

3. Atlante delle precipitazioni intense

3.1. Obiettivi

L'analisi delle precipitazioni di forte intensità e breve durata riveste una grande importanza in numerosi problemi di ingegneria, quali possono essere ad esempio la progettazione delle reti fognarie pluviali o la realizzazione di interventi di difesa dal dissesto idrogeologico, nei quali risulta fondamentale giungere preliminarmente ad una valutazione affidabile dei valori che possono essere assunti, all'interno di un certo orizzonte temporale, dalla "sollecitazione" pluviometrica. L'approccio di tipo probabilistico con cui si procede alla caratterizzazione delle grandezze pluviometriche di interesse si basa sull'analisi dei campioni costituiti dai valori assunti dalle stesse in passato. L'analisi statistica delle precipitazioni estreme si concretizza in generale nella determinazione della relazione intensità-durata-frequenza (IDF), che descrive appunto il legame fra il valore dell'intensità media e la durata della precipitazione caratterizzato da una determinata frequenza di non superamento all'interno di un arco temporale posto pari ad un anno. E' pratica corrente utilizzare, al posto della frequenza di non superamento associata al valore assunto dalla variabile in esame, il corrispondente tempo di ritorno T , definito come il numero medio di anni che bisogna attendere affinché si verifichi un superamento di quel valore. Un caso di particolare interesse è costituito dalla curva intensità-durata media, relativa cioè ai valori medi di intensità piuttosto che a quelli caratterizzati da un fissato periodo di ritorno.

In letteratura sono presenti varie formulazioni analitiche delle leggi IDF (Bernard, 1932; Yarnell, 1935; Chow, 1964; Bell, 1969; Chen, 1983; García-Bartual e Schneider, 2001) che nel tempo si sono affermate rispetto a tabelle, curve sperimentali e mappe isoiete, ricavate localmente e per valori discreti di durata e frequenza (Hershfield, 1961; McKay, 1970; Aron et al., 1987).

Fra queste, la forma più frequentemente utilizzata in Italia è la seguente:

$$i(d) = a \cdot d^{n-1} \quad (1)$$

con parametri a e n , di uso consolidato nel campo delle durate 1-24 ore.

Gli approcci per la determinazione della relazione IDF sono molteplici, generalmente basati sulla regressione dei quantili di intensità di pioggia $I_i(T, d_i)$, caratterizzati dal periodo di ritorno T e ricavati per il set discreto di durate selezionate fra quelle per le quali sono disponibili i dati storici d'interesse, usualmente costituiti dai valori massimi annuali. Uno studio completo include durate che vanno dai 5 minuti alle 24 ore (Wenzel, 1982).

Per periodi di ritorno inferiori alla lunghezza della serie di dati disponibili i quantili possono essere ricavati con le formule di frequenza campionaria. Più in generale si può svolgere un'analisi statistica delle serie finalizzata all'individuazione della distribuzione probabilistica adatta a interpretare le variabili casuali in questione, da scegliere fra quelle usualmente adottate per i valori estremi (Chow, 1988).

Riguardo alla scelta della forma analitica della legge IDF fra quelle affermatesi in letteratura (caratterizzate da un numero di parametri generalmente variabile fra 2 e 4), va tenuto presente che all'aumentare dei parametri migliora l'adattamento dei quantili ma aumenta anche l'incertezza nella stima degli stessi e di conseguenza l'incertezza nella valutazione della relazione IDF.

Per durate superiori all'ora sono generalmente disponibili serie storiche sufficientemente estese dei massimi annuali di pioggia su intervalli di 1, 3, 6, 12 e 24 ore. Le serie storiche dei massimi annuali

di pioggia di durata sub-oraria sono invece caratterizzate da dimensione campionaria generalmente molto inferiore, poiché solo negli ultimi anni il miglioramento delle tecniche di misurazione delle precipitazioni ha permesso una più dettagliata osservazione sistematica del fenomeno. Inoltre non si è affermato un set di durate sub-orarie condiviso, per cui i vari enti preposti alla raccolta dati utilizzano riferimenti temporali diversi nell'analizzare le piogge brevi estreme.

Gli approcci per la valutazione della relazione IDF alla scala sub-oraria sono molteplici e dipendono sostanzialmente dalla disponibilità di dati. Laddove sono disponibili registrazioni in continuo ad alta risoluzione temporale è possibile analizzare eventi estremi completi di pioggia (analisi dei "peaks over threshold") e ricavare un modello probabilistico (di solito del tipo puntuale marcato) adeguato a descrivere il processo stocastico delle precipitazioni, a partire dal quale è possibile generare delle serie sintetiche di grande estensione da utilizzare per la stima della relazione IDF alla scala di interesse (Rodriguez-Iturbe et al., 1987; Onof e Wheeler, 1993; Cowpertwait et al., 1991, 1994, 2003). In assenza di registrazioni storiche per durate inferiori all'ora approcci semplici prevedono il ricorso all'estrapolazione della curva ricavata per il campo delle durate orarie (Di Baldassarre et al., 2006) o a relazioni empiriche locali per il calcolo dei quantili di intensità sub-orarie a partire da quelli riferiti a durate superiori (Tavares, 1975; Heaney et al., 1977). Più in generale il tentativo di sopperire alla mancanza di dati storici derivandoli da quelli disponibili a più bassa risoluzione temporale è stato da molti perseguito analizzando l'invarianza di scala di alcune proprietà del processo delle precipitazioni (Rodriguez-Iturbe et al., 1984), giungendo ad elaborare modelli di disaggregazione a cascata (Gupta e Waymire, 1993; Koutsoyiannis, 1994; Olsson, 1998; Olsson e Berndtsson, 1998), accoppiabili a modelli per la generazione di dati a scala oraria (Cowpertwait et al., 1996; Onof et al., 2000, 2004), e procedure di calcolo delle curve IDF (Burlando e Rosso, 1996; Veneziano e Furcolo, 2002), sulla base dell'ipotesi che la distribuzione di probabilità dei valori assunti dalle grandezze pluviometriche sia indipendente dal corrispondente valore di durata. La stessa (1), assumendo che il parametro n sia indipendente dal periodo di ritorno (condizione frequentemente rispettata nella pratica), è valida se è verificata l'invarianza di scala. Tuttavia l'assunzione di invarianza di scala si è mostrata spesso essere inconsistente con il comportamento statistico delle piogge estreme di durata inferiore all'ora (Olsson e Burlando, 2002; Marani, 2003).

Quindi la legge (1), che ben descrive l'andamento della curva intensità-durata nell'arco temporale 1-24 ore ma che ha il limite di presentare intensità infinita per $d=0$, può risultare inadeguata nel campo delle brevi durate, laddove, per $d \rightarrow 0$, il comportamento reale delle intensità di pioggia prevede che queste smettano di crescere indefinitamente e convergano su un valore finito di intensità. E' quindi utile, nell'analisi delle precipitazioni sub-orarie, introdurre un'espressione più flessibile della relazione intensità-durata.

In questo lavoro si focalizza l'attenzione sulla valutazione della relazione intensità-durata media, da effettuare sull'intero territorio di studio, utilizzando come riferimento la seguente forma analitica, in cui l'intensità per $d=0$ assume valore finito e costituisce uno dei parametri:

$$i(d) = i_0 (1 + B \cdot d)^\beta \quad (2)$$

con parametri i_0 , B e β . Si evidenzia che la (2), derivata originariamente in modo empirico, ha trovato recentemente (espressa con un'altra formulazione del tutto equivalente) una giustificazione teorica in base a considerazioni sulla massima entropia (Koutsoyiannis, 2006). La scelta della migliore forma della legge IDF deve comunque basarsi sulla capacità della stessa di adattarsi a interpretare le caratteristiche climatiche locali reali: in tal senso fra i principali aspetti di interesse nello studio delle piogge brevi vi sono proprio l'analisi dell'effettivo andamento delle intensità di pioggia sperimentali e dei va-

lori di durate alle quali si osserva il cambio di comportamento. La dipendenza delle precipitazioni dal tempo di ritorno potrà essere ricostruita moltiplicando le relazioni (1) o (2) per un fattore di crescita K_p , supposto indipendente dalla durata. Il metodo descritto nel seguito prevede di fornire all'utente le serie storiche ricostruite relative alle precipitazioni con durata 1-24 ore, per qualsiasi sito anche non strumentato ricadente nella regione di interesse (vedere paragrafo 3.3). La scelta della distribuzione di probabilità più adatta ad essere impiegata viene pertanto delegata all'utente, e dovrà essere basata sulle peculiarità dei campioni disponibili in sito. A titolo di esempio si riportano al paragrafo 3.3.4 le modalità operative in caso di scelta della distribuzione di Gumbel.

3.2. La raccolta dati

3.2.1 Enti preposti al monitoraggio

In Italia l'attività di rilevamento, validazione, archiviazione e divulgazione delle grandezze meteorologiche è stata gestita, per quasi un secolo, dal Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale (SIMN); con il passaggio delle competenze alle Regioni, in conseguenza del decentramento amministrativo, si sono venute a creare realtà notevolmente diverse da regione a regione riguardo l'individuazione delle strutture incaricate di gestire il servizio.

Nel tempo è mutata, in parallelo con l'evoluzione tecnologica, anche la natura del servizio stesso, che nacque con il compito di raccolta dati a fini di studio per il supporto alla progettazione di opere pubbliche. A partire dagli anni '80 l'introduzione di stazioni di rilevamento automatiche rese possibile l'acquisizione di nuove tipologie di dati, l'aumento delle frequenze di rilevazione e soprattutto la rilevazione in tempo reale. In particolare quest'ultimo aspetto, ossia la disponibilità immediata del dato, ha indirizzato sempre di più le attività del servizio verso il supporto alle strutture di protezione civile nella gestione dell'allertamento per possibili fenomeni di dissesto idrogeologico. In particolare gli indirizzi operativi del sistema di allertamento nazionale e regionale prevedono che la gestione del sistema di allertamento sia assicurata dal Dipartimento della Protezione Civile, dalle Regioni e dalle Province autonome attraverso la rete dei Centri Funzionali. Spettano ai Centri Funzionali Regionali i compiti di monitoraggio meteo-idro-pluviometrico e quindi le attività di rilevamento e validazione dei dati delle reti di stazioni pluviometriche.

In Piemonte la Regione ha assegnato le competenze del Servizio Idrografico all'ARPA (Agenzia Regionale per la Protezione Ambientale); con la Legge Regionale n° 28 del 20 novembre 2002 anche le competenze del Centro Funzionale sono attribuite all'ARPA Piemonte.

La rete di monitoraggio regionale è stata attivata nel 1988 rimanendo affiancata, fino al 2002, alla rete di monitoraggio nazionale.

3.2.2 Disponibilità di dati

La raccolta dei dati pluviometrici estremi alle scale temporali di interesse è avvenuta utilizzando tutte le fonti citate e integrando informazioni di tipologia diversa.

Alla scala oraria la tipologia di dati disponibili provenienti dalle reti pluviometriche è costituita dai massimi annuali di altezza di pioggia cumulata su intervalli di durata 1-3-6-12-24 ore, per i quali si è proceduto al reperimento delle serie storiche registrate nelle varie stazioni dagli enti precedentemente nominati. Si tratta di una tipologia di dati dall'uso consolidato proprio nell'ambito della costruzione delle curve IDF, la cui disponibilità si estende indietro nel tempo anche per le stazioni con pluviografi

manuali, e per questo motivo la fase di reperimento del dato non ha presentato aspetti peculiari.

Complessivamente sono state considerate 565 stazioni pluviografiche, la cui disponibilità ha subito notevoli variazioni nell'arco temporale di studio, dal 1928 al 2006 (**Fig. 1**).

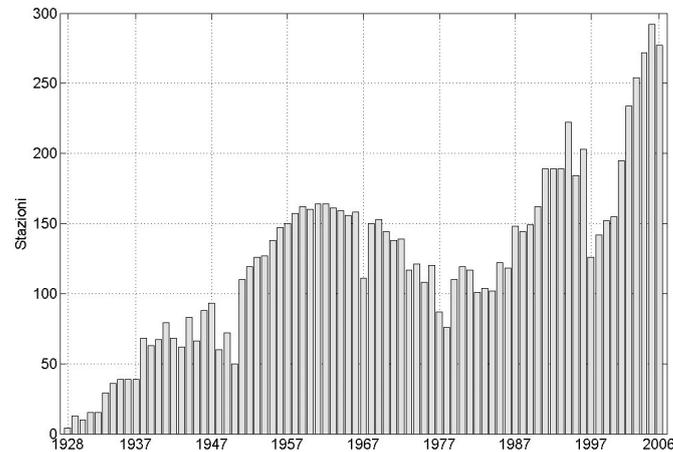


Fig. 1. Variazione della numerosità di stazioni pluviografiche attive nel periodo 1928-2006.

Il numero complessivo elevato dipende dal passaggio dalla rete di monitoraggio nazionale alla rete regionale gestita da ARPA Piemonte, che ha comportato la duplicazione di alcune stazioni, anche se per brevi periodi di tempo, l'istallazione di nuove stazioni e la ricollocazione di stazioni già esistenti. In questi casi, una stazione che presenti la stessa denominazione ma coordinate anche solo leggermente diverse è stata considerata come una nuova stazione, in modo da non alterare le informazioni spaziali necessarie per la corretta esecuzione del kriging. Ne consegue che il numero di stazioni effettivamente attive sul territorio piemontese è inferiore alla totalità di stazioni considerate. In particolare si può osservare come la massima copertura del territorio sia stata raggiunta nel 2005 con 292 punti di misura.

Alla scala sub-oraria il quadro dei dati pluviometrici estremi disponibili risulta più complesso. Le misurazioni sistematiche dei massimi annuali di pioggia cumulata su intervalli di durata sub-oraria sono disponibili soltanto a partire dal 1987; si evidenzia inoltre che non si è affermato un set di durate riconosciuto (come accade invece alla scala oraria), per cui l'aggregazione dei valori di precipitazione viene effettuata su intervalli temporali di ampiezza differente fra i vari enti. Prima del 1987 eventi notevoli di durata inferiore all'ora erano comunque segnalati sugli Annali Idrologici pubblicati dal SIMN, dove per una data stazione erano riportati il valore, la durata e la data delle precipitazioni di notevole intensità e breve durata registrate nell'anno. All'interno di queste serie di dati, caratterizzati per la singola stazione da una irregolare campionatura sia in termini di anni disponibili che di durate sub-orarie considerate, sono presenti misurazioni che sicuramente non costituiscono altezze di pioggia massime annuali poiché incompatibili con altre osservazioni dello stesso anno e che vanno quindi escluse dalla base di dati.

Per le stazioni automatiche a partire dal 1986 invece sono disponibili valori di altezza di pioggia massima annuale cumulata su prefissati intervalli di durata sub-oraria.

Nella **figura 2** è rappresentato, a titolo di esempio, l'andamento temporale della disponibilità dei dati di pioggia cumulata per la durata 30 minuti, tenendo conto anche del periodo antecedente 1926-

1986. Il numero complessivo di stazioni prese in considerazione sull'intero arco temporale è pari a 552.

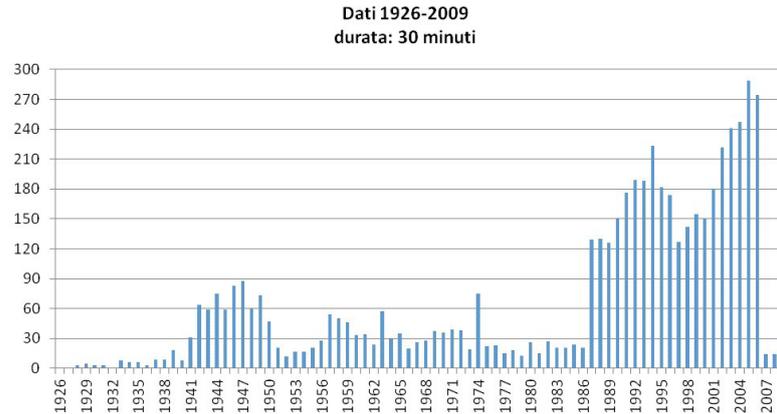


Fig. 2. Disponibilità complessiva massimi annuali di pioggia per durata 30 minuti

3.3. Metodi

Le precipitazioni sono fenomeni naturali che si sviluppano su base spaziale e come tali possono essere studiate per mezzo della geostatistica. Come per molte altre grandezze, infatti, la variabilità spaziale delle precipitazioni non è puramente casuale ed in essa è spesso rintracciabile una struttura.

Grazie a questa proprietà, formulando un opportuno modello geostatistico, è possibile utilizzare una serie di osservazioni distribuite nello spazio per stimare il valore che la precipitazione stessa assume in tutti gli altri punti del dominio. La caratterizzazione della variabilità spaziale della precipitazione avviene attraverso il variogramma campionario, che esprime la semivarianza di una variabile regionalizzata $P(x)$ in due punti x_0 e x_{0+h} :

$$\gamma(x_0, h) = \frac{1}{2} \text{Var} \{ [P(x_0 + h)] - P(x_0) \} \quad (3)$$

Il variogramma campionario è caratterizzato da un andamento crescente che, pur con delle fluttuazioni, si attesta nell'intorno di un valore che rimane poi costante, circa coincidente con la varianza empirica. Tuttavia è bene considerare che alcuni fenomeni naturali possono inglobare, all'interno della correlazione spaziale, anche altri processi di dipendenza. Questo è il caso, ad esempio, della precipitazione nei confronti della quota. A meno di non considerare l'opportunità di utilizzare altri algoritmi di kriging (p.es., kriging con deriva, cokriging), per l'applicazione del kriging ordinario è necessario identificare ed eliminare le possibili dipendenze che la variabile regionalizzata presenta in funzione di grandezze diverse dalla posizione (Philips et al., 1992).

Definito il variogramma sperimentale è necessario trasformarlo in una funzione analitica, anche detta variogramma modello o variogramma teorico, il quale fornisce un valore di $\gamma(\mathbf{h})$ per una qualsiasi coppia di punti appartenenti al dominio di studio, consentendo quindi la spazializzazione della variabile considerata. Nel variogramma modello si identificano alcune caratteristiche fondamentali, rappresentate in **figura 3**, che sono:

- Nugget: descrive la variabilità casuale dei dati campionari e rappresenta il valore di semivarianza per una distanza h nulla;
- Sill: esprime il massimo valore della semivarianza quando si raggiunge la stazionarietà;
- Range: massima distanza per la quale si osserva la presenza di correlazione tra semivarianza ed

intervalli di distanza.

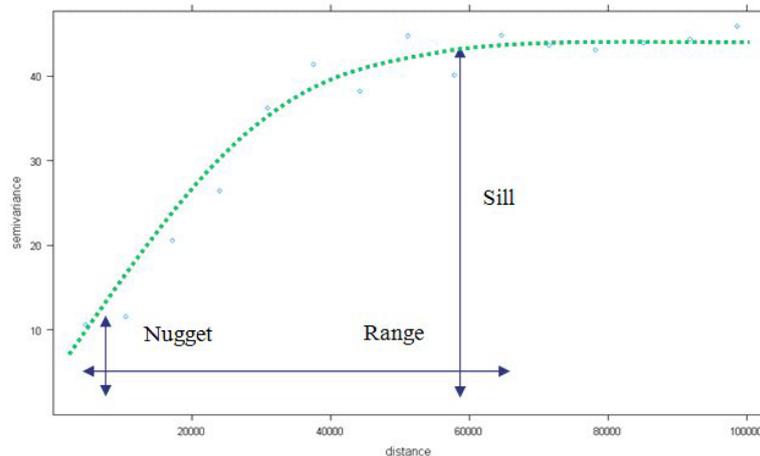


Fig. 3. Elementi caratteristici di un variogramma

Le fasi necessarie per l'applicazione del kriging possono quindi riassumersi in:

- i) ricerca di eventuali relazioni tra la variabile da regionalizzare ed altri descrittori diversi dalla posizione (p.es., quota);
- ii) calcolo del variogramma campionario;
- iii) determinazione del variogramma modello;
- iv) definizione della griglia di interpolazione del dominio di studio;
- v) applicazione del kriging ordinario a scala annuale.

Le fasi dell'applicazione sono descritte nel seguito relativamente alle durate super-orarie. La procedura non è stata invece applicata alle durate sub-orarie poiché i dati non erano sufficientemente numerosi da consentire l'applicazione di un algoritmo di interpolazione spaziale. Per tali durate si è quindi provveduto a mettere in relazione la variabilità spaziale con quella delle durate super-orarie.

3.3.1. Determinazione del trend tra quota e precipitazione

La regione di studio comprende un territorio dall'orografia assai eterogenea, con quote minime dell'ordine di pochi metri sul livello del mare e massime che superano i 4000 m slm. In considerazione della dipendenza che molti parametri climatici esibiscono in relazione all'altimetria, è stato deciso di verificare l'effettiva esistenza ed entità di trend tra le variabili considerate e la quota di riferimento delle stazioni meteorologiche.

L'analisi del trend è stata condotta ipotizzando una dipendenza di tipo lineare considerando come variabile indipendente la grandezza $P = \log(\text{quota} + 1)$ che, grazie alla presenza del logaritmo, essendo la distribuzione delle stazioni meteorologiche rispetto alla quota non uniforme, consente di limitare il peso che l'interpolazione lineare altrimenti attribuirebbe alle stazioni collocate a basse quote. I trend sono stati considerati significativi nell'ipotesi che il test T di Student sul coefficiente angolare della retta di regressione risultasse superato per un livello di significatività $\alpha = 0.05$.

L'eliminazione del trend esistente rispetto alla quota della stazione rappresenta un passo imprescindibile per l'applicazione del kriging ordinario, che si basa sull'ipotesi di stazionarietà dei dati. Inoltre, l'uso dell'informazione topografica consente di compensare la mancanza di informazioni relative alla piccola scala, migliorando la performance del metodo (Prudhomme e Reed, 1999). Si è proceduto

riportando ogni punto campionario ad una quota base pari ad 1 m s.l.m. attraverso le leggi di crescita e decrescita determinate con la procedura di interpolazione lineare precedentemente descritta.

In particolare, è stata applicata la relazione

$$P_{i,quota} = m \cdot \log(quota + 1) + R_i \quad (4)$$

che, per quota = 0, diventa:

$$P_{i,0} = m \cdot \log(1) + R_i = R_i \quad (5)$$

dove $P_{i,0}$ rappresenta il dato “detrendizzato”, m il coefficiente angolare della retta di interpolazione lineare ed R_i il residuo della stessa.

I parametri delle rette di regressione ottenute per la variabili considerate sono riportati in **tabella 1**. Si osservi come siano stati considerati i valori registrati in tutte le stazioni per tutti gli anni contemporaneamente. Tale scelta procedurale, mantenuta per tutte le variabili di precipitazioni considerate, è motivata dal fatto che le relazioni di dipendenza tra la precipitazione e la quota si possono supporre invarianti nel tempo.

	M	Int	R ²
P _{d=1h}	-3.75*	49.58	0.05
P _{d=3h}	-2.64*	55.96	0.01
P _{d=6h}	-0.39	55.14	2.13e-5
P _{d=12h}	3.28*	51.25	0.04
P _{d=24h}	7.98*	48.14	0.01

Tab. 1. Parametri delle regressioni identificate tra precipitazioni e quote

* indica il superamento del test di Student per un livello di significatività $\alpha=0.05$

Le precipitazioni massime annue di durata pari a 1 e 3 ore presentano un trend decrescente con la quota, che perde significatività per la durata pari a 6 ore e diventa infine di segno positivo nel caso di durate pari a 12 e 24 ore. Questa variazione nella relazione che lega precipitazioni estreme e quota trova una giustificazione nel diverso tipo di evento precipitativo, principalmente a carattere temporalesco per le brevi durate, e di tipo stratiforme per durate maggiori. Data la mancata significatività della regressione tra quota e massima precipitazione annua per durata pari a 6 ore, nella procedura di kriging, sono stati usati direttamente i dati osservati.

3.3.2. Determinazione del variogramma

In questa applicazione è stato ricavato un unico variogramma campionario utilizzando contemporaneamente tutti i dati a disposizione.

Il variogramma campionario totale è stato ottenuto come media dei variogrammi campionari annuali, pesata in base al numero di stazioni attive in ciascun anno. A titolo di esempio, il variogramma campionario relativo alla massimo annuo di precipitazione di durata oraria è riportato in **figura 4**.

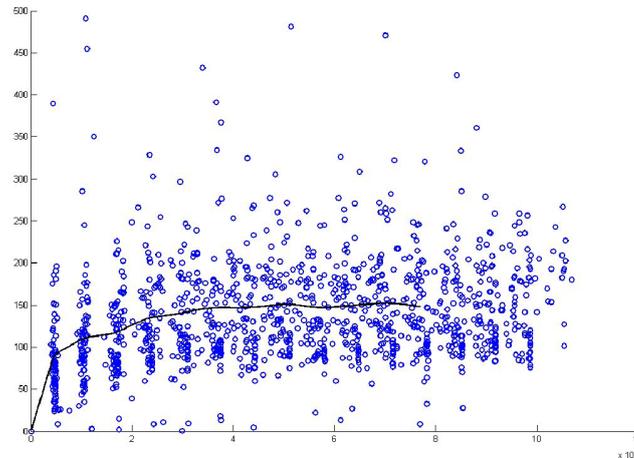


Fig. 4. Variogramma campionario per il massimo annuo di precipitazione di durata oraria

Una volta determinata la relazione spaziale sperimentale che lega i dati osservati, è necessario interpolarla attraverso una funzione matematica che la trasformi in un modello continuo. Nel presente lavoro si è scelto di utilizzare come variogramma teorico il variogramma esponenziale:

$$\gamma(h) = c_1(1 - e^{-h/c_2}) \quad (6)$$

caratterizzato da sill pari a c_1 e da un range infinito. Per avere una misura della distanza entro cui si manifesta la correlazione spaziale dei dati viene tuttavia introdotto un range “operativo”, stimato in 5 volte il parametro c_2 . I parametri c_1 e c_2 stimati dall’interpolazione sono riportati in **tabella 2**.

	c_1 [mm ²]	c_2 [m]	range [m]
$P_{d=1h}$	142	6709	33545
$P_{d=3h}$	334.7	8798	43990
$P_{d=6h}$	574.2	10240	51200
$P_{d=12h}$	1051	11520	57600
$P_{d=24h}$	2028	13650	68250

Tab. 2. Parametri stimati per la costruzione del variogramma teorico esponenziale

3.3.3. Applicazione del kriging ordinario a scala annuale: algoritmo sequenziale

Il kriging ordinario è stato applicato, per ciascuna durata, ad ogni anno di osservazione, ottenendo una serie sintetica di mappe annuali contenenti i valori stimati di massimi di precipitazione alle varie durate - associati ad un valore di varianza di stima, anch’essa determinata tramite la procedura di kriging - in ogni nodo della griglia. Si osservi che la varianza è maggiore negli anni caratterizzati da un minor numero di stazioni attive e nelle zone meno monitorate (Fig. 5).

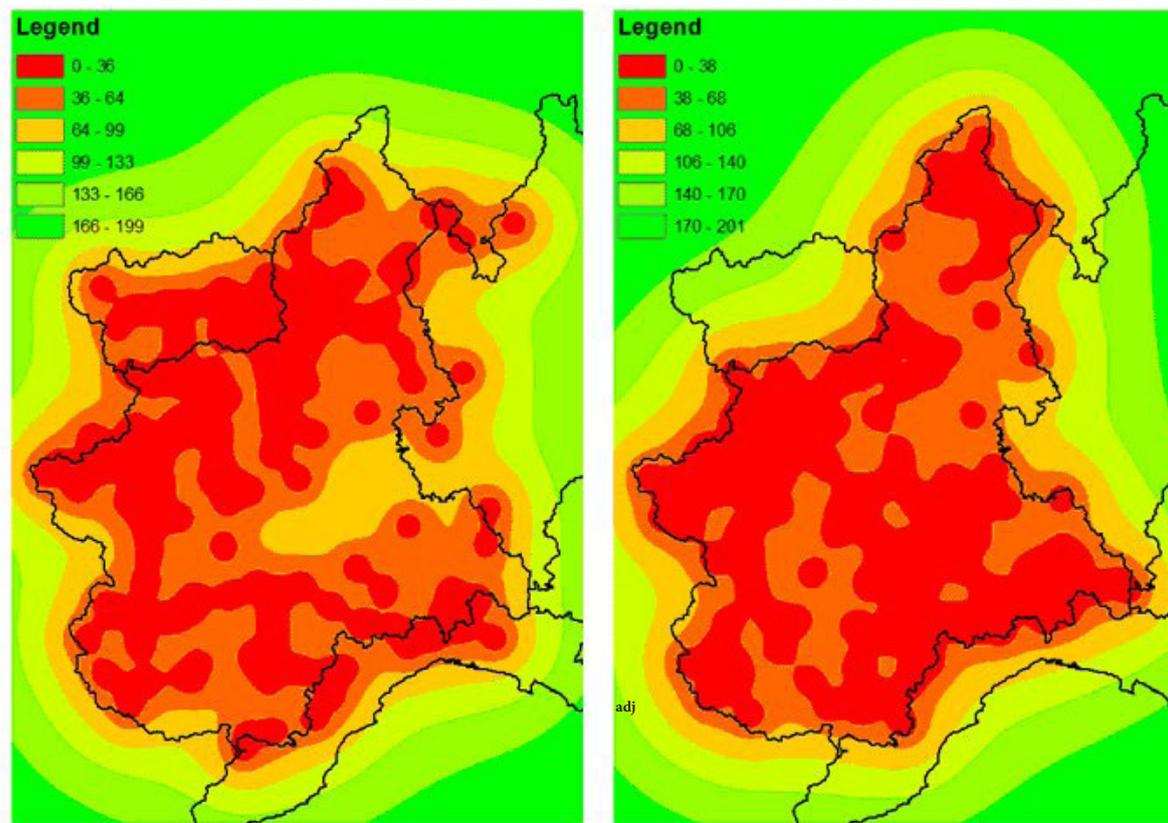


Fig. 5. Varianza di stima associata ai massimi di precipitazione di durata oraria ottenuti con il kriging per gli anni 1960 (sinistra) e 2000 (destra)

Il calcolo è stato applicato alle precipitazioni riportate a quota nulla, con l'eccezione della massima precipitazione annua di durata pari a 6 ore per la quale il trend rispetto alla quota non è risultato significativo. Successivamente, le variabili sono state ricondotte alla quota reale, ricavata dal DTM, utilizzando la legge di regressione lineare ricavata.

La scelta di applicare il kriging a scala annuale è motivata dalla volontà di costruire serie sintetiche di precipitazioni massime relative alle cinque durate caratteristiche di ugual lunghezza in ciascun punto griglia. A valle dell'applicazione del kriging, ogni nodo sarà dunque caratterizzato da cinque serie sintetiche di massimi annui di precipitazione (una per ciascuna durata) e da cinque valori medi, ottenuti come medie pesate rispetto all'inverso della varianza di stima nel punto. Come già detto, tale procedura è stata applicata solo ai massimi di durata oraria o super-oraria poiché la dimensione dei campioni relativi alle durate sub-orarie era troppo esigua e non adatta all'applicazione di un algoritmo di interpolazione spaziale. Tale procedura sarà identificata nel seguito come "kriging sequenziale". In **figura 6** sono rappresentate, a titolo di esempio, le mappe delle precipitazioni massime orarie di durata 1 ora ottenute con il kriging sequenziale per alcuni anni compresi nel periodo di osservazione. È inoltre riportata la serie sintetica dei massimi orari di precipitazione per un punto specifico appartenente alla regione di studio. Si noti che la disponibilità delle serie storiche relative alle 5 durate consente di poter stimare il fattore di crescita localmente, come se in ogni punto griglia fosse disponibile una stazione di misura delle precipitazioni attiva ininterrottamente dal 1928 al 2006.

In **figura 7** sono riportate, invece, le mappe dei valori medi dei massimi annui di precipitazione per le durate 1 ora e 24 ore ricavate a partire dalle serie sintetiche ottenute con kriging sequenziale.

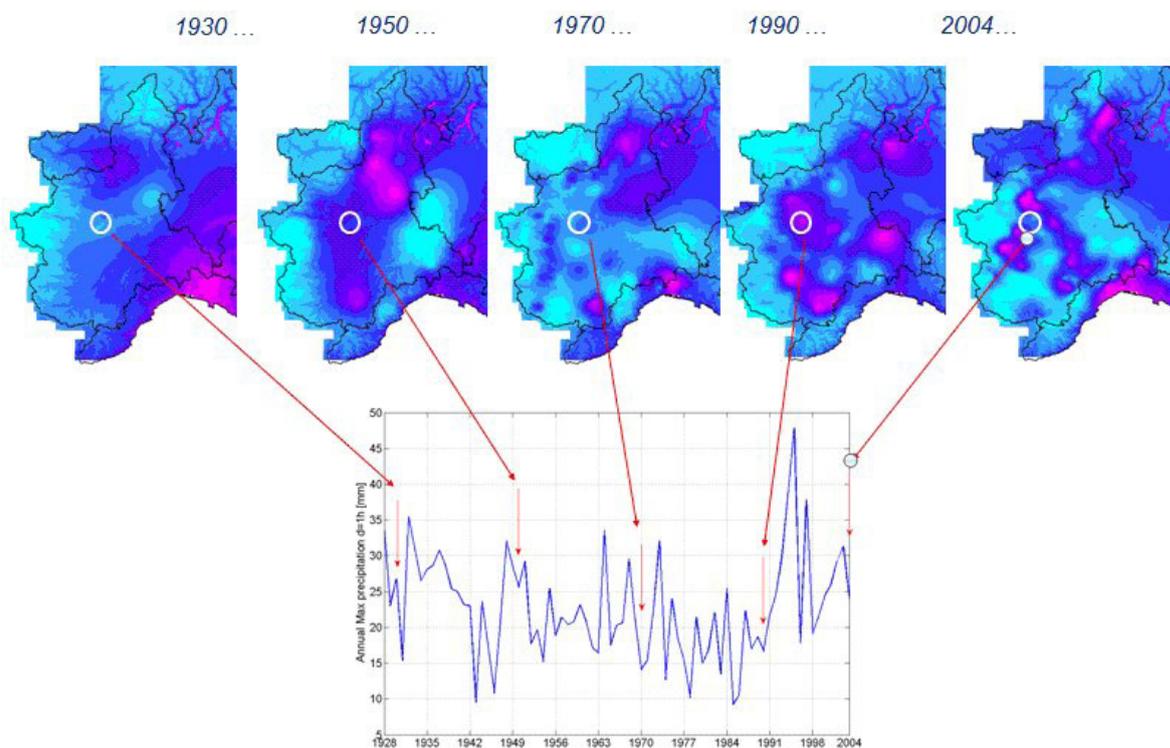


Fig. 6. Precipitazioni massime orarie di durata 1 ora ottenute con il kriging sequenziale per alcuni anni compresi nel periodo di osservazione e serie sintetica dei massimi orari di precipitazione per un punto specifico appartenente alla regione di studio.

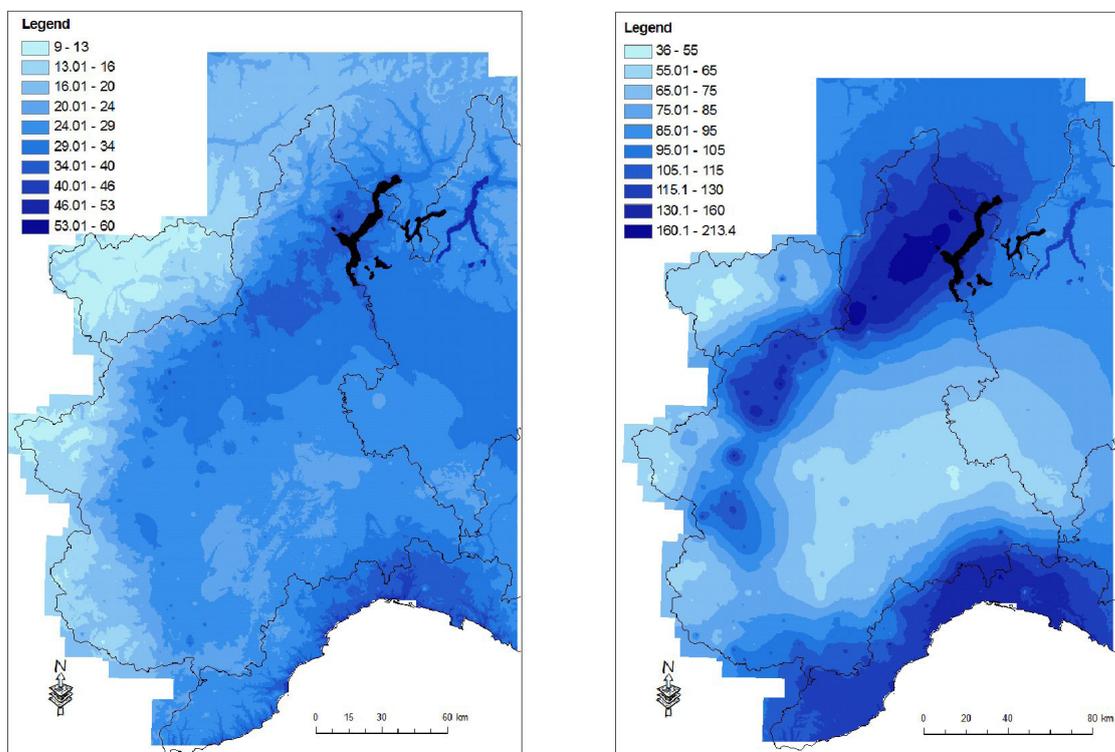


Fig. 7. Valor medio della massima precipitazione annua per durata 1 ora (sinistra) e 24 ore (destra), in millimetri.

3.3.4. Applicazione alle durate super-orarie

In generale, la stima dei parametri a e n della curva intensità-durata media nella forma (1) nel campo delle durate orarie avviene a partire dalle serie (siano esse costituite da dati effettivamente osservati o stimati con tecniche geostatistiche) dei massimi annuali di altezza di pioggia cumulata su intervalli di 1-3-6-12-24 ore. Calcolando per ogni durata la media del campione, così come fornita in **figura 7**, ed effettuando la conversione dei valori di altezza di pioggia nei corrispondenti valori di intensità, si ottengono 5 coppie di valori intensità-durata da interpolare con la legge (1), che nel piano bilogaritmico è rappresentata da una retta. La stima dei parametri con il metodo dei minimi quadrati si riduce quindi ad un problema di regressione lineare semplice in cui i valori di a e n sono immediatamente ricavabili rispettivamente dall'intercetta e dal coefficiente angolare.

Il coefficiente pluviale orario a ottenuto dai valori medi pesati di precipitazione è rappresentato in **figura 8 a sinistra**. Esso presenta un andamento decrescente rispetto alla quota e assume valori minimi e massimi rispettivamente in corrispondenza della Valle d'Aosta e della Val d'Ossola. Comportamento contrario si riscontra invece per l'esponente di invarianza di scala n , rappresentato in **figura 8 a destra**.

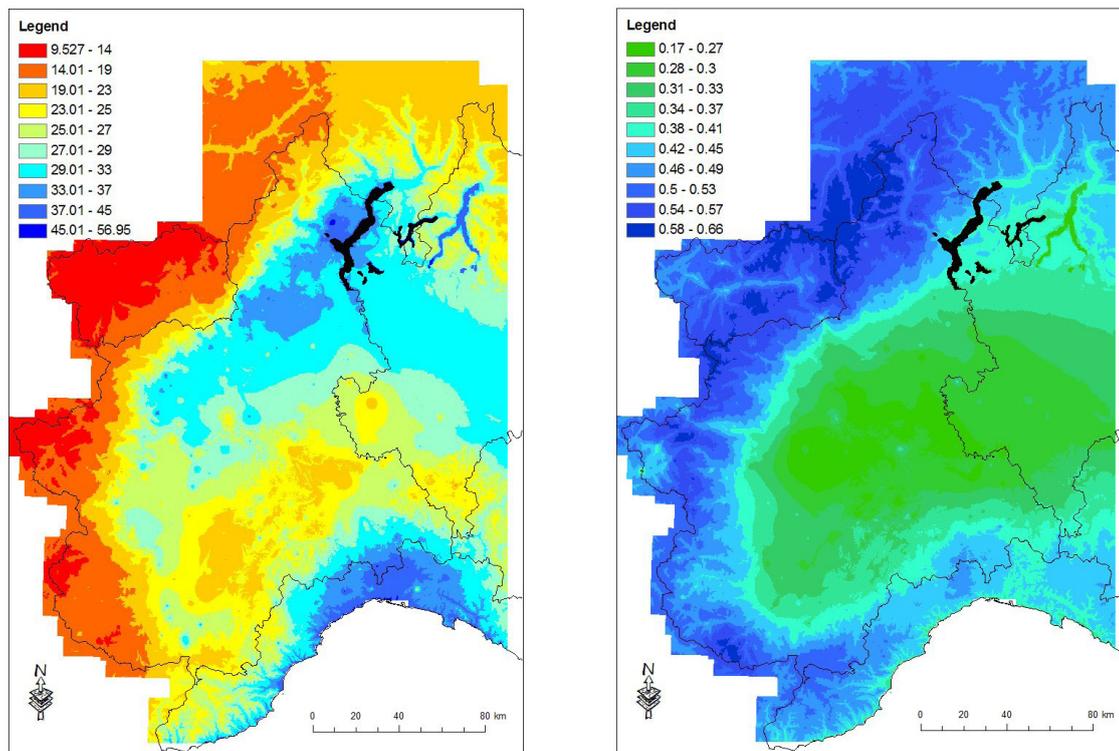


Fig. 8. Coefficiente pluviale orario a (sinistra); esponente di invarianza di scala n_k (destra).

3.3.5. Integrazione della curva di possibilità pluviometrica alle durate sub-orarie

La legge (1), caratterizzata da intensità $i_0 = i(d=0)$ infinita, ben descrive l'andamento della curva intensità-durata nell'arco temporale 1-24 ore (all'interno del quale i punti sperimentali rappresentativi della relazione tendono ad allinearsi lungo una retta sul piano bilogaritmico). La stessa può però non essere adattabile anche al range di brevi durate laddove, sempre sul piano bilogaritmico, è lecito aspettarsi a un certo punto un cambio di pendenza, con andamento dei punti sperimentali che da rettilineo tende, per $d \rightarrow 0$, a incurvarsi e diventare asintotico, con asintoto orizzontale corrispondente al valore finito dell'intensità i_0 , come mostrato in **figura 9**.

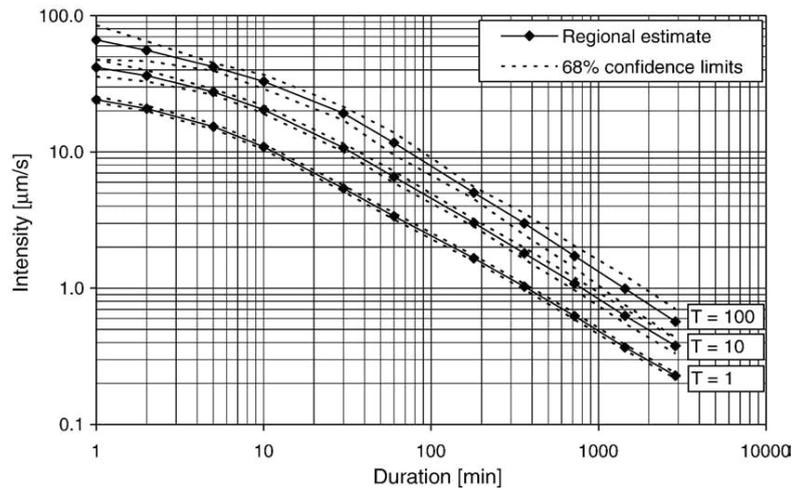


Fig. 9. Curve intensità-durata ricavate per durate 1 min - 48 h (da Madsen et al., 2009)

L'espressione (2), più flessibile della (1), è in grado di interpretare il comportamento reale della legge intensità-durata anche per durate inferiori all'ora. Riguardo a i_0 e β , è evidente l'analogia rispettivamente con i parametri a e n della (1). Il valore del parametro B determina invece il range di durate in cui la pendenza è sensibilmente variabile sul piano bilogarithmico: al crescere del valore di B , infatti, il cambio di pendenza si osserva in corrispondenza di durate sempre più brevi (e quindi anche inferiori alle risoluzioni disponibili) e la curva tende ad assumere un andamento sempre più rettilineo. Ciò è evidente anche dal punto di vista analitico: l'andamento rettilineo è infatti tipico dell'espressione (1).

Il calcolo della relazione intensità-durata media nella forma (2) è stato condotto in corrispondenza delle singole stazioni, non disponendo di serie sintetiche di massimi di precipitazione di durata inferiore all'ora derivate dall'applicazione del kriging sequenziale.

L'approccio adottato prevede di fissare come forma di riferimento della legge intensità-durata, l'espressione (2), mentre si ritiene valida per le durate orarie la legge intensità-durata media nella forma (1) con parametri già stimati sull'intero territorio regionale in seguito alle operazioni di kriging sequenziale. Per le durate sub-orarie si effettua la stima parametrica locale della legge (2), in una formulazione modificata imponendo che la funzione intensità-durata complessiva (ossia riferita a durate super- e sub-orarie) sia continua e derivabile per $d = 1$ ora:

$$i_1(1) = i_2(1) \Rightarrow i_0 \cdot (1+B)^\beta = a \quad (7)$$

$$i_1'(1) = i_2'(1) \Rightarrow i_0 \cdot \beta \cdot B \cdot (1+B)^{\beta-1} = a \cdot (n-1) \quad (8)$$

da cui derivano le seguenti relazioni:

$$i_0 = \frac{a}{(1+B)^\beta} \quad (9)$$

$$\beta = \frac{(n-1) \cdot (1+B)}{B} \quad (10)$$

che sostituite nella (2) forniscono l'espressione:

$$i(d) = a \cdot \left(\frac{1 + B \cdot d}{1 + B} \right)^{\frac{(n-1)(1+B)}{B}} \quad (11)$$

La (11) presenta un unico parametro B da stimare sulla base dei punti campionari rappresentativi delle durate sub-orarie (che nella maggior parte dei casi sono soltanto 3).

Affinchè sia soddisfatto il vincolo sul parametro β della (2): per la (10) bisogna imporre:

$$B > \frac{1-n}{n} \quad (12)$$

Poiché vale $n \in (0;1)$, imponendo la (12) risultano rispettati tutti gli altri vincoli sui parametri della (1.2): $B > 0$, $i_0 > 0$, $b < 0$.

La stima puntuale del parametro B è stata condotta per via numerica con il metodo dei minimi quadrati, minimizzando la funzione:

$$F_A = \sum_{j=1}^N [i_{oss,j} - i(d_j)]^2 \quad (13)$$

dove $i_{oss,j}$ sono i valori medi campionari di intensità di pioggia per le N durate sub-orarie d_j e $i(d_j)$ sono i corrispondenti valori calcolati con la (11). Il parametro B è stato fatto variare all'interno di un fissato intervallo (B_{min} , B_{max}), dove B_{min} è calcolato localmente con la (12), mentre B_{max} è stato fissato pari a 1000 h^{-1} . Per quanto precedentemente detto, il raggiungimento del valore massimo nella stima di B coincide con un andamento pressochè rettilineo della relazione intensità-durata a 3 parametri, che in questo caso degenera praticamente nell'extrapolazione della forma a 2 parametri.

3.3.6. Risultati e considerazioni

La procedura di stima locale dei parametri è stata applicata a 173 stazioni aventi un periodo minimo di osservazione pari a 10 anni su almeno 3 durate sub-orarie. Si procede alla stima puntuale del solo parametro B , vincolato a non assumere valori superiori a 1000 h^{-1} . Il raggiungimento di questo valore limite è indicatore di mancata convergenza durante la ricerca del minimo di F_A . La **figura 10** mostra la distribuzione dei valori del parametro B .

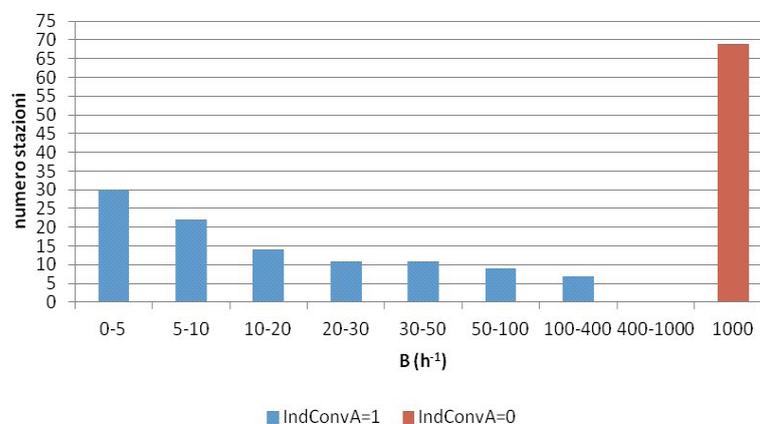


Fig. 10. Distribuzione valori del parametro B

Il parametro B, come già detto, è responsabile del tipo di andamento della curva (2) sull'intervallo di durate analizzato, ovvero localizza il cambio di pendenza della curva nel piano bilogartmico. Se all'interno del range di durate localmente considerato la disposizione dei punti sperimentali è tale da far assumere alla curva interpolante ottimale un andamento sensibilmente rettilineo, la stima del parametro B fornirà valori molto elevati.

3.3.7. Curva intensità-durata media: analisi globale

In alternativa al calcolo della relazione intensità-durata media in corrispondenza di ciascuna singola stazione, è stata condotta un'analisi globale utilizzando contemporaneamente i valori medi campionari di intensità di pioggia provenienti da tutti i siti di misura. Si ipotizza in pratica che la variabilità spaziale sia caratterizzabile tramite i coefficienti a ed n relativi alle durate super-orarie, mentre il parametro B, relativo alla variabilità sub-oraria, possa essere ritenuto costante sulla regione di interesse.

In analogia con l'approccio locale, si è ritenuta valida la (1) per le durate super-orarie e si è stimato globalmente il valore del parametro B della (2) sui dati sub-orari, imponendo che la funzione intensità-durata complessiva sia continua e derivabile per $d = 1$ ora e utilizzando quindi la forma modificata (11) della legge (2).

Data la variabilità geografica delle caratteristiche climatiche, per effettuare la stima è stato necessario ricondurre i dati sperimentali ad una forma standardizzata. A partire dalla (1) è possibile ricondursi ad una forma indipendente da parametri attraverso la trasformata

$$y(d) = \frac{\log_{10} i(d) - \log_{10} a}{1 - n} \quad (14)$$

per la quale vale una relazione analoga alla (1):

$$y(d) = -\log_{10} d \quad (15)$$

che equivale a ricondursi ad una forma standard con $\mathbf{a} = \mathbf{1}$ e $\mathbf{n} = \mathbf{0}$.

La (2) nella forma modificata (11), con la trasformata (14), nel piano $y - \log_{10} d$ diventa:

$$y(d) = -\frac{1+B}{B} \cdot \left[\log_{10} \left(1 + B \cdot 10^{\log_{10} d} \right) - \log_{10} (1+B) \right] \quad (16)$$

La (16), valida per durate $d \leq 1$ ora, ricade nel 2° quadrante nel piano $y - \log_{10} d$.

Per ognuna delle 173 stazioni selezionate è stata applicata la trasformazione (14) dai valori medi campionari di intensità di pioggia disponibili, utilizzando i valori ricavati localmente dei parametri a e n, con risultati riportati in **figura 11**, dove sono stati inoltre evidenziati per ogni durata i valori medi della trasformata y. Si nota una chiara tendenza dei punti a non discostarsi eccessivamente dall'andamento rettilineo. La minore variabilità riscontrabile per le durate più lunghe è attribuibile al fatto che le precipitazioni sono normalizzate tramite la (14) utilizzando i parametri a ed n stimati localmente sui dati relativi a durate superiori all'ora.

La stima globale del parametro B è stata condotta sugli N valori trasformati associati alle durate sub-orarie, con il metodo dei minimi quadrati per via numerica, minimizzando la funzione:

$$F = \sum_{j=1}^N [y_{oss,j} - y(d_j)]^2 \quad (17)$$

dove $y_{oss,j}$ sono le trasformate dei valori medi campionari di intensità di pioggia per le durate sub-orarie

e $y(d_j)$ sono i valori calcolati con la (16) per le corrispondenti d_j .

La stima restituisce il valore $\hat{B} = 136.5 \text{ h}^{-1}$. Tale valore corrisponde ad una minima curvatura verso il basso rispetto alla bisettrice, confermando il complessivo allineamento dei punti anche per durate sub-orarie. Tale comportamento è probabilmente da attribuirsi alla mancanza di osservazioni relative a durate molto brevi, inferiori ai 5 minuti, che sono proprio quelle che evidenziano una curvatura verso il basso in **figura 9**.

La valutazione locale della relazione intensità-durata media può quindi essere effettuata, noto il valore del parametro \hat{B} ricavato dall'analisi globale, stimando i parametri a e n della (1) sulle piogge orarie e utilizzando la forma analitica (11).

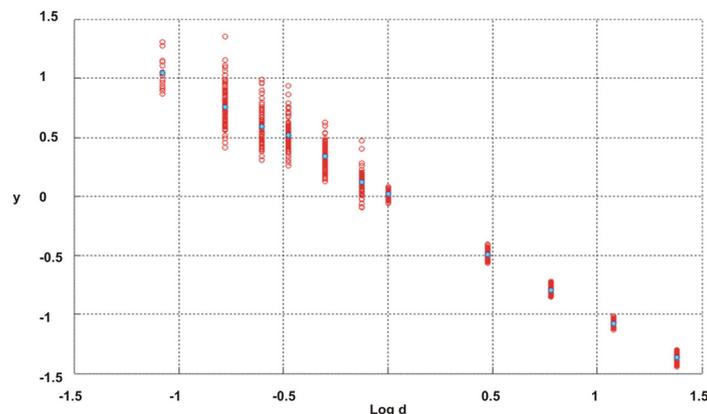


Fig. 11. Analisi globale: trasformate y dei valori medi campionari di intensità di pioggia per le stazioni selezionate

3.3.8. Stima del fattore di crescita delle precipitazioni estreme

Determinata la curva media con i metodi indicati in precedenza, si procede alla stima del fattore di crescita delle precipitazioni estreme con il tempo di ritorno. A tal fine si ipotizza innanzitutto che il fattore di crescita K_T sia indipendente dalla durata della precipitazione, ossia che possa essere impiegato come un semplice fattore moltiplicativo delle relazioni medie definite in precedenza. Per la stima di K_T si possono impiegare le informazioni disponibili in ogni sito nella regione di interesse relative alle serie ricostruite di precipitazione di durata 1-3-6-12-24 ore. La stima del K_T prevede di determinare i moment-ratios (ad esempio, il coefficiente di variazione o il coefficiente di asimmetria) o gli analoghi L-moment-ratios dalle serie disponibili, di mediare i valori ottenuti per produrre degli stimatori indipendenti dalla durata e , infine, di determinare i parametri della distribuzione prescelta in base ai valori dei descrittori statistici pocanzi ottenuti.

A titolo di esempio, qualora la distribuzione prescelta fosse la distribuzione dei valori estremi di tipo I, o distribuzione di Gumbel, si otterrebbe per il fattore di crescita la relazione

$$K_T = 1 - CV \left[0.5772 \frac{\sqrt{6}}{\pi} + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \ln \left(-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right) \right] \quad (18)$$

dove CV è il coefficiente di variazione medio (sulle 5 durate) delle precipitazioni estreme.

3.4. Conclusioni

L'analisi regionale delle precipitazioni intense in Piemonte ha prodotto una base dati omogenea nel tempo e nello spazio, finalizzata alla stima delle precipitazioni di progetto. I risultati ottenuti dalla elaborazione delle serie nelle stazioni di misura sono di seguito riassunti:

1) le intensità medie di precipitazione per durate superiori all'ora possono essere determinate utilizzando la relazione (1) con parametri a ed n stimati su una griglia a maglia quadrata di lato 250 m che copre l'intera regione (**figura 8**);

2) le intensità medie per durate inferiori all'ora possono essere determinate utilizzando la relazione (11) con coefficiente $\hat{B} = 136.5 \text{ h}^{-1}$;

3) la dipendenza delle precipitazioni dal tempo di ritorno può essere ricostruita moltiplicando le relazioni (1) o (11) per un fattore di crescita K_T . Relativamente a tale fattore, sono stati calcolati a titolo di esempio, i valori per la distribuzione di Gumbel, consentendo di procedere alla sua stima locale (ossia su ogni punto griglia) a partire dalle serie storiche ricostruite con il kriging sequenziale per durate 1-3-6-12-24 ore. Tale impostazione consente di evitare la scelta di un'unica distribuzione regionale delle precipitazioni intense, lasciando all'utente la possibilità di procedere a dettagliate analisi locali sulla appropriatezza dei vari modelli probabilistici.

Bibliografia

Capitolo 1

- Ambrosetti W., Barbanti L. & Rolla A. 2006. *Annuario dell'Osservatorio Meteorologico di Pallanza 1997-2003*. Ed. Istituto per lo Studio degli Ecosistemi, Verbania Pallanza: 1-38.
- Apadula F, Cortesi N. 2009. Studio del ruolo delle variabili meteorologiche sulla domanda elettrica. Rapporto CESI RICERCA per la Ricerca di Sistema, 08005759.
- Alpert P, Ben-Gai T. Baharad A. et al. 2002. The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values. *Geophys. Res. Lett.* vol. 29, n° 11.
- Barbanti L. 1968. *Annuario 1967 dell'Osservatorio Meteorologico di Pallanza*. Mem. Ist. Ital. Idrobiol., 23: 245-320.
- Bovo S., Pelosini R. 2007 *Il Piemonte nel cambiamento climatico*. ARPA Piemonte ISBN 978-88-7479-066-1
- Brunetti M, Buffoni L, Mangianti F, Maugeri M, Nanni T. 2004. Temperature and extreme events during the last century in Italy. *Global and planetary change* 40, 141-149.
- Brunetti M, Buffoni L, Maugeri M, Nanni T. 2000. Precipitation intensity trends in Northern Italy. *International Journal of climatology* 20, 1017-1031.
- Brunetti M, Maurizio M, Nanni T, Navarra A. 2002. Droughts and extreme events in regional daily Italian precipitation series. *International Journal of climatology* 22: 543-558. doi: 10.1002/joc.751.
- Camuffo D, Pagan E. 2005. Analisi di serie storiche di temperatura e precipitazione in località prossime agli speleo temi. *Studi Trent. Sci. Nat., Acta Geol.*, 80 (2003): 37-4.
- Capra A, LaSpada C, Porto P, Scicolone B. 2011. Trend degli afflussi e dei deflussi di bacini idrografici calabresi. *Convegno di Medio Termine dell'Associazione Italiana di Ingegneria Agraria*. Belgirate, 22-24 settembre 2011.
- Cat Berro D., Ratti M., & Lupotto E. 2004. *Il clima di Vercelli dal 1871 in Vercelli e il suo tempo*. Vercelliviva e Società Meteorologica Italiana Eds. Gallo Artigrafiche, Vercelli: 65-195 pp.
- Claps P. 2002: "Simulazione stocastica di serie idrologiche a supporto della pianificazione e gestione dei sistemi idrici". *Appunti scritti per il Corso di III livello*. Politecnico di Torino, 20-22 Novembre 2002.
- Ciampittello, M., C. Dresti & H. Saidi 2011. Indagini sul bacino imbrifero. *Caratteristiche idrologiche - Ricerche sull'evoluzione del Lago Maggiore. Aspetti limnologici*. Programma quinquennale 2008-2012. Campagna 2010. Commissione Internazionale per la protezione delle acque italo-svizzere(Ed.): 5-11.
- Coles S. 2001 "An Introduction to Statistical Modelling of Extreme Values". *Springer Series in Statistics*.
- Cortemiglia G.C. 1999. *Serie climatiche ultracentenarie*. Regione Piemonte. CSI Piemonte. 172 pp.
- Davison AC. and Smith R.L. 1990. Models for exceedances over high thresholds (with discussion). *J.R. Statist. Soc. B* 52, 393- 442.
- Haylock M. and Nicholls N. 2000. Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998. *Int. J. Climatol.*, 20, 1533-1541.
- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press. Cambridge.
- IPCC 2007. *Climate Change 2007. The Physical Science Basis*. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on climate change. Cambridge University press.
- IPCC 2012. *Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation*. Special Report of the Intergovernmental Panel on climate change. Cambridge University press.
- Karl TR, Knight RW, Plummer N, 1995. Trends in high frequency climate variability in the twentieth century. *Nature* 377, 217-220.

Karl TR, Knight RW. 1998. Secular trends of precipitation amount frequency and intensity in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society* 79: 231–241.

Leonardi R. Montefinale T. Malvestuto V. Testa O. Beltrano M.C. 2006. The automatic digitization of time series recorded on graph paper supports. WMO technical conference on instruments and methods of observation, December 4th 2006 (2006-12-04), pages 1-8, XP002477828.

Mercalli L. 2004. Meteorologia: Scienza d'avanguardia e guida per il futuro da Vercelli al clima globale, in Vercelli e il suo tempo. Vercelliviva e Società Meteorologica Italiana Eds. Gallo Artigrafiche, Vercelli: 17:64 pp.

Ntegeka, V., Willems P., 2008. "Trends and multidecadal oscillations in rainfall extremes, based on a more than 100-year time series of 10 min rainfall intensities at Uccle, Belgium", *Water Resour. Res.*, 44, W07402, doi:10.1029/2007WR006471.

Saidi H. Ciampittiello M. Dresti C. Ghiglieri G. 2012. The Climatic Characteristic of Extreme Precipitations for short-term Intervals in the Watershed of Lake Maggiore. *Theor. Appl. Climatol.* DOI 10.1007/s00704-012-0768-x.

Sneyers R. 1990. On the statistical Analysis of Series of observations. WMO, Technical Note N. 415, Geneve, 192pp.

Capitolo 2

Acquaotta F. (ined. 2012) – Analisi delle serie storiche di temperatura e precipitazione in Piemonte: peculiarità e variabilità climatica. Tesi di Dottorato in Scienza e Alta Tecnologia, indirizzo in Scienze della Terra, Università degli Studi di Torino, Scuola di Dottorato in Scienza e Alta Tecnologia, pp. 178.

Acquaotta F., Fratianni S., Cassardo C. And Cremonini R. (2009) – On the continuity and climatic variability of meteorological stations in Torino, Asti, Vercelli and Oropa. *Meteorology and Atmospheric Physics*, 103, 279-287, DOI: 10.1007/s00703-008-0333-4.

ARPA PIEMONTE - Banca Dati Meteorologica <http://www.arpa.piemonte.it/banca-dati-meteorologica>

Biancotti A., Mercalli L. (1990) -Variazioni climatiche nell'Italia nord-occidentale. Memorie della Società Geografica Italiana, volume XLVI.

Galeotti P. (1984) - Elementi di probabilità e statistica. Editrice Universitaria Levrotto & Bella Torino, pp. 359.

Gokturk O., Bozkurt D., Lutfi Sen O. and Karaca M. (2008) – Quality control and homogeneity of Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, DOI: 10.1002/hyp.6915.

Klein Tank A. M., Wijngaard J. B., Konnen G. P., Bohm R., Demaree G., Gocheva A., Mileta M., Pashiardis S., Hejkrlik L., Kern-Hansen C., Heino R., Bessemoulin P., Muller-Westermeier G., Tzanakou M., Szalai S., Palsdottir T., Fitzgerald D., Rubin S., Capaldo M., Maugeri M., Leitass A., Bukantis A., Aberfeld R., Van Engelen A. F. V., Forland E., Miletus M., Coelho F., Mares C., Razuvaev V., Nieplova E., Cegnar T., Antonio Lopez J., Dahlstrom B., Moberg A., Kirchhofer W., Ceylan A., Pachaliuk O., Alexander L. V. And Petrovic P. (2002) - Daily dataset of 20TH-century surface air temperature and precipitation series for the European climate assessment. *Int. J. Climatol.*, 22, 1441-1453.

MINISTERO DEI LAVORI PUBBLICI CONSIGLIO SUPERIORE, SERVIZIO IDROGRAFICO (1976) - Elenco delle stazioni termopluviometriche del Servizio Idrografico Italiano (situazione al 1970). Pubblicazione n. 27, Roma, Istituto Poligrafico dello Stato Libreria.

PRESIDENZA DEL CONSIGLIO DEI MINISTRI DIPARTIMENTO PER I SERVIZI TECNICI NAZIONALI – SERVIZIO IDROGRAFICO E MAREOGRAFICO NAZIONALE (1997) – Norme tecniche per la raccolta e l'elaborazione dei dati idrometeorologici. Parte I – Dati meteorologici a fini idrologici. Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.

SIMI (Servizio Idrografico e Mareografico Italiano) - Ufficio compartimentale di Parma (1990) - Bacino Idrografico del Fiume Po: Inventario delle stazioni di misura.

Venema V., Mestre O., Aguilar E., Auer I., Guijarro J. A., Domonkos P., Vertacnik G., Szentimrey T., Stepanek P., Zahradnicek P., Viarre J., Müller-Westermeier G., Lakatos M., Williams C. N., Menne M., Lindau R., Rasol

D., Rustemeier E., Kolokythas K., Marinova T., Andresen L., Acquaotta F., Fratianni S., Cheval S., Klancar M., Brunetti M., Gruber C., Prohom Duran M., Likso T., Esteban P., Brandsma T. (2012) - Benchmarking homogenization algorithms for monthly data. CLIMATE OF THE PAST (ISSN:1814-9324) , pp. 89- 115, Vol. 8.

Wijngaard J. B., Klein Tank A. M. G., Konnen G. P. (2003) - Homogeneity of 20Th century European daily Temperature And Precipitation Series. Int. J. Climatol., 23, 679-692.

Wilks D. S.(2006) – Statistical methods in the atmospheric sciences second edition. International Geophysics Series ELSEVIER, p. 627.

Capitolo 3

Aron G., Dunn C.N., Wall D.J. e White E.L., 1987, Regional rainfall intensity-duration-frequency curves for Pennsylvania. Water Resources Bull. 23(3), 479-486.

Bell F.C., 1969, Generalized rainfall-duration-frequency relationships. Journal of Hydraulic Division, A.S.C.E. 95, 311-327.

Bernard M.M., 1932, Formulas for rainfall intensities of long duration. Transactions, ASCE 96 (Paper No.1801), 592-624.

Burlando P. e Rosso R., 1996, Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation. Journal of Hydrology 187(1-2), 45-64.

Chen C.I., 1983, Rainfall intensity-duration-frequency formulas. Journal of Hydraulic Engineering 109(12), 1603-1621.

Chow V.T., 1964, Handbook of Applied Hydrology. McGraw- Hill, New York.

Chow V.T., Maidment D.R. e Mays L.W., 1988, Applied Hydrology. McGraw- Hill, New York.

Cowperrwait P.S.P., Metcalfe A.V., O'Connell P.E., Mawdsley J.A., Threlfall J.L., 1991, Stochastic generation of rainfall time-series. Found. Water Resources, Report FR0217, Swindon.

Cowperrwait P.S.P., 1994, A generalized point process model for rainfall. Proceedings of The Royal Society of London, Series A, vol. 447, no. 1929, 23-37.

Cowperrwait P.S.P., O'Connell P.E., Metcalfe A.V., Mawdsley J.A., 1996, Stochastic point process modeling of rainfall. Journal of Hydrology 175, 17-65.

Cowperrwait P.S.P., 2003, A Stochastic Rainfall Model for North Shore City. Client Report for North Shore City Council, May 2003.

Di Baldassarre G., Brath A., Montanari A., 2006, Reliability of different depth-duration-frequency equations for estimating short-duration design storms. Water Resources Research 42, W12501.

Garcia-Bartual R. e Schneider M., 2001, Estimating maximum expected short-duration rainfall intensities from extreme convective storms. Phys. Chem. Earth B 26, 675-681.

Gupta V.K., Waymire E., 1993, A statistical analysis of mesoscale rainfall as a random cascade. Journal of Applied Meteorology 32, 251-267.

Heaney J.P., Nix S.J., 1977, Storm Water Management Model: Level 1-Comparative Evaluation of Storage Treatment and Other Management Practices. EPA-600/2-77-083 (NTIS PB-265671), Environmental Protection Agency, Cincinnati, OH.

Hershfield D.M., 1961, Estimating the probable maximum precipitation. Proc. ASCE, Journal of Hydraulic Division 87(HY5), 99-106.

Koutsoyiannis D., 1994, A stochastic disaggregation method for design storm and flood synthesis. Journal of Hydrology 156(1-4), 193-225.

Koutsoyiannis D., 2006, An entropic-stochastic representation of rainfall intermittency: The origin of clustering and persistence. Water Resources Research 42(1), W01401.

- Madsen H., Arnbjerg-Nielsen K., Mikkelsen P.S., 2009, Update of regional intensity-duration-frequency curves in Denmark: Tendency towards increased storm intensities. *Atmospheric Research* 92, 343-349.
- Marani M., 2003, On the correlation structure of continuous and discrete point rainfall. *Water Resources Research* 39(5), 1128.
- McKay A.M., 1970, Precipitation. In: *Handbook on the principles of hydrology*. D.M. Gray ed., National Research Council of Canada, 2.1-2.111.
- Olsson J., 1998, Evaluation of a cascade model for temporal rainfall disaggregation. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 2, 19-30.
- Olsson J. e Berndtsson R., 1998, Temporal rainfall disaggregation based on scaling properties. *Water Sci. Technol.* 37, 73-79.
- Olsson J. e Burlando P., 2002, Reproduction of temporal scaling by a rectangular pulse rainfall model. *Hydrol. Process.* 16, 611-630.
- Onof C. e Wheater H.S., 1993, Modeling of British rainfall using a Random Parameter Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model, *Journal of Hydrology* 149, 67-95.
- Onof C., Chandler R.E., Kakou A., Northrop P., Wheater H.S. e Isham V., 2000, Rainfall modeling using poisson-cluster processes: a review of developments. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, vol. 14, no. 6, 384-411.
- Onof C. e Townend J., 2004, Modeling 5-minute rainfall extremes. *Hydrology: Science & Practice for the 21st Century*, British Hydrological Society, 377-388
- Philips, D. L., J. Dolph, e D. Marks. «A comparison of geostatistical procedures for spatial analysis of precipitation in mountainous terrain.» *Agricultural and Forest Meteorology*, 58, 1992: 119-141.
- Prudhomme, C., e D. W. Reed. «Mapping extreme rainfall in a mountainous region using geostatistical techniques: a case study in Scotland.» *International Journal of Climatology*, 19, 1999: 1337-1356.
- Rodriguez-Iturbe I., Gupta V.K. e Waymire E., 1984, Scale considerations in the modeling of temporal rainfall, *Water Resources Research* 20(11), 1611-1619.
- Rodriguez-Iturbe I., Cox D.R. e Isham V., 1987, Some models for rainfall based on stochastic point processes. *Proceedings of The Royal Society of London, Series A*, vol. 410, no. 1839, 269-288.
- Tavares L.V., 1975, Continuous Hydrological Time Series Discretization, *Journal Hydraulics Division*, Proc. ASCE, vol.101, no. HY1, 49-63.
- Veneziano D. e Furcolo P., 2002, Multifractality of rainfall scaling of intensity-duration-frequency curves. *Water Resources Research* 38(12), 1306.
- Wenzel H.G., 1982, Rainfall for urban stormwater design. Cap. 2 Urban Stormwater Hydrology. *Water Resources Monograph* 7, AGV. Washington D.F.
- Yarnell D.L., 1935, Rainfall intensity-frequency data. U.S. Dep. Agric. Misc. Publ., 204.



ISBN 978-88-7479-124-8

©2013, Arpa Piemonte
Via Pio VII, 9 – 10135 Torino – Italia
www.arpa.piemonte.it