of Statistics, Vol. 3, No. 1, 119-131.
- [20] Singh, V.P.; Guo, H. (1995) *Parameter estimation for 3-parameter generalized pareto distribution by the principle of maximum entropy (POME)*, Hydrological Sciences -Journal- des Sciences Hydrologiques,40,2, 165-181.
- [21] Smith, R.L. (1999) *Trends in rainfall extremes*, Preprint, University of North Carolina.
- [22] Spinedi, F. (1992) *Synoptical analysis of the events of heavy precipitation on the southern slope of the Swiss Alps, 1961-1990*, Istituto svizzero di meteorologia (Locarno-Monti); Rapporto di studio: ICS/ICTP/WMO Int. Workshop in Mediterranean Cyclones Studies, Trieste.
- [23] Wilks, D. (2006) *Statistical methods in the atmospheric sciences, 2nd edition*, Elsevier, Amsterdam.
- [24] Zhang, J. (2007) *Likelihood moment estimation for the Generalized Pareto Distribution* Australian and New Zealand Journal of Statistics 49(1), 69–77.
- [25] *Annali idrologici. Ufficio Idrografico del Po*, Parma.
- [26] Cati, L. (1981) *Idrografia e idrologia del Po, Pubblicazione n°19 dell'Ufficio Idrografico del Po* Roma, Istituto poligrafico e zecca dello stato.
- [27] <http://www.isse.ucar.edu/extremevalues/back.html>
- [28] <http://www.agr.unifi.it/materiale didattico/idringnat/rtcap4.pdf>
- [29] <http://cran.r-project.org/web/packages/evir/evir.pdf>
- [30] <http://cran.r-project.org/web/packages/ismev/ismev.pdf>
- [31] <http://cran.r-project.org/web/packages/extRemes/extRemes.pdf>