



Progetto MassMove

RAPPORTO Terzo Stato di Avanzamento: Relazione finale

Data

15.11.2011

Numero Rapporto

Rapporto n. 3

REVISIONE NUMERO:

1_2

Numero Rapporto:

Rapporto_Punto_3

Data Prevista Consegna:

15.11.2011

Data Reale Consegna:

23.11.2011

Autore del Rapporto:

Paolo Tarolli, Marco Borga, Daniele Penna, Stefano Crema

LIVELLO DIFFUSIONE RAPPORTO – RU

PU

PUBBLICO

RUP

RISTRETTO UFFICIO + PARTNERS

RU

RISTRETTO UFFICIO

CO

CONFIDENZIALE

Coordinatore: Marco Borga, Università di Padova

INFORMAZIONI SUL DOCUMENTO

Titolo	Relazione Finale
Autore	Paolo Tarolli, Marco Borga, Daniele Penna, Stefano Crema
Co-autori	

SVILUPPO DEL DOCUMENTO

Data	Revisione	Preparata da	Ufficio	Approvata da	Note
03/08/11	1_0	Borga			Bozza relazione finale
10/09/11	1_1	Crema			Revisione Figure
15/11/11	1_2	Borga			Documento finale

INDICE

1.	Introduzione	1
2.	Mappatura della suscettibilità di frana superficiale mediante il modello QD_SLAM.....	3
2.1	Introduzione.....	3
2.1.1	Modellazione del deflusso laterale superficiale e sottosuperficiale	3
2.1.2	Integrazione con il modello di stabilità di versante.....	4
2.1.3	Formulazione scala-invariante del modello di Gumbel per l'analisi di intensità, durata e frequenza della precipitazione innescante.....	6
3.	Mappatura della suscettibilità di frana mediante i modelli SHALSTAB e SINMAP.....	7
4.	Analisi e sintesi del regime delle precipitazioni intense in Friuli Venezia Giulia	8
4.1	Metodologia di Indagine.....	9
4.2	Il modello probabilistico GEV scala invariante e stima dei parametri.....	10
4.2.1	Formulazione scala-invariante del modello di Gumbel per l'analisi di intensità, durata e frequenza della precipitazione innescante.....	10
4.2.2	Formulazione scala-invariante con la distribuzione GEV, stima dei parametri e costruzione dello stimatore regionale.....	12
4.3	Applicazione al territorio del Friuli Venezia Giulia	13
4.4	Valutazione delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica in siti privi di osservazioni pluviometriche e per generici bacini idrografici.....	16
4.5	Analisi dell'evento di precipitazione del 29 agosto 2003.....	20
4.6	Osservazioni conclusive	24
5.	Implementazione, analisi e validazione dei modelli di suscettibilità di frana ai tre bacini di studio	25
6.	Conclusioni.....	53
	Riferimenti bibliografici.....	54

1. Introduzione

I fenomeni di erosione e di trasporto solido nei bacini montani a controllo idrologico prevalentemente sottosuperficiale sono sovente fortemente influenzati dall'innescamento di processi di instabilità superficiale. Tali dissesti, che interessano generalmente i terreni sciolti della copertura eluvio-colluviale, si manifestano inizialmente come uno scivolamento di suolo e possono evolvere rapidamente dando luogo a colate detritiche incanalate entro le incisioni torrentizie di ordine inferiore.

L'azione innescante è attribuibile in genere all'elevato afflusso meteorico che si viene ad infiltrare negli strati più superficiali del suolo, non smaltibile altrettanto celermente nelle parti più profonde e meno permeabili od attraverso il substrato roccioso. Ne consegue, in funzione della conduttività idrica dei vari livelli del suolo ed in relazione all'intensità della pioggia, un processo più o meno rapido di saturazione, limitato talora ad alcuni strati superficiali o esteso all'intera coltre di terreni sciolti; si forma quindi una temporanea falda acquifera, talora sospesa, che defluisce in buona parte lungo vie parallele al versante. L'aumento delle pressioni interstiziali che si manifesta in tal modo determina una diminuzione delle forze stabilizzanti agenti sull'elemento generico di terreno appartenente al pendio. In particolari condizioni, l'aumento dello spessore della zona interessata dal moto di filtrazione può condurre all'innescamento del processo di distacco del materiale. Tali dissesti riguardano generalmente spessori modesti di terreno, per lo più compresi fra 0.5 ed 1 metro. Il materiale instabilizzato viene successivamente trasferito, almeno in parte, al reticolo idrografico ed alimenta il trasporto solido, influenzando la dinamica temporale della propagazione del sedimento lungo la rete di drenaggio e la morfologia stessa dell'alveo (Benda e Dunne, 1997).

La possibilità di identificare la maggiore o minore suscettibilità di collasso superficiale nel sistema dei versanti di un bacino idrografico rappresenta una fase essenziale nella valutazione della pericolosità di frana alle tre scale individuate nell'ambito del progetto MASSMOVE: i) regionale, ii) locale, e iii) di versante. La possibilità di definire mappe di probabilità di crisi dei pendii in cui la forzante idrologica di pendio venga derivata su base fisica a partire dall'evento di precipitazione rende possibile la valutazione della probabilità di innescamento di frane superficiali sia a partire dall'analisi del regime delle piogge intense che in funzione di scenari diversi di utilizzo del territorio (Castellani e Castelli, 1996; Borga et al., 2002a; Borga et al., 2002b; Casadei et al., 2003).

La ricerca recente ha portato allo sviluppo di modelli che descrivono i fenomeni di collasso superficiale alla luce di equazioni che esprimono una condizione di equilibrio limite statico o quasi-statico, in modo da tenere conto dell'effetto della forza media indotta sul generico elemento di pendio dal processo di infiltrazione e di filtrazione che si realizza nell'ammasso (coerente o incoerente) (Montgomery e Dietrich, 1994; Iverson, 2002; D'Odorico et al., 2002). In alcuni di questi modelli la descrizione dei processi di collasso superficiale richiede l'articolazione dello schema predittivo in due segmenti: un modello idrologico per la descrizione dei processi di filtrazione parallela al pendio, destinato a fissare l'andamento delle pressioni neutrali, ed un modello basato sulla teoria dell'equilibrio limite di un pendio infinitamente esteso per l'analisi di stabilità dei pendii in presenza di deflusso sottosuperficiale.

Uno degli schemi di calcolo più noti, corrispondenti a tale impostazione, è quello proposto da Montgomery e Dietrich (1994), posto alla base del modello conosciuto come SHALSTAB. Secondo tale approccio, le condizioni di stabilità di un versante vengono descritte tramite un semplice modello idrologico stazionario ed espresse in funzione dell'area contribuyente, della pendenza locale, dell'intensità di pioggia, e delle caratteristiche idrologiche e geomeccaniche del terreno. In ragione dell'impostazione utilizzata, la dimensione temporale dei processi non viene colta esplicitamente dalla metodologia.

Nell'ambito del progetto MASSMOVE è stato sviluppato ed affinato un modello di predizione di suscettibilità di frana superficiale basato sull'accoppiamento di moduli di simulazione del deflusso sottosuperficiale e del comportamento geomeccanico del terreno. Il modello è denominato QD_SLAM (Quasi-Dynamic Shallow Landsliding Modelling tool). Il modello è inteso essenzialmente ad individuare le modalità tramite le quali le caratteristiche topografiche e climatiche locali governano il processo di instabilità superficiale. Il modello si compone di due parti: un modello idrologico per la descrizione in condizioni di moto vario del processo di filtrazione parallelo al pendio ed un modello basato sulla teoria dell'equilibrio limite di un pendio infinitamente esteso per l'analisi di stabilità del

versante in presenza di falda. Questo approccio consente di pervenire ad una rappresentazione spaziale dei processi di instabilità superficiale in grado di integrare esplicitamente l'impronta climatica, assegnata tramite la linea segnalatrice di probabilità di pioggia, e di definire analiticamente la soglia pluviometrica di innesco dei fenomeni di franamento superficiale. Il modello consente di tener conto esplicitamente i) della coesione apparente data dalla vegetazione, e ii) dell'influenza di tratti di roccia in posto, che possono canalizzare il deflusso superficiale e incrementare la suscettibilità al franamento superficiale. Una descrizione più completa del modello è riportata di seguito. Tale metodologia si presta ad integrare la sintesi del regime pluviometrico locale, espressa tramite le linee segnalatrici di probabilità pluviometrica, nello schema di calcolo della suscettibilità al franamento. E' bene chiarire che l'obiettivo della modellazione non è la simulazione esplicita e di dettaglio della dinamica del deflusso sottosuperficiale e del conseguente carico idraulico a scala di versante, bensì l'identificazione di un indice, a base topografica-climatica, che possa essere utilizzato efficacemente quale surrogato della probabilità di innesco di frane superficiali.

Nell'ambito del progetto sono stati inoltre utilizzati altri due modelli di instabilità superficiale: SHALSTAB e SINMAP. Entrambi questi modelli utilizzano la combinazione fra una rappresentazione a moto permanente del deflusso sottosuperficiale e la simulazione del comportamento geomeccanico del suolo. Entrambi permettono di tener esplicitamente in conto dell'effetto della vegetazione. Il modello SHALSTAB è stato utilizzato in due versioni distinte: nella prima il modello offre una rappresentazione della suscettibilità di frana mediante una descrizione assai semplificata delle proprietà geomeccaniche dei suoli; nella seconda invece i suoli vengono descritti sulla base delle prove di laboratorio effettuate nell'ambito del progetto.

Le 4 diverse versioni dei modelli sono state implementate e verificate in tre diversi bacini localizzati in Friuli-Venezia Giulia: Studena, Paularo e Castelnuovo (Figura 1.1). Particolare attenzione è stata dedicata allo sviluppo di una metodologia di intercomparazione fra diversi modelli di predizione della probabilità di collasso dei versanti.

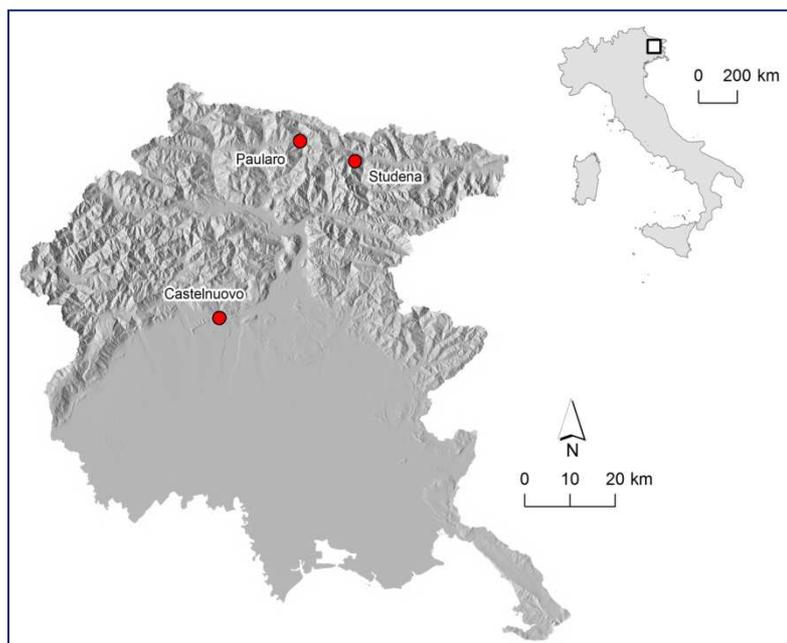


Figura 1.1: Le tre aree di studio considerate nell'ambito del progetto

2. Mappatura della suscettibilità di frana superficiale mediante il modello QD_SLAM

2.1 Introduzione

Il modello QD_SLAM è stato descritto da Borga et al. (2002a) e si basa sull'impiego di un indice di saturazione quasi dinamico per mappare la distribuzione spaziale della saturazione del suolo generata da un input di precipitazione di determinata durata. La componente idrologica del modello è basata sulla teoria cinematica di propagazione del deflusso sottosuperficiale con velocità variabile a seconda del gradiente e della porosità del substrato. Il modello permette l'introduzione, nello schema di calcolo, del regime pluviometrico locale, espresso sinteticamente dalle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica (LSPP): è possibile quindi associare un valore di probabilità di rottura a ciascun elemento topografico, assunto pari al "tempo di ritorno" della pioggia di assegnata durata ed intensità che sulla base di un "indice topografico quasi-dinamico" causa l'instabilità dell'elemento. Tarolli et al. (2006) e Tarolli et al. (2008) hanno esteso il modello quasi dinamico in modo da descrivere i processi di propagazione su porzioni a rocce affioranti seguiti da versanti rivestiti da suolo o da falda detritica, mediante l'impiego di un indice di saturazione quasi dinamico generalizzato. Il modello sviluppato da Tarolli et al. (2006) e Tarolli et al. (2008) è indicato come QD_SLAM ed è descritto sinteticamente nel seguito.

2.1.1 Modellazione del deflusso laterale superficiale e sottosuperficiale

Il campo di moto che in condizioni sature si sviluppa nell'ambito di una pendice limitata inferiormente da una barriera impermeabile parallela al pendio, per la quale sia applicabile la legge di Darcy, è stato studiato da Beven (1981), che ha identificato un criterio per valutare l'idoneità del modello cinematico ai fini della descrizione del deflusso sottosuperficiale saturo che ne risulta. Il modello cinematico (originariamente concepito per versanti di ampiezza costante) è stato recentemente esteso da Fan e Bras (1998) al caso di versanti di geometria qualsiasi.

L'equazione cinematica, generalizzata per includere gli effetti di convergenza e divergenza del tubo di flusso, è la seguente

$$Q_{ss} = K \frac{S_1}{\epsilon} \sin \theta \quad (2.1)$$

$$\frac{\partial Q_{ss}}{\partial x} + \frac{1}{\cos \theta} \frac{\partial S_1}{\partial t} = r(t) w(x) \quad (2.2)$$

dove con S_1 viene indicato il contenuto idrico nella zona satura [L^2], pari a

$$S_1(x) = w(x)h(x)\epsilon \quad (2.3)$$

dove $w(x)$ è la lunghezza del segmento di isoipsa che delimita inferiormente il tubo di flusso [L], $h(x)$ è la profondità della zona satura misurata perpendicolare al versante [L], ϵ indica la porosità, θ la pendenza superficiale locale del terreno. Nell'equazione (2.1), Q_{ss} indica la portata del deflusso sottosuperficiale [L^3T^{-1}], K la conducibilità idraulica satura [LT^{-1}], assunta uniforme con la profondità, r il flusso di ricarica alla zona satura [LT^{-1}], espresso in funzione dell'area planare unitaria ed assunto uguale al tasso di precipitazione, x è la coordinata orizzontale [L] e t è il tempo [T]. Si assume qui che il tasso di ricarica possa essere assimilato all'intensità di pioggia, ipotizzando quindi che l'afflusso meteorico non subisca perdite o ritardi nella trasformazione in contributo alla zona satura. La soluzione dell'equazione (2.2), combinata con l'equazione (2.1), tramite il metodo delle caratteristiche, porge la seguente equazione a derivate ordinarie

$$\frac{dQ_{ss}}{dx} = r(t)w(x) \quad (2.4)$$

valida lungo la linea caratteristica.

Nel caso che di deflusso superficiale, l'equazione cinematica si scrive nel modo seguente

$$Q_s = Cy \sin \theta = CS_2 \sin \theta \quad (2.5)$$

$$\frac{\partial Q_s}{\partial x} + \frac{1}{\cos \theta} \frac{\partial S_2}{\partial t} = r(t) w(x) \quad (2.6)$$

dove $y(x)$ è il tirante idraulico misurato nella direzione perpendicolare al versante [L], Q_s indica la portata del deflusso superficiale [L^3T^{-1}], S_2 il volume idrico [L^2], C la conduttanza del deflusso superficiale [LT^{-1}], e r il tasso di precipitazione [LT^{-1}]. La conduttanza C , secondo quanto osservato da Dunne and Black (1970), assume generalmente valori 300-500 volte maggiori di K .

La risoluzione tramite il metodo delle caratteristiche porge

$$\frac{dQ_s}{dx} = r(t)w(x) \quad (2.7)$$

lungo la linea caratteristica valida per il deflusso superficiale.

Le equazioni (2.4) e (2.7) possono essere risolte in modo combinato per fornire la portata di deflusso sottosuperficiale nel versante a valle delle formazioni rocciose, sulla base delle seguenti assunzioni: i) il deflusso superficiale generato sulle formazioni rocciose si infila completamente nelle falde detritiche poste a valle, formando deflusso sottosuperficiale, ii) la pioggia è costante nel tempo e nello spazio, e pari ad r , e iii) il deflusso iniziale è pari a zero. La portata $Q_{ss}(d)$, al termine della pioggia di durata d , può essere scritta come

$$Q_{ss}(d) = r A_{GQD}(d) \quad (2.8)$$

dove $A_{GQD}(d)$ [L^2] rappresenta la frazione di area contribuente (misurata lungo il piano orizzontale) che contribuisce deflusso al segmento di isoipsa al tempo $t=d$, tenendo conto delle diverse velocità del deflusso lungo gli affioramenti rocciosi e lungo il versante permeabile (e perciò indicata come area contribuente 'Generalised Quasi Dynamic', ovvero con l'acronimo GQD).

Introducendo il concetto di trasmissività T , pari a Kz [L^2T^{-1}], dove z è la profondità del suolo perpendicolare al versante [L], il valore di h è dato a

$$h(d) = \min \left[\frac{ra_{GQD}(d)z}{T \sin \theta}, z \right] \quad (2.9)$$

dove $a_{GQD}(d)$ è l'area contribuente specifica, data dal rapporto fra $A_{GQD}(d)$ e $w(x)$. L'area contribuente specifica $a_{GQD}(d)$ può includere vari tipi di substrato come le rocce o il semplice terreno. La presenza di formazioni rocciose affioranti induce, per le celle poste alla base delle formazioni, un incremento del valore di $a_{GQD}(d)$ rispetto al caso di assenza di formazioni rocciose affioranti.

2.1.2 Integrazione con il modello di stabilità di versante

Si consideri un pendio infinitamente esteso, in stato di deformazione piano, inclinato di un angolo θ rispetto all'orizzontale, con superficie di scorrimento parallela al versante a profondità z , per il quale venga considerata valida l'applicazione della teoria dell'equilibrio limite. Riprendendo la caratterizzazione della pendice utilizzata alla sezione precedente, il pendio sia costituito da un terreno coerente di caratteristiche ρ_s (peso di volume del materiale in condizioni di saturazione), e ϕ (angolo di attrito interno), e sia soggetto all'azione del peso proprio ed a quella di una corrente uniforme di profondità h che sollecita l'ammasso scorrendo sopra la superficie di contatto fra suolo e substrato. Tramite osservazioni elementari di equilibrio statico è possibile stabilire la seguente equazione di equilibrio limite (Borga et al., 2002b)

$$\frac{h}{z} = \frac{C_r + C_s}{\rho_w g z \cos \theta \tan \phi} + \frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \quad (2.10)$$

dove si è indicato con C_s [Pa] e con C_r [Pa] rispettivamente la coesione del suolo e quella, apparente, dovuta all'azione degli apparati radicali, con ρ_w il peso specifico dell'acqua e con g [$L^2 T^{-1}$] l'accelerazione di gravità. Utilizzando le equazioni (2.9) in (2.10), è possibile esprimere la condizione di instabilità tramite la seguente disuguaglianza,

$$a_{GQD}(d) \geq \frac{T}{r(d)} \operatorname{sen} \theta \left[\frac{C_r + C_s}{\rho_w g z \cos \theta \tan \phi} + \frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \right] \quad (2.11)$$

oppure

$$r(d) \geq \frac{T}{a_{GQD}(d)} \operatorname{sen} \theta \left[\frac{C_r + C_s}{\rho_w g z \cos \theta \tan \phi} + \frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \right] \quad (2.12)$$

Come in Montgomery e Dietrich (1994), anche nel caso in esame è possibile definire situazioni limiti di stabilità incondizionata (pendio stabile anche in situazioni di completa saturazione) e di instabilità incondizionata (pendio instabile anche in condizioni secche). Gli elementi topografici che non ricadono in tali categorie sono nel seguito individuati come potenzialmente instabili. Per tali elementi, la condizione di instabilità può essere attinta, a parità di tasso di pioggia, aumentando la durata della stessa, e quindi incrementando l'area contribuente (secondo l'equazione 2.11) oppure, a parità di area contribuente, aumentando il tasso di pioggia (secondo l'equazione 2.12). E' pertanto possibile definire per ciascuna durata di pioggia e per ciascun elemento topografico potenzialmente instabile, utilizzando l'equazione (2.12), il tasso di pioggia minimo richiesto per attingere la situazione di instabilità.

Nelle Figure 2.1 e 2.2 sotto riportate viene mostrato un esempio di applicazione dell'equazione 2.12 riguardante l'area di studio del bacino di Studena (Friuli Venezia Giulia), che rappresenta una delle tre aree di studio oggetto di questo progetto. La simulazione riportata nelle figure fa riferimento rispettivamente ad un evento di durata pari a 6 e 24 ore. Si può notare il progressivo decremento di mm di pioggia critica richiesti per l'innesco di frane con l'aumento della durata dell'evento.

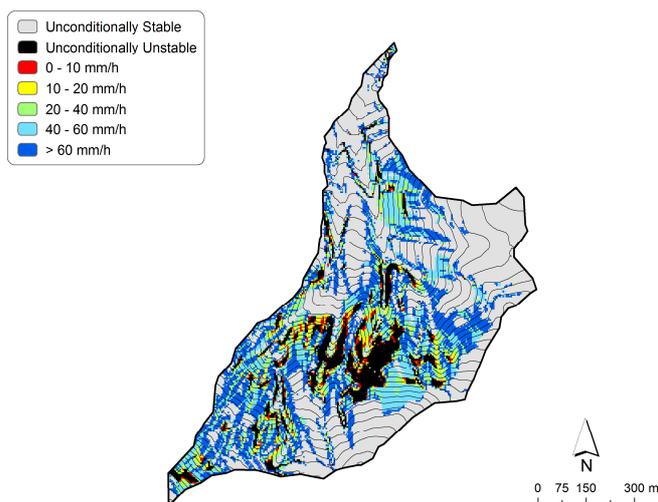


Figura 2.1. Esempio di mappatura dell'intensità di pioggia critica richiesta per l'innesco di frana (modello GD_SLAM, durata di pioggia pari a 6 ore).

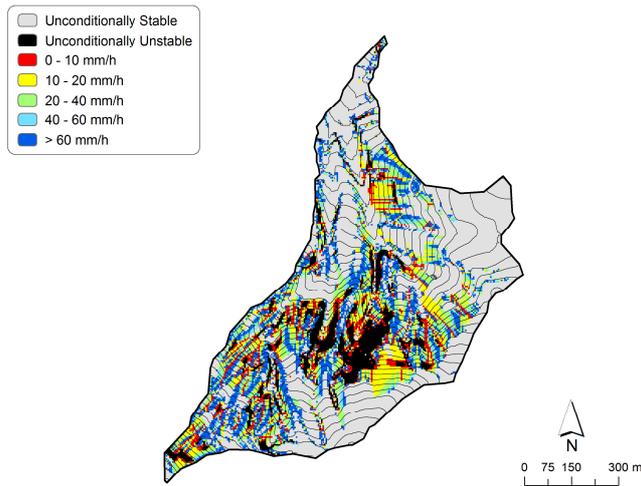


Figura 2.2. Esempio di mappatura dell'intensità di pioggia critica richiesta per l'innescò di frana (modello GD_SLAM, durata di pioggia pari a 24 ore).

2.1.3 Formulazione scala-invariante del modello di Gumbel per l'analisi di intensità, durata e frequenza della precipitazione innescante

Tarolli et al. (2006) e Tarolli et al. (2008) hanno evidenziato la possibilità di inserire la trattazione scala-invariante di Gumbel nell'eq. (2.12). Il modello così ottenuto è in grado di sintetizzare in modo parsimonioso l'impronta climatica e quella topografica sul controllo idrologico delle frane superficiali.

La formulazione scala-invariante con il modello di Gumbel si scrive nel modo seguente:

$$r_F(d) = A_1 \cdot \left[1 - CV \cdot \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot (\varepsilon + y_{Tr}) \right] \cdot d^{m-1} \quad (2.13)$$

dove

$$y_{Tr} = \ln \left(\ln \left(\frac{T_r}{T_r - 1} \right) \right) \quad (2.14)$$

dove i valori dei parametri n , CV ed A_1 vengono stimati come segue sulla base dei dati delle altezze di pioggia massime annuali di durata compresa nel intervallo in cui viene verificata l'ipotesi di invarianza di scala.

I valori dei parametri n ed a_1 vengono stimati tramite regressione dei logaritmi delle medie campionarie delle altezze di pioggia massime annuali relative alle diverse durate rispetto ai logaritmi delle corrispondenti durate. Il valore del coefficiente di variazione globale V viene calcolato come media dei quadrati dei coefficienti di variazione calcolati per i massimi annuali relativi alle durate comprese nell'intervallo in cui viene verificata l'ipotesi di invarianza di stima.

Il modello scala invariante ottenuto sulla base della distribuzione di Gumbel verrà utilizzato in questo lavoro per l'analisi delle piogge di durata compresa fra 1 e 24 ore.

La combinazione delle equazioni (2.12) e (2.13) porta alla determinazione del valore critico per x_F ,

$$x_{F,cr} = \frac{T \sin \theta}{a_{GQD} (d_{cr})} \frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \frac{d_{cr}^{1-m}}{A_1} \quad (2.15)$$

Pertanto, la durata critica d_{cr} è la durata di pioggia che minimizza il valore di x_F in accordo con l'Eq. (2.14). Il calcolo di $x_{F,cr}$, consente di determinare il valore della variabile ridotta di Gumbel secondo la relazione seguente:

$$y_{Tr} = \frac{\pi}{\sqrt{6}} \cdot \frac{1}{CV} \cdot (1 - x_{F,cr}) - \varepsilon \quad (2.16)$$

che permette il rapido calcolo del tempo di ritorno della precipitazione più frequente in grado di innescare il collasso superficiale.

3. Mappatura della suscettibilità di frana mediante i modelli SHALSTAB e SINMAP

Il modello SHALSTAB si compone, come QD_SLAM, di due parti: un modello idrologico per la descrizione del processo di filtrazione parallelo al pendio ed un modello basato sulla teoria dell'equilibrio limite di un pendio infinitamente esteso per l'analisi di stabilità dei pendii in presenza di falda. A differenza di QD_SLAM, la descrizione del moto di filtrazione parallelo al pendio viene effettuata assumendo condizioni di moto permanente. Utilizzando tale assunzione, la condizione di instabilità si scrive nel modo seguente (per suoli non coesivi):

$$r(d) \geq \frac{T}{a} \operatorname{sen} \theta \left[\frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \right] \quad (3.1)$$

dove a rappresenta l'area drenata dal punto di indagine. Nel caso invece di terreni coesivi, la condizione si scrive nel modo seguente:

$$r(d) \geq \frac{T}{a_{GQD}(d)} \operatorname{sen} \theta \left[\frac{C_r + C_s}{\rho_w g z \cos \theta \tan \phi} + \frac{\rho_s}{\rho_w} \left(1 - \frac{\tan \theta}{\tan \phi} \right) \right] \quad (3.2)$$

I simboli utilizzati nelle Eq. (3.1) e (3.2) hanno evidentemente lo stesso significato di quelli utilizzati per la descrizione del modello QD_SLAM.

Il modello di stabilità SINMAP è basato sui medesimi assunti concettuali del modello di stabilità di un pendio infinitamente esteso adottato da SHALSTAB. Vi sono tuttavia alcune significative differenze che sono essenzialmente dovute alle modalità di calcolo della condizione di criticità, che consente di includere, tramite il metodo delle distribuzioni derivate, l'incertezza nella caratterizzazione dei parametri geomeccanici e della trasmissività. Una descrizione completa di SHALSTAB e SINMAP è riportata nell'Allegato della Relazione tecnica 2010, a cui si rimanda per eventuali approfondimenti.

Nel seguito, in ragione della completa sovrapponibilità del meccanismo fisico di descrizione dei processi utilizzato in SINMAP e SHALSTAB, vengono riportati i risultati solo per quest'ultimo modello.

4. Analisi e sintesi del regime delle precipitazioni intense in Friuli Venezia Giulia

L'analisi di frequenza delle precipitazioni, da sempre oggetto di intensa ricerca e attenzione da parte della comunità scientifica, negli ultimi anni sembra avere conquistato nuovi spazi di approfondimento, anche alla luce di progressi effettuati nella messa a punto di strumenti di analisi di natura statistica (Burlando e Rosso, 1996; Coles, 2001; Katz et al., 2002). In particolare, i metodi di analisi regionale hanno consentito la pratica utilizzazione di distribuzioni di probabilità con più di due parametri, in grado di interpretare la forte asimmetria, sovente osservata, della distribuzione di frequenza delle precipitazioni (Koutsoyiannis, 2004). Nel contempo, tecniche sempre più raffinate sono state proposte ed applicate per la stima dei parametri e la valutazione della loro variabilità spaziale e campionaria.

L'analisi statistica delle piogge intense è spesso sintetizzata da una relazione che descrive, per un assegnato valore di probabilità di superamento (ovvero tempo di ritorno T), la crescita dell'altezza di pioggia temibile $h_T(d)$ al crescere della durata d . Nella pratica progettuale italiana viene utilizzata generalmente la seguente relazione

$$h_T(d) = a_T d^{n_T} \quad (3.1)$$

in cui la costante a_T e l'esponente di scala n_T dipendono dal tempo di ritorno T . Tale relazione prende il nome di linea segnalatrice di probabilità pluviometrica (LSPP).

Scopo della presente indagine è quello di pervenire, tramite l'analisi statistica dei valori massimi annuali di precipitazione di diversa durata, alla valutazione su base regionale delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica per il territorio della Friuli Venezia Giulia. La valutazione delle linee segnalatrici in siti privi di osservazioni pluviometriche richiede l'estrapolazione spaziale dei risultati ottenuti tramite le elaborazioni statistiche dei dati di pioggia massima annuale per le diverse durate di interesse, relativi alle registrazioni di ogni stazione pluviografica della rete di rilevamento dotata di dati sufficienti. L'impiego del tradizionale metodo dei quantili regolarizzati richiede la stima, per ogni generico punto di coordinate \mathbf{u} della regione esaminata, dei valori del coefficiente pluviometrico $a_T(\mathbf{u})$ e dell'esponente $n_T(\mathbf{u})$ della corrispondente espressione di potenza, variabili con il tempo di ritorno T , a partire da quelli stimati nelle stazioni limitrofe. In tal senso, il metodo dei quantili regolarizzati non si presta ad una razionale soluzione del problema di estrapolazione, poiché obbliga a risolvere il problema di stima di $a_T(\mathbf{u})$ e di $n_T(\mathbf{u})$ per ogni valore di T di interesse. Inoltre, operando separatamente tale estrapolazione per ciascun tempo di ritorno, può accadere di incorrere in soluzioni inconsistenti del problema, nelle quali, p. es., le linee segnalatrici corrispondenti a due generici tempi di ritorno possono intersecarsi. Tenendo conto di questo fatto, si è ritenuto opportuno applicare, per il problema di stima regionale delle linee segnalatrici, metodologie di stima fondate sulla cosiddetta proprietà dell'invarianza di scala, rispetto alla durata, per i momenti di primo e secondo ordine rispetto all'origine delle altezze di precipitazione (Burlando e Rosso, 1991, 1996; Ranzi et al., 1999). Queste metodologie consentono di risolvere, allorché la proprietà di invarianza di scala sia verificata, il problema di stima delle linee segnalatrici in punti privi di osservazioni pluviometriche mediante estrapolazione di un numero limitato di parametri, legati alle statistiche delle precipitazioni osservate nei punti di misura. La metodologia di stima risulta quindi statisticamente più robusta, per questo scopo, rispetto a quella basata sul metodo dei quantili regolarizzati.

Il modello scala-invariante, descritto alla Sezione 2, è stato utilizzato nell'ambito del presente lavoro per le durate comprese fra 1 e 24 ore. Tale modello è stato sviluppato sulla base della distribuzione GEV (*Generalized Extreme Value*, Jenkinson, 1955); la Sezione 3 descrive questa distribuzione e la valutazione del suo adattamento al campione di osservazioni disponibili. Le metodologie geostatistiche utilizzate per la stima regionale delle LSPP sono descritte nella Sezione 4, che riporta i risultati conseguiti in termini di mappatura della variabilità spaziale dei parametri delle linee segnalatrici. L'applicazione della metodologia all'evento del 29 agosto 2003 è illustrata a fine capitolo.

4.1 Metodologia di Indagine

Recenti indagini relative al processo di precipitazione (Burlando e Rosso, 1991, 1996; Ranzi et al., 1999; Menabde et al., 1999; Veneziano e Furcolo, 2002; Borga et al., 2005) hanno ipotizzato la validità della seguente eguaglianza in probabilità

$$Z_{\lambda d}(t) = \lambda^n Z_d(t) \quad (3.2)$$

dove $Z(t)$ rappresenta il processo integrale

$$Z_d(t) = \int_{t-d/2}^{t+d/2} X(\zeta) d\zeta \quad (3.3)$$

$X(t)$ rappresenta l'intensità di pioggia all'istante t , il simbolo \int indica l'eguaglianza in distribuzione di probabilità, λ indica un fattore di scala ed n un esponente caratteristico del sito esaminato. Questa relazione, detta di invarianza di scala del processo, indica che la distribuzione di probabilità del processo integrato è invariante rispetto alla scala utilizzata per integrare il processo $X(t)$. La (3.2), applicata all'analisi delle piogge intense, può essere espressa, in altra forma, come

$$\frac{h_T(\lambda d)}{h_T(d)} = \lambda^n \quad (3.4)$$

La relazione indica che il rapporto fra due quantili T -ennali di precipitazione, relativi a due diverse durate, è pari alla potenza n -esima del fattore di scala. Questa relazione, meno restrittiva della (3.2) implica l'invarianza di scala per il momento, calcolato rispetto all'origine, d'ordine qualsiasi delle variabili, ossia

$$E[H_{\lambda d}^l] = \lambda^{l \cdot n} E[H_d^l] \quad (3.5)$$

dove l rappresenta l'ordine del momento ed H_d rappresenta il processo dei massimi annuali di durata d . Pertanto, quando sia verificata la (3.5), media e varianza dei massimi annuali per piogge di diversa durata vengono a riscalarsi rispettivamente secondo i fattori λ^n e λ^{2n} .

Conseguenza importante di questa proprietà è l'invarianza del coefficiente di variazione V rispetto alla durata; infatti, se consideriamo un intervallo di durate entro il quale la precipitazione è scala invariante nel tempo, si ha

$$V[H_d] = \sqrt{\frac{\text{var}[H_d]}{E^2[H_d]}} = \sqrt{\frac{d^{2n} \text{var}[H_d]}{d^{2n} E^2[H_d]}} = \sqrt{\frac{\text{var}[H_1]}{E^2[H_1]}} = V[H_1] = \text{const} \quad (3.6)$$

Più in generale, si può verificare che, sotto quest'ipotesi, anche il coefficiente di asimmetria e quello di appiattimento sono indipendenti dalla durata.

La relazione (3.5) può essere riscritta nel modo seguente

$$h_T(d) = h_T(1) \left(\frac{d}{1} \right)^n = h_T(1) d^n \quad (3.7)$$

dove $h_T(1)$ indica il quantile T -ennale dell'altezza di pioggia per la durata di riferimento (per esempio oraria). La relazione (3.7) può dunque rappresentare la linea segnalatrice corrispondente al tempo di ritorno T , espressa come legge di potenza il cui esponente risulta invariante con la durata.

4.2 Il modello probabilistico GEV scala invariante e stima dei parametri

Il modello probabilistico *GEV* (Jenkinson, 1955) riassume in un'unica espressione le tre leggi asintotiche dei valori estremi (*EV1*, *EV2* ed *EV3*).

La sua funzione di probabilità cumulata ha la seguente espressione

$$P(x) = \exp\left\{-\left[1 - \frac{k(x - \xi)}{\alpha}\right]^{1/k}\right\} \quad \text{per } k \neq 0 \quad (3.8)$$

dove ξ è un parametro di posizione, α un parametro di scala e k un parametro di forma. Per $k = 0$ si ottiene la distribuzione asintotica del massimo valore del I tipo (*EV I*) nota anche come legge di Gumbel, mentre rispettivamente per $k < 0$ e $k > 0$ si ottengono una *EV II* (Fréchet) ed una *EV III* (Weibull) e la distribuzione risulta rispettivamente limitata superiormente o inferiormente da $\xi + \alpha/k$. Per $k < 0$, in ragione del fatto che la distribuzione di densità di probabilità decade ad un tasso molto basso, i momenti della *GEV* sono di valore infinito per ordini maggiori di $1/k$.

La distribuzione *GEV* può anche essere derivata come distribuzione poissoniana dei massimi annuali di una distribuzione Pareto generalizzata dei picchi oltre una soglia. In questa veste, premesso che l'espressione generale della distribuzione del massimo di un processo con occorrenze poissoniane è data da

$$P(x) = \exp\{-\Lambda_q [1 - G(x)]\} \quad (3.9)$$

nella quale Λ_q è il tasso della distribuzione di Poisson e $G(x)$ è la distribuzione delle intensità del processo di base, assumendo per quest'ultima la seguente legge di tipo Pareto

$$G(x) = 1 - \left\{1 - k \left[\frac{(x - x_0)}{a}\right]^{1/k}\right\} \quad (3.10)$$

la (3.10) conduce alla espressione (3.8) della *GEV*, nella quale il parametro k ha il medesimo significato, mentre i parametri a ed x_0 sono legati agli altri due parametri della *GEV* mediante le relazioni

$$\xi = x_0 + \frac{a(1 - \Lambda_q^{-k})}{k}; \quad \alpha = a\Lambda_q^{-k} \quad (3.11)$$

Quando la *GEV* viene utilizzata nel contesto di procedure di regionalizzazione, il valore medio μ di X rappresenta la grandezza indice. La curva di crescita della variabile $X' = X/\mu$ è formalmente identica all'equazione (3.8), con parametri $\xi' = \xi/\mu$, $\alpha' = \alpha/\mu$ e $k' = k$. I coefficienti di asimmetria e di variazione delle due variabili X e X' coincidono tra loro.

Il quantile T -ennale può essere calcolato tramite questa distribuzione nel modo seguente

$$x_T = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{1 - \left[\ln\left(\frac{T}{T-1}\right)\right]^k\right\} \quad (3.12)$$

4.2.1 Formulazione scala-invariante del modello di Gumbel per l'analisi di intensità, durata e frequenza della precipitazione innescante

La stima dei parametri della distribuzione teorica a partire dal campione rappresenta un momento cruciale del procedimento di inferenza statistica. Nel presente lavoro, i parametri sono stati determinati tramite il metodo dei momenti lineari (*L-moments*), caratterizzato da interessanti proprietà di efficienza statistica (soprattutto nel caso di campioni caratterizzati da un certo grado di asimmetria) sia rispetto al metodo dei momenti convenzionali che al metodo della massima verosimiglianza (Hosking e Wallis, 1997).

I momenti lineari, che rappresentano uno sviluppo della teoria dei momenti pesati in probabilità (*Probability Weighted Moments*, Greenwood et al., 1979), sono quantità analoghe ai momenti convenzionali ma sono stimati, contrariamente a questi ultimi, come funzioni lineari dei dati (la lettera *L* che caratterizza i diversi momenti sottolinea infatti la proprietà di linearità). Come il metodo dei momenti convenzionali si basa sul calcolo di quantità quali il coefficiente di variazione *CV*, il coefficiente di asimmetria (o *skewness*) *CS* ed il coefficiente di appiattimento (o *kurtosi*), così il metodo dei momenti lineari richiede il calcolo dei rapporti di momenti lineari come *L-CV*, *L-skewness* ed *L-kurtosi*.

Un importante vantaggio dei momenti lineari deriva dal loro calcolo come funzione lineare dei dati. Come tali, essi risentono in misura inferiore della variabilità campionaria e della distorsione, determinata dalla elevazione a potenza dei dati, che caratterizza negativamente i momenti convenzionali. E' ben noto, infatti, che stime di *CV* e *CS* basate su campioni di limitata numerosità (inferiori a 100 elementi) soffrono di significativa distorsione e variabilità campionaria (Fisher, 1929; Hazen, 1930; Wallis et al., 1974; Klemes, 2000). Wallis et al. (1974) hanno mostrato come le proprietà campionarie (distorsione e varianza) degli stimatori convenzionali dei momenti statistici dipendano dal tipo di distribuzione di probabilità cui appartiene il campione. Per questo motivo, le metodologie introdotte per limitare l'influenza della distorsione su tali stime sono generalmente coronate da limitato successo. I momenti lineari introdotti a Hosking (1990) sono, per contro, quasi indistorti per tutte le distribuzioni ed anche per basse numerosità campionarie. I momenti lineari sono descritti in letteratura, fra gli altri, da Hosking (1990), Stedinger et al. (1993), Wallis (1989), Vogel e Fennessey (1993) e Wang (1996).

I primi quattro momenti lineari sono definiti nel modo seguente

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= E[X_{1:1}] \\ \lambda_2 &= \frac{1}{2} E[X_{2:2} - X_{1:2}] \\ \lambda_3 &= \frac{1}{3} E[X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}] \\ \lambda_4 &= \frac{1}{4} E[X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}]\end{aligned}\tag{3.13}$$

ed hanno dimensioni equivalenti a quella della variabile considerata (in questo caso, quindi, mm h^{-1}).

I rapporti dei momenti lineari sono definiti come segue

$$\tau_2 = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}; \quad \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2}; \quad \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_3}\tag{3.14}$$

e sono adimensionali. Per analogia con i momenti convenzionali, i rapporti τ_2 , τ_3 , e τ_4 sono indicati nel seguito come *L-CV*, *L-skewness* ed *L-kurtosi*.

Nella (3.13), $X_{j:m}$ indica la variabile posta in posizione *j* in un campione di dimensione *m* ordinato in senso crescente ed $E[\]$ indica l'operatore valore atteso. Il calcolo dei momenti lineari è tradizionalmente effettuato utilizzando i momenti pesati in probabilità. E' possibile, tuttavia, fondare la stima dei momenti lineari direttamente sulla loro definizione, secondo la procedura descritta da Wang (1996). Utilizzando quest'ultima opzione, e prendendo il caso di λ_2 come esempio, il momento viene calcolato (i) selezionando tutte le possibili coppie di valori del campione, (ii) calcolando per ciascuna coppia la differenza come indicato in (3.13), (iii) calcolando la media di tutte le differenze così ottenute, ed infine (iv) dividendo il risultato per due. Generalmente λ_2 assume valori che sono

all'incirca la metà dei valori della deviazione standard del campione. Il momento lineare di primo ordine è invece equivalente alla media del campione. Si nota che i rapporti dei momenti lineari possono assumere valori compresi in un intervallo limitato, essendo $|\tau_r| < 1$ per $r=3,4$ e $0 < \tau_2 < 1$ per campioni costituiti da elementi di valore positivo.

I momenti lineari possono essere utilizzati per costruire i diagrammi dei rapporti dei momenti, in modo analogo a quanto è possibile fare utilizzando i rapporti dei momenti convenzionali (Cunnane, 1988). Tali diagrammi vengono costruiti rappresentando la relazione fra τ_2 e τ_3 e quella fra τ_3 e τ_4 , e come tali possono descrivere graficamente le proprietà delle diverse distribuzioni di probabilità. In particolare il diagramma (τ_2, τ_3) viene utilizzato per scegliere fra modelli probabilistici a due parametri e quello (τ_3, τ_4) fra modelli a tre parametri (Stedinger et al., 1993: p. 18.27). In quest'ultimo diagramma le distribuzioni di probabilità possono essere rappresentate graficamente da un punto (per il caso di distribuzioni a due parametri; per es.: distribuzione di Gumbel), da una linea (per il caso di distribuzioni a tre parametri; per es.: lognormale a tre parametri e *GEV*) oppure da porzioni di piano limitate da curve (per il caso di distribuzioni a quattro parametri, per es.: *TCEV* e *Wakeby*). Lo stesso diagramma può ospitare le stime relative ad una o più serie di dati, e può pertanto essere utilizzato al fine di individuare quale distribuzione, o quale gruppo di distribuzioni di probabilità, fornisce una soddisfacente approssimazione per l'insieme di campioni a disposizione.

Le relazioni teoriche fra τ_3 e τ_4 , valide per le diverse distribuzioni di probabilità, sono state sviluppate da Hosking (1991); una sintesi di tale lavoro è riportata da Stedinger et al. (1993).

4.2.2 Formulazione scala-invariante con la distribuzione *GEV*, stima dei parametri e costruzione dello stimatore regionale

La formulazione scala-invariante con il modello *GEV* si scrive nel modo seguente:

$$h_T(d) = a_1 \left\{ \zeta + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\ln \frac{T}{T-1} \right)^k \right] \right\} d^n \quad (3.15)$$

dove n rappresenta il coefficiente di scala, a_1 , coefficiente pluviometrico orario [mm/oreⁿ], la media dei massimi annuali di durata unitaria, ed i parametri ζ , α e k sono determinati a partire dai valori normalizzati delle precipitazioni massime annuali. Si ammette pertanto che i parametri *L-CV* ed *L-skewness* possano essere considerati costanti con la durata di pioggia, e stimati a partire da tutte i dati disponibili per le diverse durate. La procedura di stima dei parametri, basata sull'impiego dei momenti lineari, è la seguente:

$$\begin{aligned} k &= 7.8590c + 2.955c^2 \\ \alpha &= \frac{k\tau_2}{\Gamma(1+k)(1-2^{-k})} \\ \zeta &= 1 + \frac{\alpha}{k[\Gamma(1+k)-1]} \end{aligned} \quad (3.16)$$

dove

$$c = \frac{2}{\tau_3 + 3} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)}$$

L'implementazione del modello *GEV* richiede pertanto la determinazione delle statistiche di secondo e terzo ordine (*L-CV* ed *L-skewness*). Come già menzionato alla Sezione 3.1, la variabilità campionaria di una statistica, anche quando espressa in termini di momenti lineari, aumenta all'aumentare dell'ordine, e per il coefficiente di asimmetria (*L-skewness*) tale variabilità è così elevata da rendere

scarsamente significativa un'analisi effettuata solo su singole serie storiche. Il problema di incertezza campionaria viene generalmente affrontato utilizzando un approccio regionale, con schemi gerarchicamente articolati, come quelli della piena indice (Dalrymple, 1960) o quelli proposti per la regionalizzazione della distribuzione TCEV (Fiorentino et al., 1985). Con il primo schema si suppone che tutte le statistiche a partire dal secondo ordine (coefficiente di variazione) possano supporre costanti sulla regione di studio, e che solo il valore medio possa essere assunto spazialmente variabile. Con il secondo tipo di procedura, si avanza l'ipotesi che il coefficiente di asimmetria teorico sia costante in una regione molto ampia e che quello di variazione possa essere assunto costante su zone più limitate. E' opportuno notare che la giustificazione per la struttura di questi schemi è essenzialmente di ordine operativo. Infatti, è da supporre che se esiste una reale variabilità spaziale per il coefficiente di variazione, questa si trasmetta anche alle statistiche di ordine più elevato (Hosking e Wallis, 1997, p. 149). La giustificazione per ammettere regioni omogenee gradualmente più ampie all'aumentare dell'ordine della statistica dipende pertanto dall'accuratezza con la quale tali statistiche possono essere stimate; essa richiede, per essere mantenuta entro livelli accettabili, una numerosità campionaria via via crescente.

Nel seguito, sulla base dei risultati ottenuti tramite l'applicazione di alcuni test statistici, si è optato per descrivere la variabilità spaziale del parametro $L-CV$ mediante procedure di interpolazione regionale. E' stata notata anche l'esigenza di render conto della variabilità del parametro $L_skewness$, utilizzando per la sua stima un criterio di sotto-regionalizzazione.

I valori dei parametri n ed a_l sono stati infine stimati tramite regressione dei logaritmi delle medie campionarie delle altezze di pioggia massime annuali relative alle diverse durate rispetto ai logaritmi delle corrispondenti durate.

4.3 Applicazione al territorio del Friuli Venezia Giulia

Dal punto di vista generale dell'idrologia, il Friuli Venezia Giulia (Figura 3.1) può essere suddiviso in tre fasce (Mosetti, 1983; Stefanini et al., 1979), i cui caratteri possono essere brevemente delineati come segue.

La bassa pianura, che va dalla costa sino alla base delle colline friulane, generata dall'alternanza di sedimenti fluviali, lagunari e marini, che verso la sua estremità distale sfuma nelle aree lagunari. E' la zona meno piovosa della regione: i totali annui raggiungono mediamente i 1000-1500 millimetri, con un incremento dalla costa verso la pianura interna.

La zona prealpina, che comprende la Carnia orientale, la val di Resia, la zona di Tolmezzo, e l'alto bacino del Torre. E' la zona a maggiore piovosità: dai 2000 millimetri di Gemona del Friuli e Tolmezzo ai 2800 millimetri di alcune parti della Val di Resia, con valori estremi per la stazione di Musi (3313 mm) ed Ucea (3186 mm). L'apporto idrico ha un massimo nella zona centrale, in corrispondenza dei crinali prealpini, e tende a diminuire procedendo sia verso sud che verso nord.

La zona alpina, compresa tra l'estremità nord-orientale del bacino del Tagliamento ed il passo Mauria, comprendente tutto il settore friulano del confine italo-austriaco. E' una zona caratterizzata da precipitazioni elevate, anche se inferiori a quelle della fascia prealpina, e con andamento decrescente verso Nord e verso Ovest: si va dai 2000 mm della zona meridionale ai 1500 mm del passo Mauria.

Da un punto di vista meteorologico, l'organizzazione spaziale delle piogge medie annue è essenzialmente controllata dai processi di *stau*; a causa di tale fenomeno, le prealpi, che sono le prime montagne che sbarrano il passo alle masse d'aria umide meridionali, ricevono le quantità più elevate di pioggia e neve. A seconda dei casi, risultano più favorite le prealpi Carniche o le Giulie. Man mano che ci si allontana dalle prealpi, le precipitazioni diminuiscono: nelle Alpi, perchè sono riparate dalle prealpi; sulla pianura, perchè l'effetto *stau* si fa via via meno intenso (Micheletti e Salvador, 2002). La distribuzione annua registra un massimo nei mesi da maggio a giugno, con un altro massimo, meno pronunciato, in ottobre e novembre.

Per gli scopi dell'analisi sono stati considerati tutti i dati disponibili dopo il 1920; per alcune stazioni sono stati posti a disposizione anche i dati relativi all'anno 2003. Sono stati analizzati complessivamente i dati relativi a 62 stazioni pluviografiche, caratterizzate da numerosità campionaria

pari ad almeno 15 anni per le durate orarie e pluriorarie. Il numero di dati disponibili per stazione è singolarmente elevato, raggiungendo una numerosità media di 51 anni.

L'analisi delle osservazioni pluviometriche è usualmente compiuta ipotizzando che le caratteristiche statistiche del processo di pioggia siano invariante durante il periodo di osservazione. Tale assunzione porta a trascurare i possibili effetti dovuti al cambiamento climatico locale e globale. L'errore così commesso può ritenersi in prima approssimazione influente, in mancanza spesso di osservazioni estese a sufficienza per quantificare tali fenomeni. L'ipotesi di assenza di *trend* nelle serie temporali disponibili è stata comunque valutata statisticamente in questo studio utilizzando il test di Mann-Kendall (Mann, 1945). Utilizzando un livello di significatività pari a 5%, il test ha consentito di rigettare l'ipotesi di assenza di trend nel 5.4% dei casi (evidenziando sia trend positivi che negativi). Si nota comunque che la maggioranza delle stazioni per le quali è possibile rigettare l'ipotesi di assenza di trend sono concentrate nella zona alpina e prealpina. Questo risultato indica la necessità di analizzare ulteriormente la presenza di possibili trend climatici e di valutare la possibile influenza delle fluttuazioni climatiche sul regime delle piogge estreme nella regione considerata.

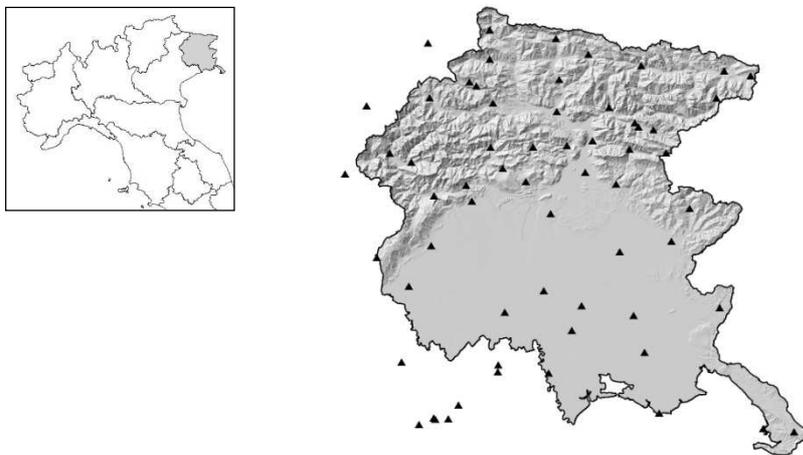


Figura 3.1: Localizzazione dell'area di studio e distribuzione delle stazioni pluviografiche.

In Figura 3.2 sono stati riportati i grafici relativi al diagramma dei valori medi ponderati regionali dei rapporti fra momenti lineari (τ_3 e τ_4), (*L-skewness* ed *L_kurtosi*), per le durate da 1 ora a 24 ore.

L'esame della Figura 2 consente di rilevare alcune caratteristiche:

- i valori di τ_3 e τ_4 manifestano un certo grado di dispersione, con le precipitazioni di durata oraria caratterizzate da valori dei parametri significativamente più modesti rispetto a quelle di durata comprese fra 3 e 24 ore;
- i parametri sono collocati apprezzabilmente vicini alla distribuzione GEV, nello spazio compreso fra quest'ultima distribuzione e la distribuzione Generalised Logistic (GLO); per contro, sia la distribuzione di Gumbel che quella lognormale non consentono di descrivere adeguatamente il regime delle precipitazioni intense;
- è infine interessante osservare (sulla base di risultati qui non riportati per ragioni di spazio) che, considerando le stazioni relative alla zona prealpina ed alpina ed all'aumentare della durata, i parametri statistici τ_3 e τ_4 tendono ad assumere valori più elevati rispetto a quelli regionali. Si nota inoltre, per queste stazioni e durate, una tendenza alla concentrazione intorno alla distribuzione Generalised Logistic.

La distribuzione GEV ha dimostrato in ogni caso buone capacità descrittive su tutte le durate e sull'intero territorio regionale. Per tale motivo essa è stata selezionata per la regionalizzazione statistica.

L'applicazione di una serie di test statistici ha mostrato che non risulta accettabile l'utilizzazione di singoli valori regionali per i parametri *L-CV* ed *L-skewness*. Particolare attenzione è stata dedicata alla

verifica della plausibilità dell'ipotesi di variabilità spaziale per quest'ultimo parametro. Va segnalato infatti che negli studi di regionalizzazione quasi mai si fa ricorso ad una mappatura della variabilità delle asimmetrie (si rimanda a Villani, 1998, per una significativa eccezione). Questo sia in ragione dell'elevata variabilità campionaria attesa del parametro, che per il suo significato fisico-statistico. L'asimmetria campionaria $L\text{-skewness}$ tende infatti ad assumere valori anche molto elevati (superiori anche a 0.35) per quelle serie campionarie di precipitazione nelle quali siano presenti uno o più valori eccezionali, detti 'outliers', significativamente più elevati rispetto alla media campionaria. In sostanza, quindi, essa tende a rappresentare in modo sintetico la presenza di valori di entità superiori a 3 – 3.5 volte il valor medio normale. Come già evidenziato da Ranzi et al. (1999), "quando una simile circostanza si verifica in conseguenza di una ben precisa causa fisica, ancorché di difficile interpretazione, appare ragionevole distinguere il territorio ove tale causa esercita la propria influenza rispetto a quello ove essa è assente." E' questo il caso del Friuli, dove gli elevati valori di asimmetria riscontrati nella zona alpina centrale (fra Moggio Udinese, Paularo e Pontebba) sono con ogni probabilità connessi all'influenza della convezione profonda indotta dall'orografia su alcuni eventi che hanno prodotto effetti di tipo catastrofico.

Su tali basi, pertanto, si è scelto di descrivere la variabilità spaziale del parametro $L\text{-CV}$ mediante procedure di interpolazione regionale, utilizzando le sole stazioni con numerosità maggiore di 50 anni. La stima del parametro $L\text{-skewness}$ è stata condotta su base sub-regionale, utilizzando un valore pari a 0.225 per la zona di pianura, un valore pari a 0.25 per la zona prealpina ed alpina, ed un valore pari a 0.30 per la zona alpina centrale compresa fra Moggio Udinese, Paularo e Pontebba.

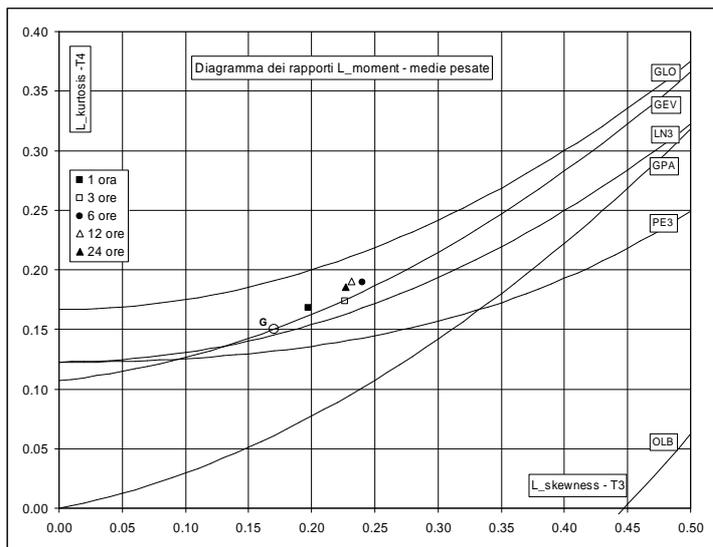


Figura 3.2: Valori medi ponderati regionali per τ_3 e τ_4 per precipitazioni di durata compresa fra 1 ora minuti e 24 ore. G: Distribuzione di Gumbel; GLO: Generalised Logistic; GEV: Generalised Extreme Value; LNS: Distribuzione Lognormale a 3 parametri; GPA: Generalised Pareto; PE3: Pearson type 3. OLB rappresenta il limite inferiore ammissibile per i valori di τ_3 e τ_4 .

Nelle sezioni seguenti vengono riportati alcuni risultati relativi all'applicazione della metodologia proposta alla stazione di Pontebba. L'applicazione della procedura di stima delle LSPP a questa stazione è descritta nelle Figure 3.3, 3.4 e 3.5;

- in Figura 3.3 viene riportato l'andamento dei momenti (di ordine compreso fra 1 e 5) delle altezze di pioggia massima annuale con la durata della pioggia stessa. La figura indica la buona rappresentatività dell'ipotesi di invarianza di scala per questa stazione;
- in Figura 3.4 viene riportato l'andamento dell'esponente di scala con l'ordine dei momenti, che evidenzia la linearità della relazione;
- in Figura 3.5 viene riportata la distribuzione cumulata di frequenza (empirica e teorica) per le durate di 1, 6 e 24 ore.

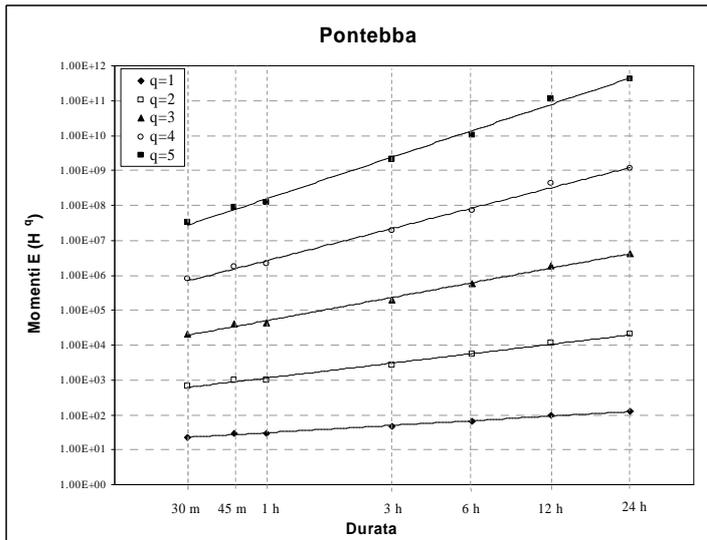


Figura 3.3: Relazione di scala fra momenti e durata della precipitazione per la stazione di Pontebba.

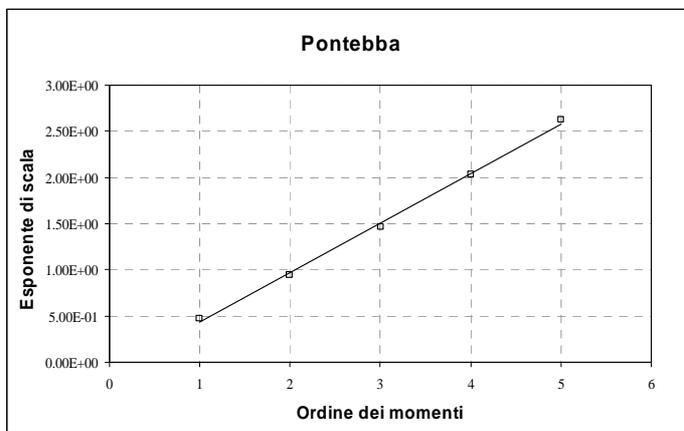


Figura 3.4: Esponenti di scala per la stazione di Pontebba

L'ipotesi di costanza del parametro L-CV con la durata di pioggia è stata testata, utilizzando le procedure proposte da Ranzi et al.(1999), ottenendo risultati soddisfacenti per la maggior parte delle stazioni.

4.4 Valutazione delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica in siti privi di osservazioni pluviometriche e per generici bacini idrografici

La valutazione delle linee segnalatrici in siti privi di osservazioni pluviometriche richiede l'estrapolazione spaziale dei risultati ottenuti tramite le elaborazioni statistiche dei dati di pioggia massima annuale per le diverse durate di interesse, relativi alle registrazioni di ogni stazione pluviografica della rete di rilevamento dotata di dati sufficienti. L'adozione del modello scala-invariante consente di risolvere, allorché la proprietà di invarianza di scala sia verificata, il problema di stima delle linee segnalatrici in punti privi di osservazioni pluviometriche mediante estrapolazione di un numero limitato di parametri, legati alle statistiche delle precipitazioni osservate nei punti di misura. La metodologia di stima risulta quindi statisticamente più robusta, per questo scopo, rispetto a quella che basata sul metodo dei quantili regolarizzati.

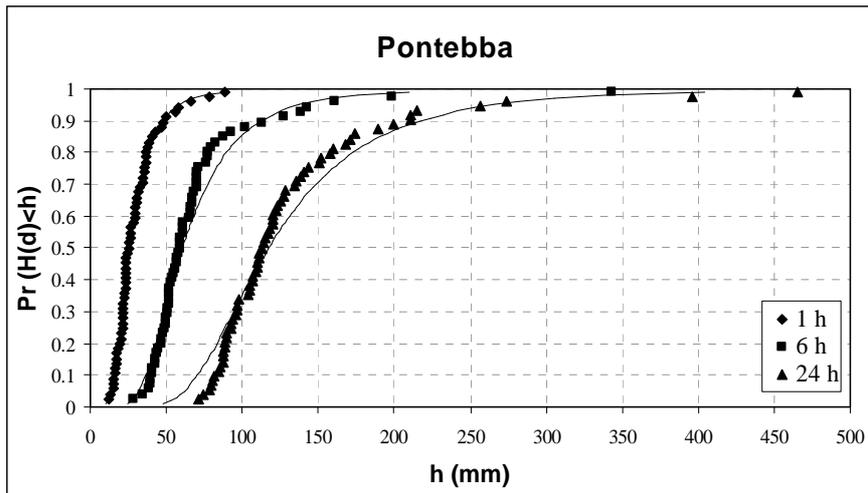


Figura 3.5: Distribuzione di frequenza cumulata (empirica e teorica – sulla base del modello GEV scala invariante) per la stazione di Pontebba

Per ogni punto di coordinate \mathbf{u} dell'area esaminata vengono stimati i valori dei parametri $a_I(\mathbf{u})$, $n(\mathbf{u})$ e $L-CV(\mathbf{u})$ a partire dai valori di $a_I(\mathbf{u}_i)$, $n(\mathbf{u}_i)$ e $L-CV_L(\mathbf{u}_i)$ valutati separatamente in ognuna delle n stazioni localizzate nei punti di coordinate \mathbf{u}_i , $i=1, \dots, n$. A tale scopo sono state utilizzate tecniche di analisi geostatistica dei dati spazialmente distribuiti (Borga e Vizzaccaro, 1997), mediante applicazione di uno schema di Kriging con trend esterno, dove la variabile esogena utilizzata è rappresentata dalla quota del punto rispetto al livello del mare.

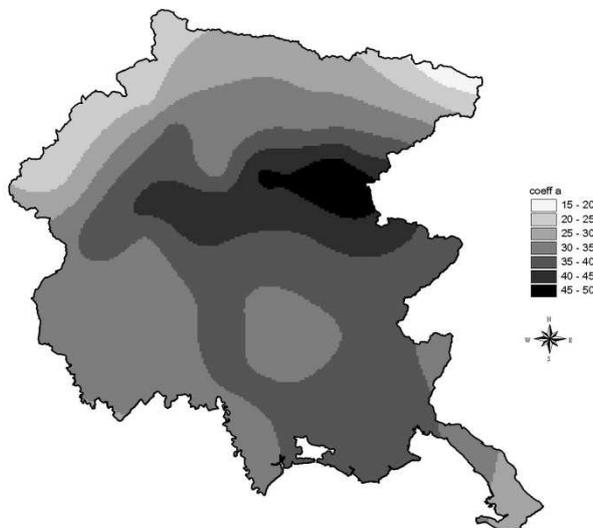


Figura 3.6: Mappa del coefficiente pluviometrico orario, a_I , mm/ore^n , pari al valore atteso della pioggia oraria massima annuale

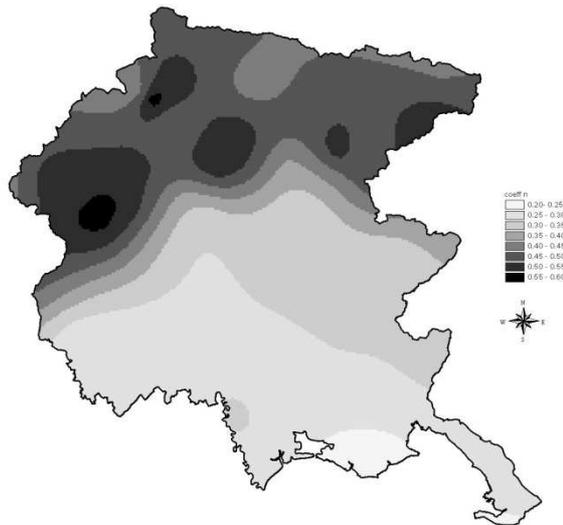


Figura 3.7: Mappa dell'esponente di scala, n , della pioggia massima annuale

Sono stati stimati, con riferimento ad una griglia di punti corrispondente a quella del modello digitale regionale, i valori puntuali dei parametri sull'intera area di indagine con una risoluzione di 0.25 km^2 . A partire dai valori puntuali di stima sono state quindi ottenute le isolinee dei parametri, riportate di seguito nelle Figure 3.6 e 3.7 rispettivamente per il parametro a_I , e per il parametro n . L'esame delle mappe dei due parametri rivela chiaramente l'influenza dell'orografia sull'organizzazione spaziale delle precipitazioni estreme.

L'andamento del parametro a_I segue abbastanza fedelmente quello delle piogge medie annuali, con un aumento graduale dalla fascia di pianura verso quella prealpina, seguito da una diminuzione marcata nella fascia alpina. A questa variazione generale si sovrappone un secondo trend regionale di incremento da occidente verso oriente. I massimi si raccolgono intorno alle stazioni di Musi ed Ucea (per le quali il parametro assume un valore rispettivamente pari a 49.5 e 45.7 mm/ore^n); i valori minimi sono collocati nella zona alpina, riparata dalle prealpi rispetto alle correnti meridionali, con valori di 20.8 mm/ore^n a Tarvisio e 23.8 mm/ore^n a Cimolais. La zona di pianura è generalmente caratterizzata da valori piuttosto elevati, compresi fra 25 e 35 mm/ore^n .

La mappa del parametro n fornisce una chiara indicazione della modalità secondo la quale le precipitazioni si scalano nel tempo rispetto alla durata oraria. La zona di pianura è caratterizzata da valori piuttosto modesti, generalmente inferiori a 0.30 , mentre sia le prealpi che la fascia alpina sono caratterizzati da valori significativamente più elevati, con un valore massimo, pari a 0.56 , presso la Diga del Cellina. Si nota un andamento crescente da oriente verso occidente; i valori massimi si raccolgono infatti verso il confine con il Veneto. La diminuzione che generalmente si osserva passando dalla zona prealpina a quella alpina è in questo caso meno marcata che in quello precedente. L'esame congiunto delle due mappe rivela che, nella regione prealpina ed in quella alpina, alcune delle zone con i valori più elevati del parametro n corrispondono a quelle distinte dai valori più modesti del parametro a_I , e viceversa. Questo effetto consegue, come si vedrà in seguito, dalle diverse caratteristiche di distribuzione spaziale delle piogge orarie (che presentano i valori più cospicui nella zona prealpina orientale) rispetto a quelle più prolungate (che evidenziano un massimo anche nella zona prealpina occidentale).

Le mappe dei tre parametri $a_I(\mathbf{u})$, $n(\mathbf{u})$ e $L-CV_L(\mathbf{u})$, a cui si aggiunge la regionalizzazione della L -skewness, ha permesso di ottenere le isolinee delle distribuzioni delle precipitazioni di durata oraria e di 24 ore, corrispondenti ad un tempo di ritorno centennale (Figure 3.8-3.9).

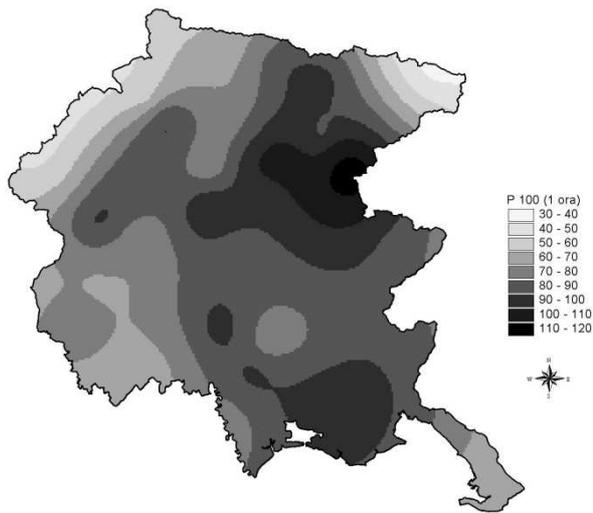


Figura 3.8: Mappa del quantile centennale di pioggia di durata pari ad 1 h.

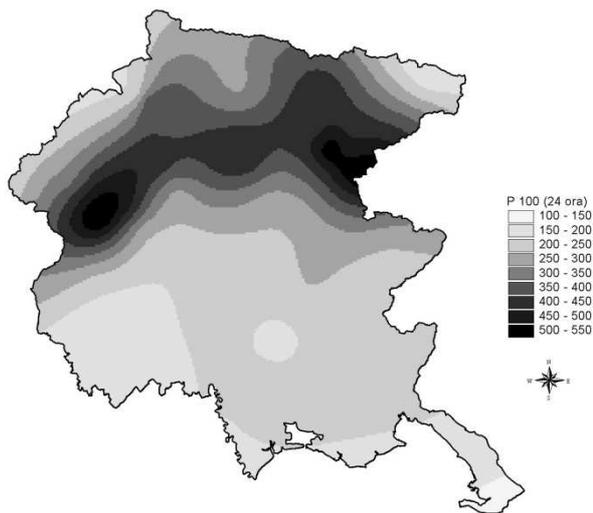


Figura 3.9: Mappa del quantile centennale di pioggia di durata pari a 24 h.

L'esame delle due mappe consente di valutare alcuni effetti della distribuzione spaziale dei parametri a_1 ed n sui risultati ottenuti. La mappa dei quantili orari rispecchia infatti alcune delle caratteristiche generali della distribuzione spaziale del parametro a_1 , come: valori relativamente elevati in pianura, andamento gradualmente crescente verso la zona prealpina e quindi marcata diminuzione verso la zona alpina; andamento crescente da occidente verso oriente. La mappa dei quantili centennali di durata pari a 24 ore integra gli andamenti del parametro a_1 ed n ; si manifesta pertanto un marcato incremento dalla pianura alla zona prealpina, cui segue una altrettanto rapida diminuzione verso la zona alpina. Le variazioni lungo l'asse est-ovest risultano più attenuate rispetto a quelle presenti nelle mappe dei singoli parametri e si evidenzia un massimo anche nella zona prealpina occidentale.

4.5 Analisi dell'evento di precipitazione del 29 agosto 2003

La metodologia così sviluppata ha permesso di articolare alcune valutazioni circa l'evento di precipitazione del 29 agosto 2003; il nubifragio ha generato un'alluvione improvvisa di tipo catastrofico che ha interessato essenzialmente la parte della Val Canale che va da Ugovizza fino a Pontebba, il Canal del Ferro sino a Dogna, e la Val Aupa.

Il quadro sinottico di quel periodo risulta caratterizzato da quattro centri d'azione: 1. un anticiclone caldo sul Mediterraneo centrale; 2. una depressione tra la Spagna ed il Golfo di Biscaglia; 3. una discesa d'aria fredda dall'artico verso il Regno Unito il giorno 28 agosto, che ha raggiunto il Golfo di Biscaglia il 29; 4. una depressione al suolo posizionata il 29 sulla Germania. La discesa verso sud dell'aria fredda artica ottiene l'effetto di 'spingere' la depressione "spagnola" verso est e verso le Alpi, sul bordo occidentale dell'anticiclone, instaurando un intenso flusso di correnti da sud-ovest in quota e da sud al suolo. Queste correnti risultano caratterizzate da elevata umidità, frutto del forte riscaldamento del Mediterraneo durante un'estate fra le più calde che si ricordino e del richiamo, da parte della depressione "spagnola", di aria calda dal nord-Africa e dal Mediterraneo-occidentale.

Il sistema convettivo che si è venuto a formare si è sviluppato per 10 ore circa (dalle 10 fino alle 20 UTC), insistendo sulla fascia centrale e occidentale delle Prealpi, dove, in corrispondenza del settore nel quale il vento da sud s'incanala per dar luogo alla risalita verticale, si sono originate in continuazione delle temporalesche. Le celle, una volta formatesi, sono trasportate dal vento in quota verso nord-est lungo una direttrice stazionaria che investe in successione le località di Moggio Udinese, Dogna, Pontebba e il monte Oisternig. La massima intensità del fenomeno si è avuta tra le ore 12 e le ore 18 UTC, con celle di notevole persistenza, ampiezza e intensità. Verso le ore 20 UTC il vento al suolo è girato a sud-ovest diminuendo d'intensità, ed il nubifragio si è attenuato; alle ore 22 UTC circa l'episodio ha avuto termine. L'area interessata dalle forti piogge (Figura 3.10) è stata quella posta tra le località di Moggio, Sella Nevea, il monte Osternig sul confine italo-austriaco, il passo Pramollo e la Val Aupa. In particolare, fra i valori estremi di precipitazione registrati, si segnalano i seguenti: oltre 400 mm in 24 ore a Grauzaria di Moggio (il dato è approssimato per difetto in quanto la pioggia ha ecceduto la capacità massima del pluviometro); 396.2 mm in 24 ore a Pontebba (233.4 mm e 293 mm in sole 3 e 4 ore, rispettivamente); 355 mm in 24 ore a Malborghetto; 335 mm in 24 ore al pluviometro situato presso la galleria sulla strada per passo Pramollo (242.6 mm in sole 4 ore). E' interessante osservare che probabilmente i valori rilevati dai pluviometri risultano in sottostima della reale precipitazione caduta, in ragione della presenza di vento intenso (le velocità massime dei venti si sono avute, a tutti i livelli, tra le ore 12 e le ore 18 UTC; in pianura, durante il pomeriggio, il vento ha soffiato con velocità media di circa 8 m/s e provenienza situata tra sud e sud-est).

A Pontebba, per le durate comprese fra 1 e 12 ore, l'evento del 29 agosto 2003 ha superato i valori di altezza di pioggia fatti registrare in occasione del nubifragio del 22 giugno 1996, che, a sua volta, rappresentava, per tutte le durate, il massimo valore osservato (Tab. 4.1). L'esame della Tabella 4.1 indica che per questa stazione sono soprattutto le durate comprese fra 3 e 12 ore a segnalare valori particolarmente significativi di altezza di pioggia.

Tabella 4.1: Massimi valori pluviometrici osservati a Pontebba negli eventi del 22 giugno 1996 e 29 agosto 2003

Evento	Altezza di pioggia max in 1 ora (mm)	Altezza di pioggia max in 3 ore (mm)	Altezza di pioggia max in 6 ore (mm)	Altezza di pioggia max in 12 ore (mm)	Altezza di pioggia max in 24 ore (mm)
22 giugno 1996	78.4	155.0	199.6	345.6	465.0
29 agosto 2003	88.6	233.4	343.0	389.6	396.2

Risulta di particolare interesse cercare di comprendere le caratteristiche di relativa rarità dell'evento del 29 agosto 2003, soprattutto al fine di fornire elementi per l'analisi ex-post di mitigazione del rischio, volta sia alla eventuale revisione dei criteri di identificazione delle aree caratterizzate da rischio assegnato che alla individuazione delle procedure di progettazione e dimensionamento degli interventi strutturali. Da questo punto di vista si sottolinea che la magnitudo dell'evento del 2003 trova riscontro in almeno altri due eventi, occorsi nei precedenti 20 anni e verificatisi il primo l'11 settembre 1983 (con centro su Paularo) (Querini, 1984) ed il secondo il 22 giugno 1996 (con centro sull'area di Moggio Udinese, Pontebba e Paularo). Al fine di illustrare le analogie fra i tre eventi, si riportano in Tabella 4.2 i valori dei rapporti, sulle varie durate, fra i valori massimi registrati durante i tre eventi nelle stazioni di Pontebba (per l'evento del 2003), di M. Udinese (per l'evento del 1996) e di Paularo (per l'evento del 1983) e le corrispondenti medie dei massimi annuali. E' possibile in tal modo descrivere la deviazione degli eventi rispetto alla climatologia locale delle precipitazioni massime (le precipitazioni massime registrate a M. Udinese sono infatti in media superiori del 15% rispetto a quelle misurate a Pontebba ed a Paularo, mentre queste ultime sono piuttosto simili fra loro). La tabella consente di evidenziare due osservazioni: gli eventi sono piuttosto simili per le durate più brevi (1 ora) e per quelle più lunghe (12 e 24 ore); per le durate di 3 e 6 ore, l'evento del 2003 a Pontebba è considerevolmente più severo rispetto a quello del 1996 a Moggio Udinese ed è relativamente simile a quello del 1983 su Paularo. E' possibile pertanto affermare che, anche per le precipitazioni di durata compresa fra 3 e 12 ore, l'evento del 2003, pur dotato di caratteristiche di straordinarietà, non rappresenta un evento isolato nel contesto della climatologia della regione compresa fra Moggio Udinese, Paularo e Pontebba. E' interessante inoltre osservare che i tre eventi considerati rappresentano il 65% di tutti i casi registrati in regione nell'intero periodo di osservazione (1924-2003), per cui il rapporto fra il valore massimo annuale di assegnata durata e la corrispondente media dei massimi supera il valore soglia di 3.5 (questo valore del rapporto è stato utilizzato nello studio per individuare gli eventi eccezionali). Gli altri casi si riferiscono ad eventi intensi e piuttosto concentrati nello spazio. Si tratta dei seguenti nubifragi: evento del 22 agosto 1965 su Ariis, con precipitazioni di durata di 3 e 6 ore molto intense (valore del rapporto pari a 4.25 e 3.6, rispettivamente) (l'evento ha provocato la rottura degli argini dello Stella); evento del 6 ottobre 1987 su Gorizia, con valori straordinari per le durate di 12 e 24 ore (con valori dei rapporti pari a 4 e 3.53) (l'evento ha provocato l'esondazione del torrente Vertoibizza); evento del 21 luglio 1963 a Forni Avoltri (con precipitazioni orarie straordinarie, caratterizzate da un rapporto pari a 3.74) ed infine il caso del 26 settembre 1991 a Ciseriis, con precipitazioni di 6 ore straordinarie e valore del rapporto pari a 3.56 (l'evento ha determinato danni generalizzati nella zona). Queste osservazioni evidenziano da una parte una oggettiva difficoltà nel caratterizzare quest'ultimo gruppo di eventi, che si presentano sia in pianura che nella zona di montagna con un andamento difficilmente spiegabile, mentre dall'altra suggeriscono che la zona rappresentata dai bacini della destra idrografica del medio Fella ed il But siano omogeneamente caratterizzati da un regime delle precipitazioni estreme contraddistinto da elevati valori del coefficiente di asimmetria (come già evidenziato in precedenza in questa relazione) e quindi da valori dei quantili comparativamente più elevati rispetto all'area friulana prealpina ed alpina.

Tabella 4.2: Valori dei rapporti fra i massimi valori di pioggia registrati a Paularo, Moggio Udinese ed a Pontebba durante gli eventi dell'11 settembre 1983, 22 giugno 1996 e 29 agosto 2003 e le corrispondenti medie dei massimi annuali.

Evento	Stazione	Rapporto per 1 ora	Rapporto per 3 ore	Rapporto per 6 ore	Rapporto per 12 ore	Rapporto per 24 ore
11 settembre 1983	Paularo	2.7	Non disponibile	4.4	3.5	2.9
22 giugno 1996	M. Udinese	2.2	3.8	3.8	3.8	3.4
29 agosto 2003	Pontebba	2.9	4.7	4.8	3.9	3.0

Radar di Fossalon di Grado

29/08/2003 pioggia cumulata ore 09-21

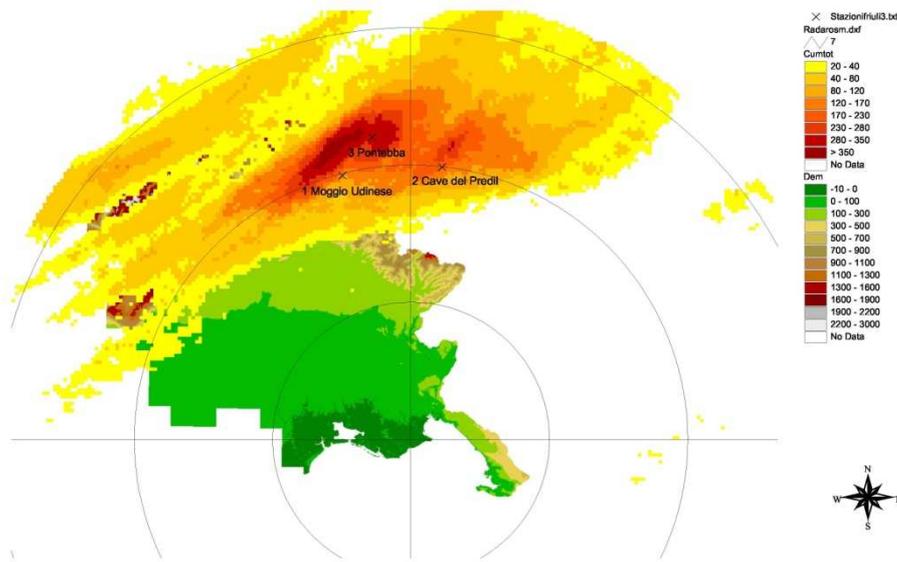


Figura 3.10: Distribuzione spaziale delle precipitazioni relative al nubifragio del 29 agosto 2003, cumulata fra le ore 9:00 e le 21:00 UTC (elaborata sulla base di dati di riflettività misurati dalla stazione radar di Fossalon di Grado, gentilmente concessi da OSMER). Le crocette nere corrispondono alla posizione delle seguenti stazioni: Pontebba, Tarvisio, M. Udinese, Raccolana Chiusaforte Saletto di Raccolana, Cave del Predil e Coritis.

La metodologia descritta nelle sezioni precedenti per il calcolo delle LSPP è stata pertanto utilizzata per il calcolo dei valori dei quantili di vario tempo di ritorno per la stazione di Pontebba, e per valutare il tempo di ritorno delle altezze di pioggia registrate durante l'evento del 2003. Al fine di valutare l'influenza del calcolo del parametro L -skewness sui risultati ottenuti, vengono nel seguito comparate tre diverse procedure, descritte nel seguito:

Procedura 1: la L -skewness viene calcolato sulla base dei valori disponibili per Pontebba, Moggio Udinese e Paularo;

Procedura 2: il parametro viene calcolato sulla base dei valori delle stazioni di: Pontebba, M. Udinese, Paularo, Timau, Tarvisio e Resi;

Procedura 3: il parametro viene calcolato sulla base di tutte le stazioni appartenenti alla zona prealpina ed alpina.

L'esame dei risultati così conseguiti ha lo scopo di valutare l'influenza di diverse metodologie di selezione della regione di influenza, nell'ambito delle quali il numero di stazioni viene progressivamente aumentato, incrementando così il numero di anni stazione disponibili, ma introducendo contemporaneamente il rischio di distorcere il risultato finale mediante l'inclusione di dati provenienti da distribuzioni diverse rispetto a quella del sito di interesse. E' in ogni caso opportuno notare qui che, essendo l'interesse rivolto verso tempi di ritorno molto elevati (estesi fino a 500-1000 anni), il numero di anni stazione corrispondente alla prima procedura (pari a circa 185 anni) può risultare eccessivamente modesto.

I risultati così ottenuti sono riportati nelle Tabelle 4.3 (per quanto riguarda i quantili della stazione di Pontebba) e 4.4 (per quanto riguarda la valutazione dei tempi di ritorno relativi all'evento del 29 agosto 2003).

L'esame dei risultati riportati in Tabella 4.3 evidenzia una diminuzione dei quantili al muovere dalla procedura 1 a quella 3, ovvero all'aumentare del numero di stazioni considerate nel calcolo. Si tratta di risultati già noti e descritti più volte in letteratura (Sveinsson et al., 2002), nel caso di analisi di eventi estremi localizzati nello spazio, e quindi tali da influenzare un numero limitato di stazioni. E' interessante notare le differenze che emergono dal confronto delle Procedure 2 e 3, i cui quantili divergono per percentuali superiori al 20 e 25%, per tempi di ritorno rispettivamente pari a 500 e 1000

anni. Mentre i limiti della Procedura 1, caratterizzata da un numero di anni stazione eccessivamente modesto, sono stati evidenziati in precedenza, è importante ricordare le potenziali insufficienze della Procedura 3, dove all'aumentare del numero di anni stazione può tuttavia corrispondere anche una distorsione dovuta all'inclusione di stazioni effettivamente poco omogenee rispetto a quella di interesse. Alla luce di queste considerazioni, e tenendo presente l'elevata variabilità spaziale dei fattori (soprattutto orografici) che influenzano il regime delle piogge brevi ed intense nella regione di studio, sembra qui di poter attribuire maggiore attendibilità alla Procedura 2. Alla luce dei risultati così ottenuti, i tempi di ritorno che caratterizzano l'evento del 29 agosto 2003 variano considerevolmente con la durata: per le durate di 1 e 24 ore il tempo di ritorno si colloca fra 50 e 100 anni, per 12 ore esso è compreso fra 200 e 500 anni, mentre per le durate di 3 e 6 ore il tempo di ritorno varia fra 500 e 1000 anni. A scopo comparativo, l'analisi dell'evento condotta sulla base della metodologia VAPI (Bacchi e Villi, 2001) (che tuttavia si basa su una distribuzione considerata omogenea alla scala dell'intera area corrispondente alle Tre Venezie, e che si può quindi considerare scarsamente rappresentativa del regime locale delle piogge estreme) conduce a valori di tempo di ritorno superiori a 5000 anni per le durate di 3 e 6 ore.

Per quanto riguarda l'analisi degli eventi del 1983 a Paularo e del 1996 a Moggio Udinese, l'applicazione della metodologia qui descritta (procedura 2), consente di ottenere i seguenti risultati. Per il 1983 a Paularo: nel caso delle precipitazioni di durata pari a 6 ore il tempo di ritorno T è compreso fra 500 e 1000 anni, diminuendo per le durate di 12 ore ($T=200-500$ anni) e 24 ore ($T=100-200$ anni). Per la durata di 1 ora T è compreso fra 50 e 100 anni. Per il 1996 a Moggio Udinese: T è compreso fra 100 e 200 anni per le durate di 12 e 24 ore, e fra 50 e 100 per le durate più brevi.

Tabella 4.3: Stazione di Pontebba: stima dei quantili di precipitazione per tempi di ritorno pari a 50, 100, 200, 500 e 1000 anni. Sono riportati in grassetto i quantili corrispondenti all'intervallo di frequenza in cui si colloca il valore di precipitazione misurata durante l'evento del 29 agosto 2003.

Procedura di calcolo	Tempo di ritorno	1 ora	3 ore	6 ore	12 ore	24 ore
Procedura 1 <i>L-skewness</i> =0.3865 <i>k</i> =-0.3123	50	80.1	134.8	187.3	260.3	361.6
	100	100.1	168.6	234.2	325.4	452.1
	200	124.9	210.4	292.3	406.1	564.2
	500	167.1	281.4	391.0	543.2	754.7
	1000	208.1	350.4	486.8	676.4	939.7
Procedura 2 <i>L-skewness</i> =0.30 <i>k</i> =-0.194	50	75.2	126.7	176.0	244.5	339.7
	100	89.6	150.9	209.6	291.2	404.6
	200	106.0	178.5	248.0	344.6	478.7
	500	131.3	221.2	307.3	426.9	593.1
	1000	153.7	258.8	359.6	499.6	694.1
Procedura 3 <i>L-skewness</i> =0.250 <i>k</i> =-0.121	50	72.0	121.3	168.5	234.1	325.3
	100	83.6	140.7	195.5	271.6	377.3
	200	96.0	161.7	224.7	312.2	433.7
	500	114.2	192.3	267.2	371.3	515.8
	1000	129.3	217.8	302.6	420.5	584.2

Tabella 4.4: Stazione di Pontebba: valutazione dei tempi di ritorno delle altezze di precipitazione registrate durante l'evento del 29 agosto 2003 per le diverse durate.

Procedura di calcolo	1 ora	3 ore	6 ore	12 ore	24 ore
Altezze di precipitazione (mm)	88.6	233.4	343.0	389.6	396.2
Procedura 1 Tempo di ritorno (anni)	50-100	200-500	200-500	100-200	50-100
Procedura 2 Tempo di ritorno (anni)	50-100	500-1000	500-1000	200-500	50-100
Procedura 3 Tempo di ritorno (anni)	100-200	>1000	>1000	500-1000	100-200

4.6 Osservazioni Conclusive

Lo studio qui sintetizzato consente di trarre alcune conclusioni sia dal punto di vista scientifico-conoscitivo che da quello tecnico-operativo circa il regime delle precipitazioni brevi ed intense nel territorio della Regione Friuli Venezia Giulia. Per quanto riguarda l'analisi statistica, è stato evidenziato che la variabilità naturale delle piogge massime annuali di durata compresa fra 1 e 24 ore risulta descritta in modo soddisfacente dalla distribuzione GEV. L'influenza dell'orografia sul regime delle precipitazioni intense è particolarmente significativa, e si evidenzia sull'andamento di tutti i parametri considerati nello studio. Sia il parametro a_1 che il parametro di scala n tendono ad aumentare passando dalla zona di pianura a quella prealpina, per poi decrescere nella zona alpina. Il parametro $L-CV$, che rende conto del tasso di variabilità aleatoria interannuale delle piogge, è abbastanza stabile sulla regione, pur evidenziando valori più elevati nella zona di Pontebba e Resia, valori più modesti in corrispondenza dell'area prealpina, e valori intermedi nella zona di pianura. I risultati del metodo di regionalizzazione hanno evidenziato l'opportunità di considerare la variabilità spaziale anche del parametro di asimmetria, con valori crescenti dalla zona di pianura a quella prealpina ed alpina, e valori massimi in corrispondenza della zona di Moggio Udinese, Paularo e Pontebba. Tale scelta è giustificata dall'osservazione che quest'ultima zona è caratterizzata da valori di asimmetria singolarmente ed omogeneamente elevati, che evidenziano, con ogni probabilità, gli effetti di convezione profonda indotti dall'orografia su alcuni eventi che hanno prodotto esiti di tipo catastrofico (quali sono quelli, qui evidenziati, verificatisi nel 1983, 1996 e nel 2003).

Da un punto di vista operativo, l'esame a scala locale delle piogge massime di varia durata ha confermato che sia il coefficiente di variazione che quello di asimmetria possono in genere ritenersi costanti con la durata delle precipitazioni stesse, confermando in tal modo l'utilizzabilità delle metodologie scala-invarianti di scrittura delle linee segnalatrici di probabilità pluviometrica.

L'applicazione della metodologia all'analisi del nubifragio del 29 agosto 2003 ha evidenziato come i tempi di ritorno più elevati corrispondano alle durate di pioggia di 3 e 6 ore (caratterizzati da valori di T compresi fra 500 e 1000 anni), mentre valori più modesti caratterizzano le durate di 1 e 24 ore (50-100 anni). Valori di tempo di ritorno molto elevati sono stati individuati anche per gli eventi del 1983 a Paularo e del 1996 a Moggio Udinese. Queste osservazioni sottolineano che tali eventi, mentre sono molto rari se ci si riferisce al sito specifico, si presentano invece con frequenza non trascurabile nell'ambito di una regione. Anche considerando l'elevato grado di incertezza che affligge questo tipo di analisi, sia con riferimento all'errore del dato strumentale che per quanto concerne i limiti intrinseci delle metodologie statistiche, le implicazioni sulle strategie di mitigazione del rischio appaiono

rilevanti. La prospettiva di dover fronteggiare, con frequenza non trascurabile ed in località diverse sul territorio, eventi di magnitudo simile a quello del 2003, induce a privilegiare gli interventi di tipo non strutturale orientati alla mitigazione della vulnerabilità delle comunità interessate, mediante l'organizzazione di un sistema di allerta idro-meteorologico ed interventi di protezione civile in corso d'evento, nel quadro di una adeguata strategia di pianificazione a scala territoriale.

5. Implementazione, analisi e validazione dei modelli di suscettibilità di frana ai tre bacini di studio

Le quattro diverse versioni dei modelli sono stati applicati alle aree di studio di Studena, Paularo e Castenovo (Figura 1). Le caratteristiche topografiche, litologiche e di uso del suolo sono descritte nelle Figure 4.1-4.4 per Studena, 4.5-4.8 per Paularo e 4.9-4.12 per Castenovo. Sintesi quantitative relative alla topografia, litologia e uso del suolo per le quattro aree di studio sono state riportate nelle relazioni precedenti del Progetto Massmove.

L'area di studio di Studena ha una superficie di 2.12 km², e si sviluppa su un intervallo di quote che va da 650 a 1350 m s.l.m. La pendenza media è pari a 28°, con valori frequentemente compresi fra 14° e 32°. Le aree in frana si collocano preferenzialmente nella litologia a depositi morenici ed in quella a calcari, mentre, per quanto attiene l'uso del suolo, esse sono preferenzialmente osservate nelle zone di pascolo, ma anche in foresta mista (in misura sensibilmente minore dove si trova predominanza di latifoglie).

L'area di studio di Studena ha una superficie di 2.12 km², e si sviluppa su un intervallo di quote che va da 650 a 1350 m s.l.m. La pendenza media è pari a 28°, con valori frequentemente compresi fra 14° e 32°. Le aree in frana si collocano preferenzialmente nella litologia a depositi morenici ed in quella a calcari, mentre, per quanto attiene l'uso del suolo, esse sono preferenzialmente osservate nelle zone di pascolo, ma anche in foresta mista (in misura sensibilmente minore dove si trova predominanza di latifoglie).

L'area di studio di Paularo ha una superficie di 3.0 km², e si sviluppa su un intervallo di quote che va da 650 a 1150 m s.l.m. La pendenza media è pari a 20°, con valori frequentemente compresi fra 11° e 26°. L'esame della litologia indica una prevalenza di ruditi, ma le frane superficiali tendono a concentrarsi nelle aree caratterizzate da presenza di gessi. La pecceta è la formazione predominante, mentre è da sottolineare una maggior contributo alla stabilità dei versanti offerto dalla compresenza di faggio e/o abete bianco.

L'area di studio di Castenovo ha una superficie di 11.5 km², e si sviluppa su un intervallo di quote, assai più ridotto che negli altri due casi, che va da 150 a 300 m s.l.m. La pendenza media è pari a 20°, con valori frequentemente compresi fra 7° e 30°. L'area è caratterizzata dalla prevalenza di marne ssiltose con alternanza di areniti. I suoli sono in genere più fini e meno permeabili rispetto a quelli analizzati a Studena e Paularo.

La sintesi delle caratteristiche delle piogge estreme, richieste per l'applicazione di QD_SLAM, è stata ottenuta tramite l'applicazione delle metodologie descritte alla sezione 4.

La topografia digitale dei 3 bacini è stata elaborata da dati LIDAR ad ottenere un raster di elevazioni di dimensioni 5 m. Su tale raster sono state poi applicate una serie di procedure di elaborazione volte ad assicurare la connessione idrologica di tutte le celle appartenenti alle 3 aree di studio.

I quattro diversi modelli sono stati applicati utilizzando i parametri riportati in Figura 4.1 per Studena, Figura 4.5 per Paularo e Figura 4.9 per Castenovo. I parametri sono riportati nella Tabella 5.1 seguente per comodità di lettura.

Tabella 5.1: Valori dei parametri geomeccanici e idrologici utilizzati nell'applicazione dei modelli di suscettibilità di frana.

	Studena	Paularo	Castelnovo
Spessore medio dei suoli	0.8 m	0.6 m	0.5 m
Angolo di attrito interno	33°	34°	22°
Coesione (include anche la c radicale)	500-5.000 Pa	500-5.000 Pa	1.500 Pa
Conducibilità idraulica laterale satura	$0.69 \cdot 10^{-3}$ m/s	$1.0 \cdot 10^{-3}$ m/s	$0.69 \cdot 10^{-5}$ m/s

Per la stima della coesione radicale è stato applicato il modello di Wu (1976) e Waldron (1977), secondo cui la coesione apparente radicale C_r (kPa) è funzione del totale delle forze mobilizzate dalle radici in trazione massima, F (N), e la superficie di suolo. La coesione apparente radicale dipende quindi dalla resistenza a trazione delle radici secondo una relazione con il diametro del tipo $F = a d^b$, i cui parametri sono ottenuti tramite relazioni sperimentali, e dalla densità delle stesse nel suolo espressa dal rapporto tra la superficie totale delle sezioni delle radici che attraversano una superficie di suolo di riferimento e la stessa, indicato con la sigla RAR, *Root Area Ratio*.

I modelli non sono stati applicati in corrispondenza delle zone caratterizzate da rocce affioranti e della porzione di bacino prossima al reticolo idrografico. In corrispondenza di tali zone, infatti, le equazioni del modello non possono ritenersi valide. In base alle condizioni di stabilità prima descritte sono state individuate le celle incondizionatamente instabili e quelle incondizionatamente stabili e, per le celle non comprese nelle categorie precedenti, è stata calcolato il valore di pioggia necessario a rendere instabile la cella (pioggia critica) utilizzando i diversi codici di calcolo. La distribuzione dei valori di pioggia critica così ottenuta è riportata nelle Figure 4.13 per Studena, 4.16 per Paularo e 4.18 per Castelnovo. La Figura 4.15 descrive i risultati ottenuti per Studena in due condizioni specifiche: nella prima NON si tiene conto della coesione radicale apparente, mentre invece nella seconda si tiene conto del contributo alla stabilità offerto dagli apparati radicali.

Con la fase di validazione dei modelli si intende evidenziare la diversa capacità rappresentativa dei diversi approcci modellistici. Si noti che una comparazione diretta fra i tre modelli non è possibile, in quanto la suscettibilità al franamento è espressa in modo diverso. Si rende così necessario sviluppare una procedura di confronto generalizzabile.

La procedura di comparazione utilizzata è fondata sul confronto fra la percentuale di bacino che ricade nell'ambito di diverse soglie della variabile predittiva di suscettibilità di franamento (pioggia o frequenza critica), e vale, nel modo in cui qui è presentata, per il caso di variabili predittive i cui valori decrescenti indicano una crescente propensione al franamento degli elementi topografici interessati. Per fissare le idee, si considerino due valori di soglia per la pioggia critica e per la frequenza critica, tali che la stessa percentuale di bacino sia caratterizzata da valori inferiori (alla soglia). Le due aree così definite risulteranno parzialmente sovrappontesi, ma non identiche. In particolare, la percentuale di frane osservate che ricadono nelle due aree così definite risulterà diversa. Per l'impostazione del confronto, il modello cui corrisponde la maggiore frequenza di frane comprese sotto la soglia viene riconosciuto come dotato di maggiore capacità predittiva.

Il confronto viene quindi ripetuto per diversi valori di soglia e formalizzato nel modo seguente. Sia q la variabile predittiva in esame, e si costruiscano le funzioni di distribuzione $F_B(q)$ ed $F_L(q)$,

rispettivamente per il bacino e per le aree in frana. $F_B(q^*)$ rappresenta la percentuale di bacino caratterizzata da un valore di q inferiore a q^* , ed analogamente per $F_L(q^*)$. Si definisce una funzione di $F_L(q^*)$ (asse y) riferita a $F_B(q^*)$ (asse x), valida per la sola frazione potenzialmente instabile di bacino (i due modelli qui considerati definiscono in modo identico questa parte del bacino). La variabile predittiva q è tanto più idonea a descrivere il processo di instabilità quanto più è elevato il gradiente della funzione che si viene così a costruire. E' inoltre possibile definire un modello 'naive', (rappresentato da una retta a 45°) che predice una frequenza di aree in frana in proporzione diretta all'area del bacino individuata dalla soglia (si veda in Fig. 4.14 per un esempio di confronto).

Al fine di tener conto di possibili errori nella fase di georeferenziazione delle frane osservate, l'operazione di validazione è stata condotta associando ad ogni cella di frana il valore di variabile predittiva minima in un kernel di 3×3 celle sovrapposto alla cella in esame.

In generale, l'esame dei risultati offerti dalla validazione di modelli su Studena e Paularo indica che i modelli SHALSTAB e QD_SLAM possono considerarsi accurati predittori della suscettibilità di frana quando possono essere applicati utilizzando i parametri geomeccanici ed idrologici evidenziati per l'area di studio dalle analisi di laboratorio. Quando invece si utilizzino parametri standard (angolo di attrito interno pari a 45° e terreni non coesivi) il potere predittivo dei modelli è assai modesto.

Nel caso di Castelnuovo invece tutti i modelli appaiono caratterizzati da potere predittivo assai modesto. La motivazione di tale risultato è da collegare alle ipotesi fisiche utilizzate nei modelli qui impiegati. Tali modelli sono stati sviluppati essenzialmente per la valutazione delle condizioni di stabilità di depositi colluviali, presenti all'interno di concavità morfologiche, fortemente condizionati dalla convergenza topografica dei flussi idrici sub-superficiali. Quando invece i processi di instabilità sono controllati da caratteri transitori dei processi di infiltrazione, come nel caso di Castelnuovo, la topografia controlla in modo assai meno diretto la suscettibilità di frana. Inoltre, le osservazioni sul campo effettuate indicano che un altro fattore determinante per la suscettività di frana nel caso di Castelnuovo è dato dalla storia del versante. Sono i movimenti franosi stessi a provocare scarichi tensionali e formazione di fratture locali che creano uno stato sfavorevole sia dal punto di vista geomeccanico che da quello idrologico. Queste caratteristiche non possono trovare un'adeguata descrizione in modelli di instabilità come quelli qui descritti ed applicati.

STUDENA

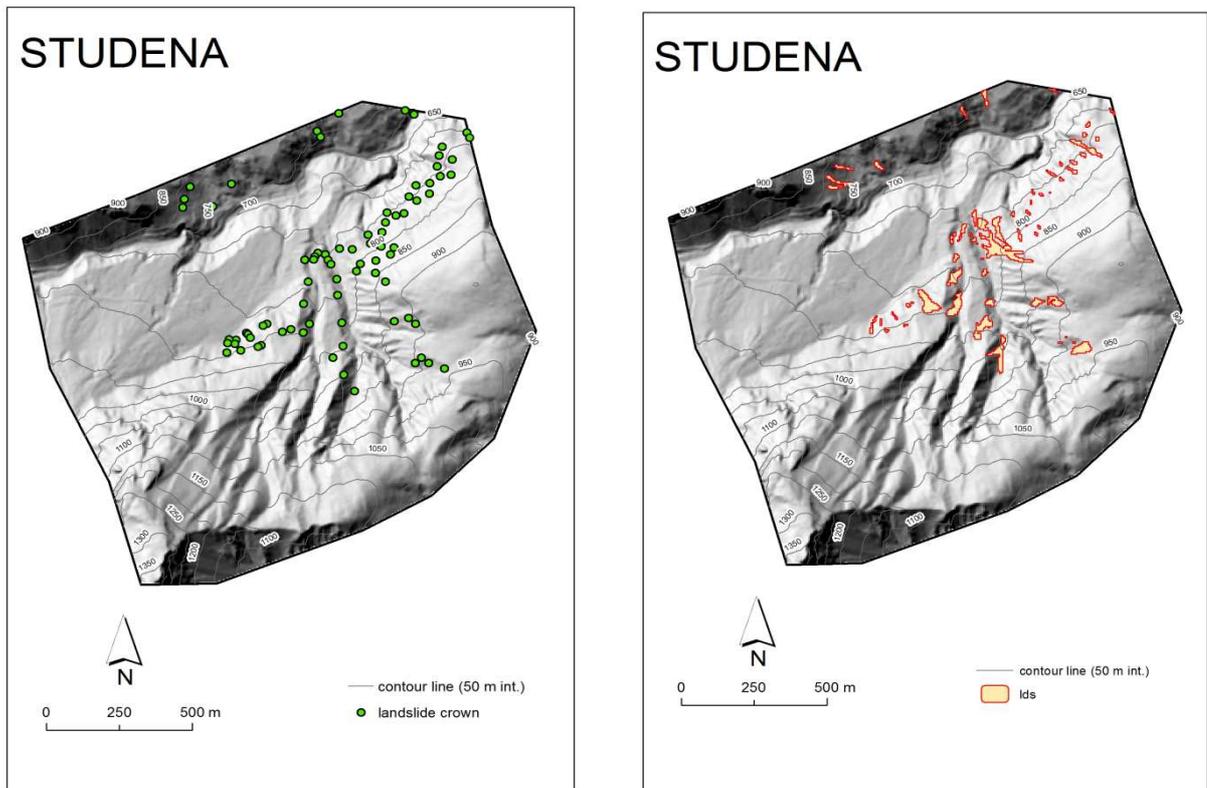


Figura 4.1: Descrizione dell'area di studio di Studena e localizzazione delle frane superficiali utilizzate nello studio

Dati essenziali e parametri relativi all'area di studio:

Area = 2.12 km²

Pendenza media = 28° (max 67°)

Spessore medio dei suoli = 0.8 m

Angolo di attrito interno = 33°

Variabilità del valore di coesione = 500 to 5,000 (N/m²)

Conducibilità idraulica satura laterale = 0.69 10⁻³ (m/s)

Dati essenziali relativi alle frane superficiali rilevate:

Area: 0.08 km²

Pendenza media = 29° (max 59°)

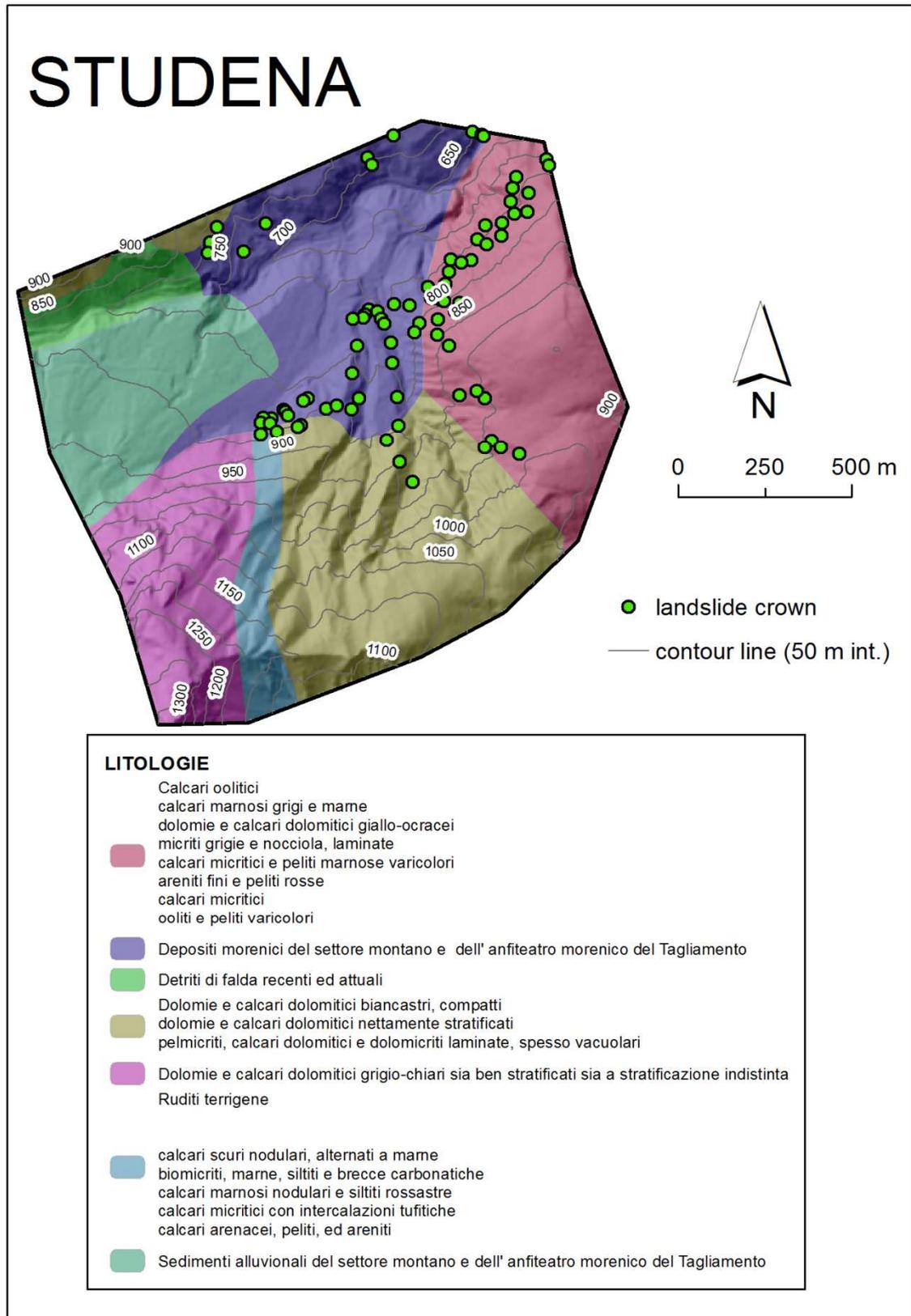


Figura 4.2: Area di studio di Studena: litologia

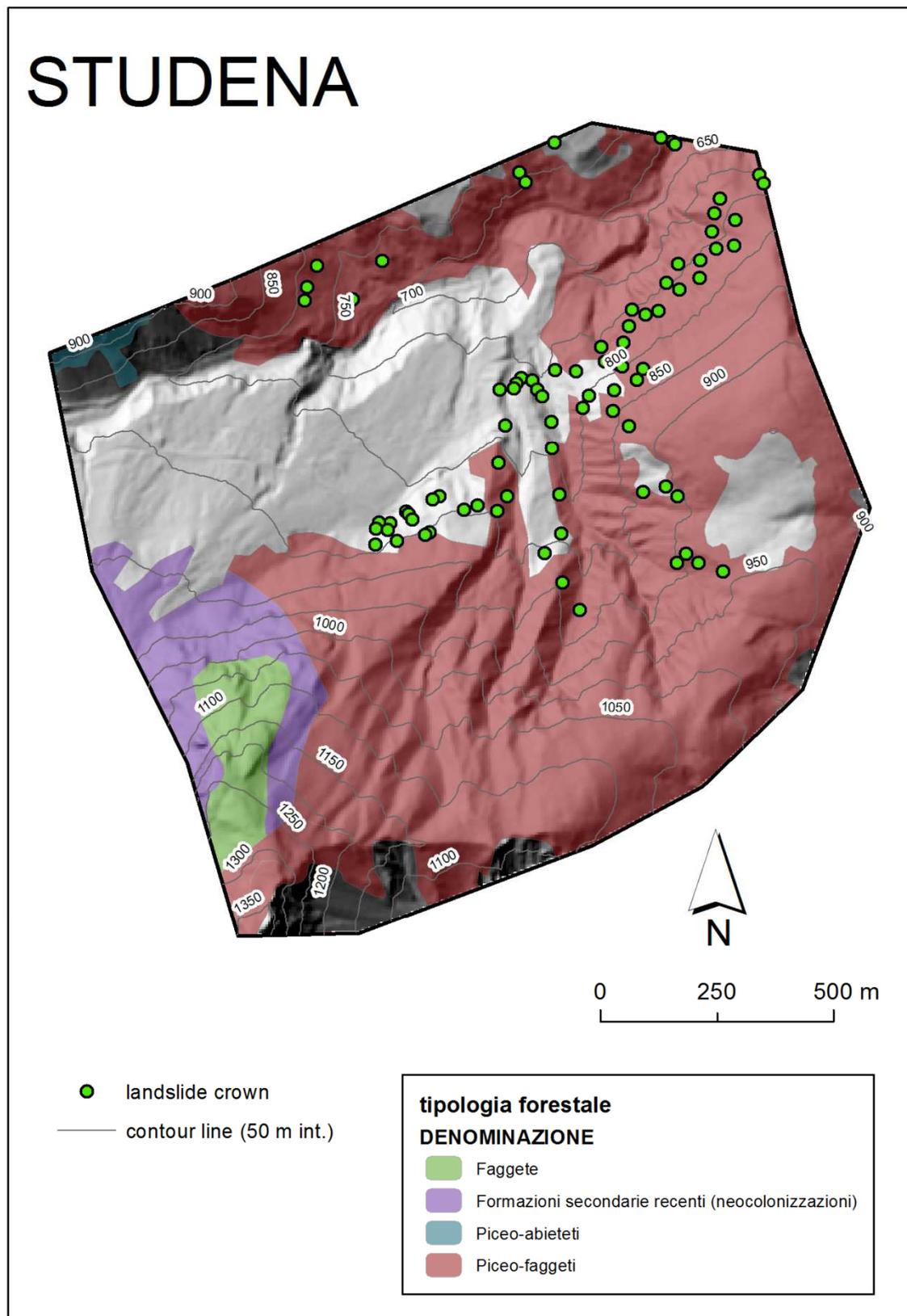


Figura 4.3: Area di studio di Studena: distribuzione delle tipologie forestali

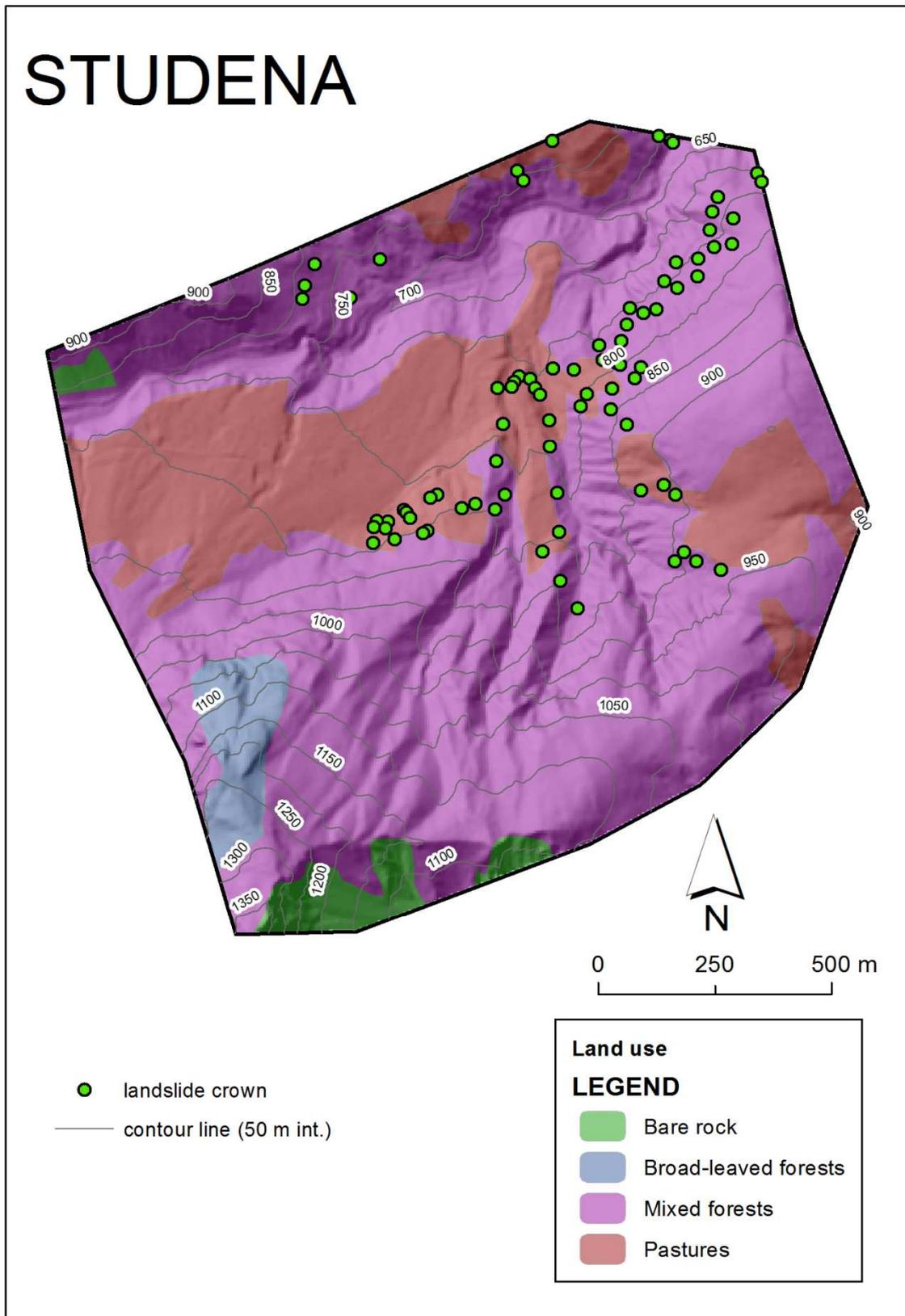


Figura 4.4: Area di studio di Studena: distribuzione dell'uso del suolo

**PARAMETRI GEOMORFOMETRICI FONDAMENTALI DEL BACINO E DELLE
ZONE IN FRANA STUDENA:**

Ids area	media (m ²)	499
	dev st	875
	1 quartile	56
	3 quartile	519
	min (m ²)	25
	max (m ²)	5575
	num	74
	tot (m ²)	36900
	Ids area/study area (%)	1.74

slope lds(deg)	media	20.70°
	dev st	8.80
	1 quartile	14.44°
	3 quartile	27.20°
	min	0.01°
	max	45.90°

slope basin(deg)	media	27.70°
	dev st	12.50
	1 quartile	16.90°
	3 quartile	36.30°
	min	0.01°
	max	76.30°

PAULARO

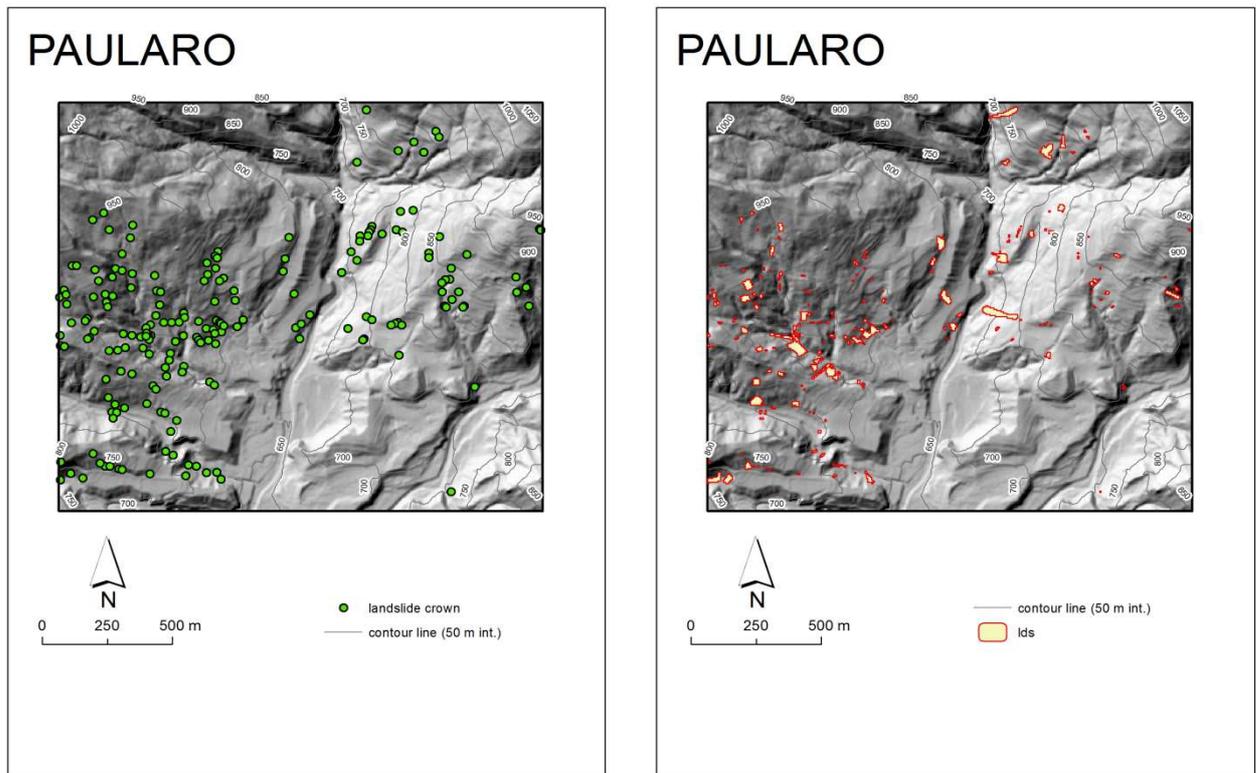


Figura 4.5: Descrizione dell'area di studio di Paularo e localizzazione delle frane superficiali utilizzate nello studio

Dati essenziali e parametri relativi all'area di studio:

Area = 3 km²

Pendenza media = 20° (max 64°)

Spessore medio dei suoli = 0.6 m

Angolo di attrito interno = 34°

Variabilità del valore di coesione = 500 to 5,000 (N/m²)

Conducibilità idraulica satura laterale = 1.0 10⁻³ (m/s)

Dati essenziali relativi alle frane superficiali rilevate:

Area: 0.1 km²

Pendenza media = 24° (max 48°)

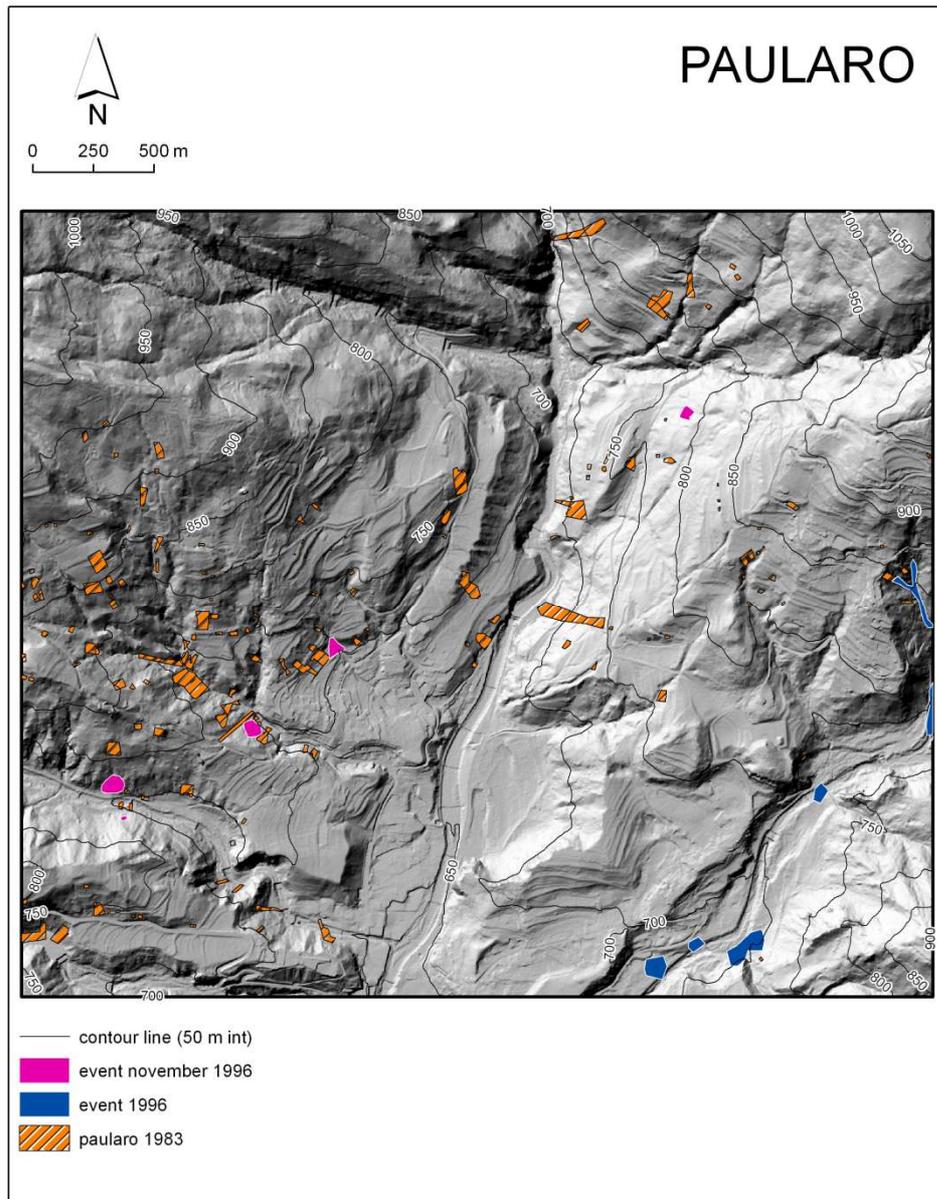


Figura 4.6: Area di studio di Paularo: classificazione delle frane superficiali osservate in relazione all'evento di precipitazione innescante.

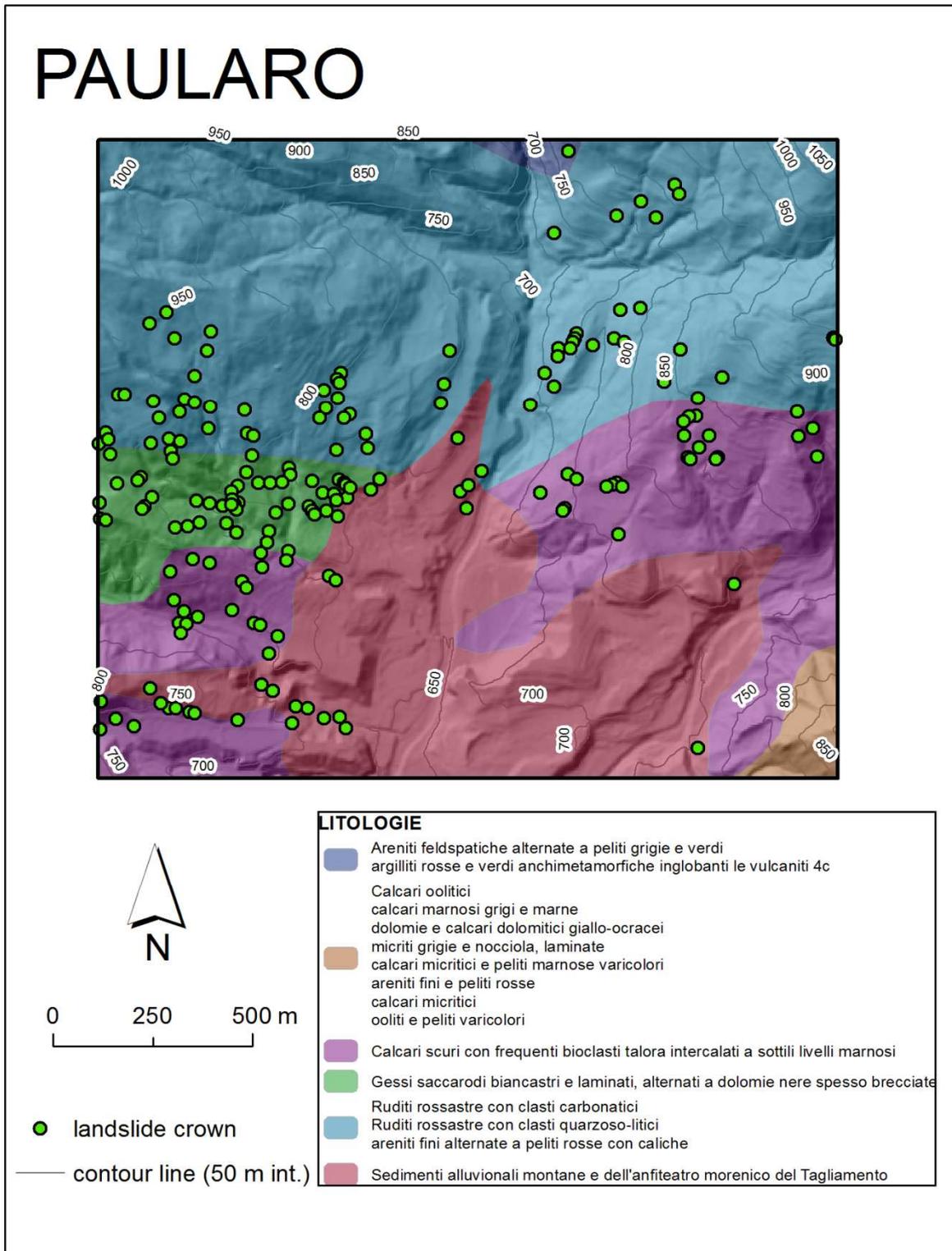


Figura 4.7: Area di studio di Paularo: litologia

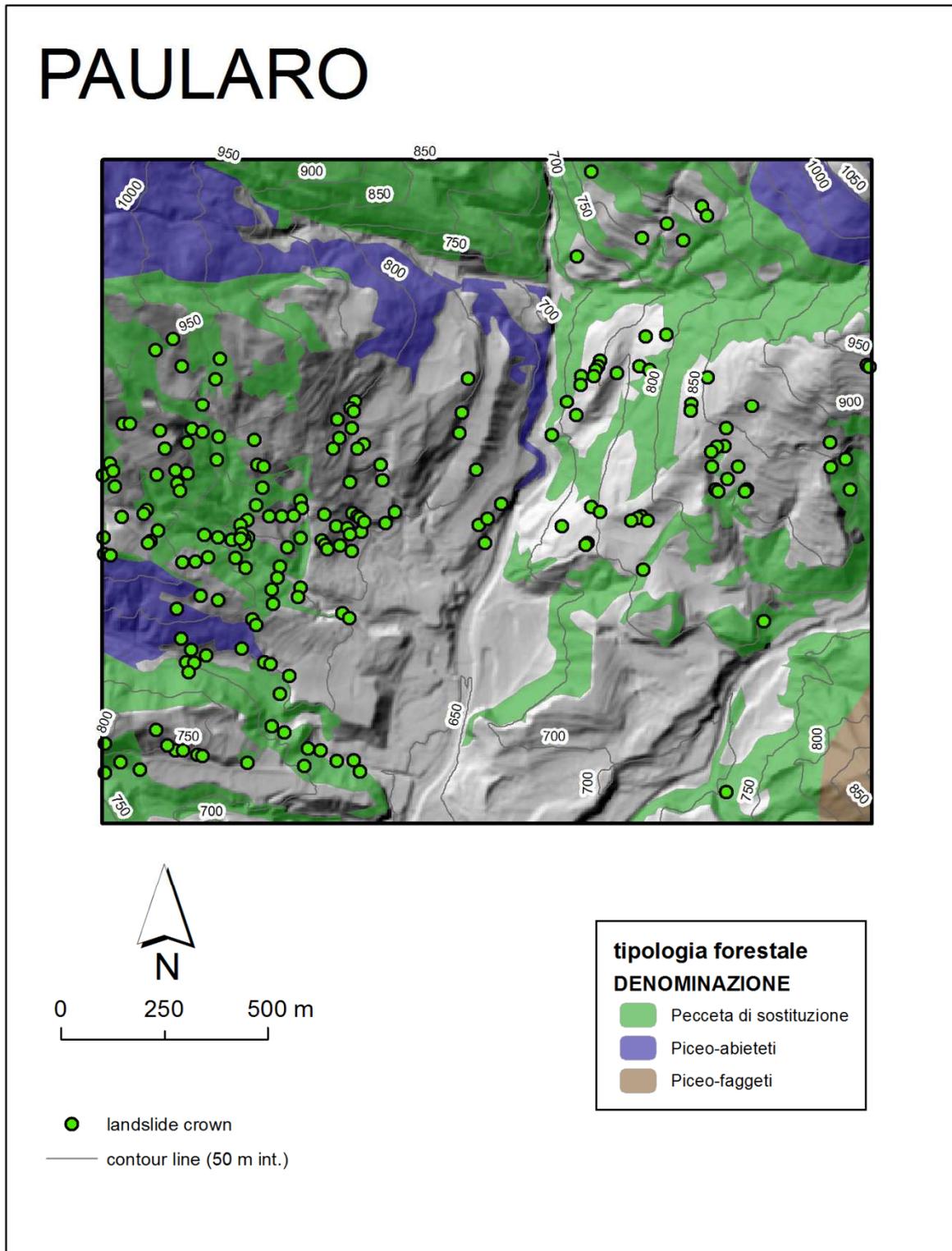


Figura 4.7: Area di studio di Paularo: distribuzione delle tipologie forestali.

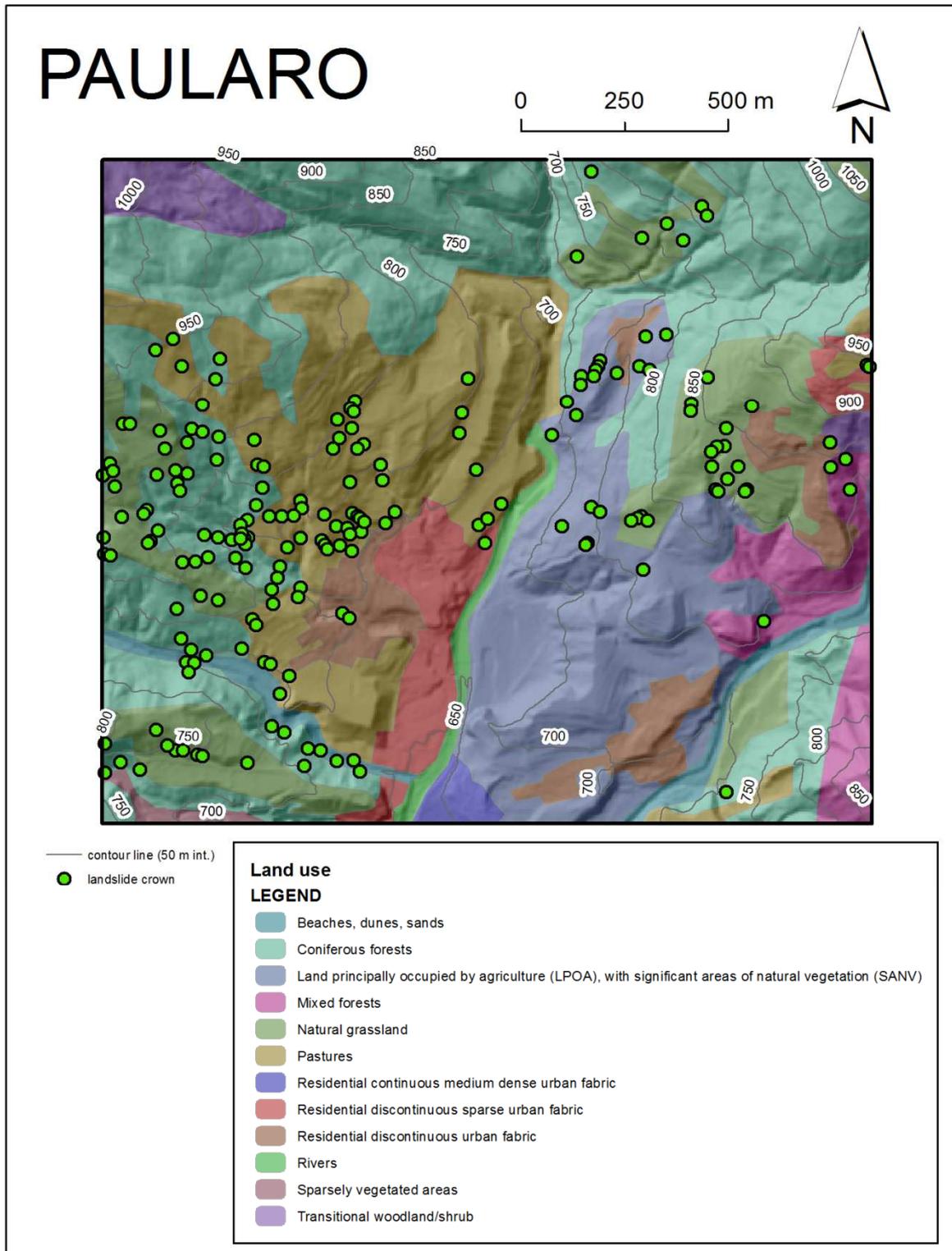


Figura 4.8: Area di studio di Paularo: distribuzione dell'uso del suolo.

**PARAMETRI GEOMORFOMETRICI FONDAMENTALI DEL BACINO E DELLE
ZONE IN FRANA PAULARO:**

lds area	media (m2)	246
	dev st	449
	1 quartile	25
	3 quartile	213
	min (m2)	25
	max (m2)	3000
	num	183
	tot (m2)	45000
	lds area/study area (%)	1.50

slope lds(deg)	media	19.20
	dev st	10.70
	1 quartile	11.20
	3 quartile	26.50
	min	0.01
	max	60.30

slope basin(deg)	media	23.40
	dev st	12.20
	1 quartile	13.70
	3 quartile	32.35
	min	0.01
	max	73.00

CASTELNOVO

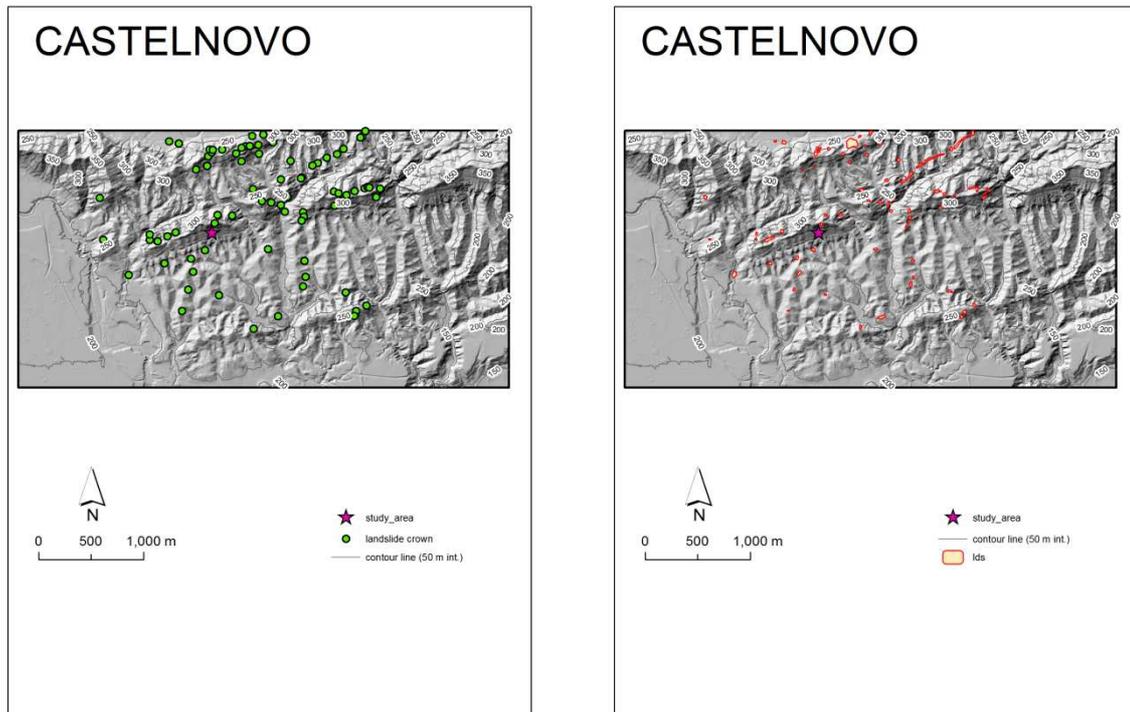


Figura 4.9: Descrizione dell'area di studio di Castelnovo e localizzazione delle frane superficiali utilizzate nello studio

Dati essenziali e parametri relativi all'area di studio:

Area = 11.55 km²

Pendenza media = 20° (max 60°)

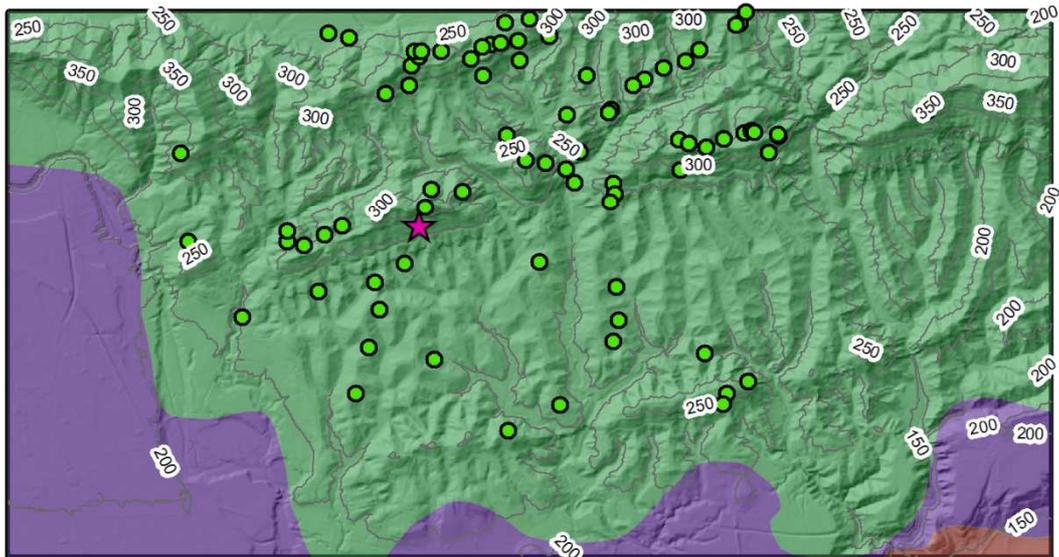
Spessore medio dei suoli = 0.5 m

Angolo di attrito interno = 22°

Variabilità del valore di coesione = 1.500 N/m²

Conducibilità idraulica satura laterale = 0.69 10⁻⁵ (m/s)

CASTELNOVO



0 500 1,000 m

- ★ study_area
- landslide crown
- contour line (50 m int.)

LITOLOGIE

- Marne siltose grigie a bivalvi
- alternanze di areniti e siltiti grigie a gasteropodi
conglomerati poligenici ed eterometrici prevalenti, siltiti ed arenarie
- Sedimenti alluvionali del settore montano, della pianura e litoranei
- Sedimenti fluvioglaciali ed alluvionali dell' alta pianura friulana

Figura 4.10: Area di studio di Castelnuovo: litologia.

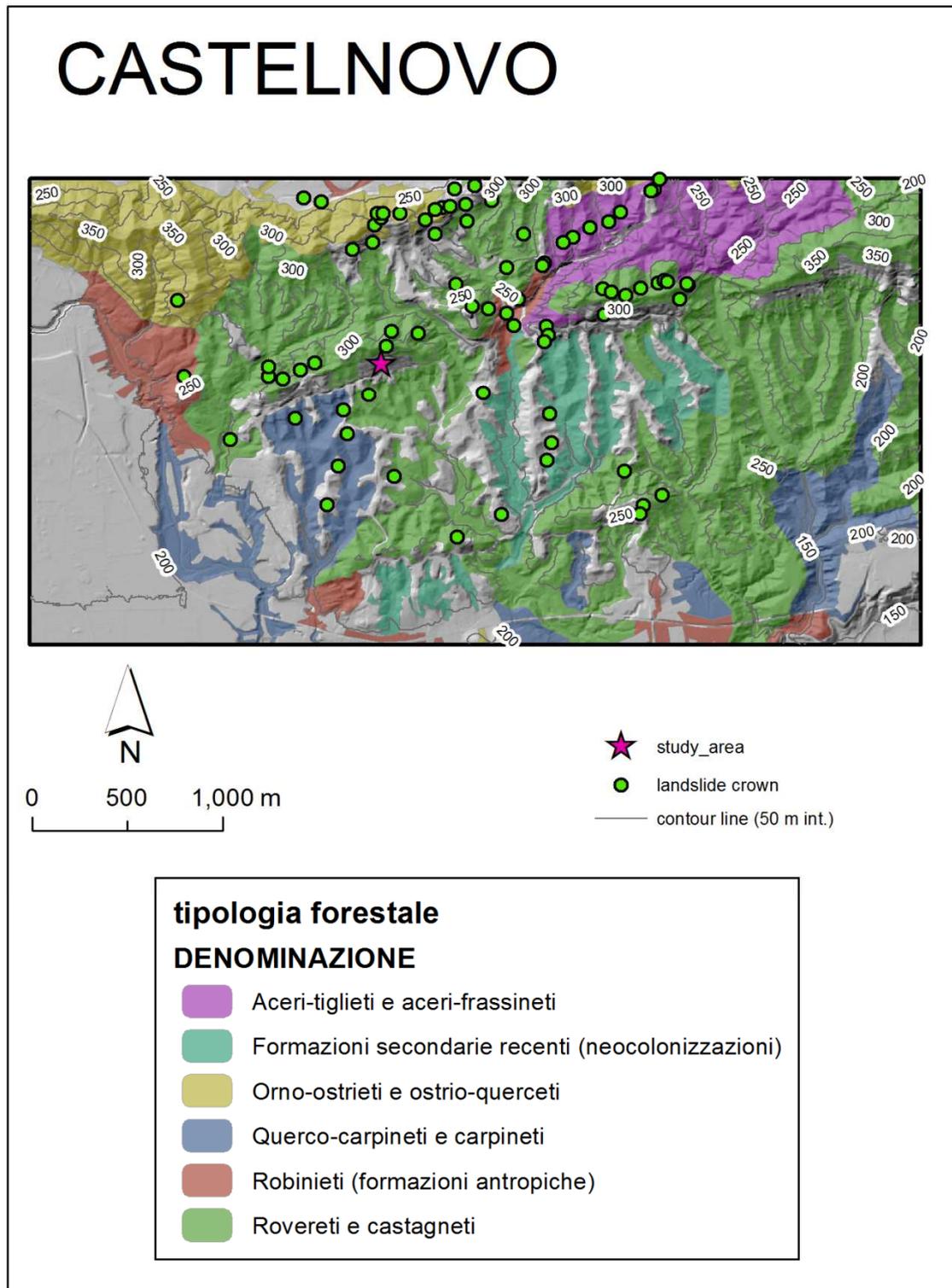


Figura 4.11: Area di studio di Castelnuovo: distribuzione delle tipologie forestali.

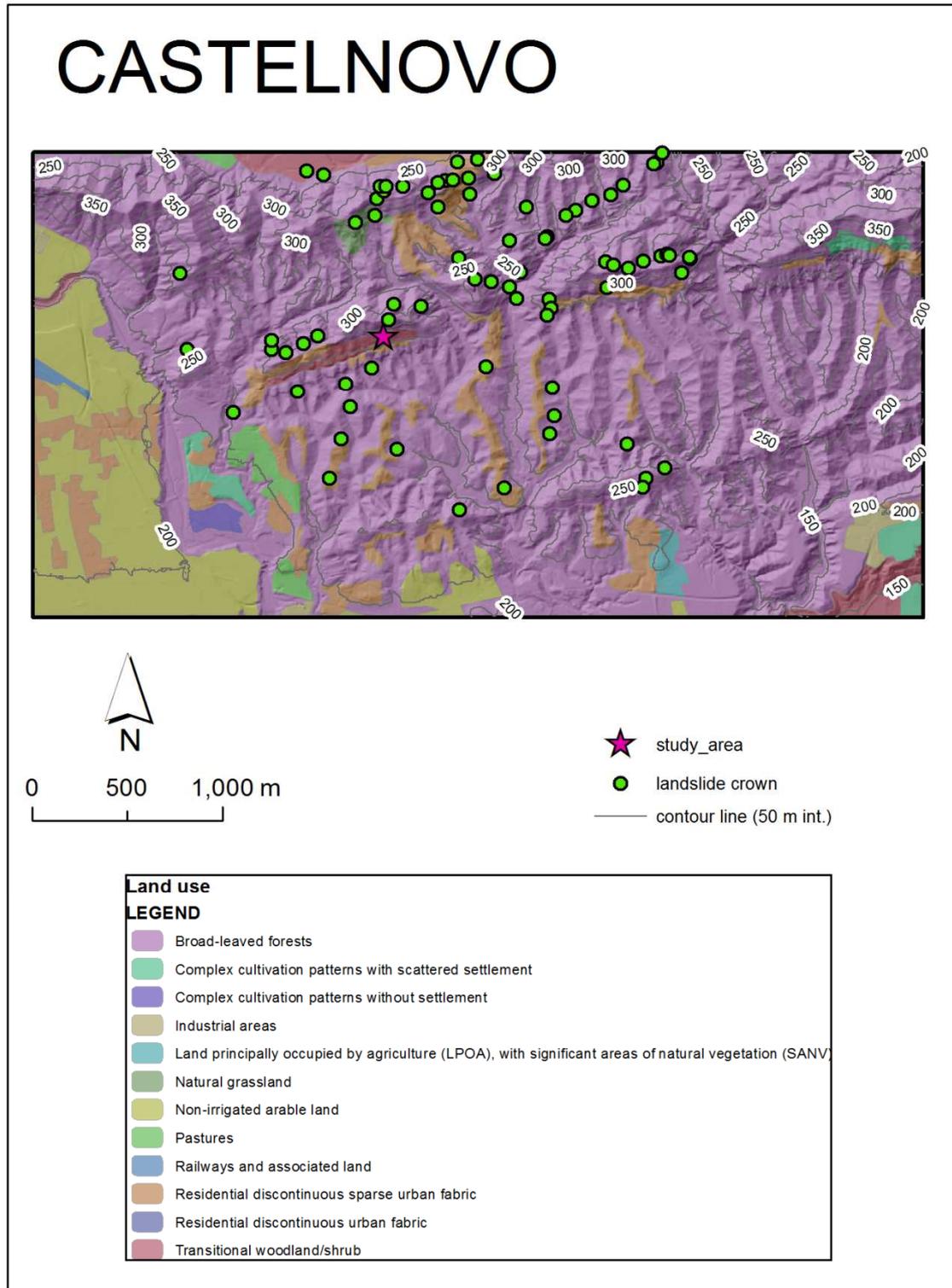


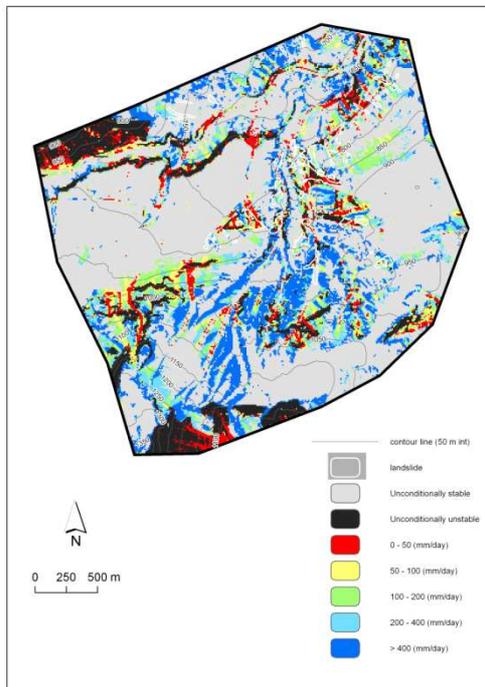
Figura 4.12: Area di studio di Castelnuovo: distribuzione dell'uso del suolo.

**PARAMETRI GEOMORFOMETRICI FONDAMENTALI DEL BACINO E DELLE
ZONE IN FRANA:**

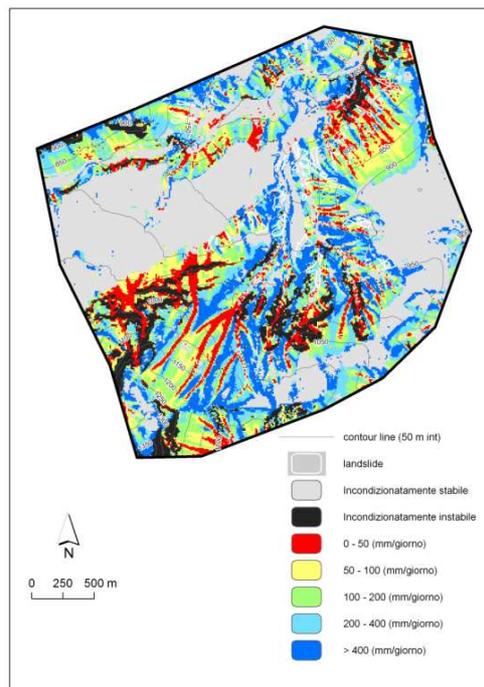
Ids area	media (m ²)	713
	dev st	888
	1 quartile	321
	3 quartile	710
	min (m ²)	34
	max (m ²)	1876
	num	74
	tot (m ²)	43103
	Ids area/study area (%)	0.37

slope lds(deg)	media	19.80°
	dev st	10.98
	1 quartile	11.90°
	3 quartile	26.84°
	min	0.01°
	max	70.60°

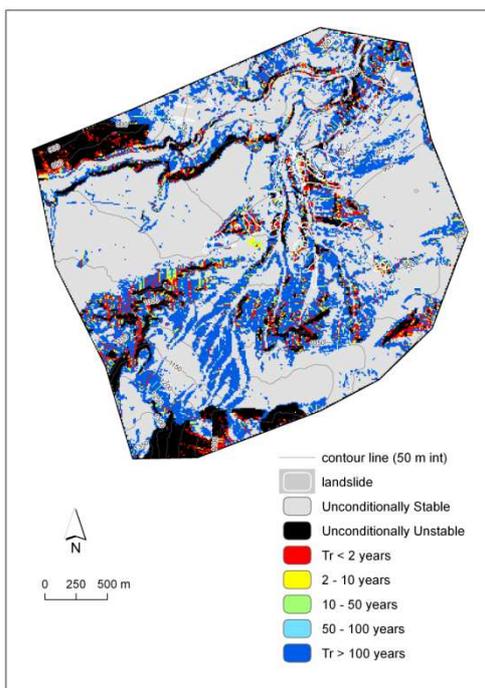
slope basin(deg)	media	19.70°
	dev st	13.20
	1 quartile	7.03°
	3 quartile	30.07°
	min	0.01°
	max	71.70°



a)

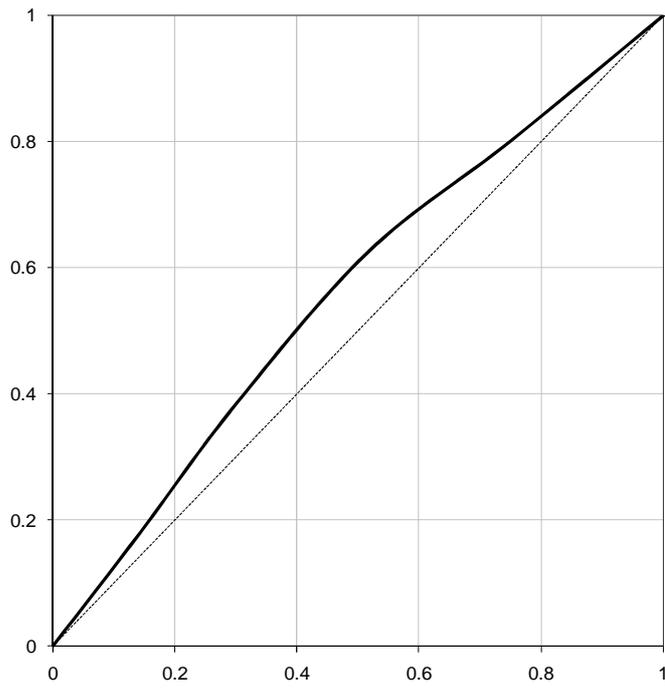


b)

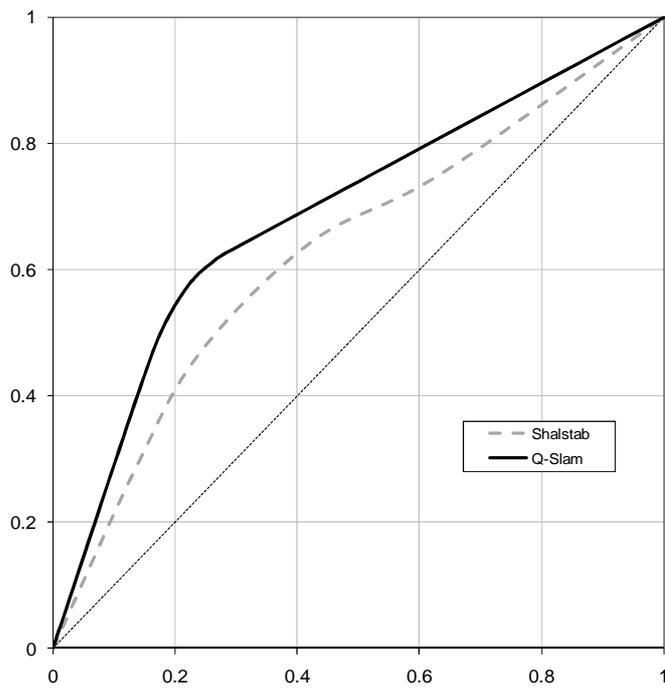


c)

Figura 4.13: Mappe di suscettibilità di frana superficiale per l'area di studio di Studena: a) Shalstab 45° C=0; b) Shalstab parametri da laboratorio; QD_SLAM.



a)



b)

Figura 4.14: Validazione della predizione di suscettibilità di frana per per l'area di studio di Studena.

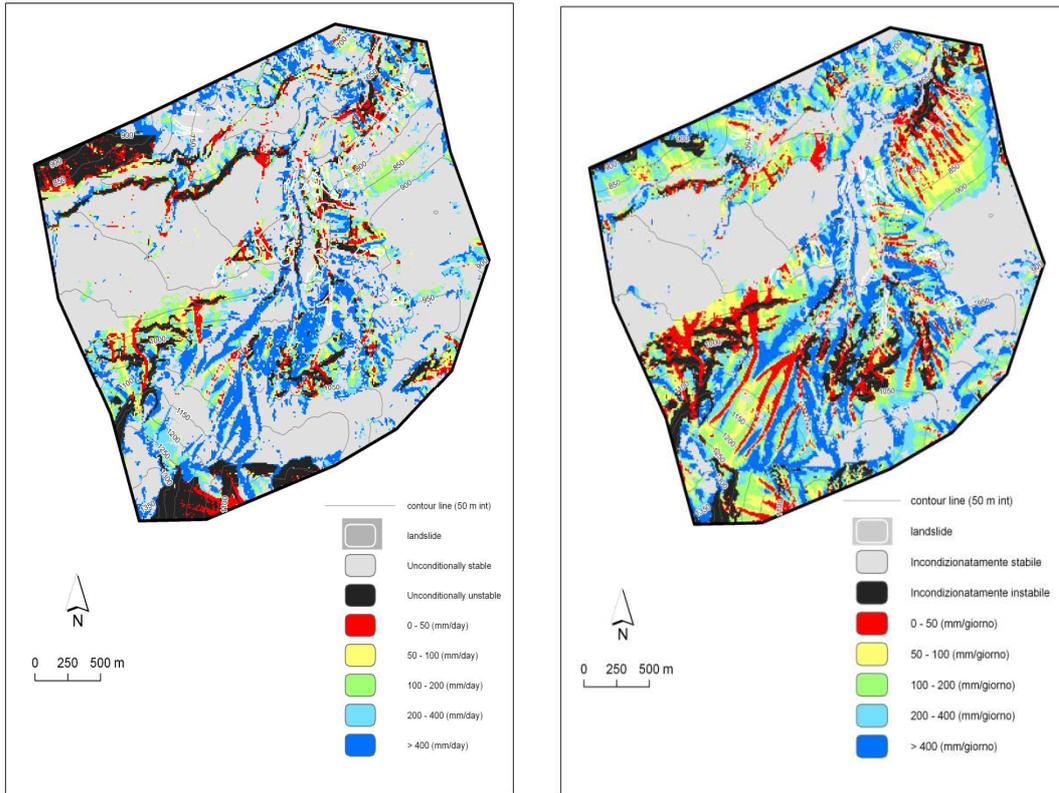
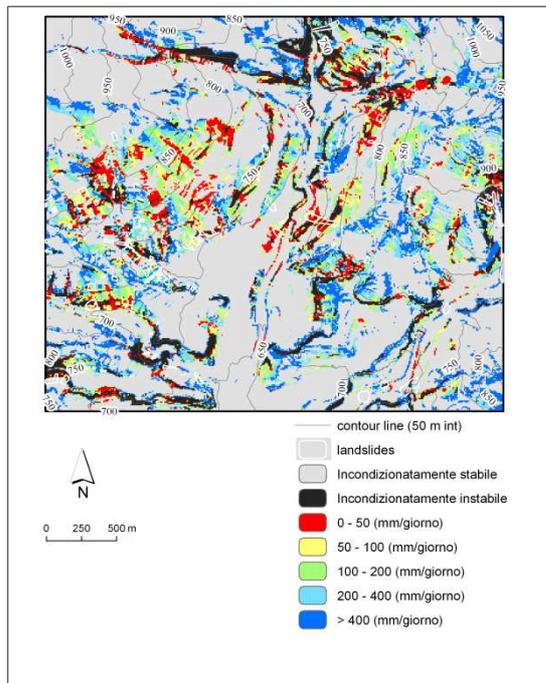
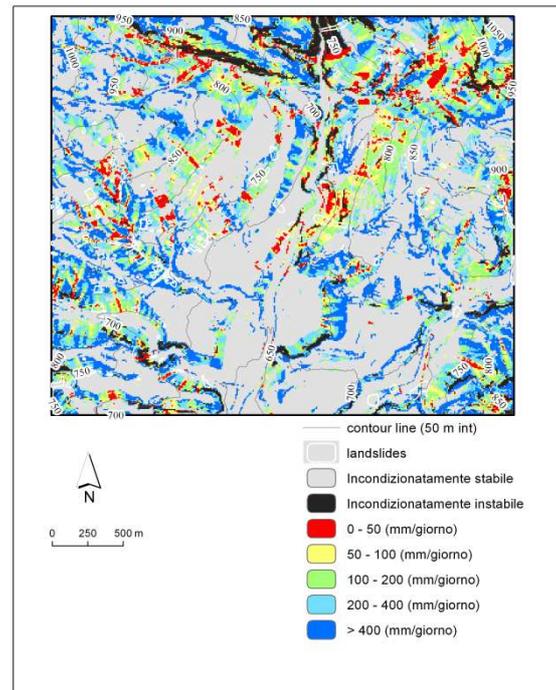


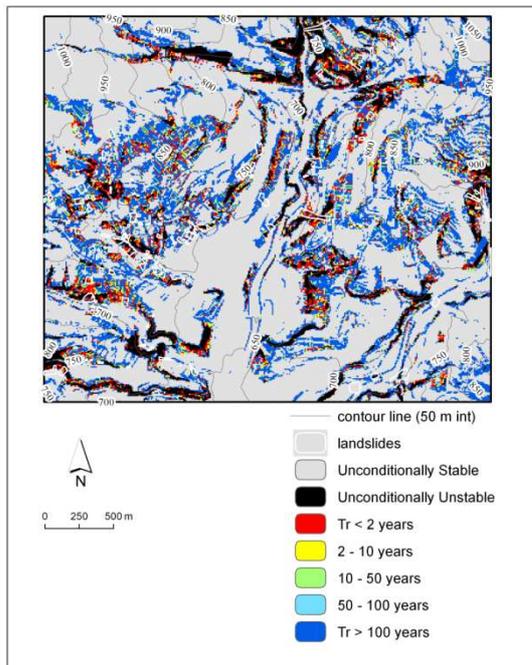
Figura 4.15: Mappatura della predizione di suscettibilità di frana per l'area di studio di Studena: influenza della diversa parametrizzazione della coesione apparente radicale.



a)

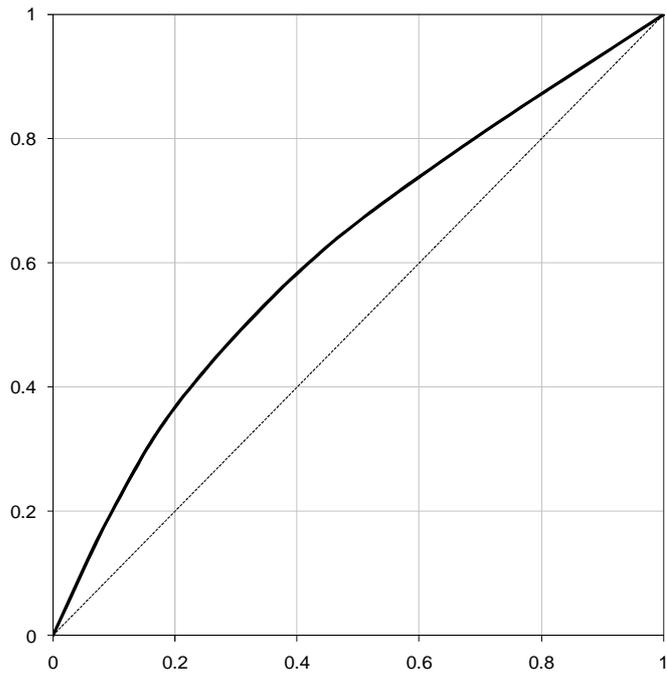


b)

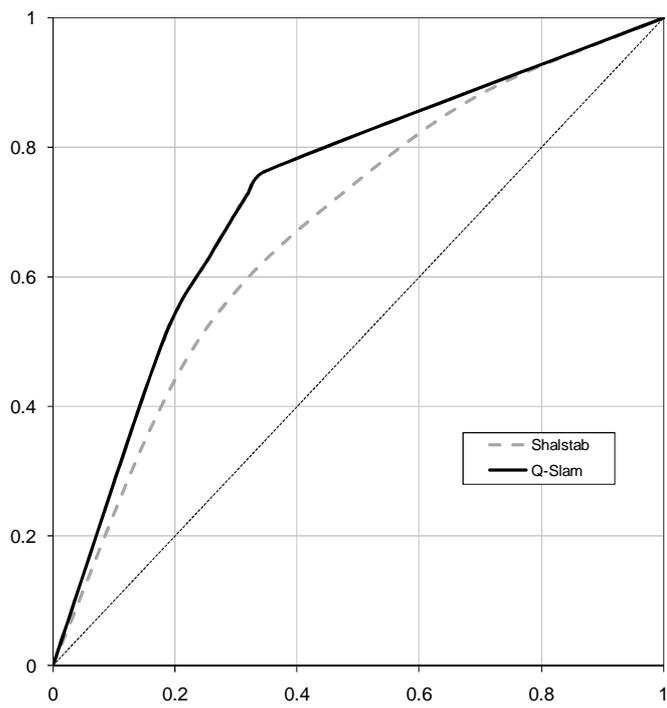


c)

Figura 4.16: Mappe di suscettibilità di frana superficiale per l'area di studio di Paularo: a) Shalstab 45° C=0; b) Shalstab parametri da laboratorio; QD_SLAM.

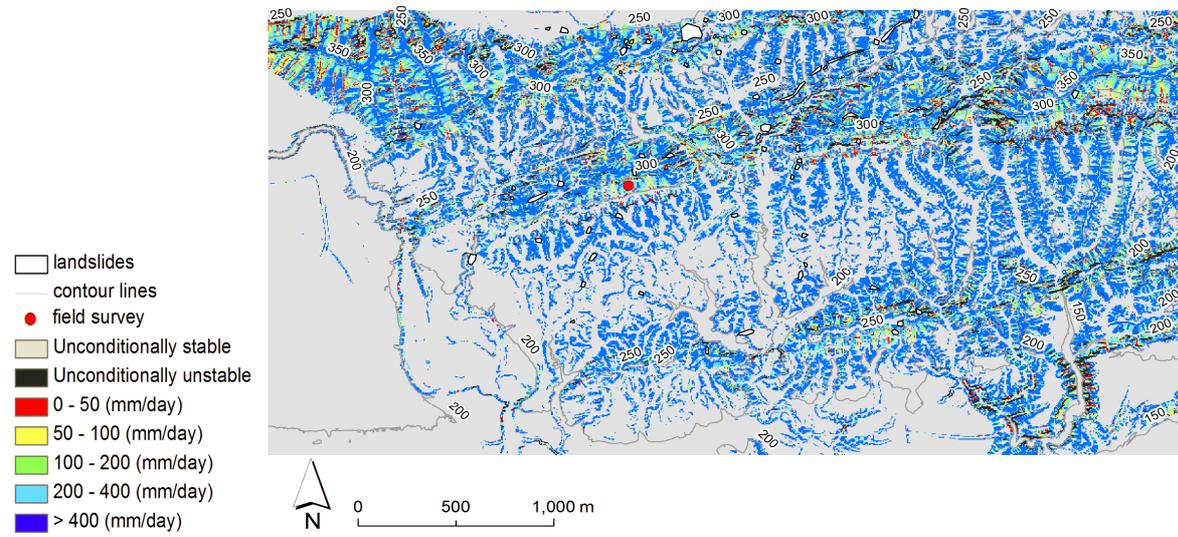


a)

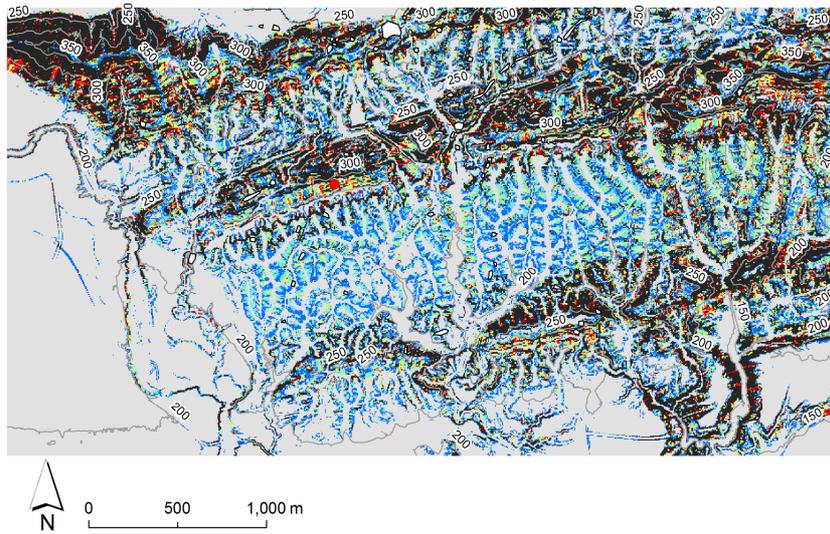


b)

Figura 4.17: Validazione della predizione di suscettibilità di frana per l'area di studio di Paularo.

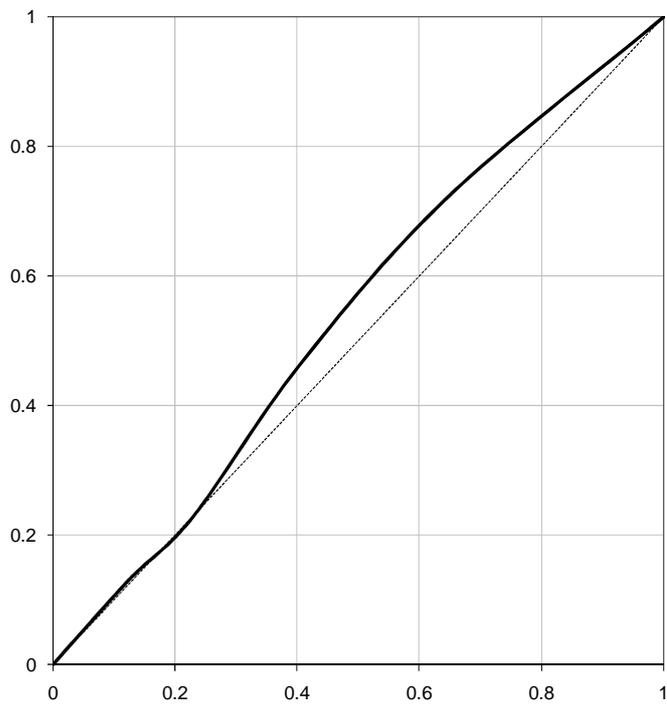


a)

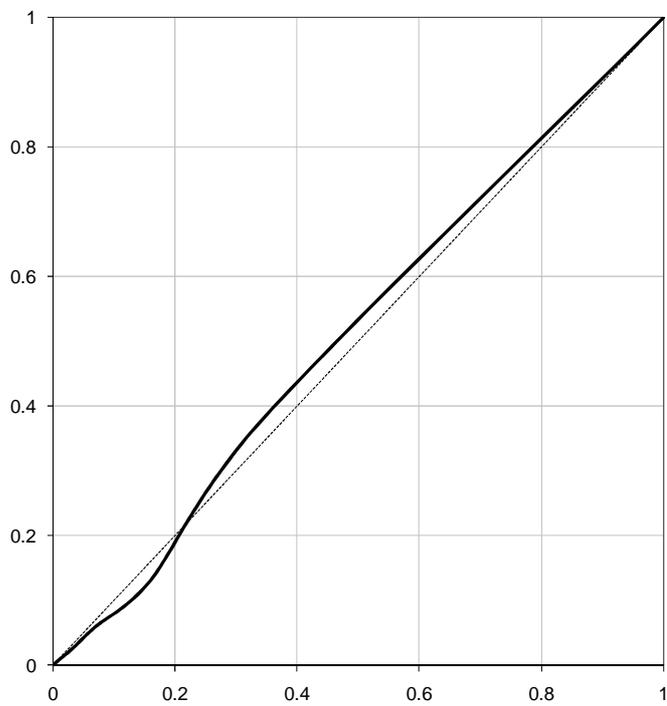


b)

Figura 4.18: Mappe di suscettibilità di frana superficiale per l'area di studio di Castelnuovo: a) Shalstab $45^\circ C=0$; b) Shalstab da parametri da laboratorio.



a)



b)

Figura 4.19: Validazione della predizione di suscettibilità di frana per l'area di studio di Castelnovo.

6. Conclusioni

In generale, l'esame dei risultati offerti dalla validazione di modelli su Studena e Paularo indica che i modelli SHALSTAB e QD_SLAM possono considerarsi accurati predittori della suscettibilità di frana quando possono essere applicati utilizzando i parametri geomeccanici ed idrologici evidenziati per l'area di studio dalle analisi di laboratorio. Quando invece si utilizzino parametri standard (angolo di attrito interno pari a 45° e terreni non coesivi) il potere predittivo dei modelli è assai modesto.

Nel caso di Castelnuovo invece tutti i modelli appaiono caratterizzati da potere predittivo assai modesto. La motivazione di tale risultato è da collegare alle ipotesi fisiche utilizzate nei modelli qui impiegati. Tali modelli sono stati sviluppati essenzialmente per la valutazione delle condizioni di stabilità di depositi colluviali, presenti all'interno di concavità morfologiche, fortemente condizionati dalla convergenza topografica dei flussi idrici sub-superficiali. Quando invece i processi di instabilità sono controllati da caratteri transitori dei processi di infiltrazione, come nel caso di Castelnuovo, la topografia controlla in modo assai meno diretto la suscettibilità di frana. Inoltre, le osservazioni sul campo effettuate indicano che un altro fattore determinante per la suscettibilità di frana nel caso di Castelnuovo è dato dalla storia del versante. Sono i movimenti franosi stessi a provocare scarichi tensionali e formazione di fratture locali che creano uno stato sfavorevole sia dal punto di vista geomeccanico che da quello idrologico. Queste caratteristiche non possono trovare un'adeguata descrizione in modelli di instabilità come quelli qui descritti ed applicati.

Riferimenti bibliografici

- Bacchi, B. e Villi V., 2001: Valutazione delle Piene del Triveneto. Pubblicazione del CNR - GNDCI - n. 2511 1 - 322 CNR-GNDCI Padova, Brescia GNDCI (Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche).
- Barling D.B., Moore I.D., Grayson R.B. (1994): A quasi-dynamic wetness index for characterising the spatial distribution of zones of surface saturation and soil water content, *Water Resource Research*, 30(4), 1029-1044
- Beven K.J. (1981): Kinematic subsurface stormflow, *Water Resources Research* 33, 1419-1424
- Borga M., Anagnostou E.N., Frank E. (2000): On the use of real-time radar rainfall estimates for flood prediction in mountainous basins, *Journal of Geophysical Research*, 105, D2, 2269-2280
- Borga M., Dalla Fontana G., Cazorzi F. (2002a): Analysis of topographic and climatic control on rainfall-triggered shallow landsliding using a quasi-dynamic wetness index, *Journal of Hydrology*, 268 (1-4), 56-71
- Borga M., Dalla Fontana G., Gregoretti C., Marchi L. (2002b): Assessment of shallow landsliding by using a physically based model of hillslope stability, *Hydrological Processes*, 16, 2833-2851
- Borga, M., Dalla Fontana, G., (2006a): Rapporto finale primo anno progetto PRIN "Rete nazionale di bacini sperimentali per il monitoraggio e la modellazione dei fenomeni di dissesto".
- Borga, M., Dalla Fontana G. e Vezzani C.: Regional rainfall depth-duration-frequency equations for an alpine region. *Natural Hazards*, 2005, in stampa.
- Borga, M. e Vizzaccaro A.: On the interpolation of hydrologic variables: formal equivalence of multiquadratic surface fitting and kriging. *Journal of Hydrology*, 195, 160-171, 1997.
- Burlando, P., e Rosso R., 1991: Statistical models for design storm prediction, in 'Modelli idrologici superficiali nella pianificazione di bacino', edito da U. Maione, Città Studi, Milano, 367-421.
- Burlando, P., e Rosso R., 1996: Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation. *J. Hydrol.*, Vol. 187, 45-64.
- Carrara A., Cardinali M., Detti R., Guzzetti F., Pasqui V., Peichenbach P. (1991): GIS techniques and statistical models in evaluating landslide hazard, *Earth Surface processes and Landforms*, 16, 427-445
- Casadei M., Dietrich W.E., Miller N.L. (2003): Testing a model for predicting the timing and location of shallow landslide initiation in soil-mantled landscapes, *Earth Surface Processes and Landform*, 28(9), 925-950
- Castellani L., Castelli F. (1996): Un modello probabilistico distribuito dei franamenti superficiali durante eventi meteorologici intensi, *Atti XXV Conv. Idraul. e Costr. Idraul.*, Torino, 18-20 Settembre 1996
- Coles, S., 2001: An introduction to statistical modeling of extreme values. Londra, Springer.
- Cunnane, C., 1988: Methods and merits of regional flood frequency analysis. *J. Hydrol.*, 100, 269-290.
- Dalla Fontana, G. e L. Marchi, 2003: Slope-area relationships and sediment dynamics in two alpine streams. *Hydrological Processes*, 17 (1), 73-87. doi: 10.1002/hyp.1115.
- Dalrymple, T., 1960: Flood frequency analysis. Water Supply Paper 1543-A, USGS, Reston, VA, USA.
- Dietrich W.E., Wilson C.J., Montgomery D.R., McKean J. (1993): Analysis of erosion thresholds, channel networks, and landscape morphology using a digital terrain model, *Journal of Geology*, 101, 259-278
- Dunne T., Black R.D. (1970): An experimental investigation of runoff production in permeable soils, *Water Resource Research*, 6(2), 478-90
- Fan Y., Bras R.L. (1998): Analytical solutions to hillslope subsurface storm flow and saturation overland flow, *Water Resource Research*, 34(3), 921-927
- Fiorentino, M., Versace P. e Rossi F., 1985: Regional flood frequency estimation using two-component extreme value distribution. *Hydrological Sciences Journal*, 30(1), 51-64.
- Fisher, R.A., 1929: Moments and product moments of sampling distributions, *R. London Math. Soc.*, 2(30), 199.
- Greenwood, J.A., Landwehr J.M., Matalas N.C. e Wallis J.R., 1979: Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form, *Water Resour. Res.*, 15(5), 1049-1054.
- Hazen, A., 1930: Flood flows, John Wiley, New York.
- Hosking, J.R.M. e Wallis J.R., 1993: Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour. Res.*, 29(2), 271-281.
- Hosking, J.R.M. e Wallis J.R., 1995: Correction to: "Some statistics useful in regional frequency analysis". *Water Resour. Res.*, 31, 1, 251.
- Hosking, J.R.M. e Wallis J.R., 1997: Regional frequency analysis. Cambridge University Press, 224 pp.
- Hosking, J.R.M., 1990: L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics, *J. R. Stat. Soc., Ser. B.*, 52(2), 105-124.

- Hosking, J.R.M., 1991: Approximations for use in constructing L-moments ratio diagrams. Research Report RC-16635, IBM Research Division, T.J. Watson Research Center, Yorktown Heights, N.Y.
- Iverson R.M. (2000): Landslide triggering by rain infiltration, *Water Resources Research*, 36, 1897-1910
- Jenkinson, A.F., 1955: The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quarterly J. Royal Met. Soc.*, 87-158.
- Katz, R.W., Parlange M.B. e Naveau P., 2002: Statistics of extremes in hydrology. *Advances in Water Resources*, 25, 1287-1304.
- Klemes, V., 2000: Tall tales about tails of hydrological distributions. *J. Hydrol. Eng.*, ASCE, 5(3), 232-239.
- Koutsoyiannis, D., 2004: Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: theoretical investigation. *Hydrol. Sci. J.*, 49(4), 575-590.
- Mann, H.B., 1945: Nonparametric test against trend. *Econometrica*, 13, 245-259.
- Menabde, M., Seed A., e Pegram C., 1999: A simple scaling model for extreme rainfall. *Water Resour. Res.*, Vol. 33(12); 2823-2830.
- Micheletti, S. e Salvador M., 2002: Appunti di meteorologia per il Friuli Venezia Giulia. ARPA-FVG, 2002.
- Mosetti, F., 1983: Sintesi sull'idrologia del Friuli Venezia-Giulia. Quaderni ETP, *Rivista di Limnologia*, (6), 1983.
- Querini, R., 1984: Il nubifragio delle prealpi carniche orientali (11 settembre 1983) ed i conseguenti dissesti idrogeologici. *Accademia Italiana di Scienze Forestali*, 1984.
- Ranzi, R., Mariani, M., Rossini, E. Armanelli, B., Bacchi, B., (1999): Analisi e sintesi delle piogge intense del territorio bresciano. "Technical Report N. 12", Università di Brescia, 94 pp.
- Stedinger, J.R., Vogel R.M. e Foufoula-Georgiou E., 1993 : Frequency analysis of extreme events, in Handbook of Applied Hydrology, cap. 18, Ed. D.A. Maidment, McGraw-Hill, New York.
- Stefanini, S., Gerdol S., e Stefanelli A., 1979: Studio per la definizione dei pericoli naturali della regione Friuli-Venezia-Giulia (alluvioni, mareggiate, frane e valanghe). *Assessorato dell'Agricoltura, Foreste, Economia Montana, Direzione Regionale delle Foreste*, 31 pp.
- Sveinsson, O.G.B., Salas J.D. e Boes D.C., 2002: Regional Frequency Analysis of Extreme Precipitation in Northeastern Colorado and Fort Collins Flood of 1997. *J. Hydrologic Engineering*, 7(1), 49-59.
- Tarolli, P., Borga, M., Cesare, B., Zanon, F., Tollardo, M., Maccon, P.P. (2006) Innesco di frane superficiali durante eventi di precipitazione brevi ed intensi in zone alpine. In: AA.VV.. Le sistemazioni idraulico-forestali per la difesa del territorio, Quaderni di Idronomia Montana, vol. 26, p. 95-112
- Tarolli, P., Borga, M., Dalla Fontana, G. (2008). Analyzing the influence of upslope bedrock outcrops on shallow landsliding, *Geomorphology*, 93, 186-200
- Veneziano, D., e Furcolo P., 2002: Multifractality of rainfall and scaling of intensity-duration-frequency curves. *Water Resour. Res.*, Vol. 38(12); 1306, doi:10.1029/2001WR000372.
- Villani, P., 1998: Analisi idologica delle massime precipitazioni e delle massime portate di piena in una regione omogenea al bacino del T. Tanaro. *CUGRI*, 1998.
- Vogel, R.M. e Fennessey N.F., 1993 : L moments diagrams should replace product moment diagrams, *Water Resour. Res.*, 29(6), 1745-1752.
- Wallis, J.R., 1989: Regional frequency analysis using L moments, Res. Rep. 14597, 17 pp., IBM Res. Div., T.J. Watson Res. Cent., Yorktown Heights, N.Y..
- Wallis, J.R., Matalas N.C. e Slack J.R. , 1974: Just a moment!, *Water Resour. Res.*, 27(12), 3149-3158.
- Wang, Q.J., 1996: Direct sample estimators of L moments, *Water Resour. Res.*, 32(12), 3617-3619.