Organizzazione spaziale di network di fratture in rocce carbonatiche: applicazione allo studio di reservoir di idrocarburi

Vincenzo Guerriero

Tutor Prof. Stefano Mazzoli

Co-tutor Prof. Stefano Vitale



Università "Federico II" di Napoli Tesi di Dottorato in Scienze della Terra – a.a. 2008/09

Dedicato

A mio padre, uomo di estesa cultura scientifica, che non è più in vita. Ad ogni soddisfazione professionale e traguardo in campo scientifico, raggiunti in questi tre anni, ho sempre pensato con profondo rammarico "... peccato che non sia qui adesso...". A mia madre.

Prefazione

Lo studio delle strutture da deformazione fragile assume un ruolo centrale in diversi ambiti della geologia strutturale poiché esse *i*) forniscono informazioni circa sforzi e deformazioni subiti dalle rocce e *ii*) condizionano in maniera determinante il comportamento meccanico ed idraulico delle rocce.

L'analisi quantitativa delle fratture, permette di calcolare (in termini di stima statistica) gli sforzi che hanno prodotto le strutture osservate e lo strain finito ad esse associato, fornendo informazioni importanti circa il contesto tettonico in cui tali deformazioni sono avvenute. Inoltre una corretta caratterizzazione del network di fratture consente una valutazione del comportamento meccanico delle rocce in risposta alla realizzazione di opere ingegneristiche quali ad esempio gallerie o scavi con svariate geometrie, nonché del loro comportamento idraulico, poiché i fluidi si spostano all'interno delle fratture con velocità superiori di diversi ordini di grandezza rispetto a quelle riscontrabili nella roccia porosa non fratturata.

La definizione del comportamento idraulico delle rocce è al centro dell'attenzione dei ricercatori in aree di studio di grande attualità quali la ricerca petrolifera, lo studio della diffusione di fluidi inquinanti connessi al trasporto o stoccaggio dei rifiuti, lo smaltimento di scorie nucleari, nonché altri studi concernenti svariati problemi ambientali connessi alla circolazione sotterranea dei fluidi.

Nel capitolo I vengono illustrati i fondamenti dell'analisi statistica delle fratture. In questo capitolo sono descritti i principali obiettivi dell'analisi quantitativa delle strutture e le informazioni che essa può fornire. Inoltre vengono fatte alcune considerazioni sulla teoria dei metodi d'inversione, per il calcolo dello stress tettonico che ha prodotto le strutture osservate. Infine è sinteticamente illustrato un metodo, da noi proposto, per il calcolo dello strain finito subito dalle rocce esaminate, a grande scala, sulla base di dati statistici da scan line. Nei capitoli successivi vengono illustrati i metodi avanzati di analisi statistica delle fratture, con particolare attenzione alle applicazioni nel campo della ricerca petrolifera. Il capitolo II esamina il problema delle indeterminazioni associate alle stime statistiche di caratteri della fratturazione quali la densità di fratture ed i parametri che definiscono la distribuzione di probabilità delle aperture dei joint. Inoltre vengono qui sviluppate nuove equazioni per il calcolo dell'intervallo di confidenza per la densità di fratture. Il capitolo III illustra un insieme di metodi specifici per l'analisi statistica delle aperture dei joint e della loro distribuzione spaziale. I metodi proposti sono nuovi e sono stati sviluppati al fine di migliorare i risultati dell'analisi statistica. Nel capitolo IV è descritta nel dettaglio l'analisi di una successione carbonatica rappresentante un analogo superficiale di un reservoir sepolto, finalizzata alla caratterizzazione delle strutture permeabili presenti. Sulla base di tale analisi vengono individuati i corretti modelli di distribuzione statistica per le diverse tipologie di fratture incontrate, giungendo alla formulazione di un modello per le strutture permeabili presenti in un reservoir fratturato di idrocarburi..

Lo sviluppo di programmi di calcolo per il trattamento automatico di una grande quantità di dati statistici, nonché per la verifica - tramite simulazioni Monte Carlo - di alcune conclusioni teoriche ottenute, è stato parte integrante di questa ricerca. Al termine di capitoli II e III, sono sinteticamente descritti alcuni dei software di calcolo e simulazione (i cui codici sorgenti sono riportati in appendice) che sono stati sviluppati in questo lavoro.

Quasi tutti i capitoli sono stati scritti in maniera che possano essere letti indipendentemente l'uno dall'altro. Per ottenere ciò in certi casi è stato talvolta necessario ripetere in ognuno di essi, anche se parzialmente, alcuni concetti comuni già esposti negli altri capitoli. La lettura del capitolo I dovrebbe precedere quella di ognuno dei capitoli successivi. Il capitolo II ed i successivi trattano argomenti specifici e possono essere letti autonomamente.

Pubblicazioni prodotte o collegate al presente lavoro di tesi

- Vitale, S., M. D'amore, G. Frijia, V. Guerriero, A. Iannace, S. Mazzoli, M. Parente, 2007. Quantifying the role of mechanical stratigraphy and dolomitization in fractured carbonates: the added value of a scaleindependent approach linked to petrophysical classes. Geophysical Research Abstracts, Vol. 9, 04354, EGU2007 (poster)
- Iannace, A., S. Mazzoli, M. Parente, M. D'amore, L. Galluccio, S. Vitale, V. Guerriero, 2008. Integrated Characterization of Middle Cretaceous dolomitized limestones of the Sorrento Peninsula: an analog for the Val d'Agri reservoirs. Internal report for Shell Italia E/P.
- Iannace, A., L. Galluccio, V. Guerriero, S. Mazzoli, M. Parente, S. Vitale, 2008. Dolomites within the Mesozoic carbonates of Southern Apennines (Italy): genetic models and reservoir implications. Rendiconti online Società Geologica Italiana, 2, 109-114.
- Guerriero, V., S. Mazzoli, S. Vitale, 2009. Multi-scale statistical analysis of scan line data from reservoir analogues. Rendiconti online Società Geologica Italiana, 5, 104-107.
- Guerriero, V., Iannace, A., Mazzoli, S., Parente, M., Vitale, S., Giorgioni M., 2009. Quantifying uncertainties in multi-scale studies of fractured reservoir analogues: Implemented statistical analysis of scan line data from carbonate rocks. Journal of Structural Geology, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.
- Mazzoli, S., S. Vitale, G. Delmonaco, V. Guerriero, C. Margottini and D. Spizzichino, 2009. 'Diffuse faulting' in the Machu Picchu granitoid pluton,

Eastern Cordillera, Peru. Journal of Structural Geology, doi:10.1016/j.jsg.2009.08.010.

- Guerriero, V., S. Vitale, S. Mazzoli, 2009. Improved statistical multi-scale analysis of fractures in carbonate reservoir analogues. Journal of Structural Geology (under review).
- Iannace, A., L. Galluccio, V. Guerriero, S. Mazzoli, M. Parente, S. Vitale, M. D'amore, M. Giorgioni, 2009. Early diagenesis impact on multi-scale petrophysical heterogeneities in fractured dolomitized limestones ('middle' Cretaceous, southern Apennines, Italy). AAPG Bulletin (submitted).
- Guerriero, V., S. Mazzoli, S. Vitale, A. Iannace, 2009. Permeability model for a naturally fractured reservoir. AAPG Bulletin (submitted).
- Guerriero, V., S. Mazzoli, 2009. A theoretical approach to effective stress in rocks and soils. Mechanics of Materials (submitted).

Ringraziamenti

La mia più sincera gratitudine va ai miei relatori Stefano Mazzoli e Stefano Vitale per aver creduto in me fin dall'inizio, per quello che mi hanno insegnato, per avermi messo in condizione di lavorare al meglio motivandomi ed incoraggiandomi in ogni occasione.

Ringrazio inoltre il coordinatore del progetto di ricerca, Alessandro Iannace, per le numerose discussioni, spiegazioni e gli utili consigli.

Un affettuoso ringraziamento va anche alla collega Laura Galluccio.

Sono riconoscente al relatore esterno, Dr. Marco Antonellini dell'Università di Bologna, per la lettura critica della tesi di dottorato e le incoraggianti parole di apprezzamento circa il lavoro svolto.

Infine si ringrazia Shell Italia E&P per il finanziamento del progetto di ricerca in cui si inserisce il presente lavoro.

Indice

1 – Introduzione all'analisi statistica delle fratture	15
1.1 I principali scopi dell'analisi statistica delle fratture	15
1.2 Rilevamento del campione statistico ed analisi delle giaciture di fratture	16
1.3 Distribuzioni statistiche di caratteristiche delle fratture quali lunghezza, apertura, spaziatura	17
1.4 Il problema delle incertezze associate alle stime statistiche ottenute	18
1.5 Determinazione del tensore di stress sulla base di dati statistici di orientazione di piani di faglia e di vettori di slip: il problema inverso dei fault slip data	19
1.6 Calcolo dello strain finito a scala regionale su base statistica: un nuovo metodo	24
2 – Il problema delle incertezze nello studio multi-scala di rocce carbonatiche fratturate: un case study da un analogo di reservoir affiorante in Penisola Sorrentina	27
2.1 Introduzione	27
2.2 Assetto geologico e dati rilevati	29
2.3 Analisi delle incertezze	33
2.3.1 nuove formule per il calcolo dell'intervallo di confidenza per le densità di fratture	34
2.4 Criterio per la riduzione delle incertezze	38
2.5 Considerazioni conclusive	40
2.6 Il software di analisi sviluppato	41
3 – Metodi avanzati di analisi statistica delle fratture: miglioramento dell'analisi di dati di scan-line da analoghi di reservoir fratturati	43
3.1 Introduzione	43

3.2 Dati rilevati	46
3.3 Analisi statistica	47
3.3.1 analisi della distribuzione spaziale delle fratture	47
3.3.1.1 il metodo Bootstrap	49
3.3.1.2 probability plots	50
3.3.1.3 analisi di autocorrelazione di valori consecutivi di spaziatura	51
3.3.2 analisi della distribuzione di probabilità delle aperture	53
3.3.2.1 incertezze ed errori nell'analisi di scan line data	55
3.3.2.2 nuovo criterio per la riduzione delle incertezze nell'analisi statistica multi-scala	56
3.3.2.3 testing del metodo tramite simulazioni Monte Carlo	57
3.3.2.4 nuove equazioni per il calcolo dell'intervallo di confidenza per l'esponente della legge di potenza	59
3.4 Considerazioni conclusive	61
3.5 Software sviluppato per l'analisi delle spaziature	62
3.6 Programma per la simulazione Monte Carlo dei parametri che definiscono la distribuzione dei valori di apertura	
4 – Un modello per le strutture permeabili presenti in un reservoir fratturato	65
4.1 Introduzione	65
4.2 Perché è necessario un nuovo modello di fracture network?	66
4.3 Dati di fratture rilevati	69
4.4 Analisi statistica e di scala	71
4.4.1 faglie e damage zone	72
4.4.2 set di joint stratabound	73
4.4.3 set di joint non-stratabound	77
4.5 Modello gerarchico delle strutture permeabili	80

	4.5.1 sistemi di faglie e di shear joint	80
	4.5.2 sistemi di joint stratabound	80
	4.5.3 sistemi di joint non-stratabound	81
	4.5.4 la host rock porosa non fratturata	81
	4.5.5 applicazioni alla modellizzazione	82
4.6	Considerazioni conclusive	83

Riferimenti Citati

85

ALLEGATI	93
Allegato I - Analisi dei dati di scan line condotte su affioramento	95
Allegato II - Schermata principale e codice sorgente del programma per l'analisi dei dati di scan line	109
Allegato III - Analisi statistica avanzata dei dati di scan line condotte a differenti scale	133
Allegato IV - Schermata principale e codice sorgente del programma per l'applicazione del metodo bootstrap e per la produzione del correlogramma, sui dati di spaziatura tra fratture	149
Allegato V - Schermata principale e codice sorgente del programma per la simulazione Monte Carlo di dati di scan line e micro-scan line	159

1 – Introduzione all'analisi statistica delle fratture

1.1 I principali obiettivi dell'analisi statistica delle fratture

Tra gli obiettivi di portata generale (ossia finalizzati a scopi accademici oppure applicativi) dell'analisi statistica delle strutture da deformazione fragile nelle rocce, troviamo la determinazione quantitativa degli sforzi e deformazioni associati alle strutture osservate. La quantificazione di tali grandezze fornisce informazioni fondamentali circa il contesto tettonico in cui le deformazioni si sono prodotte. Tali informazioni trovano riscontro in diversi contesti applicativi che vanno dalla sismologia alla geologia degli idrocarburi.

L'analisi statistica, inoltre può avere un ruolo puramente descrittivo delle strutture incontrate, fornendone una rappresentazione quantitativa delle principali caratteristiche, in termini di organizzazione spaziale dei network di fratture - ossia orientazione reciproca delle fratture, densità di fratture, tipo di distribuzione spaziale, quali distribuzione equispaziata, casuale o raggruppata - e di caratteri individuali delle fratture, quali apertura o spostamento tangenziale, lunghezza, forma, materiale di riempimento ecc. La descrizione delle fratture è di particolare interesse in diversi contesti applicativi, poiché essa può fornire informazioni circa il comportamento meccanico o idraulico della roccia fratturata. Con riferimento al comportamento idraulico delle rocce, la caratterizzazione quantitativa delle strutture presenti fornisce la base per la simulazione di network di fratture finalizzata a svariati scopi applicativi. Infatti la previsione del comportamento idraulico delle rocce fratturate, trova applicazione in contesti di ricerca di grande attualità quali la ricerca di idrocarburi o risorse minerarie, la diffusione di agenti inquinanti nel sottosuolo, lo stoccaggio di rifiuti ordinari e speciali, l'approvvigionamento idrico ed altri studi concernenti svariati problemi ambientali connessi alla circolazione sotterranea dei fluidi.

In questo lavoro di ricerca è stata trattata principalmente l'analisi statistica finalizzata allo studio di reservoir carbonatici fratturati di idrocarburi.

1.2 Rilevamento del campione statistico ed analisi delle giaciture di fratture

La prima fase dell'analisi strutturale consiste nell'individuazione delle principali famiglie di fratture. Una prima distinzione spesso può già essere effettuata dall'osservazione in campagna. Tuttavia un'opportuna analisi statistica è necessaria, poiché fornisce informazioni quantitative circa la giacitura media dei set di fratture ed in molti casi consente di osservare caratteristiche relative a tali set, che non sempre possono essere osservate tramite un'analisi visiva, quali ad esempio, la dispersione delle giaciture rispetto alla giacitura media, la presenza di sub-set di fratture ecc.

Il campionamento statistico consiste nella rilevazione delle caratteristiche di un insieme di fratture che siano rappresentative delle strutture presenti nell'area in studio. Il campione può essere costituito dalle fratture che intersecano una superficie, solitamente contenuta nel paino campagna o in affioramento (scan area), oppure che intersecano una retta ideale, opportunamente orientata, sul piano dell'affioramento (scan line; Fig. 1.1a). In questo lavoro si è applicata sistematicamente la seconda metodologia.



Fig. 1.1 a) Esecuzione di scan line su affioramento. **b)** Dati di giacitura per le fratture rilevate in otto scan line condotte su una successione carbonatica affiorante in Penisola Sorrentina: contour plot dei poli di piani di frattura su proiezione stereografica equivalente, emisfero inferiore.

La modalità di esecuzione della scan line – in termini di orientazione, lunghezza, caratteristiche delle fratture che vengono registrate ecc. - dipende dalle caratteristiche dei set di fratture che si analizzano e dagli scopi dell'analisi statistica. In ogni caso la giacitura delle fratture è uno dei parametri che viene sempre registrato, nell'esecuzione di scan line, qualunque sia lo scopo dell'analisi. La rappresentazione più diffusa, per

statistiche riguardanti le giaciture delle strutture planari, consiste nel riportare le orientazioni delle normali a tali piani su proiezione stereografica equivalente. Solitamente i dati sono riportati come contour plot, ossia diagrammi con isolinee congiungenti punti del piano caratterizzati dalla stessa densità di poli (numero di poli per unità di superficie). In Fig. 1.1b è riportato il contour plot relativo alle orientazioni di joint tensionali e vene rilevati in una successione carbonatica affiorante in Penisola Sorrentina (Area di Napoli).

1.3 Distribuzioni statistiche di caratteristiche delle fratture quali lunghezza, apertura, spaziatura

L'analisi quantitativa delle fratture spesso richiede la determinazione delle distribuzioni statistiche di attributi delle fratture quali, ad esempio, la lunghezza, l'apertura o lo shear displacement, la spaziatura. La distribuzione statistica di una variabile continua X è comunemente descritta tramite la funzione di distribuzione cumulativa F(x). Questa è definita come la probabilità che $X \le x$. La distribuzione cumulativa empirica, su un campione di N elementi, è calcolata come numero di elementi per i quali risulti $X \le x$, rapportato al numero totale N. Si noti che risulta $F(x) \le I$ per ogni valore di x. In Fig. 1.2a è riportata, a titolo d'esempio, la distribuzione cumulativa calcolata per gli spessori degli strati di una successione carbonatica. Come si può osservare, la determinazione della distribuzione cumulativa empirica ha consentito di calcolare una distribuzione di probabilità teorica che meglio si adatta ai dati (riportata con linea a tratto continuo), data da una legge log-normale (Dekking et al., 2005).

Nei casi in cui la distribuzione di probabilità assuma valori infiniti è necessario utilizzare una definizione differente per la distribuzione cumulativa. Questo è il caso, frequentemente incontrato in geologia strutturale (così come in diversi altri settori scientifici), in cui la distribuzione di probabilità è definita da una legge di potenza. In questo caso la distribuzione cumulativa di X è spesso definita come il numero di elementi per metro per i quali risulti $X \ge x$. Per esempio si può definire la distribuzione cumulativa delle aperture dei joint tensionali come il numero di joint, per metro, con apertura maggiore o uguale ad x. La distribuzione cumulativa definita in questo modo può assumere valori maggiori di 1. In Fig. 1.2b è riportata la distribuzione cumulativa delle aperture di joint e vene appartenenti allo stesso set, rilevata su più scale di osservazione, in uno strato di calcare micritico. Nel diagramma è riportata anche l'equazione della legge di potenza che meglio approssima i dati.



Fig. 1.2 a) Distribuzione cumulativa empirica degli spessori degli strati appartenenti alla successione carbonatica studiata. Con tratto continuo è indicata la distribuzione log-normale di best fit. **b)** Distribuzione cumulativa delle aperture dei joint rilevata su uno strato di calcare appartenente alla medesima successione. L'equazione nel riquadro indica la legge di potenza che descrive la distribuzione.

1.4 Il problema delle incertezze associate alle stime statistiche ottenute

Uno dei problemi fondamentali della statistica inferenziale consiste nella quantificazione delle incertezze associate ad una stima campionaria. Per esempio, è noto che una stima della media di valori di spaziatura tra fratture, ottenuta da un campione di 5 elementi è meno attendibile della medesima stima effettuata su di un campione di 100 elementi. Questa è una descrizione qualitativa dell'incertezza associata alla stima della media. Una descrizione quantitativa delle incertezze può essere fornita dall'intervallo di confidenza della stima ottenuta. Questo è definito (Dekking et al. 2005) come l'intervallo reale - nell'intorno del valore stimato - contenente il valore 'vero' del parametro, ossia il valore che il parametro assume per l'intera popolazione, con una determinata probabilità. Per esempio l'intervallo di confidenza al 95% di una media campionaria della variabile X, è l'intervallo $[x_{min}; x_{max}]$ che contiene la sua media reale con probabilità del 95% (i valori più comunemente usati in statistica sono 90% e 95%). L'ampiezza dell'intervallo dipende dal numero di elementi, che compongono il campione statistico, e dalla variabilità statistica della grandezza studiata (spesso definita dalla deviazione standard). Ovviamente un intervallo di confidenza molto ampio è indicativo di una notevole incertezza associata ad una stima campionaria.

In generale. Il problema della determinazione dell'intervallo di confidenza di una stima campionaria può essere posto nei termini seguenti: i) "quanto è attendibile la stima del parametro X ottenuta da un campione di N elementi?"; oppure ii) "quanti elementi devo campionare (ovvero fino a quando devo continuare a prelevare misure) perché l'intervallo di confidenza assuma l'ampiezza desiderata, per es. perché l'ampiezza sia minore o uguale al 20% della stima ottenuta?".

Con riferimento al nostro ambito di ricerca, il problema delle incertezze è particolarmente sentito nello studio della distribuzione di probabilità delle aperture dei joint. Infatti la determinazione di tale distribuzione può essere affetta da notevoli errori aleatori, difficilmente quantificabili con i metodi finora disponibili in letteratura. Questo problema sarà ampiamente trattato nei prossimi capitoli, nei quali sono riportati criteri pratici per la quantificazione di tali incertezze.

1.5 Determinazione del tensore di stress sulla base di dati statistici di orientazione di piani di faglia e di vettori di slip: Il problema inverso dei fault slip data

Il problema inverso dei fault slip data consiste nella determinazione del tensore di sforzo (paleostress), che ha prodotto un certo sistema di faglie, utilizzando come dati di input la giacitura del piano di faglia e l'orientazione del relativo vettore di slip, su di un numero statisticamente significativo di fratture.

Il problema sostanzialmente può essere posto nei termini seguenti: lo sforzo tettonico agente in un'area, supposto costante in un determinato intervallo di tempo e statisticamente omogeneo alla scala considerata, varia da punto a punto, a causa di eterogeneità locali della roccia, e pertanto può essere considerato come una variabile aleatoria (VA) nello spazio. Tale VA può essere rappresentata nel modo seguente: $T_a =$ $T + \Delta$, dove T_a è la VA in questione (tensore simmetrico di II ordine), T è il tensore di sforzo medio agente nell'area, e Δ è un tensore, delle stesse dimensioni di T e simmetrico, le cui componenti sono numeri aleatori con una certa distribuzione (spesso implicitamente assunta come gaussiana) e media nulla. I principali problemi legati all'inversione dei dati di faglie, sono dovuti al fatto che: (i) dalle informazioni relative ad una singola faglia non è possibile determinare univocamente tutte le componenti del tensore di sforzo T_a che ha causato la fratturazione (relativa a faglie di neoformazione o alla riattivazione di faglie preesistenti); (ii) molto spesso in un'area si osservano faglie prodotte da più eventi deformativi, ossia da tensori medi T differenti. Se per assurdo tali problemi non sussistessero, per calcolare il tensore T sarebbe sufficiente determinare il tensore di sforzo T_a relativo ad ogni faglia ed effettuare la media tra i tensori calcolati. Tuttavia anche in questo caso si incorrerebbe in un altro errore, dovuto al fatto che il campionamento di tali tensori non è casuale. Infatti in questo caso non si opera una statistica su di un insieme di tensori rilevati a caso nelle rocce studiate, ma su un insieme di tensori registrati solo in corrispondenza dei punti in cui è avvenuta la fratturazione. Quest'ultimo errore non è stato finora trattato in letteratura. Con riferimento al problema (i), l'indeterminazione dipende sostanzialmente dalle ipotesi che si impongono alla base del calcolo. L'ipotesi più diffusa è quella di Bott (1959), secondo cui la proiezione dello sforzo che ha causato la faglia, sul piano di frattura, è parallela al vettore di slip. In queste ipotesi l'inversione consiste nel risolvere, nelle componenti del tensore T, il seguente sistema lineare: $t = T n - (n \cdot T n) n$; dove t è il vettore sforzo tangenziale – il quale è parallelo al vettore di slip - ed n è il vettore unitario normale al piano di faglia. Il problema è indeterminato, poiché il vettore t non è completamente noto, ma se ne conosce solo l'orientazione. Considerando il tensore $T_{v} =$ $\lambda T + \eta I$ - dove λ ed η sono numeri reali arbitrari ed I è il tensore unità - e sostituendolo a T nel sistema lineare (nell'ipotesi che T soddisfi tale sistema), si verifica che per qualunque valore di $\lambda \in \eta$ il risultato è un vettore parallelo a t. Quindi, in queste ipotesi il tensore di sforzo medio T che ha causato la fratturazione può essere determinato solo a meno dei numeri $\lambda \in \eta$. Poiché tutti i tensori T_{ν} presentano il medesimo valore del rapporto $\Phi = (\sigma 2 - \sigma 3) / (\sigma 1 - \sigma 3)$ e (per come sono definiti) la medesima orientazione degli assi principali di T, allora comunemente l'inversione consiste nella determinazione del rapporto Φ e delle direzioni principali di tensione. Nella maggior parte dei casi tale sistema lineare - il quale è indeterminato nel senso che non ammette una soluzione univoca e, nello stesso tempo, sovradeterminato poiché è costituito da un numero di equazioni del di è molto maggiore numero incognite _ risolto minimizzando/massimizzando una opportuna funzione obiettivo, per esempio la somma dei quadrati del coseno dell'angolo formato tra il vettore t calcolato ed il vettore di slip rilevato. Altri autori hanno introdotto ulteriori ipotesi circa il tensore da determinare quella più diffusa consiste nell'assunzione che lo sforzo rispetti il criterio di rottura di Coulomb – tuttavia tali metodi non hanno riscosso particolare successo nella comunità scientifica.

Il problema (ii) è stato affrontato da diversi autori ed è attualmente disponibile una varietà di metodi di soluzione ed una ampia letteratura (si veda ad es. Otsubo et al., 2008; e riferimenti in esso contenuti). L'approccio più comune a tale problema è principalmente basato sull'individuazione dei diversi minimi (o massimi) della funzione obiettivo scelta.

Di seguito vengono descritti due metodi grafici molto pratici e diffusi, che consentono di calcolare gli assi principali del tensore di sforzo. Il primo metodo (Turner, 1953) si basa sull'ipotesi che le faglie siano di neoformazione e prodotte da un solo evento deformativo. In tali ipotesi l'asse dello sforzo intermedio appartiene al piano di faglia ed è ortogonale al vettore di slip. La versione originaria del metodo considera, per ogni faglia, un piano ausiliario ortogonale ad essa ed al vettore di slip (Fig. 1.3). Gli assi degli sforzi principali massimo e minimo sono ortogonali all'asse di sforzo intermedio e posti sulla bisettrice degli angoli diedri formati dal piano di faglia e quello ausiliario, secondo la costruzione illustrata in Fig. 1.3. Procedendo con tale costruzione grafica per ogni faglia rilevata si ottiene un insieme di punti che rappresentano le proiezioni degli assi principali di tensione, per tutte le fratture rilevate.



Fig. 1.3 Costruzione grafica per la determinazione degli assi principali di tensione, conoscendo la giacitura del piano di faglia e del vettore di slip.

A questo punto si possono tracciare i contour plot – su proiezione stereografica equivalente - dei punti relativi agli assi principali calcolati. Una versione più recente del metodo (Wallbrecher, 1986) considera un piano ausiliario non ortogonale al piano di faglia. Se si ipotizza che la fratturazione avvenga secondo il criterio di Coulomb, allora i piani di faglia coniugati formano tra loro un angolo θ che è funzione dell'angolo di attrito interno. L'angolo diedro acuto contiene l'asse dello sforzo compressivo massimo, l'altro angolo contiene l'asse dello sforzo minimo. Operando il calcolo descritto precedentemente, per diversi valori di θ , si sceglie il valore di tale angolo che fornisce il massimo clustering degli assi principali. In Fig. 1.4a è riportato un esempio di analisi condotta secondo il metodo descritto.



Fig. 1.4 a) Contour plot degli assi principali di tensione, su proiezione stereografica equivalente. **b)** Risultato dell'analisi del paleostress, effettuata secondo il metodo dell'angolo diedro, sul medesimo set di dati.

Il secondo metodo (Angelier e Mechler, 1977), detto dell'angolo diedro, non richiede l'ipotesi che le faglie siano di neoformazione, tuttavia resta l'assunzione di singolo evento deformativo. In questo metodo il piano di faglia e quello ausiliario individuano le aree, su proiezione stereografica equivalente, in cui sono collocati gli assi principali di sforzo massimo e minimo (Fig. 1.5). Operando la costruzione su due faglie distinte, si considerano le aree in cui si sovrappongono i quadranti contenenti gli assi di sforzo principali (Fig. 1.5). Ripetendo il procedimento per un numero cospicuo di faglie, si assume che le aree in cui si ottiene il maggior numero di sovrapposizioni siano quelle che contengono gli assi principali con la maggiore probabilità.



Fig. 1.5 Costruzione grafica per l'analisi del paleostress effettuata secondo il metodo dell'angolo diedro. Nel diagramma in basso l'area in grigio scuro è quella in cui si sovrappongono i quadranti contenenti il massimo sforzo compressivo, per le due faglie. Ripetendo il processo per un numero cospicuo di faglie, si assume che le aree in cui si ottiene il maggior numero di sovrapposizioni siano quelle che contengono l'asse principale di compressione con la maggiore probabilità. Inoltre al diminuire del numero di sovrapposizioni si riduce tale probabilità. Le stesse considerazioni valgono per l'asse principale di trazione.

Utilizzando colori (o scale di grigio) differenti, per aree in cui si ha un numero differente di sovrapposizioni, si ottiene un diagramma analogo a quello riportato in Fig. 1.4b.

1.6 Calcolo dello strain finito a scala regionale su base statistica: un nuovo metodo

Sulla base di dati di scan line effettuate su un'area è possibile calcolare lo strain finito, a grande scala, subito dalle rocce. Si consideri il caso di un corpo roccioso in cui siano presenti un numero arbitrario di set di fratture da taglio (faglie e shear fractures), riattivate o di neoformazione, prodotte durante un singolo evento deformativo. Lo strain finito associato a tali fratture essenzialmente risulta dalla composizione delle componenti di shear strain prodotte da ogni set di fratture. Per il calcolo dello shear strain associato ad ogni set di fratture è necessario conoscere la distribuzione statistica f(D) dei displacement (D). La funzione f(D) è qui definita come prodotto tra la funzione densità di probabilità (PDF) di D (si veda ad es. Dekking et al., 2005) e la densità media di fratture (F_m), ossia: $f(D) = PDF(D) \cdot F_m$. La distribuzione cumulativa degli scorrimenti relativi ad ogni set di fratture può essere determinata tramite un'opportuna analisi statistica.

Lo shear strain (γ) può quindi essere calcolato tramite il seguente integrale:

$$\gamma = \int_{0}^{\infty} D \cdot f(D) dD \tag{1.1}$$

dove f(D) dD è il numero di fratture per metro che presentano displacement compreso tra D e (D + dD).

Per ogni set di fratture, il tensore di strain finito può essere ottenuto usando un sistema di riferimento con l'asse x parallelo al vettore di slip, l'asse z normale al piano di frattura e l'asse y ortogonale ad x e z. In un tale sistema di riferimento il tensore di

strain assume la forma:
$$T_s = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \gamma \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$
. Tramite una trasformazione di coordinate i

tensori di strain finito relativi ai diversi set vengono rappresentati in un sistema di riferimento comune, scelto arbitrariamente. A questo punto la composizione degli strain può essere effettuata moltiplicando le rispettive matrici. Poiché il prodotto di matrici non gode della proprietà commutativa, in generale per effettuare tale composizione è necessario conoscere l'ordine cronologico delle deformazioni associate ad ogni set di fratture. Tuttavia, nei casi più comuni, le componenti di strain finito γ assumono piccoli valori (dell'ordine di pochi punti percentuali). Pertanto, come è noto dall'algebra lineare, l'errore che in queste ipotesi si commette applicando la proprietà commutativa al prodotto di matrici, è trascurabile. Pertanto lo strain finito risultante può essere calcolato come prodotto delle matrici di strain relative ad ogni set di fratture, moltiplicate secondo un ordine arbitrario. Un esempio di applicazione di questo metodo (con qualche modifica), per il calcolo dello strain finito a scala regionale, è riportato in Mazzoli et al. (2009).

2 – Il problema delle incertezze nello studio multi-scala di rocce carbonatiche fratturate: un case study da un analogo di reservoir affiorante in Penisola Sorrentina

2.1 Introduzione

Un problema fondamentale nella caratterizzazione di reservoir fratturati è costituito dalle limitazioni legate al campionamento di fratture nel sottosuolo, ottenuto dai dati di well log o dalle carote. Le relazioni di scala delle fratture potrebbero essere usate in maniera efficiente per superare tali limitazioni. Numerosi studi hanno mostrato che, oltre alle faglie, anche per le fratture da trazione (ossia Modo I) le distribuzioni statistiche delle loro dimensioni sono generalmente descritte da una legge di potenza, ossia parametri come la lunghezza o l'apertura di fratture mostrano auto-similarità su di un ampio intervallo di scale (e.g. Das Gupta, 1978; Sinclair, 1980; Mandelbrot, 1983; Nelson, 1985; Gudmundsson, 1987; Heffer and Bevan, 1990; Barton and Zoback, 1992; Gillespie et al., 1993; Sanderson et al., 1994; Barton, 1995; Gross and Engelder, 1995; Johnston and McCaffrey, 1996; Marrett, 1997; Odling et al., 1999; Ortega and Marrett, 2000, 2006). D'altra parte la spaziatura tra fratture sembra essere controllata da una serie di parametri quali (Nelson, 1985): (i) composizione della roccia; (ii) tessitura, grain size e porosità; (iii) posizione strutturale e (iv) spessore degli strati meccanici. Questo ultimo parametro è stato ampiamente studiato e la relazione di proporzionalità tra spaziatura e spessore degli strati è stata esaustivamente documentata ((Price, 1966; Huang and Angelier, 1989; Narr and Suppe, 1991; Gross, 1993; Mandal et al., 1994; Gross and Engelder, 1995; Wu and Pollard, 1995; Narr, 1996; Pascal et al., 1997; Bai and Pollard, 2000). Sebbene la maggior parte degli studi sulle popolazioni di fratture concernano le spaziature o le lunghezze delle fratture, anche le distribuzioni delle aperture sono state studiate, confermando che la distribuzione cumulativa delle aperture dei joint può essere ben descritta da una legge di potenza (Ortega et al., 1998, 2006; Ortega and Marrett, 2000). Allo scopo di chiarire il significato e l'importanza della distribuzione secondo una legge di potenza, può essere usato un esempio che mette in evidenza alcune delle principali quantità che possono essere calcolate. Supponiamo che la distribuzione cumulativa delle aperture dei joint, per un determinato fracture set, sia descritta dalla seguente legge di potenza:

$$F(b) = c \cdot b^{-m} \tag{2.1}$$

Dove b è l'apertura, F è la frequenza cumulativa (ossia il numero di joint per metro con apertura maggiore di b), c ed m sono costanti sperimentali.

Si consideri ora l'apertura media b^* tra due limiti arbitrari $b_1 e b_2$:

$$b^* = \int_{b_1}^{b_2} b \cdot f(b) \cdot db$$
 (2.2)

dove f(b) è la densità di distribuzione di frequenza, data dalla derivata di F(b) rispetto a b. Questa quantità dimensionale fornisce il contributo, dato da quei joint per i quali risulti $b_1 < b < b_2$, allo strain longitudinale della roccia. Inoltre l'equazione (2.2), fornendo la frazione 'vuota' stimata lungo la scan-line per certi valori b_1 e b_2 , può fornire importanti informazioni circa la porosità e permeabilità della roccia a differenti scale di osservazione. Si noti pure che il valore m = 1 rappresenta un 'valore critico', poiché è noto dall'analisi matematica che per m > 1, $b_2 = 1$ e $b_1 \rightarrow 0$, l'equazione (2.2) fornisce: : $b^* \rightarrow \infty$ (in realtà esiste un limite inferiore per la validità della legge di potenza e la condizione $b_1 \rightarrow 0$ ha qui solo un significato teorico). Inoltre per $m < 1, b_2$ $\rightarrow \infty$ e $b_1 = 1$, risulta: $b^* \rightarrow \infty$. Il significato geologico è che la condizione m > 1caratterizza set di fratture 'pervasivi'. In questo caso il maggior contributo alla porosità per fratturazione (nel caso di joint senza riempimento), così come allo strain longitudinale, è fornito dalle fratture più piccole. Di conseguenza la porosità per fratturazione cresce lentamente all'aumentare della scala di osservazione. Al contrario, per m < l, la porosità per fratturazione e lo strain longitudinale crescono marcatamente con la scala di osservazione.

Negli studi basati su osservazioni in affioramento, i parametri (ad es. spaziatura, lunghezza, apertura delle fratture) per l'analisi strutturale sono generalmente acquisiti tramite una metodologia ampiamente usata, che consiste nell'analisi statistica dei set di fratture rilevati lungo scan line. Nonostante il gran numero di lavori che utilizzano tale metodologia, pochi studi trattano il problema dell'affidabilità dell'interpretazione dei dati di scan-line, con particolare riferimento alla quantificazione delle incertezze. Allo scopo di valutare le incertezze associate alla determinazione della densità di fratture,

Ortega et al. (2006) hanno proposto l'analisi della deviazione standard di valori consecutivi di densità di fratture stimate. Tuttavia, come mostreremo di seguito, tale metodo non è appropriato per l'analisi della distribuzione statistica delle aperture dei joint.

Lo scopo di questo lavoro consiste nell'affrontare il problema delle incertezze analizzando le distribuzioni statistiche di attributi delle fratture, quali apertura e spaziatura. Allo scopo di ottenere una stima più attendibile della legge di potenza che descrive la distribuzione delle aperture abbiamo integrato dati di scan line, rilevati ad occhio nudo in affioramento, con osservazioni a piccola scala ottenute tramite l'uso di una micro-camera digitale. Lo studio è stato condotto su di una successione carbonatica cretacica affiorante in Penisola Sorrentina, a Sud di Napoli (Italy).

2.2 Assetto geologico e dati rilevati

Importanti giacimenti di idrocarburi nell'Appennino meridionale sono associati a trappole consistenti in ampie pieghe, correlate a faglie inverse, che coinvlogono una successione di piattaforma carbonatica spessa 6 – 8 km (Shiner et al., 2004). Queste rocce reservoir di piattaforma carbonatica, deformate da faglie inverse di tipo thickskinned e strutture da tettonica d'inversione coinvolgenti il basamento sottostante (Mazzoli et al., 2001, 2008), rappresentano una porzione tettonicamente sepolta della Piattaforma Apula, che continua con quella esposta nel promontorio Apulo a NE (Fig. 2.1a). Le falde affioranti formano un alloctono che è sovrascorso sul footwall formato dagli strati della Piattaforma Apula (Fig. 2.1c). Le unità alloctone includono carbonati di piattaforma e successioni pelagiche di bacino, localmente ricoperte da sedimenti neogenici di avanfossa e di bacini di thrust-top. La struttura ai livelli superficiali è dominata da contatti tettonici a basso angolo che separano i carbonati della Piattaforma Appenninica, nell'hanging wall, dalle sottostanti successioni di bacino pelagico (Unità Lagonegro; Mazzoli et al. 2008). Le successioni carbonatiche della Piattaforma Appenninica comprendono unità stratigrafiche che sono molto simili alle unità produttive delle rocce reservoir della Piattaforma Apula sepolta, in termini di età, litologia, facies, spessore complessivo, spessore dei singoli strati meccanici e tessitura

della roccia. Per tali ragioni le successioni affioranti della Piattaforma Appenninica possono essere impiegate come analogo di reservoir per l'analisi della fratturazione. In questo modo si possono ottenere importanti informazioni, sebbene si debba tener conto opportunamente della diversa evoluzione tettonica e condizioni di seppellimento subite dalla Piattaforma Appenninica rispetto a quella Apula, per una cauta applicazione dei risultati nell'ambito del reservoir management.



Fig. 2.1 a) Mappa dell'area di Napoli – Penisola Sorrentina, riportante l'ubicazione della successione carbonatica studiata. **b)** Dettaglio dell'area in studio. **c)** Sezione riportante le strutture profonde dell'Appennino meridionale (after Mazzoli et al., 2008). Pl: strati silicoclastici Pliocenici sovrastanti i carbonati della Piattaforma Apula. Ml: zona di Melange alla base dell'alloctono (Mazzoli et al., 2001). P-Tr: strati silicoclastici Permo-Triassici sottostanti ai carbonati della Piattaforma Apula. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

Gli strati carbonatici studiati appartengono ad una successione Triassico-Cenozoica di acque superficiali della Piattaforma Appenninica, ben esposti in Penisola Sorrentina, al Monte Faito (Fig. 2.1a, b).

Abbiamo analizzato otto strati di calcari/dolomie, del basso Cretaceo (Albiano). Questi sono ben esposti in corrispondenza di un taglio stradale a *Croce dell'Eremita*, sul versante NW del Monte Faito (Fig. 2.1b), a circa 30 km a SE di Napoli. Tali strati appartengono ad una successione spessa 50 m, la quale è stata studiata in dettaglio in termini di sedimentologia, petrografia, geochimica e petrofisica (Galluccio et al., 2008). La successione è stata selezionata sulla base di diverse analogie con gli orizzonti produttivi della Piattaforma Apula. Essa consiste di un'alternanza di limestone e calcari dolomitizzati in fase diagenetica, caratterizzati da diverse superfici esposte, testimoniate da livelli di argilla ed evaporati silicizzate, nonché da una sottile transizione a conglomerati di scarpata (Fig. 2.1b). Gli strati analizzati ricadono in un limitato range di spessori meccanici, allo scopo di limitare l'effetto di tale parametro sulla densità di fratture. Gli strati di limestone (1, 57, 107) sono caratterizzati da una tessitura di tipo mud-rich (wake-stone e packstone) e mostrano porosità media molto bassa (He-porosity 1.91%). Gli strati di dolomia (66, 71, 102, 118, 120) comprendono tessiture meso e macro-cristalline, con una porosità media leggermente maggiore (He-porosity 3.01%).

La tecnica di campionamento delle strutture usata in questo lavoro consiste nel misurare le fratture lungo una linea parallela agli strati e contenuta nel piano dell'affioramento (scan line; Fig. 2.2).



Fig. 2.2 Esempio delle rocce carbonatiche analizzate. **a)** Segmento di scan line per il campionamento delle fratture. **b)** Fotomosaico della micro-scan line, realizzata con micro-camera digitale (Proscope), sullo strato 57. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

Per ogni frattura rilevata sono state registrate le seguenti caratteristiche: tipo di frattura (vena o joint), distanza dall'origina della scan line, giacitura, lunghezza, apertura, morfologia, relazioni di crosscutting, composizione e tessitura del materiale di riempimento, spessore dello strato meccanico. Gli strati analizzati presentano due set di fratture ben sviluppati, ortogonali alla stratificazione (Fig. 2.3), ad alto angolo l'uno con l'altro.



Fig. 2.3 Dati di giacitura (contour plot dei poli dei piani su proiezione stereografica equivalente, emisfero inferiore) per le fratture misurate negli strati analizzati.

L'apertura di joint e vene è stata misurata usando il comparatore graduato logaritmico proposto da Ortega et al. (2006). Per lo strato 57 (limestone), è stata anche realizzata una micro-scan line di circa 15 cm, in affioramento, con l'ausilio di una micro-camera digitale (Proscope). L'analisi alla micro-scala è stata condotta utilizzando due livelli di ingrandimento (50x e 100x). Tuttavia solo al più basso livello di ingrandimento (50x) sono state ottenute immagini di qualità soddisfacente.

2.3 Analisi delle incertezze

L'analisi multi-scala della distribuzione cumulativa delle aperture è affetta da errori di vari natura ed origine. Una rassegna dei differenti tipi di artifact che si possono commettere nell'analisi delle fratture è fornita in Ortega et al. (2006), concernente errori sistematici in corrispondenza di entrambe le estremità della scala di osservazione. Tuttavia un errore non sistematico, ma spesso più insidioso è quello associato all'incertezza delle stime campionarie ottenute. Allo scopo di quantificare tali incertezze Ortega et al. (2006) hanno suggerito l'uso di un diagramma densità di fratture – numero di fratture campionate. Un diagramma di questo tipo mostra come, all'aumentare del numero di fratture, i valori di densità media di fratture tendano a stabilizzarsi ed il relativo intervallo di confidenza al 68% (il quale per definizione è il segmento reale contenente la media dell'intera popolazione con probabilità del 68%), ottenuto dalla deviazione standard dei valori di densità media, diventi via via più piccolo. La contrazione dell'intervallo di confidenza dovrebbe garantire una maggiore affidabilità della stima campionaria ottenuta (la densità media di fratture). Un esempio di tale approccio è mostrato in Fig. 2.4a dove, per un valore di soglia inferiore per le aperture di 0.215 mm, la deviazione standard stimata è pari a circa il 10% del valore medio. Tuttavia, se consideriamo l'incertezza associata alla stima di densità media delle fratture appartenenti al medesimo set, ma con apertura maggiore o uguale, per esempio a 2.15 mm, la deviazione standard diventa maggiore del 200% del valore medio (Fig. 2.4b).



Fig. 2.4 Diagrammi per l'incertezza associata alle stime di densità di fratture (intervallo di confidenza al 68%) per il set dominante nello strato 57.**a**) Fratture con apertura > 0.215 mm. **b**) Fratture con apertura > 2.15 mm. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

In generale la stima della frequenza cumulativa delle aperture (la quale, per ogni valore di apertura, consiste in una misura di densità di fratture) per le fratture di maggiori dimensioni – e quindi meno numerose (ossia i punti che, in un diagramma della distribuzione cumulativa delle aperture, ricadono più a destra) – può essere affetta da errori notevoli (Allegato I).

Per tali ragioni la quantificazione delle incertezze, associate alla determinazione della distribuzione cumulativa delle aperture dei joint, richiede il calcolo degli intervalli di confidenza della densità media di fratture (o equivalentemente, della spaziatura media) per ogni valore di apertura (Allegato I).

2.3.1 nuove formule per il calcolo dell'intervallo di confidenza per le densità di fratture

L'intervallo di confidenza per la densità di fratture può essere ottenuto usando i valori di spaziatura media (S), essendo quest'ultima circa uguale all'inverso della densità di fratture (F). Infatti, considerando una scan line di lunghezza *L* che origina e termina in corrispondenza di due fratture appartenenti al set analizzato, la spaziatura media è data da: $S = \Sigma_i s_i / (N-1)$. Invece una scan line che origina e termina in due locazioni casuali fornisce il seguente valore per la densità di fratture: F = N/L. Al crescere del numero di fratture campionate *N*, otteniamo $L \approx \Sigma_i s_i$ and $N \approx N-1$. Poiché le due approssimazioni si compensano, gli errori si compensano già per piccoli valori di *N* e pertanto possiamo considerare $F \approx 1/S$.

I valori di spaziatura esibiscono, per tutte le scan line, la deviazione standard stocasticamente convergente verso il valore medio, al crescere del numero di fratture campionate. La Fig. 2.5 mostra il comportamento della media e deviazione standard dei valori di spaziatura, come funzione della dimensione del campione (n = N - I) per tutte le fratture rilevate nelle otto scan line. La deviazione standard in certi casi mostra localmente notevoli fluttuazioni (per valori di spaziatura molto differenti dal valor medio; si veda lo strato 102 in Fig. 2.5), tuttavia essa converge sistematicamente verso la media. Un rapporto media/deviazione standard tendente all'unità è caratteristico di set di fratture caratterizzati da una distribuzione spaziale random (Gillespie et al., 1999). Riguardo questo ultimo punto, ulteriori considerazioni sono riportate nella sezione

3.3.1, tuttavia ora riterremo valida l'assunzione di distribuzione spaziale casuale delle fratture.



Fig. 2.5 Media e deviazione standard dei valori di spaziatura in funzione del numero di fratture campionate per gli strati analizzati. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

Dalla teoria delle probabilità è noto che ad una distribuzione spaziale random delle fratture è associata una distribuzione di probabilità delle spaziature descritta da una VA esponenziale, mentre la densità di fratture è una VA di Poisson (per es. Dekking et al., 2005; Balakrishnan et al.; 1996). In queste ipotesi la spaziatura media campionaria può essere usata per stimare la deviazione standard, rappresentando lo stimatore più efficiente (per definizione quello che tra i due presenta il minore scarto quadratico medio rispetto al valore vero del parametro). Si noti che il criterio usato in Fig. 2.4, che utilizza misure dirette della deviazione standard delle medie campionarie, fornisce uno stimatore meno efficiente rispetto al precedente, poiché esso utilizza una serie di variabili stocasticamente dipendenti (la densità media ottenuta per *k* fratture dipende dalle medie ottenute per k - 1, k - 2, ... fratture).

Un metodo semplice e rapido per calcolare l'intervallo di confidenza della densità di fratture, per ogni valore di apertura, utilizza l'intervallo di confidenza della spaziatura media. Sebbene conosciamo la distribuzione di probabilità della densità di fratture (distribuzione di Poisson), suggeriamo un modo più semplice per calcolare il suo intervallo di confidenza, basato sull'applicazione del *teorema del limite centrale* (per es. Dekking et al., 2005; Balakrishnan et al.; 1996). Secondo tale teorema possiamo considerare la spaziatura media come una VA con: (i) una distribuzione normale, (ii) media uguale alla media dell'intera popolazione (μ) e (iii) una deviazione standard pari a $\mu / n^{1/2}$. Confrontando i risultati ottenuti con questo metodo con quelli ottenuti usando un metodo esatto, che utilizza la distribuzione di Poisson, possiamo affermare che l'approssimazione introdotta utilizzando il teorema del limite centrale è ammissibile per $N \ge 20$. Inoltre già per N pari a 10 si ottengono stime di prima approssimazione accettabili. Dunque imponiamo che la probabilità, che la variabile standardizzata $u = (S-\mu) / (\mu / \sqrt{n})$ sia compresa nell'intervallo [$-u_{\alpha/2}$; $u_{\alpha/2}$], sia uguale a 0.95:

$$\Pr \left\{ -\mathbf{u}_{\alpha/2} < (\mathbf{S} - \boldsymbol{\mu}) / (\boldsymbol{\mu} / \sqrt{\mathbf{n}}) < \mathbf{u}_{\alpha/2} \right\} = 0.95$$
(2.3)

dove: $u_{\alpha/2} = 1.96$ è il valore della VA normale standard con probabilità pari a 0.025 (ossia la metà di: 1 – 0.95); $S \approx L / N$ è la spaziatura media e N = n + 1 è il numero di fratture rilevate lungo la scan line.

Il limite inferiore μ_{low} dell'intervallo è dato da:

$$u_{\alpha/2} = (S - \mu_{low}) / (\mu_{low} / \sqrt{n})$$
(2.4)

da cui:

$$\mu_{low} = S / (1 + u_{\alpha/2} / \sqrt{n})$$
(2.5)

Analogamente il limite superiore μ_{upp} dell'intervallo è dato da:
$$\mu_{upp} = S / (1 - u_{\alpha/2} / \sqrt{n})$$
(2.6)

Tenendo presente che la densità di fratture è data da: $F = N/L \approx 1/S$, e che: $F_{low} \approx 1/\mu_{upp}$, $F_{upp} \approx 1/\mu_{low}$, e sostituendo tali valori nelle equazioni precedenti, otteniamo due semplici espressioni per i limiti dell'intervallo di confidenza per la densità di fratture, rispettivamente:

$$F_{low} = (1 - 1.96 / (N - 1)^{1/2}) \cdot N / L$$
(2.7)

$$F_{upp} = (1 + 1.96 / (N - 1)^{1/2}) \cdot N / L$$
(2.8)

Tali equazioni permettono un calcolo rapido dell'intervallo di confidenza al 95% per ogni valore di densità di fratture, nell'analisi della distribuzione cumulativa delle aperture dei joint.

Un metodo più preciso ma meno pratico, comunemente usato in statistica inferenziale, per la determinazione dell'intervallo di confidenza della media di una VA esponenziale, utilizza la VA Chi-quadrato (Erto, 2004).

Il procedimento è simile al precedente, con:

e

$$\Pr \{k1 < 2 \text{ n } S / \mu < k2\} = 0.95$$
(2.9)

dove k1 - k2 sono I valori della VA Chi-quadrato, con grado di libertà pari a 2·n, ai quali sono associate le probabilità 0.025 e 0.975, rispettivamente. Otteniamo così:

$$F_{low} = k1 / 2 n S$$
 (2.10)

$$F_{upp} = k2 / 2 n S$$
 (2.11)

Infine, nel caso in cui il numero di fratture rilevate sia molto basso (< 10), è necessario ricorrere ad un metodo esatto per calcolare l'intervallo di confidenza, considerando che la densità di fratture è, nelle nostre ipotesi, descritta dalla VA di Poisson. Indicando con *F* la densità di fratture stimata e con *f* la densità di fratture descritta dalla VA di Poisson – con parametri μ ed *L* – il metodo consiste nell'imporre $Pr\{F \le f\} = 0.975$ e risolvere numericamente tale equazione in μ , ottenendo il limite inferiore dell'intervallo di confidenza. Analogamente, risolvendo l'equazione $Pr\{F \le f\} = 0.025$, si calcola il limite superiore dell'intervallo di confidenza.

La Fig. 2.6 mostra gli intervalli di confidenza per tutti i valori di frequenza cumulativa associati alle differenti classi di apertura (> 0.5 mm), calcolati secondo il metodo esatto descritto (si veda anche l'Allegato I).



Diagramma bi-Fig. 2.6 della logaritmico frequenza cumulativa delle aperture delle fratture nello strato 57, con intervalli di confidenza al 95%, calcolati con il metodo esatto che distribuzione utilizza la di Poisson. Da Guerriero et al. 2009.

doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

2.4 Criterio per la riduzione delle incertezze

Il fatto che l'incertezza sulla stima di densità di fratture aumenti progressivamente per le fratture di dimensioni maggiori comporta errori significativi nella stima dei parametri (esponente e coefficiente della legge di potenza) che definiscono la retta dei minimi quadrati in un diagramma bi-logaritmico *frequenza cumulativa – apertura*. A titolo d'esempio in Fig. 2.7a è riportata una serie di possibili rette dei minimi quadrati, ottenute tramite simulazione, per lo strato 57. Dati gli intervalli di confidenza associati ai nostri dati, tutte le linee riportate potrebbero essere ugualmente utilizzate per approssimare la distribuzione dei dati. Per confronto, in Fig. 2.7b sono mostrate le rette di regressione associate alle distribuzioni cumulative degli otto strati analizzati. I diagrammi (a) e (b) in Fig. 2.7 mettono in evidenza come le diverse leggi di potenza che approssimano le distribuzioni dei dati per i differenti strati

potrebbero essere fortemente influenzate – o anche derivare interamente – dagli errori aleatori associati alle stime campionarie di frequenza cumulativa.



Fig. 2.7 a) Leggi di potenza simulate comprese negli intervalli di confidenza al 95%, per le frequenze cumulative delle aperture misurate nello strato 57. **b)** Leggi di potenza dei minimi quadrati relative alle distribuzioni rilevate negli otto strati analizzati. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

Allo scopo di evitare tali errori, per ridurre quindi l'ampiezza degli intervalli di confidenza, sarebbe necessaria una notevole quantità di dati, il che richiederebbe la realizzazione di scan line oltremodo lunghe, che intercettino diverse centinaia di fratture. Questo, oltre ad essere estremamente anti-economico e dispendioso in termini di tempi e di risorse umane, potrebbe essere impossibile nella maggior parte dei casi, per la mancanza di affioramenti adeguati.

Un modo più efficiente per studiare la distribuzione cumulativa delle aperture consiste nel realizzare scan line a differenti scale di osservazione. Tale approccio multiscala è già stato proposto da Ortega et al. (2006), tuttavia suggeriamo di integrarlo con le considerazioni sugli intervalli di confidenza discusse nelle sezioni precedenti. A titolo d'esempio nell'analisi abbiamo aggiunto, ai dati di scan line rilevati sullo strato 57, i dati ottenuti da una micro-scan line usando una micro-camera digitale (Proscope) ad ingrandimento 50x. I dati ottenuti dalla micro-scan line, da soli, costituiscono un data set piuttosto 'povero'. Tuttavia quando tali dati sono riportati insieme con quelli ottenuti da scan line in affioramento, su di un diagramma della distribuzione cumulativa, si può ottenere una significativa riduzione delle incertezze associate ai parametri (esponente e coefficiente della legge di potenza) che definiscono la distribuzione stessa (Fig. 2.8).



Fig. 2.8 Diagramma in scala bi-logaritmica della distribuzione cumulativa delle aperture delle fratture, con intervalli di confidenza al 95%, ottenuta per integrazione dei dati da affioramento e dati da micro-scan line per lo strato 57. Da Guerriero et al. 2009, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.

2.5 Considerazioni conclusive

La densità di fratture misurata in un sito varia in funzione della scala di osservazione, a seconda delle dimensioni delle più piccole fratture che si includono nell'analisi. Il nostro studio mette in evidenza che l'incertezza sulla stima delle frequenze cumulative dei valori di apertura dei joint cresce al crescere dell'apertura. Questo comporta intervalli di confidenza progressivamente più ampi per i campioni meno numerosi – cioè verso destra in un diagramma della distribuzione cumulativa delle aperture – con conseguente incertezza nella stima dell'inclinazione della retta dei minimi quadrati (ossia l'esponente della legge di potenza che approssima la distribuzione cumulativa, in un diagramma bi-logaritmico). Una significativa riduzione dell'incertezza può essere fornita da un'analisi condotta su più scale di osservazione, integrando dati da micro-scan line con dati ottenuti tramite scan line tradizionale su affioramento. Una fase fondamentale della nostra analisi è rappresentata dalla quantificazione delle incertezze associate alle stime di frequenza cumulativa delle aperture. Questo è ottenuto analizzando in dettaglio le caratteristiche della distribuzione

delle spaziature (o equivalentemente delle densità di fratture) e determinando gli intervalli di confidenza al 95% per le densità di fratture, per ogni classe di apertura. La nostra analisi mostra che joint e vene esibiscono una distribuzione spaziale casuale uniforme. Di conseguenza – come noto dalla teoria delle probabilità – la densità di fratture ha una distribuzione di probabilità di Poisson e la spaziatura è descritta da una VA esponenziale. Qui è proposto un semplice e rapido metodo per calcolare l'intervallo di confidenza per la spaziatura media - e quindi per la densità di fratture - basato sull'applicazione del teorema del limite centrale. Secondo tale teorema la media campionaria è una VA con distribuzione normale, con media uguale alla media dell'intera popolazione (μ) e deviazione standard pari a $\mu / n^{1/2}$. Poiché la deviazione standard della VA esponenziale converge stocasticamente verso il valor medio, allora la media campionaria può essere usata per stimare la deviazione standard. La media campionaria, infatti costituisce uno stimatore più efficiente della deviazione standard campionaria, poiché ha una convergenza stocastica più rapida verso la deviazione standard reale (cioè quella relativa all'intera popolazione). Sulla base di un confronto con un metodo esatto, possiamo affermare che un minimo di 20 misure è sufficiente a fornire risultati attendibili, mentre per stime di prima approssimazione è sufficiente che sia N > 10. Un metodo più preciso ma meno pratico, comunemente usato in statistica inferenziale, per il calcolo dell'intervallo di confidenza della media di una VA esponenziale, consiste nell'uso della VA Chi-quadrato. Infine, nel caso in cui il numero di fratture campionate sia molto basso (N < 10), è necessario usare un metodo esatto per il calcolo dell'intervallo di confidenza delle stime di densità di fratture, basato sul fatto che tali stime presentano una distribuzione di probabilità di Poisson.

2.6 Il software di analisi sviluppato

I programmi prodotti in questa ricerca sono macro di Excel, realizzate in Visual Besic for Applications, in ambiente Windows. Il programma descritto (Allegato II) esegue le principali analisi statistiche dei dati ottenuti da scan line condotte in affioramento, consistenti in: (i) diagrammi di densità delle giaciture dei joint – riportate come poli dei piani – su proiezione stereografica equivalente; (ii) diagramma della distribuzione cumulativa delle spaziature tra fratture e calcolo della legge di probabilità di best fit; (iii) diagramma di probabilità (vedi sez. 3.3.1.2) per la lunghezza delle fratture; (iv) diagramma della distribuzione cumulativa delle aperture dei joint, con intervallo di confidenza al 95%, per ogni classe di apertura.

La routine "stereo" traccia i diagrammi di densità per le giaciture, considerando, per default, il numero di poli che ricadono in un intervallo angolare di 30° - in termini di immersione ed inclinazione - intorno ad ogni punto del diagramma considerato. Tali valori di densità sono calcolati su di una griglia con passo di 5°. Una volta tracciato il diagramma, i pulsanti posti nella tastiera in alto a sinistra (schermata principale del foglio Excel) richiamano routine che consentono di: ampliare o ridurre l'intervallo angolare per il calcolo dei valori di densità; variare le soglie che definiscono i colori associati ai valori di densità; tracciare un reticolo sul diagramma, con passo di 30° o 10°; effettuare una correzione dei valori di densità sulla base dell'orientazione reciproca tra le fratture ed il piano dell'affioramento. La correzione si basa sul fatto che un set di fratture con densità F, che intersecano il piano dell'affioramento con un angolo β , mostra un valore di densità (apparente) pari a: $F \operatorname{sen}(\beta)$. Tale correzione può risultare utile in diversi casi, tuttavia essa produce forti distorsioni dei valori di densità e deve essere utilizzata con cautela. Questa funzione non è stata usata nel presente lavoro. I grafici di probabilità e delle distribuzioni cumulative di spaziatura, lunghezza ed apertura delle fratture sono eseguiti secondo i metodi tradizionali della statistica inferenziale. Le distribuzioni che approssimano i dati osservati sono calcolate con il metodo dei minimi quadrati. Gli intervalli di confidenza al 95% per le frequenze cumulative delle aperture, sono calcolati dalla routine "apertura" secondo il metodo esatto, che utilizza la distribuzione di Poisson per la densità di fratture (sez. 2.3.1).

3 – Metodi avanzati di analisi statistica delle fratture: miglioramento dell'analisi di dati di scan-line da analoghi di reservoir fratturati

3.1 Introduzione

I modelli fisici che descrivono il comportamento idraulico dei reservoir fratturati attribuiscono ai sistemi di fratture il maggior contributo alla permeabilità delle rocce (Warren e Root, 1963). Nei carbonati fratturati si possono individuare diverse tipologie di fracture set con differente comportamento statistico. Sulla base di un ampio set di dati provenienti da analoghi di reservoir d idrocarburi, Odling et al. (1999) mettono in evidenza la presenza di due principali tipi di sistemi di fratture tensili (Fig. 3.1): (i) sistemi 'stratabound', caratterizzati da fratture che hanno entrambe le terminazioni in corrispondenza dei limiti degli strati meccanici, e (ii) sistemi 'non-stratabound', formati da fratture con lunghezza minore degli strati meccanici, o che attraversano più strati. Le fratture stratabound mostrano tipicamente una spaziatura regolare, la quale è proporzionale allo spessore dello strato meccanico (Price, 1966; Huang e Angelier, 1989; Narr e Suppe, 1991; Gross, 1993; Mandal et al., 1994; Gross e Engelder, 1995; Wu e Pollard, 1995; Narr 1996; Pascal et al., 1997; Odling et al., 1999; Bai e Pollard, 2000). Al contrario, i sistemi non-stratabound presentano spaziature irregolari e comunemente mostrano una distribuzione statistica dei valori di apertura ben descritta da una legge di potenza, su diverse scale di osservazione. Secondo Ortega et al. (2006), la densità di fratture misurata ha significato - e può quindi essere utilizzata per confrontare dati provenienti da diverse locazioni - solo nel caso in cui sia definita una soglia inferiore per i valori di apertura. Infatti, in caso contrario la misura di densità di fratture non è univoca, poiché, per esempio, per il medesimo set la densità delle fratture con apertura maggiore di 1 mm è inferiore di quella calcolata sulle fratture con apertura maggiore di 0.1 mm. Inoltre mettiamo in evidenza che una distribuzione cumulativa secondo una legge di potenza non ammette un valor medio che sia finito o diverso da zero (come noto dall'analisi matematica). Di conseguenza anche la deviazione standard non è calcolabile e, pertanto, non sono utilizzabili i parametri statistici convenzionali. La legge di potenza rappresenta un modello teorico per la distribuzione statistica delle aperture dei joint, il quale in realtà presenta dei limiti di validità. Infatti per valori di apertura tendenti a zero, la densità di fratture dovrebbe tendere ad infinito, mentre alla

scala della sezione sottile è possibile osservare ampie regioni di roccia non fratturata (Fig. 3.1). Tenendo conto della classificazione dei joint proposta da Odling et al. (1999), nella costruzione di un modello di permeabilità di una roccia reservoir si possono distinguere quattro sistemi permeabili gerarchici. Una descrizione dettagliata di questo modello e dei dati statistici che hanno condotto alla sua formulazione, è riportata nella prossima sezione. Qui se ne illustrano brevemente i caratteri principali. I quattro sistemi permeabili comprendono (Fig. 3.1): (1) le faglie e strutture associate (damage zone), che rappresentano il principale sistema permeabile a grande scala; (2) alla scala del metro – centimetro le fratture stratabound, insieme con i giunti di strato, formano un reticolo permeabile che convoglia i fluidi verso il sistema precedente; (3) dalla scala del cm fino a quella dei cristalli, i sistemi non-stratabound formano un reticolo pervasivo e capillare la cui permeabilità e porosità dipendono principalmente dalla distribuzione statistica delle aperture delle fratture; e (4) alla scala del cristallo, la roccia porosa non fratturata.



Fig. 3.1 Sistemi permeabili presenti nella successione alle diverse scale di osservazione.

Secondo questo modello il sistema (3) assume un ruolo centrale nella risposta idraulica ad un moto filtrante non stazionario, conseguente ad attività estrattive (idrocarburi, acqua). In primo luogo perché, se molto pervasivo, esso può fornire un contributo alla porosità comparabile con la porosità primaria e, pertanto tale sistema potrebbe contenere una quota rilevante dei fluidi stoccati nel reservoir. Tale quota è erogata in tempi notevolmente ridotti rispetto a quella contenuta nella roccia porosa, che è caratterizzata da valori di permeabilità estremamente bassi. In secondo luogo, poiché la 'pervasività' dei joint set e la massima densità di fratture possono condizionare in maniera sostanziale la risposta del reservoir ad un moto filtrante non stazionario. Infatti il tempo trascorso dalle particelle fluide all'interno della matrice porosa (la cui permeabilità è di diversi ordini di grandezza inferiore a quella della roccia fratturata) è proporzionale al percorso medio compiuto dai pori verso il fracture network, il quale è uguale alla metà della spaziatura media. Con riferimento a tali caratteristiche dei set di fratture, in Guerriero et al. (2009) è stato messo in evidenza come il valore unitario per l'esponente della legge di potenza rappresenti un 'valore critico' che separa i sistemi di joint pervasivi (esponente > 1) da quelli meno pervasivi (esponente < 1).

Per tali ragioni nasce l'esigenza di produrre criteri di analisi statistica che siano il più possibile efficienti e di pratico utilizzo per la determinazione della distribuzione statistica delle aperture dei joint e delle incertezze associate alle stime campionarie ottenute. Tale esigenza è particolarmente sentita a causa: a delle notevoli difficoltà tecniche (legate all'accuratezza delle misure) e logistiche (non sempre è possibile effettuare scan line sufficientemente lunghe) che s'incontrano nell'analisi statistica delle aperture dei joint alle diverse scale di osservazione; b del fatto che in letteratura l'analisi delle aperture dei joint è scarsamente trattata e le relative teorie sono molto recenti e poco esaustive.

I criteri di analisi statistica proposti sono stati applicati allo studio di una successione carbonatica dolomitizzata, affiorante in Penisola Sorrentina (Naples – Italy), vista come un analogo geologico in superficie dei reservoir sepolti in Val D'Agri (Basilicata – Italy). Il principale obiettivo dell'analisi statistica condotta è lo studio delle distribuzioni di probabilità delle aperture delle fratture, della spaziatura e quindi della densità di fratture. In particolare questo studio è rivolto a: (i) determinare il tipo di distribuzione di probabilità per le aperture dei joint e confrontarlo con modelli già

pubblicati (Ortega et al., 2006); (ii) definire il tipo di distribuzione di probabilità per la spaziatura e la densità di fratture (che sono circa una l'inverso dell'altra); e (iii) stimare i principali parametri statistici che definiscono tali distribuzioni (media, varianza, esponente della legge di potenza ecc.) e quantificare le relative incertezze. Per conseguire tali obiettivi sono state realizzate scan line su affioramento della lunghezza di 2 - 4 m, micro-scan line di circa 15 cm di lunghezza tramite micro-camera digitale (Proscope) ad ingrandimento 50x, nonché micro-scan line condotte su sezioni sottili orientate, con microscopio ottico ad ingrandimento 200x.

3.2 Dati rilevati

L'analisi presentata è principalmente rivolta allo studio dei set di joint nonstratabound. Il campionamento statistico è stato realizzato tramite scan line condotte su affioramento, su campioni di roccia lucidati e su sezioni sottili orientate. Sono stati analizzati otto strati meccanici, caratterizzati da litologia e tessitura omogenee, tramite scan line parallele agli strati stessi. I litotipi incontrati comprendono limestone a grana fina (mudstone; strati: 1, 56, 107), nonché dolomie a grana media (strati 66, 71) e grossolana (strati 102, 118, 120). Per ogni frattura rilevata sono state registrate le seguenti caratteristiche: tipo di frattura (vena o joint), distanza dall'origina della scan line, giacitura, lunghezza, apertura, morfologia, relazioni di crosscutting, composizione e tessitura del materiale di riempimento, spessore dello strato meccanico. L'apertura dei joint è stata misurata tramite il comparatore logaritmico proposto in Ortega et al. (2006). Tre micro-scan line sono state realizzate tramite micro-camera digitale Proscope: una micro-scan line su mudstone in affioramento (strato 56) e due effettuate su campioni di roccia orientati lucidati (dolomia a gran media, strato 66, a grana grossolana, strato 118). Altre micro-scan line sono state effettuate su sezioni sottili orientate su mudstone (strati 56, 107) e dolomia a grana media (strato 66). Poiché l'analisi microstrutturale era principalmente rivolta allo studio della distribuzione delle aperture e spaziature dei joint, per ogni frattura intercettata dalla scan line sono state registrate solo le seguenti caratteristiche: tipo di frattura (joint o vena), distanza dall'origine ed apertura.

3.3 Analisi statistica

L'analisi delle giaciture dei joint ha messo in evidenza la presenza di due set principali di fratture, ad alto angolo tra loro ed ortogonali alla stratificazione (Fig. 2.3). L'analisi è stata condotta per ognuno dei due set individualmente, includendo joint e vene. Di seguito sono descritti nuovi e più efficienti metodi di analisi statistica multiscala rivolti allo studio della distribuzione spaziale delle fratture e della distribuzione di probabilità delle aperture.

3.3.1 analisi della distribuzione spaziale delle fratture

Una prima analisi per stabilire il tipo di distribuzione statistica delle spaziature utilizza il diagramma in cui la spaziatura media e la deviazione standard sono plottate in funzione del numero di fratture campionate (Fig. 3.2). In tutte le scan line e micro-scan line la deviazione standard converge sistematicamente verso la media (Allegato III). Pertanto il coefficiente di variazione (definito come il rapporto tra la deviazione standard e la media; Gillespie et al., 1999) tende ad 1. Questo comportamento è tipicamente associato ad una distribuzione spaziale casuale uniforme delle fratture (Gillespie et al., 1999, 2001; Gillespie, 2003).



Fig. 3.2 Diagrammi della media e deviazione standard dei valori di spaziatura in calcari micritici (mudstone; strato 57). Dati da affioramento e da micro-scan line (microscopio ad ingrandimento 200x).

Dalla teoria delle probabilità (Dekking et al., 2005; Balakrishnan e Basu, 1996) sappiamo che, una distribuzione spaziale random delle fratture appartenenti ad uno stesso set produce valori di spaziatura distribuiti secondo una VA esponenziale. Inoltre, in tali ipotesi, la densità di fratture segue una distribuzione di Poisson. La VA esponenziale presenta le seguenti caratteristiche (Balakrishnan e Basu, 1996): (i) la sua media è una VA Chi quadrato; (ii) la media e la deviazione standard assumono il medesimo valore. Questa seconda condizione porta ad ipotizzare che al valore unitario del coefficiente di variazione sia associata una distribuzione esponenziale delle spaziature e, di conseguenza, una distribuzione spaziale random delle fratture. Tuttavia tale convergenza è una condizione necessaria ma non sufficiente perché la distribuzione spaziale delle fratture sia casuale uniforme, poiché diverse distribuzioni statistiche possono presentare un coefficiente di variazione unitario. Inoltre, in diversi casi può accadere che, nonostante la distribuzione spaziale delle fratture sia random, il campione statistico non sia sufficientemente numeroso e pertanto che non sia possibile apprezzare chiaramente la convergenza del coefficiente di variazione verso l'unità. Per tali ragioni l'analisi basata sul calcolo del coefficiente di variazione costituisce solo una fase preliminare dello studio della distribuzione spaziale delle fratture, la quale deve essere seguita da una serie di esami specifici.

Tali esami possono essere articolati nel modo seguente: (1) applicazione del metodo bootstrap ai dati di spaziatura, allo scopo di verificare se la spaziatura media sia distribuita secondo una VA Chi quadrato; (2) uso dei diagrammi di probabilità (probability plots) per stabilire se i valori di spaziatura sono distribuiti secondo una VA esponenziale; (3) verifica dell'indipendenza stocastica di valori consecutivi di spaziatura (necessaria per una distribuzione spaziale random delle fratture), tramite un'analisi di autocorrelazione.

Una volta determinato il tipo di distribuzione statistica per le spaziature e la densità di fratture, le distribuzioni di probabilità sono definite calcolando la media e la deviazione standard. Tuttavia una più completa caratterizzazione di tali distribuzioni richiede la quantificazione delle incertezze associate alle stime di tali parametri. Questo può essere realizzato calcolando gli intervalli di confidenza per la spaziatura media e la densità di fratture, secondo i metodi illustrati nella sezione precedente.

Infine si mette in evidenza l'utilità dell'analisi proposta in quei casi in cui, sebbene le fratture non mostrino una distribuzione spaziale casuale, la distribuzione delle spaziature sia comunque ben approssimata da una VA esponenziale (ossia se le prime due fasi forniscono risultati positivi, ma non è verificata l'indipendenza stocastica di valori consecutivi di spaziatura). Infatti in queste circostanze l'applicazione delle equazioni (2.7) e (2.8), per il calcolo dell'intervallo di confidenza per la densità di fratture, è ancora ammessa.

3.3.1.1 il metodo Bootstrap

Il metodo del bootstrap (si veda per es. Dekking et al., 2005; Wasserman, 2006) è stato applicato ai dati di spaziatura secondo le modalità seguenti. Per ogni set di dati da scan line, relativi ad una famiglia di fratture, è stata calcolata la media tra 10 elementi scelti a caso. Questo processo è stato ripetuto 10000 volte, ottenendo altrettante medie stimate. Successivamente è stata calcolata la distribuzione cumulativa di tali medie. Si consideri ora la seguente funzione: $y = 2 \cdot n / \mu \cdot x$, dove x è la media di n determinazioni di una VA esponenziale e μ è la media dell'intera popolazione di tale VA (ossia la media 'vera'). Poiché y mostra una distribuzione Chi quadrato (Balakrishnan e Basu, 1996), allora l'inversa di tale funzione è stata applicata alla distribuzione cumulativa osservata. Quindi è stato verificato se i valori calcolati siano allineati ad una retta di equazione: $y = 2 \cdot N_f / S \cdot x$ - dove N_f è il numero di valori di spaziatura (pari a 10) ed S è la spaziatura media (si noti che S è calcolata sull'intero set di dati, mentre x è calcolato su 10 valori) – su di un diagramma riportante in ascisse la media (x) ed in ordinate la funzione inversa suddetta (Fig. 3.3). Per confronto agli stessi dati è stata applicata la funzione inversa di Gauss.



Fig. 3.3 Diagrammi di probabilità relativi al bootstrap, considerando le distribuzioni Chi quadrato e Normale, per la spaziatura tra fratture (vedi testo). Si noti che, per la funzione inversa Chi quadrato il coefficiente angolare della retta dei minimi quadrati è molto prossimo al valore teorico, dato da: 2 Nf/S. Tale condizione si è verificata per quasi tutti i dati di scan line e micro-scan line, condotte alle diverse scale.

I diagrammi in Fig. 3.3 mostrano che in entrambi i casi i punti sono ben allineati alla retta dei minimi quadrati. Tuttavia, nel caso della funzione di Gauss le curve fornite dai punti sperimentali mostrano una sistematica convessità verso l'alto, mentre nel caso della funzione Chi quadrato le deviazioni dalla retta di regressione sono non sistematiche (Allegato III). Ciò ci induce ad ipotizzare che la spaziatura media sia caratterizzata da una distribuzione Chi quadrato, mentre la distribuzione normale fornisce una buona approssimazione alla distribuzione delle medie già per campioni di 10 elementi (si noti che per campioni numerosi è già noto che la media è una VA gaussiana, per il teorema del limite centrale).

3.3.1.2 probability plots

Per ogni set di dati, sono stati realizzati diagrammi riportanti in ascisse i valori di spaziatura ed in ordinate la funzione di distribuzione inversa, delle distribuzioni cumulative osservate, secondo tre modelli probabilistici: normale, log-normale, esponenziale (Fig. 3.4). questi diagrammi rappresentano uno strumento pratico ed efficiente per verificare se la VA analizzata sia caratterizzata da una certa distribuzione di probabilità e, in questo caso, di ottenere l'equazione della distribuzione che meglio si adatta ai dati. Per esempio, in un diagramma di probabilità costruito considerando una distribuzione normale, una VA gaussiana con media μ e deviazione standard σ è caratterizzata da punti che tendono ad allinearsi lungo un retta di equazione: y = (x - x) μ / σ . Per una VA log-normale, i dati tendono ad allinearsi lungo una curva logaritmica (rappresentata da una retta in un diagramma con ascisse in scala logaritmica). Se la VA è esponenziale con media μ , allora la distribuzione cumulativa osservata si approssima ad una curva di equazione: $y = 1 - e^{-x/\mu}$, (rappresentata da una retta in un diagramma con ordinate in scala logaritmica). In quasi tutti i data set analizzati in questo studio la distribuzione esponenziale è quella che fornisce il miglior adattamento con i punti sperimentali, sia alla scala dell'affioramento sia alla micro-scala (Allegato III).



Fig. 3.4 Esempio di grafici di probabilità per le distribuzioni cumulative osservate dei valori di spaziatura, considerando i modelli di distribuzione: esponenziale, log normale, normale.

3.3.1.3 analisi di autocorrelazione di valori consecutivi di spaziatura

Un set di fratture con distribuzione spaziale casuale dà luogo ad una distribuzione esponenziale delle spaziature, tuttavia non è vero il contrario. Ciò può essere spiegato con un semplice esempio: consideriamo un campione di N valori di spaziatura (prodotti da una distribuzione random di fratture) ed immaginiamo di ordinarlo per spaziature crescenti da sinistra verso destra. La distribuzione delle spaziature resta esponenziale ma la distribuzione delle fratture non è più uniforme, poiché le fratture sono più concentrate a sinistra. Ossia la probabilità di incontrare una frattura è maggiore nella parte sinistra della ipotetica SL. Per poter affermare che la distribuzione delle fratture sia uniforme, una volta verificato che i valori di spaziatura hanno distribuzione esponenziale, è necessario provare che valori di spaziatura successivi siano stocasticamente indipendenti. Un valido strumento per valutare la dipendenza o indipendenza tra valori consecutivi assunti da una VA (in questo caso la

spaziatura), correntemente utilizzato in geostatistica, è lo studio della varianza, covarianza o correlazione di elementi posti a distanza crescente (Diggle e Ribeiro, 2007). In questo articolo è stata studiata la correlazione tra valori adiacenti di spaziatura (si noti che lo studio della covarianza fornisce gli stessi risultati, come illustrato in Diggle and Ribeiro, 2007). Il primo valore della correlazione è calcolato tra l'n-esimo valore di spaziatura e quello n + 1, per ogni valore di n. I successivi valori di correlazione sono calcolati tra i valori n ed n + 2, ..., n + k, ... e così via. Quindi i valori di correlazione trovati sono rappresentati in un diagramma riportante in ascisse la variabile k ed in ordinate la correlazione (correlogramma). Allo scopo di chiarire l'utilità di questo metodo, in Fig. 3.5 sono riportati, a titolo d'esempio, i correlogrammi di due serie temporali irregolari, ottenute con simulazioni Monte Carlo tali serie sono del tipo: **a**) $y(n+1) = y(n) + g(\sigma)$; e **b**) $y(n) = g(\sigma;)$ dove $g(\sigma)$ è una VA gaussiana, indipendente dalla posizione, con media nulla e varianza σ assegnata e costante, y(n)sono i valori consecutivi assunti dalla VA.



Fig. 3.5 Processi aleatori e relativi correlogrammi. **a)** Processo (o serie temporale) nel quale ogni valore è correlato al precedente. **b)** Processo caratterizzato da valori consecutivi non-correlati.

Nella serie del primo tipo ogni valore è funzione lineare del precedente (ossia i due valori sono linearmente correlati) ed il correlogramma ottenuto presenta correlazione molto prossima ad 1, per k = 1 e per bassi valori di k, e gradualmente

decrescente all'aumentare di k (Fig. 3.5a). Nella serie del secondo tipo ogni elemento è stocasticamente indipendente dal precedente (e essi sono incorrelati). In questo caso la correlazione assume valori bassi, rispetto all'unità, per ogni valore di k ed il correlogramma presenta un andamento molto irregolare (Fig. 3.5b). In Fig. 3.6 sono riportati diagrammi della correlazione relativi alle spaziature osservate nelle nostre SL e micro-SL, riferiti a valori di k nel range [1 - 15]. In tutti i casi la correlazione assume valori molto ridotti per bassi valori di k ed un andamento del tutto irregolare (Allegato III), mettendo in evidenza una correlazione statistica assente tra ogni valore di spaziatura e quelli adiacenti.



Fig. 3.6 Correlogrammi calcolati per i dati di scan line dai tre differenti tipi di carbonati analizzati in questo studio (vedi testo). I diagrammi mostrano dati rilevati a diverse scale.

3.3.2 analisi della distribuzione di probabilità delle aperture

L'analisi multi-scala da noi effettuata ha confermato che la distribuzione cumulativa delle aperture dei joint segue una legge di potenza su diversi ordini di grandezza (Fig. 3.7), in accordo a quanto già affermato da Ortega et al. (2006) (la frequenza cumulativa F dei valori di apertura b è qui definita come il numero di joint per metro con apertura maggiore di b). Tuttavia il comportamento delle fratture alla micro-scala richiede un esame più approfondito.



Fig. 3.7 Frequenze cumulative delle aperture di fratture, ottenute per integrazione di dati di scan line da affiormaneto ed alla micro-scala, su calcare micritico (strati 57, 107) e dolomia media (strato 66). Le distribuzioni osservate seguono una legge di potenza su diversi ordini di grandezza.

Nei calcari micritici (dimensione dei grani inferiore a 5 μ m) la legge di potenza sembra essere valida fino alla scala della sezione sottile, per aperture di pochi μ m. le densità massime registrate sono superiori a 1700 fratture per metro (fpm). Nel caso delle dolomie a grana media (dimensioni dei cristalli nel range 20 – 80 μ m) le massime densità di fratture registrate sono di circa 200 fpm. Per queste rocce solo la micro-scan line effettuata tramite Proscope ad ingrandimento 50x ha fornito un campione statisticamente significativo, mentre la sezione sottile ha fornito un campione statistico troppo povero. Il problema del campionamento alla micro-scala è ancora più evidente nel caso della dolomia grossolana (grain size $> 120 \mu m$). Per queste rocce, scan line condotte su affioramento forniscono stime di densità di fratture di alcune decine di fpm, laddove micro-scan line effettuate tramite Proscope o sezione sottile non hanno fornito un numero di fratture statisticamente significativo. Si noti che lo scostamento delle frequenze osservate rispetto alla legge di potenza, in questo caso, non è imputabile ad un errore di troncamento (Ortega et al., 2006), ma piuttosto ad una deviazione reale della distribuzione statistica delle aperture rispetto alla legge di potenza, al di sotto di una certa scala di osservazione. Questi risultati mettono in evidenza il ruolo fondamentale assunto dalla dimensione dei cristalli, nel controllare il limite di validità inferiore per la legge di potenza, nonché la massima densità di fratture rilevabile. L'analisi statistica di seguito illustrata si riferisce a quell'intervallo della distribuzione cumulativa delle aperture per il quale la legge di potenza può essere considerata valida.

3.3.2.1 incertezze ed errori nell'analisi di dati di scan line

La legge di potenza che descrive la distribuzione cumulativa delle aperture delle fratture è comunemente determinata calcolando la retta dei minimi quadrati interpolante i dati di scan line, su diagramma bi-logartimico. La distribuzione cumulativa osservata consiste di una serie di stime di densità di fratture, calcolata per ogni classe di apertura. L'incertezza associata ad ogni stima di densità può essere descritto tramite l'intervallo di confidenza al 95%, secondo i metodi sopra descritti. Poiché ogni intervallo è caratterizzato da un'ampiezza che è funzione dello stesso valore stimato (ossia la densità di fratture N / L; si vedano le equazioni (2.7) e (2.8)) ne consegue che, come mostrato in Fig. 3.8, la deviazione standard varia lungo l'ascissa (eteroschedasticità; Dekking et al., 2005). Pertanto l'applicazione del metodo dei minimi quadrati è inappropriato, senza l'uso di opportune funzioni peso per i residui. Il maggior problema legato all'uso di questo metodo consiste in un notevole errore aleatorio nella stima del coefficiente angolare della retta dei minimi quadrati (ossia l'esponente della legge di

potenza). Ciò è dovuto alla maggiore ampiezza dell'intervallo di confidenza sulla parte destra del diagramma, rispetto ai punti più a sinistra.



Fig. 3.8 Intervalli di confidenza per le frequenze cumulative stimate delle aperture di fratture, da scan line condotta in affioramento (calcare micritico; srtato Si noti come gli intervalli di 1). confidenza variano lungo l'ascissa (eteroschedasticità), dando luogo ad una notevole incertezza nella determinazione del coefficiente angolare della retta dei minimi quadrati.

Una riduzione significativa dell'incertezza associata all'esponente della legge di potenza, può essere ottenuta tramite un'analisi multi-scala, così come descritto nella sezione precedente. Tuttavia, anche nel caso dell'analisi multi-scala, resta il problema dell'applicabilità del metodo dei minimi quadrati ad un insieme di dati eteroschedastico.

3.3.2.2 nuovo criterio per la riduzione delle incertezze nell'analisi statistica multi-scala

Il problema appena illustrato può essere risolto utilizzando una retta passante per due punti, uno relativo ai dati di scan line su affioramento ed uno relativo ai dati da micro-scan line (Fig. 3.9). Tali punti sono scelti in maniera tale da ottenere il massimo numero di fratture campionate per ogni data set, senza incorrere nell'errore di troncamento (Ortega et al., 2006). Sulla base della nostra esperienza possiamo affermare che un valore di soglia inferiore, per le aperture, pari a 0.2 mm così come proposto da Ortega et al. (2006), è troppo basso per misure effettuate ad occhio nudo, e potrebbe dare luogo a notevoli errori di troncamento. Pertanto suggeriamo un valore di soglia inferiore di almeno 0.5 - 0.75 mm per le fratture rilevate in affioramento. Per le immagini da micro- camera digitale (Proscope), tenendo conto della loro risoluzione (640x480 pixels), proponiamo un limite inferiore di 0.05 mm, mentre per le immagini da sezione sottile ottenute tramite microscopio ottico (ingrandimento 200x) il limite inferiore può essere fissato a 0.005 mm. Come mostrato di seguito, questo metodo consente una notevole riduzione dell'errore aleatorio commesso nella sima dell'esponente della legge di potenza.



Fig. 3.9 Metodo di interpolazione tramite retta per due punti, proposto in questo studio. La legge di potenza di best fit può essere determinata rapidamente utilizzando una retta passante per due punti opportunamente scelti, piuttosto che una retta dei minimi quadrati. Per ogni set di dati, i punti sul lato sinistro tendono ad assumere un trend orizzontale a causa degli errori di troncamento. D'altra parte i punti sul lato destro sono relativi a stime di densità di fratture basate su un campione progressivamente meno numeroso, e pertanto meno accurate. Pertanto, per ogni set di dati, il punto è scelto in modo che sia il più possibile a sinistra, ma prima di incorrere nell'errore di troncamento.

3.3.2.3 testing del metodo tramite simulazioni Monte Carlo

Allo scopo di testare il metodo descritto, è stata realizzata una serie di simulazioni Monte Carlo (Dekking et al., 2005; Good, 2006). L'esperimento simula la determinazione un set di stime campionarie di esponente e coefficiente della legge di potenza, ottenute secondo i metodi mostrati in Fig. 3.10, ossia tramite: scan line tradizionale su affioramento, scan line multi-scala con utilizzo del metodo dei minimi quadrati, scan line multi-scala con l'uso del metodo della retta per due punti. La distribuzione teorica applicata è una legge di potenza caratterizzata da valori plausibili per l'esponente ed il coefficiente (scelti arbitrariamente), pari a 1.1 e 7.5 rispettivamente. Inoltre sono state assunte una distribuzione spaziale random per le fratture ed una lunghezza di 4 m per la scan line e di 15 cm per la micro-scan line.



Fig. 3.10 Simulazioni Monte Carlo delle stime di esponente e coefficiente della legge di potenza che descrive la distribuzione delle aperture (10000 determinazioni). **a**) Distribuzione bivariata del coefficiente ed esponente della legge di potenza. **b**) Confronto tra le distribuzioni di probabilità del solo esponente per il metodo dei minimi quadrati e quello della retta per due punti. La simulazione evidenzia come il metodo della retta per due punti riduce la dispersione – e quindi l'incertezza – delle stime rispetto al metodo dei minimi quadrati.

Ogni simulazione produce una distribuzione cumulativa empirica per le aperture, secondo il criterio seguente. In una scan line di lunghezza *L*, il numero di fratture rilevate appartenente ad una certa classe di apertura è una VA di Poisson, la cui media è fornita dalla legge di potenza. Per esempio, il numero atteso di fratture per metro la cui apertura è compresa nell'intervallo 0.5 - 0.75 mm è 1.97 (fornito dalla legge di potenza ponendo: *numero di fratture per m* = F(0.5) - F(0.75)). Quindi, in una scan line lunga 4 m, il numero atteso di fratture è 7.87 (dato da 1.97 · 4). Il numero di fratture effettivamente rilevato è una VA di Poisson con valore medio pari a 7.87. applicando un metodo Monte Carlo (Dekking et al., 2005; Good, 2006), viene simulata una determinazione di tale VA (ossia il numero di fritture rilevate) e tale processo è ripetuto per tutte le classi di apertura considerate. Il risultato finale è una distribuzione cumulativa di valori di apertura, artificiale. La simulazione è stata ripetuta per 10000 volte, per ognuna delle tre metodologie. Nella simulazione di scan line tradizionale, sono state considerate solo le fratture con apertura maggiore di 0.5 mm. Nel caso dell'analisi multi-scala sono stati considerati valori di apertura nel range 0.05 – 0.5 mm per i dati di micro-scan line, e valori superiori a 0.5 mm per i dati da scan line su affioramento. Infine è stata calcolata la retta dei minimi quadrati e, per l'analisi multiscala, anche la retta passante per i due punti con ascisse pari a 0.05 e 0.95. In questo modo sono state prodotte 10000 stime campionarie di esponente e coefficiente della legge di potenza. I risultati della simulazione Monte Carlo sono riportati in Fig. 3.10a, come distribuzioni bivariate di probabilità delle stime del coefficiente ed esponente. Questi diagrammi mettono in evidenza come il metodo della retta per due punti, dia luogo ad una minore dispersione delle stime rispetto al metodo dei minimi quadrati, per il medesimo set di dati. Ciò risulta evidente anche dal diagramma di Fig. 3.10b, riportante la distribuzione di probabilità univariata del solo esponente.

3.3.2.4 nuove equazioni per il calcolo dell'intervallo di confidenza per l'esponente della legge di potenza

Il metodo proposto, che utilizza una retta per due punti, oltre a ridurre l'errore nella stima dell'esponente della legge di potenza, fornisce anche un metodo pratico per calcolare l'intervallo di confidenza per tale stima. Infatti, per ognuno dei due punti, la densità di fratture 'vera' ricade nell'intervallo di confidenza al 95%, con probabilità pari a 0.95 (Fig. 3.11). Anche la legge di potenza 'vera' (rappresentata da una retta in diagramma bi-logaritmico) passa per ognuno dei due intervalli con la stessa probabilità. La probabilità congiunta che tale retta passi per i due intervalli simultaneamente è uguale al prodotto delle probabilità che tale retta passi per ognuno di essi, essendo i due eventi (quasi) stocasticamente indipendenti (poiché i due set di dati contengono pochissime o nessuna frattura in comune). Pertanto tale probabilità è pari a 0.95², ossia circa 0.9.

Indicando con F_{low1} e F_{upp1} i limiti dell'intervallo di confidenza relative ai dati di scan line, F_{low2} e F_{upp2} quelli relativi alla micro-scan line, s1 ed s2 le ascisse dei due

punti, ed applicando le equazioni (2.7) e (2.8), si ottengono le seguenti espressioni per i limiti dell'intervallo di confidenza al 90% della stima dell'esponente m:

$$m_{upp} = \frac{\ln\left(\frac{F_{low1}}{F_{upp2}}\right)}{\ln\left(\frac{s_1}{s_2}\right)}$$
(3.1)

$$m_{low} = \frac{\ln\left(\frac{F_{upp1}}{F_{low2}}\right)}{\ln\left(\frac{s_1}{s_2}\right)}$$
(3.2)

Il metodo descritto è stato applicato ai dati illustrati in Fig. 3.7. per tali dati di scan line multi-scala da carbonati fratturati, l'esponente ed il relativo intervallo di confidenza assumono i seguenti valori:

strato 56 (mudstone) set 1:
$$m = 0.95$$
; $m_{upp} = 1.1$; $m_{low} = 0.8$
strato 107 (mudstone) set 2: $m = 1.16$; $m_{upp} = 1.49$; $m_{low} = 0.9$
strato 66 (dolomia media) set 2: $m = 1.44$; $m_{upp} = 1.93$; $m_{low} = 0.92$



Fig. 3.11 Massima e minima pendenza per la legge di potenza che descrive la distribuzione delle aperture. La retta passa per ognuno dei due intervalli di confidenza con probabilità del 95%. Il prodotto delle due probabilità fornisce (con buona approssimazione) la probabilità che la retta sia contenuta nei due intervalli simultaneamente, che risulta pari a: $0.95^2 \approx 0.9$.

3.4 Considerazioni conclusive

I nuovi metodi proposti per l'analisi statistica multi-scala dei dati di scan line provenienti da reservoir fratturati, consentono una migliore definizione della distribuzione spaziale delle fratture tensili, nonché della distribuzione statistica delle aperture dei joint.

Con riferimento alla spaziatura tra fratture, l'applicazione del metodo bootstrap e dei grafici di probabilità mostra che la distribuzione esponenziale fornisce il miglior adattamento ai dati osservati relativi ai carbonati fratturati della Penisola Sorrentina (area di Napoli), i quali rappresentano un analogo geologico dei maggiori reservoir di idrocarburi dell'Italia meridionale. Inoltre l'analisi di autocorrelazione evidenzia che i valori consecutivi si spaziatura sono stocasticamente indipendenti, confermando così una distribuzione spaziale random delle fratture.

Con riferimento all'apertura delle fratture, l'analisi statistica multi-scala ha confermato che la sua distribuzione cumulativa è descritta da una legge di potenza su diversi ordini di grandezza. Tuttavia tale legge mostra un limite di validità alla micro-scala. Tale limite inferiore, così come la massima densità di fratture rilevabile, sembrano essere controllati principalmente dalla dimensione dei cristalli.

Per il calcolo della legge di potenza che meglio approssima i dati osservati è stato proposto un criterio alternativo al tradizionale metodo dei minimi quadrati, per l'interpretazione dei dati di scan line multi-scala, che consente una riduzione sensibile dell'errore aleatorio commesso nella stima dell'esponente. I vantaggi presentati da tale metodo sono stati dimostrati tramite un'ampia sperimentazione, basata su simulazioni Monte Carlo di analisi multi-scala della distribuzione delle aperture di joint.

Inoltre tale metodo ha consentito la formulazione di espressioni di pratico utilizzo, per il calcolo dell'intervallo di confidenza per l'esponente della legge di potenza.

3.4 Software sviluppato per l'analisi delle spaziature

L'analisi delle spaziature, che utilizza il metodo bootstrap e la funzione di autocorrleazione, è stata condotta tramite sofware appositamente sviluppato (Allegato IV). La routine "Chi_boot" effettua il bootastrap secondo le modalità indicate nella sezione 3.1.1.1. La routine "autocorrelazione" calcola la correlazione di Pearson tra valori di spaziatura posti a distanza k (in termini di numero di elementi del campione tra un valore e l'altro). I diagrammi del trend della media e deviazione standard dei valori di spaziatura, nonché i grafici di probabilità secondo i tre modelli statistici considerati, sono realizzati utilizzando le funzioni grafiche e di calcolo di Excel.

3.4 Programma per la simulazione Monte Carlo della stima dei parametri che definiscono la distribuzione dei valori di apertura

Il programma (Allegato V) simula gli errori aleatori che si commettono nella stima delle densità di fratture, descritti nel capitolo II. Non sono simulati, invece, gli errori di misura delle aperture – che pertanto si ritengono esatte – e gli errori sistematici, quali ad es. l'errore di troncamento. Il programma qui descritto simula il caso di scan line multi-scala, con interpolazione dei punti sperimentali tramite il metodo dei minimi quadrati (vedi testo). Programmi analoghi sono stati impiegati per la simulazione di scan line tradizionale (su affioramento) e di scan line multi-scala, con interpolazione dei dati tramite il criterio della retta per due punti, descritto nella sezione 3.3.2.2. La routine "simul distrib cum 3" calcola le stime di densità di fratture, per ogni classe di apertura, considerando un campione di fratture rilevate in L metri di scan line, da una popolazione con distribuzione spaziale casuale. In particolare il programma produce, per ogni classe di apertura considerata, un insieme di valori di distanza da un punto scelto arbitrariamente, distribuito casualmente su di una linea ideale lunga 30 m. La densità di fratture è successivamente calcolata sui valori contenuti nei primi 4 m della linea suddetta. In questo modo si simula l'estrazione di un campione di fratture, tramite una scan line di 4 m, da una popolazione di fratture indefinitamente numerosa. Per simulare le micro-scan line si segue il medesimo procedimento, considerando una popolazione di fratture distribuite casualmente su di una linea lunga 1.5 m, ed una lunghezza di campionamento di 15 cm. Il risultato della simulazione è una distribuzione empirica di valori di apertura, artificiale. Un esempio di distribuzione simulata è riportato nel diagramma della frequenza cumulativa mostrato nella schermata principale del programma (Allegato V). L'interpolazione dei dati è effettuata tramite il metodo dei minimi quadrati, utilizzando le funzioni di calcolo di Excel. Il risultato finale, di questa fase della simulazione, è una coppia di valori esponente – coefficiente (stimati) della legge di potenza che approssima la distribuzione delle aperture. La simulazione è ripetuta 10000 volte, ottenendo altrettante stime dei due parametri suddetti. Queste stime sono utilizzate per produrre i diagrammi della distribuzione di probabilità bivariata di esponente e coefficiente stimati della legge di potenza, mostrati in Fig. 3.10a, nonché della distribuzione del solo esponente (Fig. 3.10b).

4 – Un modello per le strutture permeabili presenti in un reservoir fratturato

4.1 Introduzione

In questo capitolo è trattato il problema della formulazione di modelli statistici che sono alla base della simulazione di network discreti di fratture, visto come il primo stadio della simulazione di reservoir. La simulazione di reservoir è una delle fasi più importanti nel settore del reservoir management, poiché essa consente di adottare le strategie più appropriate per ottimizzare la produzione di petrolio ed i relativi costi. Per tali motivi la previsione della risposta del reservoir a diverse tecniche di oil recovery, consente di rispondere a domande di rilevanza economica quali, per esempio (Adamson et al. ,1996): "... dove dovrebbero essere collocati i pozzi per massimizzare il recupero incrementale per dollaro di investimento aggiuntivo? Quale è la lunghezza ottimale per un pozzo orizzontale? È ancora economicamente conveniente mantenere questo reservoir attivo?... ecc.". Un esempio recente di simulazione di reservoir, rivolta a massimizzare i profitti di un progetto, è fornita in Gharby (2004).

I modelli fisici che descrivono il comportamento idraulico di reservoir fratturati, attribuiscono ai sistemi di fratture il maggiore ruolo nella risposta idraulica delle rocce reservoir (Warren e Root, 1962). Di conseguenza, una corretta caratterizzazione del fracture network (FN) in un reservoir, gioca un ruolo fondamentale nell'ambito della simulazione di reservoir.

Quest'ultima richiede sostanzialmente tre elementi:

 una descrizione statistica del fracture network, che fornisca i modelli di distribuzione probabilistica delle principali caratteristiche delle fratture ;

 un appropriato algoritmo per la simulazione di network di fratture discreti, il cui output – indipendentemente dall'approccio usato, quali per es. deterministico, stocastico – sia conforme con i risultati della fase precedente;

3) algoritmi di simulazione numerica del comportamento idraulico di reservoir che utilizzino come input i risultati della fase precedente.

65

Il principale obiettivo di questo lavoro è fornire una descrizione più realistica, rispetto ai modelli attualmente proposti in letteratura, delle strutture permeabili - nonché del loro comportamento statistico - presenti in un reservoir carbonatico fratturato. Tali obiettivi sono stati conseguiti realizzando un'ampia analisi statistica su di una successione carbonatica affiorante in Penisola Sorrentina. Tale analisi, integrata con i risultati di diversi studi disponibili in letteratura, ha consentito di individuare, nelle rocce carbonatiche, famiglie di fratture caratterizzate da differente comportamento statistico. Per ogni tipo di fracture set abbiamo stabilito il corretto modello di distribuzione di probabilità per diversi attributi delle fratture (con particolar riferimento all'apertura e densità di fratture) e per diverse scale di osservazione. Un ulteriore obiettivo di questa ricerca concerne lo studio della massima densità di fratture rilevabile alla micro-scala, e la sua dipendenza dalla dimensione dei cristalli.

La successione studiata mostra caratteristiche strutturali che sono piuttosto comuni nelle rocce carbonatiche, pertanto il modello proposto può essere adottato anche in altri studi in cui si trattino reservoir carbonatici fratturati.

4.2 Perché è necessario un nuovo modello di fracture network?

Molti dei criteri recenti per la caratterizzazione di FN in reservoir fratturati, considerano gli attributi delle fratture (apertura, lunghezza, densità di fratture ecc.) come variabili aleatorie distribuite secondo certi modelli statistici, nel volume del reservoir. Un approccio comune in questi studi (Belfield, 1994; Delay e Lamotte, 2000; Sahimi, 2000; Tran e Rhaman, 2006; Tran et al., 2006; Etminan e Seifi, 2008; Mata-Lima, 2008) consiste nel produrre determinazioni di quelle VA che controllano il comportamento del reservoir, la cui distribuzione statistica sia conforme a quella osservata sul campo tramite opportune analisi statistiche. Inoltre, in diversi casi si impone che, quando tali determinazioni siano usate come input per simulatori di reservoir, questi forniscano un 'history matching' con i dati di produzione reali. In Etminan e Seifi (2008) e Mata-Lima (2008) la simulazione dei parametri che descrivono il FN è realizzata per simulazione sequenziale diretta (Soares, 2001), preservando il variogramma (funzione che descrive la variabilità spaziale; si veda Diggle et al., 2007)

di porosità, permeabilità ed altre VA di interesse. Il campo di permeabilità ottenuto in questo modo fornisce l'input per la simulazione di reservoir. La risposta dinamica del reservoir è quindi confrontata con dati di produzione reale e tale procedura viene ripetuta fino a che la discrepanza tra simulazione e dati di produzione reale non abbiano raggiunto un valore minimo desiderato. In Delay e Lamotte (2000), oltre al variogramma delle VA di interesse, è introdotta l'entropia come descrittore del disordine spaziale per tali VA. I maggiori limiti dei criteri illustrati sono legati all'assunzione che le variabili analizzate (porosità, permeabilità ecc.) siano assimilabili ad un processo spaziale gaussiano stazionario (Diggle et al., 2007). Altri autori introducono l'ulteriore assunzione che li FN presenti geometria frattale o multifrattale (Belfield, 1994; Sahimi, 2000; Tran e Rhaman, 2006; Tran et al., 2006; Camacho-Velazquez et al., 2008). Tuttavia le nostre analisi statistiche hanno messo in evidenza che non tutti i set di fratture, che si possono trovare nei carbonati fratturati, mostrano geometria frattale. Gli studi menzionati forniscono strumenti teorici fondamentali per la caratterizzazione e simulazione di FN, tuttavia essi sono basati su modelli strutturali semplificati, i quali non sempre consentono di interpretare in maniera appropriata le caratteristiche della fratturazione. Il principale scopo di questa ricerca consiste nel fornire, sulla base di un'appropriata analisi statistica, i corretti modelli di distribuzione di probabilità per gli attributi delle diverse tipologie di fratture (così come dei giunti di strato) che si possono incontrare in un reservoir carbonatico fratturato.

Un secondo tema importante trattato in questo lavoro, concerne la relazione tra la massima densità di fratture (MFD) osservabile e la dimensione dei cristalli, poiché la MFD può condizionare notevolmente la risposta idraulica di un reservoir fratturato. Per chiarire l'importante ruolo della MFD illustriamo un semplice esempio. Si considerino due sistemi bidimensionali S_1 ed S_2 , aventi sezione quadrata unitaria (per esempio 1 cm²), costituiti dal medesimo mezzo poroso permeabile, contenenti fratture parallele ed equispaziate, con spaziature pari ad s_1 ed s_2 rispettivamente. Si consideri inoltre un flusso stazionario parallelo alle fratture (Fig. 4.1). Si indichi con k la permeabilità della matrice e con c_1 e c_2 i rapporti tra la portata attraverso la singola frattura qf, ed il gradiente idraulico i, nei due casi. Infine siano NI ed N2 i numeri di fratture nei due corpi. La portata attraverso il sistema S_1 è data dalla somma di quella attraverso le fratture e quella attraverso la matrice porosa: $q = N_1 c_1 i + N_1 s_1 k i = N_1 i (c_1 + s_1 k)$; poiché è usuale trascurare la permeabilità della matrice rispetto a quella del mezzo fratturato – ossia imporre $c_1 >> s_1 k$ - allora risulta: $q = N_1 i c_1$. Analogamente per il sistema S_2 si ottiene: $q = N_2 i c_2$. supponiamo che l'apertura delle fratture nel corpo S_2 sia molto minore di quelle appartenenti ad S_1 , e quindi che risulti: $c_1 >> c_2$. Allora i due mezzi avranno la stessa permeabilità se $N_2 >> N_1$. Il valore di N_2 può essere calcolato uguagliando le portate nei due mezzi: $N_1 c_1 i = N_2 c_2 i$. Da cui: $N_2 = N_1 c_1 / c_2$. Per tale valore di N_2 i corpi S_1 ed S_2 hanno la stessa permeabilità ad un moto filtrante stazionario. Tuttavia essi possono presentare un comportamento idraulico molto differente, quando si consideri un moto filtrante non stazionario. Infatti il tempo medio t_m impiegato dalle particelle fluide, all'interno della matrice, per raggiungere il FN dai pori, è proporzionale al percorso medio compiuto, che è uguale alla metà della spaziatura: $s_j / 2$



Fig. 4.1 Modelli di mezzi porosi fratturati interessati da un moto filtrante parallelo alle fratture. Per $N_2 = N_1 c_1 / c_2$, i due corpi presentano uguale permeabilità ad un flusso stazionario, mentre mostrano differenti comportamento idraulico e tempi di risposta nel caso di flusso non stazionario.

Poiché i moti filtranti all'interno delle rocce, conseguenti ad attività di estrazione di idrocarburi o a diverse tecniche di oil recovery – quali ad esempio iniezione di acqua o gas – sono non stazionari, allora rocce che presentano la medesima permeabilità in condizioni stazionarie, possono mostrare risposta idraulica e tempi di erogazione dei fluidi molto differenti. Ciò mette in evidenza come non sia sufficiente 'tradurre' parametri della fratturazione, quali ad esempio giacitura e densità di fratture, in termini

di valori di permeabilità (così come fatto in Etminan e Seifi, 2008, i quali introducono il *Fracture Effect Factor*), per ottenere una simulazione di reservoir attendibile.

Per queste ragioni riteniamo che la MFD meriti particolare attenzione nella caratterizzazione di FN. Tuttavia, attualmente, tale carattere dei FN non sembra trattato in maniera esaustiva in letteratura.

4.3 Dati di fratture rilevati

Nell'area studiata si rilevano differenti tipologie di fratture. Una prima distinzione può essere fatta tra le fratture da taglio (comprese le faglie) e quelle da trazione (Modo I, ossia joint e vene) poiché, oltre a presentare meccanismi di fratturazione profondamente differenti, mostrano anche un diverso comportamento statistico. Inoltre, come già illustrato precedentemente, le fratture tensionali possono essere distinte in set stratabound e non-stratabound.

Allo scopo di studiare le caratteristiche dei diversi tipi di set di fratture, sono state condotte analisi statistiche strutturali con modalità differenti, tenendo conto del loro diverso comportamento statistico.

Lo studio delle faglie e delle caratteristiche delle damage zone, è stato effettuato tramite una scan line lunga 18 m, condotta perpendicolarmente ad una faglia principale ed attraverso diversi starti meccanici.

Allo scopo di analizzare le caratteristiche dei joint stratabound, sono state effettuate scan line di circa 3 m di lunghezza per ogni strato meccanico, sull'intera successione affiorante (spessa circa 50 m). Per ogni frattura rilevata sono state registrate la giacitura, la distanza dall'origine della scan line, lo spessore dello strato meccanico. Tale campionamento ha permesso di studiare la distribuzione statistica degli spessori degli strati e delle litologie, sulla successione esaminata, allo scopo di stabilire correlazioni tra litologia, spessore degli strati e caratteristiche della fratturazione.

L'analisi dei joint non-stratabound è stata condotta su tre diverse scale di osservazione: (i) tramite scan line tradizionali (3 - 4 m di lunghezza) su affioramento (Fig. 4.2a); (ii) micro-scan line con uso di micro-camera digitale (Proscope) ad

ingrandimento 50x (Fig. 4.2b); (iii) micro-scan line tramite microscopio ottico, ad ingrandimento 50x e 200x, su sezioni sottili orientate (Fig. 4.2c). Una ulteriore microscan line è stata effettuata su un campione di carota orientato e lucidato, proveniente dal giacimento di idrocarburi di Tempa Rossa, in Basilicata (Fig. 4.2d).



Fig. 4.2 Tecniche di campionamento delle fratture a diverse scale di osservazione. **a**) Scan line tradizionale su affioramento. **b**) Immagine di micro-scan line realizzata con Proscope, ad ingrandimento 50x. **c**) Immagine di sezione sottile ad ingrandimento 200x. **d**) Immagine al microscopio di peels su campione di dolomia media, proveniente da pozzo per estrazione di idrocarburi – livello di ingrandimento 50x. Le immagini restituite dal sistema di acquisizione collegato al microscopio ottico hanno risoluzione superiore, rispetto a quelle fornite dal Proscope, allo stesso livello di ingrandimento.

Le scan line tradizionali sono state effettuate su calcari micritici (mudstone; strati 1, 56, 107), dolomia media (strati 66, 71) e grossolana (strati 102, 118, 120). Per

ogni frattura rilevata sono state registrate le seguenti caratteristiche: tipo di frattura (vena o joint), distanza dall'origina della scan line, giacitura, lunghezza, apertura, morfologia, relazioni di crosscutting, composizione e tessitura del materiale di riempimento, spessore dello strato meccanico. Le micro-scan line con Proscope sono state effettuate su calcari, su affioramento (strato 56) e su campioni di roccia orientati, tagliati e lucidati, di dolomia media (strato 66) e grossolana (strato 118). L'analisi micro-strutturale è stata condotta anche su tre sezioni sottili orientate di calcari (strati 56, 107) e dolomie (strato 66), tramite microscopio ad ingrandimento 200x. Ulteriori scan line sono state effettuate, tramite microscopio ottico ad ingrandimento 50x, su un campione di carota di dolomia media, proveniente dal campo pozzi di Tempa Rossa (pozzo Gorgoglione I, profondità 5083 m, dimensione cristalli 20 - 80 µm) e su un campione orientato dallo strato 66 (dolomia media), utilizzando la tecnica del peels su di una superficie di taglio lucidata (Fig. 4.2d). Tale tecnica ha fornito immagini di qualità notevolmente superiore rispetto al Proscope, allo stesso livello di ingrandimento. Questa osservazione ha consentito di confrontare dati di fratture - alla micro-scala - da una roccia reservoir sepolta e dal suo analogo geologico superficiale. L'analisi microstrutturale era principalmente rivolta allo studio della distribuzione delle aperture e spaziature dei joint, pertanto per ogni frattura intercettata dalla scan line sono state registrate le seguenti caratteristiche: tipo di frattura (joint o vena), giacitura, distanza dall'origine ed apertura.

4.4 Analisi statistica e di scala

L'analisi statistica realizzata è stata principalmente finalizzata allo studio delle caratteristiche delle fratture tensionali, mentre le faglie e shear fractures sono state trattate con minore attenzione, poiché sulla loro geometria e distribuzione spaziale è già disponibile una vasta letteratura (Price, 1966; Sinclair, 1980; Mandelbrot, 1983; Gudmunsson, 1987; Heffer e Bevan, 1990; Barton e Zoback, 1992; Gillespie et al., 1993; Barton, 1995; Gross ed Engelder, 1995; Cello et al., 1998; Odling et al., 1999; Cello et al., 2000, 2001; e molti altri).

4.4.1 faglie e damage zone

In corrispondenza della faglia esaminata è stata osservata una damage zone di circa 4m di estensione (Fig. 4.3). l'analisi delle giaciture delle fratture ha messo in evidenza due set principali: (i) un set verticale, parallelo ad una faglia principale; (ii) un set ortogonale alla stratificazione, contenente sia strutture associate alle faglie sia joint tensionali omogeneamente distribuiti nella successione. Il diagramma di Fig. 4.3 mostra l'andamento delle densità delle fratture verticali (inclinazione > 80°, per le fratture rilevate ad occhio nudo) lungo la scan line. Escludendo il valore di 120 fpm – associato a catalasite appartenente ad un fault core di circa 10 cm di spessore – sono state rilevate densità di fratture localmente superiori a 50 fpm.



Fig. 4.3 Scan line condotta ortogonalmente ad una faglia principale ed attraverso diversi strati. Il diagramma *densità di fratture – distanza* si riferisce alle fratture con inclinazione maggiore di 80° .
Le densità di fratture locali sono state stimate secondo il criterio seguente: ogni cinque fratture campionate lungo la scan line, la densità è calcolata come il rapporto: 5 / *distanza tra la prima e la quinta frattura*. In questo modo si ottengono stime basate su campioni della stessa dimensione (in termini di numero di elementi).

Una stima approssimata del coefficiente di variazione, per i valori di spaziatura (definito come rapporto tra deviazione standard e media; Gillespie et al., 1999, 2001; Gillespie, 2003), pari a circa 2.28 mette in evidenza una distribuzione spaziale delle fratture notevolmente raggruppata. Si noti che una stima più accurata del coefficiente di variazione richiede l'esecuzione di scan line più lunghe, che intercettino più zone di faglia. Una dettagliata analisi di tali strutture non rientra negli scopi di questa ricerca, tuttavia l'osservazione in campagna permette di stabilire che le fratture da taglio sono caratterizzate da una distribuzione spaziale marcatamente raggruppata. Infatti, al di fuori delle zone di faglia, le shear fracture mostrano frequenze molto basse o sono praticamente assenti. Pertanto regioni caratterizzate da valori di spaziatura di pochi mm o cm (zone di faglia) sono intervallate da valori di spaziatura di alcuni metri o decine di metri.

4.4.2 set di joint stratabound

L'analisi statistica ha messo in evidenza una spaziatura regolare, principalmente controllata dallo spessore degli strati meccanici, e valori di apertura dell'ordine del mm. L'analisi di correlazione ha confermato che la spaziatura media è proporzionale allo spessore degli strati meccanici (Fig. 4.4a). La litologia non influenza significativamente la spaziatura poiché il rapporto *spaziatura / spessore strato* (cioè il coefficiente di proporzionalità) assume circa lo stesso valore per le tre differenti litologie incontrate (Fig. 4.4b). Tuttavia la litologia sembra esercitare un controllo sullo spessore degli strati meccanici. La distribuzione cumulativa F(t) – calcolata su tutti gli strati senza far distinzione sulla litologia – è ben approssimata da una distribuzione log-normale (Fig. 4.5a), tuttavia quest'ultima differisce sostanzialmente dalle distribuzioni calcolate per ogni litologia (Fig. 4.5b). La distribuzione log-normale che approssima i dati sperimentali è ottenuta con il metodo dei grafici di probabilità, illustrato precedentemente.







Fig. 4.4 Analisi di correlazione tra spaziatura delle fratture e spessore meccanico degli strati. **a)** Retta di regressione calcolata considerando tutti gli strati, senza tener conto della litologia. **b)** Rette dei minimi quadrati calcolate per ogni litologia. Il coefficiente delle rette assume con buona approssimazione il medesimo valore nei quattro diagrammi, evidenziando come la spaziatura sia principalmente controllata dallo spessore degli strati, indipendentemente dalla litologia.



Fig. 4.5 Distribzione statistica degli spessori degli strati meccanici. **a)** Distribuzione cumulativa calcolata su tutti gli strati, indipendentemente dalla litologia. **b)** Distribuzioni cumulative calcolate per ogni litologia. Litologie differenti presentano differenti distribuzioni. Le distribuzioni osservate sono ben descritte da una variabile aleatoria log normale, i cui parametri dipendono dalla litologia.

Allo scopo di accertare tale incompatibilità abbiamo applicato un classico test statistico, basato sul seguente criterio: assumendo che i valori di spessore seguano la distribuzione teorica F(t) (quella calcolata su tutti gli strati), in corrispondenza di ogni valore di spessore s_i appartenente ad un campione di dimensione n, la distribuzione di campionamento del numero y di determinazioni minori o uguali ad s_i , segue una legge Binomiale $F_{bin}(y)$ (Dekking et al., 2005), di parametri $p = F(s_i)$ ed n, dove p è il valore atteso di y. Il valore s_i è scelto, per i set di dati relativi ad ogni litologia, secondo il criterio di Kolmogorov-Smirnov (Dekking et al., 2005), cioè quello che fornisce la massima differenza tra la distribuzione cumulativa osservata e quella teorica. L'ipotesi di compatibilità, per un set di dati, è scartata se y assume valori 'troppo' alti o bassi per il valore s_i scelto, ossia se risulta: $F_{bin}(y) < 0.05$, or $F_{bin}(y) > 0.95$. In due casi – dolomite grossolana e calcare – la distribuzione osservata risulta incompatibile (in termini probabilistici) con quella calcolata considerando tutte le litologie. Così possiamo concludere che gli spessori meccanici sono distribuiti secondo differenti leggi lognormali per differenti litologie. Le tre distribuzioni riportate in Fig. 4.5b presentano notevoli differenze di deviazione standard, mentre la media e la media geometrica (che è il parametro più adeguato quando si trattano VA log-normali) mostrano differenze ridotte.

Infine l'analisi ha messo in evidenza una distribuzione spaziale casuale delle litologie, cioè la litologia di ogni strato è indipendente da quella dello strato che lo precede o segue. Nella successione analizzata le litologie sono presenti secondo le seguenti proporzioni: dolomia media 46%, dolomia grossolana 30%, calcare 24%. In tabella 4.1a il valore in ogni cella è dato dal numero di strati con litologia indicata dalla colonna di appartenenza, preceduto da uno strato con litologia indicata dalla riga, diviso per il numero totale di strati. Per esempio, il valore 0.12 nella colonna *mudstone* e riga *medium dolomite*, indica che il 12% degli strati rilevati sono calcari preceduti da dolomia media. Le percentuali teoriche (Tab. 4.1b) sono calcolate come prodotto delle percentuali associate alle singole litologie. Per esempio, il valore 0.11 nella cella *mudstone- medium dolomite* è dato dal prodotto tra 0.24 e 0.46, ossia tra le proporzioni di mudstone e dolomia media rispettivamente. I valori in Tab. 4.1a ed 4.1b sono compatibili e mettono in evidenza una distribuzione random delle litologie lungo la successione.

Observed proportions	Coarse Dolomite	Medium Dolomite	Mudstone
Coarse Dolomite	0,12	0,11	0,07
Medium Dolomite	0,08	0,26	0,12
Mudstone	0,10	0,09	0,05

a)

Theoretical proportions	Coarse Dolomite	Medium Dolomite	Mudstone
Coarse Dolomite	0,09	0,14	0,07
Medium Dolomite	0,14	0,21	0,11
Mudstone	0,7	0,11	0,06

b)

Tabella 4.1 Proporzioni delle litologie per strati consecutivi. La riga indica lo strato precedente, la colonna il successivo. **a)** Distribuzione osservata. **b)** Distribuzione teorica.

4.4.3 set di joint non-stratabound

Nell'area studiata le fratture mostrano una distribuzione spaziale casuale, alla quale è associata una distribuzione esponenziale dei valori di spaziatura; la distribuzione statistica delle aperture delle fratture segue una legge di potenza su diverse scale di osservazione. Inoltre è stato mostrato come tale legge presenti un limite di validità alla scala cristallina e che tale limite è principalmente controllato dalla dimensione dei cristalli. La micro-scan line ottenuta tramite la tecnica dei peels su campione di dolomia media (strato 66) ha fornito immagini di maggiore qualità rispetto al Proscope (al medesimo livello di ingrandimento) ed una linea campione sufficientemente lunga (8 – 9 cm), consentendo di stimare il limite superiore per la densità di fratture. Infatti, in tali immagini cristalli e roccia non fratturata sono chiaramente visibili. La distribuzione cumulativa (Fig. 4.6a) è stata calcolata includendo le fratture con apertura maggiore di 0.2 mm per i dati da affioramento, nel range 0.02 - 0.2 mm per le fratture rilevate tramite Proscope, ed al di sotto di 0.2 mm per quelle osservate su peels. La Fig. 4.6a

mette in evidenza come, per queste rocce, la distribuzione cumulativa delle aperture segua una legge di potenza fino al valore di densità F^* di circa 180 fpm - al quale corrisponde un valore di apertura $b^* \approx 0.02$ mm – mentre oltre tale valore la distribuzione devia dalla legge di potenza ed assume un trend orizzontale, in corrispondenza della MFD osservabile. Si noti che, in questo caso, tale andamento orizzontale non è imputabile ad un errore di troncamento (Ortega et. Al, 2006), ma ad una reale deviazione della distribuzione da una legge di potenza. Allo scopo di confrontare i dati di micro-scan line dall'analogo di reservoir studiato con quelli ottenuti dal campione di carota dal pozzo Gorgoglione I, abbiamo riportato sul medesimo diagramma (Fig. 4.6b) le distribuzioni cumulative delle aperture relative ad entrambi i data set, poiché essi mostrano analogo grain size. Le due distribuzioni sono chiaramente compatibili, mettendo in evidenza come i valori di densità di fratture alla micro-scala siano principalmente controllati dalla dimensione dei cristalli.

Sulla base di tali risultati si possono trarre interessanti conclusioni circa la relazione tra dimensione dei cristalli, il limite inferiore di validità della legge di potenza e la MFD. La distribuzione secondo una legge di potenza è legata alla autosimilitudine dei joint. In un mezzo statisticamente omogeneo (alla macro-scala), nel quale agisce un campo di stress statisticamente omogeneo, l'autosimilitudine delle strutture può essere interpretata come una riproduzione del processo di fratturazione allo stesso modo alle diverse scale di osservazione. Tuttavia alla scala del cristallo il mezzo è eterogeneo e la distribuzione degli sforzi, che dipende dalla struttura del mezzo, è anch'essa eterogenea. Di conseguenza, a tale scala di osservazione, le fratture non mostrano più autosimilitudine. Tale condizione è verificata dall'osservazione sperimentale, poiché alla micro-scala la distribuzione cumulativa osservata delle aperture dei joint differisce dalla legge di potenza.



Fig. 4.6 a) Distribuzione cumulativa 'vera' delle aperture dei joint in dolomia a grana media (strato 66) alle diverse scale. **b)** Dati integrati provenienti da pozzo per estrazione petrolifera (Gorgoglione I) ed analogo di reservoir affiorante (strato 66), su rocce caratterizzate dal medesimo grain size. Oltre il valore di densità F^* - corrispondente al valore di apertura b^* - la legge di potenza non è più valida e la distribuzione tende asintoticamente ad assumere un trend orizzontale, in corrispondenza del valore di massima densità di fratture (MFD).

4.5 Modello gerarchico delle strutture permeabili

Sulla base dei risultati illustrati, nell'area studiata possiamo distinguere quattro sistemi permeabili gerarchici, caratterizzati da valori di permeabilità decrescenti e differente comportamento statistico (Fig. 3.1): (i) faglie e set di fratture da taglio; (ii) i sistemi di joint stratabound e (iii) non-stratabound; (iv) la host rock non fratturata.

4.5.1 sistemi di faglie e di shear joint

Le faglie costituiscono il principale sistema condotto/barriera a grande scala. A queste sono associate le zone di faglia, caratterizzate da elevata permeabilità. Comunemente le faglie e shear fracture mostrano autosimilitudine su diverse scale di osservazione (Mandelbrot, 1983; Gudmunsson, 1987; Heffer e Bevan, 1990; Barton e Zoback, 1992; Gillespie et al., 1993; Barton, 1995; Cello et al., 1998; Odling et al., 1999; Cello et al., 2000, 2001; e molti altri). La distribuzione delle fratture da taglio appare molto raggruppata (coefficiente di variazione stimato pari a 2.28), ed in affioramento possiamo osservare regioni di alcuni metri o decine di metri in cui esse appaiono diradate o addirittura assenti. Per tale ragione questi set li consideriamo sistemi permeabili a grande scala.

4.5.2 sistemi di joint stratabound

Alla scala del metro questi joint, insieme ai giunti di strato, formano un reticolo idraulico (ben connesso), il quale convoglia i fluidi verso i sistemi di faglie e taglia la roccia in blocchi elementari, con forma approssimativa di parallelepipedo e dimensioni del metro/decimetro. Questo sistema è caratterizzato da permeabilità notevolmente inferiori rispetto ai sistemi di faglie, mostrando valori di densità di fratture notevolmente inferiori. A differenza dei set di fratture da taglio e delle faglie, questo sistema non mostra autosimilitudine, ossia è scala-dipendente, e la sua struttura dipende principalmente dalla distribuzione spaziale degli spessori meccanici e delle litologie.

4.5.3 sistemi di joint non-stratabound

Alla scala del singolo blocco di roccia, e fino alla scala dei cristalli, tali joint formano un reticolo pervasivo e capillare che conduce i fluidi contenuti nel volume della roccia – all'interno dei pori e nelle fratture stesse – verso i sistemi di fratture più permeabili. Poiché la distribuzione cumulativa delle aperture è descritta da una legge di potenza, su diverse scale, e la distribuzione spaziale delle fratture è casuale, ne consegue che tali sistemi presentano autosimilitudine (Ortega et al., 2006; Guerriero et al., 2009). Secondo Odling et al. (1999), all'interno di ogni blocco la permeabilità dipende dalla connettività delle fratture non-stratabound. Tale aspetto è stato ampiamente studiato nell'ambito della teoria della percolazione (Odling et al., 1999; e riferimenti in esso contenuti). In sintesi, secondo tale autore, la permeabilità è principalmente controllata da: (i) distribuzione statistica delle lunghezze delle fratture, (ii) orientazione reciproca dei set di fratture. Tuttavia, tenendo conto che le aperture dei joint sono distribuite secondo una legge di potenza, considerando le piccole fratture la densità assume sempre valori elevati e la connettività è sempre garantita. Pertanto riteniamo che la permeabilità della roccia fratturata sia controllata dalla distribuzione statistica delle aperture dei joint, piuttosto che da quella delle loro lunghezze.

Circa il comportamento idraulico di tale sistema di fratture, un altro aspetto andrebbe evidenziato: in rocce carbonatiche caratterizzate da bassi valori della porosità primaria (spesso dell'ordine di qualche punto percentuale), la porosità per fratturazione potrebbe fornire una quota rilevante del volume dei vuoti. In tali condizioni, l'olio stoccato all'interno delle fratture è erogato in tempi notevolmente inferiori rispetto a quello contenuto nei pori, poiché esso non deve attraversare la matrice porosa, caratterizzata da permeabilità particolarmente ridotte.

4.5.4 la host rock porosa non fratturata

Questo rappresenta il sistema permeabile alla più piccola scala ed è caratterizzato da valori di permeabilità particolarmente bassi. Tale sistema non mostra autosimilitudine e le sue proprietà dipendono essenzialmente dalla distribuzione di forma e dimensione dei cristalli. Poiché la lunghezza del percorso medio, compiuto dalle particelle fluide per raggiungere il network di fratture dai pori (eccetto che per la

frazione di olio già stoccata all'interno delle fratture), è uguale alla metà della spaziatura media – la quale è pari all'inverso della MFD - ne consegue che esso aumenta al crescere del grain size. Il tempo t_m trascorso dalle particelle di olio all'interno della matrice porosa durante il flusso, dipende dalla lunghezza di tale percorso e dalla permeabilità della matrice. Questa ultima varia in funzione della dimensione dei cristalli, tuttavia la relazione che lega il grain size alla permeabilità della matrice non è stata ancora compresa. Allo scopo di determinare il tempo t_m (la cui quantificazione va oltre gli scopi di questa ricerca), si deve stabilire la dipendenza sia della permeabilità sia della MFD dalla distribuzione statistica della dimensione dei cristalli, tramite un'opportuna analisi di correlazione.

4.5.5 applicazioni alla modellizzazione

L'analisi strutturale illustrata per i carbonati della Penisola Sorrentina rappresenta un tipo di approccio che può essere applicato a molti reservoir carbonatici stratificati, integrando dati da sottosuolo con osservazioni ottenute da analoghi geologici superficiali. L'output rappresenta il primo dei tre elementi di base per la simulazione di reservoir, descritti nell'introduzione.

I criteri alla base degli algoritmi di simulazione di fracture network discreti (per es. Sahimi, 2000; Tran and Rhaman, 2006; Tran et al., 2006) possono essere adattati al modello qui proposto, fornendo il secondo elemento. Il problema maggiore per l'uso del nostro approccio riguarda il terzo elemento descritto, ossia gli attuali simulatori di reservoir. La trattazione di questo tema esula dagli scopi del presente lavoro e può rappresentare un'ipotesi di lavoro per una specifica fase di ricerca. Qui si mette solo in evidenza che gli attuali algoritmi di simulazione, basati su modelli single- o dualporosity, hanno limiti rilevanti. I modelli single-porosity associano ad ogni punto nel reservoir un tensore di permeabilità, mentre la nostra discussione mette in evidenza che mezzi porosi fratturati, caratterizzati dalla medesima permeabilità in condizioni stazionarie, possono mostrare un comportamento idrodinamico molto differente, in condizioni non stazionarie; i modelli dual-porosity, basati sulla teoria di Warren e Root (1962), hanno il limite (computazionale) di non poter operare su diverse scale di osservazione. La costruzione di algoritmi che simulino il comportamento idraulico delle rocce su diverse scale di osservazione, può rappresentare un futuro traguardo della ricerca scientifica in questo settore.

4.6 Considerazioni conclusive

La sovrapposizione di differenti sistemi permeabili gerarchici in carbonati fratturati è illustrata tramite un'analisi strutturale realizzata su una successione affiorante in Penisola Sorrentina. Quattro sistemi permeabili possono essere individuati: le zone di faglia, set di joint stratabound, set non-stratabound e host rock porosa non fratturata.

Sulla base del case study descritto, suggeriamo che la previsione del comportamento idraulico di un reservoir fratturato richiede la caratterizzazione del complesso network di fratture a tutte le scale coinvolte dal flusso dei fluidi, che vanno da quella dei pori a quella dell'intero reservoir. Una semplice 'traduzione' dei parametri della fratturazione – quali giacitura, apertura o densità delle fratture – in termini di coefficienti di permeabilità nello spazio 3D di un reservoir, non è sufficiente per ottenere una simulazione realistica, poiché due mezzi porosi fratturati, pur mostrando la medesima permeabilità ad un moto filtrante stazionario, possono presentare comportamento idraulico e tempi di risposta molto differenti in condizioni di flusso non stazionario. Il nostro approccio, invece, mette in evidenza come il comportamento dinamico di un reservoir possa essere controllato da caratteri delle fratture rilevabili a diverse scale, quali per esempio la massima densità di fratture (alla micro-scala), proprietà di scala delle aperture dei joint, distribuzione spaziale degli spessori degli strati ecc.

Il modello proposto può rappresentare una base concettuale alternativa per la caratterizzazione di reservoir. Dal punto di vista del geologo strutturale esso fornisce il corretto approccio all'analisi della fratturazione (realizzata integrando diverse informazioni da svariate tipologie di dati provenienti da perforazioni, analisi sismiche, studi di analoghi ecc.), mettendo in evidenza i principali parametri statistici che un'analisi quantitativa deve stimare. Dal punto di vista dell'ingegnere questo può

83

rappresentare un modello di riferimento per algoritmi di simulazione di discrete fracture network e del comportamento idrodinamico idraulico di reservoir.

Riferimenti Citati

- Adamson, G., Crick, M., Gaine, B., Gurpinar, O., Hardiman, J., Ponting, D., 1996. Simulation throughout the life of a reservoir. Oilfield Review, 8, 16 - 27.
- Angelier, J., Mechler, P., 1977. Sur une méthode graphique de recherche des contraintes principales également utilisable en tectonique et en séismologie: la méthode des dièdres droits. Bulletin de la Société Géologique de France 19, 1309–1318.
- Bai, T., Pollard, D.D., 2000. Fracture spacing in layered rocks: A new explanation based on the stress transition. Journal of Structural Geology 22, 43–57.
- Balakrishnan, N., Basu, A. P., 1996. The Exponential distribution: theory, methods and applications. Gordon and Breach, Newark, NJ, USA.
- Barton, C.A., Zoback, M.D., 1992. Self-similar distribution and properties of macroscopic fractures at depth in crystalline rock in the Cajon Pass Scientific Drill Hole. Journal of Geophysical Research 97, 5181–5200.
- Barton, C.C., 1995. Fractal analysis of scaling and spatial clustering of fractures. In: Barton, C.C., La Pointe, P.R. (Eds.), Fractals in the Earth Sciences. Plenum Press, 141-178.
- Belfield, W. C., 1994. Multifractal characteristics of natural fracture apertures. Geophysical Research Letters, 21, 2641 – 2644.
- Bott, M.H.P., 1959. The mechanics of oblique slip faulting. Geological Magazine, **96**, 109–117.
- Camacho Velazquez, R., Fuentes-Cruz, G., Vasquez-Cruz, M. A., 2008. Decline-Curve Analysis of Fractured Reservoirs with Fractal Geometry. SPE Reservoir Evaluation & Engineering, 11, 3, 606-619, doi: 10.2118/104009-PA.

- Cello, G., Gambini, R., Mazzoli, S., Read, A., Tondi, E., Zucconi, V., 2000. Fault zone characteristics and scaling properties of the Val d'Agri Fault System (Southern Apennines, Italy). Journal of Geodynamics, 29, 293 – 307.
- Cello, G., Invernizzi, C., Mazzoli, S., Tondi, E., 2001. The crustal fault structure responsible for the 1703 earthquake sequence of central Italy. Tectonophysics, 336, 63 78.
- Cello, G., Mazzoli, S., Tondi, E., 1998. The crustal fault structure responsible for the 1703 earthquake sequence of central Italy. Journal of Geodynamics, 26, 2, 443 460.
- Das Gupta, U., 1978. A study of fractured reservoir rocks, with special reference to Mississippian carbonate rocks of southwest Alberta. Ph.D. thesis, University of Toronto.
- Dekking, F. M., Kraaikamp, C., Lopuhaa, H. P., Meester, L. E., 2005. A Modern Introduction to Probability and Statistics: Understanding Why and How. Springer-Verlag, London (UK).
- Delay, F., Lamotte, J. L., 2000. Numerical simulations of geological reservoirs: improving their conditioning through the use of entropy. Mathematics and Computers in Simulation, 52, 311–331.
- Diggle, P. J., Ribeiro, P. J., 2007. Model-based geostatistics. Springer Science+Business, New York.
- Erto, P., 2004. Probabilità e statistica per le scienze e l'ingegneria. McGraw-Hill. Milano
- Etminan, A. H., Seifi, A., 2008. An Improved Model for Geostatistical Simulation of Fracture Parameters and their Effects on Static and Dynamic Models. EngOpt

2008 – International Conference on Engineering Optimization, Rio de Janeiro, Brazil, 01 - 05 June 2008.

- Galluccio, L., Frijia, G., Iannace, A., Mazzoli, S., Parente, M., Vitale, S., Giorgioni, M.,
 D'amore, M., 2008. Diagenesis and petrophysics of dolomite in the "Middle"
 Cretaceous of the Sorrento Peninsula (Southern Apennines). Rendiconti online
 Società Geologica Italiana 2, 79–84.
- Gharbi, R. B. C., 2004. Use of reservoir simulation for optimizing recovery performance. Journal of Petroleum Science and Engineering, 42, 183–194, doi:10.1016/j.petrol.2003.12.010
- Gillespie, P., 2003. Discussion: Comment on "The geometric and statistical evolution of normal fault systems: an experimental study of the effects of mechanical layer thickness on scaling laws" by R.V. Ackermann, R.W. Schlische and M.O. Withjac. Journal of Structural Geology 25, 819-822.
- Gillespie, P.A., Howard, C.B., Walsh, J.J., Watterson J., 1993. Measurement and characterization of spatial distributions of fractures. Tectonophysics 226, 113–141.
- Gillespie, P.A., Johnston, J.D., Loriga, M.A., McCaffrey, K.L.W, Walsh, J.J., Watterson, J., 1999. Influence of layering on vein systematics in line samples.
 In: McCaffrey, K.L.W., Lonergan, L., Wilkinson, J.J. (Eds.), Fractures, Fluid Flow and Mineralisation. Geological Society, London, Special Publication 155, pp. 35–56.
- Gillespie, P.A., Walsh, J.J., Watterson, J., Bonson, C.G., Manzocchi, T., 2001. Scaling relationships of joints and vein arrays from The Burren, Co. Clare, Ireland. Journal of Structural Geology 23, 183–202.
- Good, P. I., 2006. Resampling Methods. Birkhauser, Boston.

- Gross, M.R., 1993. The origin and spacing of cross joints: Examples from the Monterrey Formation, Santa Barbara coastline, California. Journal of Structural Geology 15, 737–751.
- Gross, M.R., Engelder T., 1995. Strain accommodated by brittle failure in adjacent units of the Monterey Formation, U.S.A.: Scale effects and evidence for uniform displacement boundary conditions. Journal of Structural Geology 17, 1303– 1318.
- Gudmundsson, A., 1987. Geometry, formation, and development of tectonic fractures on the Reykjanes Peninsula, southwest Iceland. Tectonophysics 139, 295–308.
- Guerriero, V., Iannace, A., Mazzoli, S., Parente, M., Vitale, S., Giorgioni M., 2009.
 Quantifying uncertainties in multi-scale studies of fractured reservoir analogues:
 Implemented statistical analysis of scan line data. Journal of Structural Geology, doi:10.1016/j.jsg.2009.04.016.
- Guerriero, V., Mazzoli, S., Vitale, S., 2009. Multi-scale statistical analysis of scan line data from reservoir analogues. Rendiconti online Societa` Geologica Italiana, 5, 104-107.
- Heffer, K.J., Bevan, T.G., 1990. Scaling relationships and natural fractures: Data, theory and applications. Society of Petroleum Engineers, Europec 90, The Hague, October 22–24, SPE Paper 20981, 367–376.
- Huang, Q., Angelier, J., 1989. Fracture spacing and its relation to bed thickness. Geological Magazine 126, 355–362.
- Iannace, A., Galluccio, L., Guerriero, V., Mazzoli, S., Parente, M., Vitale, S., 2008. Dolomites within the Mesozoic carbonates of Southern Apennines (Italy): genetic models and reservoir implications. Rendiconti online Societa' Geologica Italiana 2, 109-114.

- Johnston, J.D., McCaffrey, K.J.W., 1996. Fractal geometries of vein systems and the variation of scaling relationships with mechanism. Journal of Structural Geology 18, 349–358.
- Mandelbrot, B., 1983. The Fractal Geometry of Nature. Freeman and Company, New York.
- Mandal, N., Deb, S.K., Khan, D., 1994. Evidence for a nonlinear relationship between fracture spacing and layer thickness. Journal of Structural Geology 16, 1275–1281.
- Marrett, R., 1997. Permeability, porosity, and shear-wave anisotropy from scaling of open fracture populations. In: Hoak, T.E., Klawitter, A.L., Blomquist, P.K., (Eds.), Fractured reservoirs: Characterization and modeling guidebook. Rocky Mountain Association of Geologists, 217–226.
- Mata-Lima, H., 2008. Reservoir characterization with iterative direct sequential cosimulation: Integrating fluid dynamic data into stochastic model. Journal of Petroleum Science and Engineering, 62, 59–72, doi:10.1016/j.petrol.2008.07.003.
- Mazzoli, S., Vitale, S., Delmonaco, G., Guerriero, V., Margottini, C., Spizzichino, D.,
 2009. 'Diffuse faulting' in the Machu Picchu granitoid pluton, Eastern
 Cordillera, Peru. Journal of Structural Geology, doi:10.1016/j.jsg.2009.08.010.
- Mazzoli S., Barkham S., Cello G., Gambini R., Mattioni L., Shiner P., Tondi E. 2001. Reconstruction of continental margin architecture deformed by the contraction of the Lagonegro Basin, southern Apennines, Italy. Journal of the Geological Society, 158, 309-319.
- Mazzoli, S., D'Errico, M., Aldega, L., Corrado, S., Invernizzi, C., Shiner, P. Zattin M. 2008. Tectonic burial and "young" (<10 Ma) exhumation in the southern

Apennines fold-and-thrust belt (Italy). Geology 36, 243–246, doi: 10.1130/G24344A.

- Narr, W., 1996. Estimating average fracture spacing in subsurface rock. AAPG Bulletin 80, 1565–1586.
- Narr, W., Suppe, J., 1991. Joint spacing in sedimentary rocks. Journal of Structural Geology 13, 1037–1048.
- Nelson, R.A., 1985. Geologic analysis of naturally fractured reservoirs. Gulf Publishing, Houston.
- Odling, N.E., Gillespie, P., Bourgine, B., Castaing, C., Chiles, J.P., Christensen, N.P.,
 Fillion, E., Genter, A., Olsen, C., Thrane, L., Trice, R., Aarseth, E., Walsh, J.J.,
 Watterson, J., 1999. Variations in fracture system geometry and their
 implications for fluid flow in fractured hydrocarbon reservoirs. Petroleum
 Geoscience 5, 373-38.
- Ortega, O., Marrett, R., Hamlin, S., Clift, S., Reed, R., 1998. Quantitative macrofracture prediction using microfracture observations: A successful case study in the Ozona Sandstone, west Texas (abs.). AAPG Annual Meeting Program 7, A503.
- Ortega, O., Marrett R., 2000. Prediction of macrofracture properties using microfracture information, Mesaverde Group sandstones, San Juan basin, New Mexico. Journal of Structural Geology 22, 571–588.
- Ortega, O., Marrett, R., Laubach, E., 2006. Scale-independent approach to fracture intensity and average spacing measurement. AAPG Bulletin 90, 193–208
- Otsubo, M., Yamaji A., Kubo A., 2008. Determination of stresses from heterogeneous focal mechanism data: an adaptation of the multiple inverse method. Tectonophysics, doi: 10.1016/j.tecto.2008.06.012.

- Pascal, C., Angelier, J., Cacas, M.-C., Hancock, P.L., 1997. Distribution of joints: Probabilistic modeling and case study near Cardiff (Wales, U.K.). Journal of Structural Geology 19, 1273–1284.
- Price, N. J., 1966. Fault and joint development in brittle and semibrittle rocks. Pergamon Press, Oxford.
- Sahimi, M., 2000. Fractal-wavelet neural-network approach to characterization and upscaling of fractured reservoirs. Computers & Geosciences, 26, 877 905.
- Sanderson, D.J., Roberts, S., Gumiel, P., 1994. A fractal relationship between vein thickness and gold grade in drill core from La Codosera, Spain. Economic Geology 89, 168–173
- Sinclair, S.W., 1980. Analysis of macroscopic fractures on Teton anticline, northwestern Montana. M.S. thesis, Texas A&M University.
- Shiner, P., Beccacini, A., Mazzoli, S., 2004. Thin-skinned versus thick-skinned structural models for Apulian carbonate reservoirs: Constraints from the Val D'Agri Fields. Marine and Petroleum Geology 21, 805–827.
- Soares, A., 2001..Direct sequential simulation and co-simulation. Mathematical Geology, 33, 911–926.
- Tran, N. H., Chen, Z., Rahman, S. S., 2006. Integrated conditional global optimisation for discrete fracture network modelling. Computers & Geosciences, 32, 17–27, doi:10.1016/j.cageo.2005.03.019.
- Tran, N. H., Rahman, S. S., 2006. Modelling discrete fracture networks using neurofractal-stochastic simulation. Journal of Engineering and Applied Sciences, 1, 154 – 160.
- Turner, F.J., 1953. Nature and dynamic interpretation of deformation lamellae in calcite of three marbles. American Journal of Science, 251, 276–298.

- Wallbrecher, E., 1986. Tektonische und Gefügeanalytische Arbeitsweisen. Enke-Verlag, Stuttgart.
- Warren, J.E., Root, P.J., 1963. The behavior of naturally fractured reservoirs. SPE Reservoir Eng., 403–413.
- Wasserman, L., 2006. All of Nonparametric Statistics. Springer Science, New York (USA).
- Wu, H., Pollard, D.D., 1995. An experimental study of the relationship between joint spacing and layer thickness: Journal of Structural Geology 17, 887–905.

ALLEGATI

Allegato I Analisi dei dati di scan line condotte su affioramento

L'analisi statistica è stata effettuata su ogni set di joint (compresi i joint mineralizzati) individualmente. I diagrammi riportano:

Contour plot dei poli dei piani di frattura, su proiezione stereografica equivalente, emisfero inferiore. Diagramma della distribuzione cumulativa dei valori di spaziatura tra fratture. Diagramma di probabilità delle lunghezze delle tracce dei joint sul piano di affioramento. I valori in ordinata sono dati dalla funzione inversa di distribuzione normale standard. Diagramma della frequenza cumulativa delle aperture di fratture. Con tratto chiaro è riportato l'intervallo di confidenza al 95%, per ogni classe di apertura.

Bed 1 – Set 2








































Allegato II Schermata principale e codice sorgente del programma per l'analisi dei dati di scan line

I programmi sono stati realizzati in Visual Basic for Applications su piattaforma Windows, come macro di Excel.

Schermata principale del software di analisi



'Vincenzo Guerriero - Naples - Italy - august 2007 Dim N val As Integer Dim dipdir, dip As Integer Dim dip r(90) As Single Dim teta, delta As Integer Dim frq(360, 90), f As Byte Dim punto(2), rng(2) As Integer Dim dati(256, 2) As Integer 'questo vettore contiene le coord dei punti di contorno delle aree colorate 'il primo dei 1025 elementi (elem 0 di ogni col) contieme il numero di elementi effettivamente presenti Dim contour (10000, 1 To 8) As Integer Dim vett temp(30000, 1 To 2) As Integer Dim indice As Integer Dim f_peso(5, 5, 4) As Single Dim f_peso_int(5, 5, 4) As Integer Dim somm pesi As Single Dim soglia min As Single Dim seno(360), coseno(360) As Single Dim max p As Byte Type vettore vect(8000, 1) As Single N As Integer End Type Dim matrice_val(3) As vettore Dim coeff soglia As Single Dim coeff cono As Single Dim flag projection As Byte 'Dim smooth As Byte 'Dim frq_smooth(360, 90) As Integer Dim appo As Variant Public Sub avvia analisi() ' Macrol Macro ' Macro registrata il 03/09/2007 da vincenzo guerriero . ActiveSheet.Shapes("Text Box 41").Select Selection.Delete Dim message, title, Tmp_str As String 'alla partenza del programma chiede il titolo che si vuole assegnare ai diagrammi ed al foglio di lavoro message = "Inserisci il testo che vuoi far comparire come titolo dei diagrammi e del foglio di lavoro (p. es. all structures)." title = "Inserimento titolo" Tmp str = InputBox(message, title) Range("b1") = Tmp str ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 34").Activate

```
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp_str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 34").IncrementTop -3120#
ActiveWindow.Visible = False
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 35").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 35").IncrementTop -3120#
ActiveWindow.Visible = False
Windows("Analisi dati.xls").Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 36").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 36").IncrementTop -3120#
ActiveWindow.Visible = False
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 39").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 39").IncrementTop -3120#
ActiveWindow.Visible = False
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 37").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
    ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 37").IncrementTop -3120#
Windows("Analisi_dati.xls").Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 42").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp_str
End With
ActiveSheet.Shapes("Grafico 42").IncrementTop -3120#
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 43").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str
End With
```

```
ActiveSheet.Shapes("Grafico 43").IncrementTop -3120#
    Sheets("dip-dir").Select
    Sheets("dip-dir").Name = Tmp str
    Range("A1").Select
stereo O
apertura
Poisson
lunghezza
spaziatura
'istogr dens
MsgBox ("Ora puoi regolare i parametri dello stereogramma tramite i
relativi pulsanti.")
End Sub
Sub stereo()
soglia min = Range("R2")
soglia min = soglia min / 100
N_val = Range("D2")
Dim x, y As Single
Dim i As Integer
Dim j, k, L, m, tmp As Byte
'le var v1 e v2 servono per memorizzare valori di vettori ricorrenti
Dim v1, v2 As Integer
Dim classMax As Single
Dim classe As Byte
'For i = 0 To 10000
.
     For j = 0 To 7
     matrice val(i, j) = 0
.
     Next j
'Next i
For i = 0 To 3
    matrice_val(i).N = 0
Next i
rng(1) = CInt(20 * coeff cono)
rng(2) = CInt(15 * coeff cono)
'Range("D10").Select
Dim pos(4) As Integer
For j = 1 To 4
   pos(j) = 0
Next j
'calcola le funzioni seno e coseno per angoli da 0 a 180 gradi
For i = 0 To 180
    seno(i) = Sin(i / 180 * 3.14159265358)
```

```
coseno(i) = Cos(i / 180 * 3.14159265358)
Next i
'calcola la matrice dei fattori di peso per l'interpolazione dei
valori della griglia
For i = 0 To 4
    For j = 0 To 4
        f peso(i, j, 1) = 1 / IIf(i = 0 And j = 0, 1, Sqr(i ^{2} + j ^{2}
2))
        f peso(i, j, 2) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / Sqr((5 - i) ^ 2
+ j ^ 2))
        f peso(i, j, 3) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / Sqr((5 - i) ^ 2
+ (5 - j) ^ 2))
        f peso(i, j, 4) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / Sqr(i ^{2} + (5 -
i) ^ 2))
        somm pesi = 0
        For k = 1 To 4
            somm pesi = somm pesi + f peso(i, j, k)
        Next k
        For k = 1 To 4
            f peso(i, j, k) = 100 * f peso(i, j, k) / somm pesi
            f_{peso_int(i, j, k)} = CInt(f_{peso(i, j, k)})
        Next k
    Next j
Next i
'MsgBox ("calcolata matrice pesi")
' carica i dati di giacitura in un vettore
    Dim offs As Integer
    offs = 10
    For i = 1 To N_val
            offs = offs + 1
            dati(i, 1) = Range("D" & CStr(offs))
'Selection.offset(i, 0)
            dati(i, 2) = Range("E" & CStr(offs))
'Selection.offset(i, 1)
        If dati(i, 1) > 0 And dati(i, 2) > 0 Then
        Else
            dati(i, 1) = 1000
            dati(i, 2) = 1000
            'il valore 1000 è arbitrario e mi assicura che tali valori
saranno scartati
            'x ed y vengono così scartati anche nel caso in cui non
siano valori numerici
        End If
    Next i
'calcola le densità di punti su un reticolo a passo 5
\max p = 0
For teta = 0 To 72
    For delta = 0 To 18
        punto(1) = teta * 5
        punto(2) = delta * 5
        frq(5 * teta, 5 * delta) = Freq()
        f = frq(5 * teta, 5 * delta)
        If f > max p Then
           max p = f
        End If
```

```
Next delta
Next teta
'MsgBox ("ottenuta griglia passo 5")
'blocco di istruzioni per la correzione di proiezione sulla scan line
(opzionale)
Dim soglia projection As Byte
Dim direzione_affioramento, diff ang As Integer
soglia projection = Range("M2")
direzione affioramento = Range("K8")
flag projection = Range("L2")
If flag projection > 0 Then
    \max p = 0
    For teta = 0 To 72
        For delta = 0 To 18
            diff ang = 5 * teta - direzione affioramento
            diff ang = IIf(diff ang >= 0, diff ang, -diff ang)
            diff ang = IIf(diff ang <= 180, diff ang, 360 - diff ang)
            diff_ang = IIf(diff_ang = 90, 89, diff_ang)
            If frq(5 * teta, 5 * delta) >= soglia projection Then
                frq(5 * teta, 5 * delta) = CInt(frq(5 * teta, 5 * teta))
delta) / Abs(coseno(diff ang)))
            Else
                frq(5 * teta, 5 * delta) = 0
            End If
            If frq(5 * teta, 5 * delta) > max_p Then
                \max p = frq(5 * teta, 5 * delta)
            End If
       Next delta
   Next teta
    Range("L2") = 0
End If
classMax = max p / 5
classe = CInt(classMax * coeff soglia)
'Selection.offset(-8, 7)
Range("K2") = max_p
'For j = 1 To 4
     Selection.offset(-8, 12 + 2 * j) = CInt(j * IIf(classe >= 1,
classe, 1) * 100 / max p)
'Next j
Range("R2") = CInt(IIf(classe >= 1, classe, 1) * 100 / max_p)
Range("T2") = CInt(2 * IIf(classe >= 1, classe, 1) * 100 / max_p)
Range("V2") = CInt(3 * IIf(classe >= 1, classe, 1) * 100 / max_p)
Range("X2") = CInt(4 * IIf(classe >= 1, classe, 1) * 100 / max_p)
'i valori di frequenza ottenuti vengono ora convertiti in classi con
due cicli alternativi, a seconda
'che la soglia minore sia inferiore ad 1 o meno
If classe < 1 Then
    appo = MsgBox("Non si può abbassare ulteriormente la soglia
minima.", vbInformation, "Attenzione")
```

```
For teta = 0 To 72
        For delta = 0 To 18
            tmp = 0
            For j = 1 To 4
                tmp = IIf(frq(teta, delta) >= IIf(j = 1, j * classMax
* 5 * soglia_min, j * classMax), j, tmp)
                tmp = IIf(frq(5 * teta, 5 * delta) >= j, j, tmp)
            Next j
            frq(5 * teta, 5 * delta) = tmp
        Next delta
    Next teta
Else
    For teta = 0 To 72
        For delta = 0 To 18
            tmp = 0
            For j = 1 To 4
                 tmp = IIf(frq(teta, delta) >= IIf(j = 1, j * classMax
* 5 * soglia_min, j * classMax), j, tmp)
                tmp = IIf(frq(5 * teta, 5 * delta) >= j * classe, j,
tmp)
            Next j
            frq(5 * teta, 5 * delta) = tmp
        Next delta
    Next teta
End If
'MsgBox ("suddivisione in classi di frequenza eseguita")
'interpola i dati dalla griglia con passo 5 ora ottenuta, ad una
griglia con passo 1,
'utilizzando la matrice di interpolazione f_peso_int
For i = 0 To 71
    For j = 0 To 17
        For k = 0 To 4
            For L = 0 To 4
                frq(5 * i + k, 5 * j + L) = CInt((frq(5 * i, 5 * j) * c))
f peso int(k, L, 1) + frq(5 * (i + 1), 5 * j) * f peso int(k, L, 2) +
frq(5 * (i + 1), 5 * (j + 1)) * f_peso_int(k, L, 3) + frq(5 * i, 5 *
(j + 1)) * f peso int(k, L, 4)) / 100)
            Next L
        Next k
    Next j
Next i
'MsgBox ("interpolazione eseguita. ottenuta griglia passo 1")
'calcola il valore di dip r per dip che varia tra 0 e 90
For j = 0 To 90
    dip r(j) = j * (1.16 - j * 0.0017) / 90
Next j
'inserisce nel foglio le coord. dei punti che devono essere plottati
For teta = 0 To 360
    For delta = 0 To 90
        If frq(teta, delta) > 0 Then
            v1 = frq(teta, delta) - 1
            dipdir = 180 - teta
```

```
x = -dip_r(delta) * seno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir)) * IIf(dipdir >= 0, 1, -1)
            y = dip r(delta) * coseno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir))
             dip = delta
 ۲
             dip = dip * (1.16 - dip * 0.0017)
 .
             x = -dip * Sin(dipdir / 180 * 3.14159265358) / 90
             y = dip * Cos(dipdir / 180 * 3.14159265358) / 90
            v^2 = pos(v^1)
            If (v_2 > 8000) Then
               appo = MsgBox("Il numero di punti sul diagrama è
eccessivo. Il calcolo sarà terminato. Si consiglia di aumentare la
soglia o ridurre il cono di scope.", 48, "Attenzione: diagramma non
completo")
                Exit For
            End If
 ۲
             Selection.Offset(Rx + v2, Cx + 2 * (v1 - 1)) = x
 ,
             Selection.Offset(Rx + v2, Cx + 2 * v1 - 1) = y
            matrice val(v1).vect(v2, 0) = x
            matrice val(v1).vect(v2, 1) = y
            matrice val(v1).N = matrice val(v1).N + 1
            'matrice val(v2, 2 * (v1 - 1)) = x
            'matrice val(v2, 2 * v1 - 1) = y
    Set curCell = .Cells(2 + v2, 18 + 2 * (v1 - 1))
    curCell.Value = x
  ' Set curCell = .Cells(2 + v2, 18 + 2 * v1 - 1)
   ' curCell.Value = y
            pos(v1) = v2 + 1
       End If
   Next delta
    If (v2 > 8000) Then
       Exit For
   End If
Next teta
'Range("r3:y10003") = matrice val
Range("R3:Y10003") = Null
Range("R3:S" & CStr(matrice val(0).N) + 3) = matrice val(0).vect
Range("T3:U" & CStr(matrice_val(1).N) + 3) = matrice_val(1).vect
Range("V3:W" & CStr(matrice_val(2).N) + 3) = matrice_val(2).vect
Range("X3:Y" & CStr(matrice_val(3).N) + 3) = matrice_val(3).vect
'Range("a1").Select
'MsgBox ("calcolo coordinate e relativa copia nelle celle eseguito")
'MsgBox ("programma terminato")
End Sub
Public Function Freq() As Byte
Dim i, j As Integer
Dim x, y, z As Variant
'per l uso di v1 e v2 vedi var globali
Dim v1, v2 As Integer
Dim f, Fclasse As Integer
```

```
For i = 1 To N val
        v1 = dati(i, 1)
        v2 = dati(i, 2)
        If punto(1) < rng(1) Then
            If 360 - v1 <= (rng(1) - punto(1)) Then
                v1 = 360 - v1
            End If
        End If
        If 360 - punto(1) < rng(1) Then
            If v1 \leq rng(1) - 360 + punto(1) Then
                v1 = 360 + v1
            End If
        End If
' Le condizioni if annidate incrementano "F" se le differenze angolari
tra il val misurato e la giacitura del set
' rientrano in un range stabilito. Se ciò non avviene, nel caso di set
suborizzontali o subverticali, si prova
' considerando anche i punti suborizz. o subverticali vicini
   If Abs(v1 - punto(1)) < rng(1) Or Abs(punto(1) - IIf(v1 - 180 > 0,
v1 - 180, v1 + 180)) < rng(1) Then
  ' If (IIf(v1 - punto(1) >= 0, v1 - punto(1), punto(1) - v1) <
rng(1) And IIf(v2 - punto(2) >= 0, v2 - punto(2), punto(2) - v2) <</pre>
rng(2)) Or 90 - punto(2) < rng(2) Or punto(2) < rng(2) Then
    'questa prima condizione if è superflua, ma evita di calcolare
nella maggioranza dei casi l'espress nell'if sottostante,
    'che richiede molto tempo macchina per via dei calcoli su num
reali
        If ((v1 - punto(1)) / rng(1)) ^ 2 + ((v2 - punto(2)) / rng(2))
^ 2 < 1 Then
            f = f + 1
        Else
            If 90 - punto(2) < rng(2) Then
                x = IIf(v1 - 180 > 0, v1 - 180, v1 + 180)
                v = 180 - v2
                If ((x - punto(1)) / rng(1)) ^ 2 + ((y - punto(2)) /
rnq(2)) ^ 2 < 1 Then
                    f = f + 1
                End If
            Else
                If punto(2) < rng(2) Then
                    x = IIf(v1 - 180 > 0, v1 - 180, v1 + 180)
                    y = -v2
                    If ((x - punto(1)) / rng(1)) ^ 2 + ((y - punto(2))
/ rng(2)) ^ 2 < 1 Then
                        f = f + 1
                    End If
                End If
            End If
        End If
   End If
Next i
Freq = f
End Function
```

f = 0

```
Public Sub griglia 30()
Dim x, y As Single
Dim h, i As Integer
Dim j As Byte
Dim temp(2500, 1) As Single
'calcola le funzioni seno e coseno per angoli da 0 a 180 gradi
For i = 0 To 180
    seno(i) = Sin(i / 180 * 3.14159265358)
    coseno(i) = Cos(i / 180 * 3.14159265358)
Next i
'calcola il valore di dip r per dip che varia tra 0 e 90
For j = 0 To 90
   dip r(j) = j * (1.16 - j * 0.0017) / 90
Next j
h = 1
For i = 0 To 12
    teta = i * 30
    For delta = 0 To 89
        dipdir = 180 - teta
        x = -dip r(delta) * seno(IIf(dipdir >= 0, dipdir, -dipdir)) *
IIf (dipdir >= 0, 1, -1)
        y = dip_r(delta) * coseno(IIf(dipdir >= 0, dipdir, -dipdir))
        temp(h, 0) = x
        temp(h, 1) = y
        h = h + 1
   Next delta
Next i
For teta = 0 To 360
    For j = 1 To 3
        delta = j * 30
        dipdir = 180 - teta
        x = -dip_r(delta) * seno(IIf(dipdir >= 0, dipdir, -dipdir)) *
IIf (dipdir >= 0, 1, -1)
        y = dip_r(delta) * coseno(IIf(dipdir >= 0, dipdir, -dipdir))
        temp(h, 0) = x
        temp(h, 1) = y
        h = h + 1
    Next j
Next teta
Range("z4:aa2500") = temp
End Sub
Public Sub griglia 10()
Dim x, y As Single
Dim h, i As Integer
Dim j As Byte
Dim temp(4176, 1) As Single
```

```
'calcola le funzioni seno e coseno per angoli da 0 a 180 gradi
For i = 0 To 180
    seno(i) = Sin(i / 180 * 3.14159265358)
    coseno(i) = Cos(i / 180 * 3.14159265358)
Next i
'calcola il valore di dip r per dip che varia tra 0 e 90
For j = 0 To 90
    dip_r(j) = j * (1.16 - j * 0.0017) / 90
Next j
griglia 30
h = 1
For i = 1 To 35
   teta = i * 10
    For delta = 1 To 89
        If teta Mod 30 <> 0 And delta Mod 30 <> 0 Then
            dipdir = 180 - teta
            x = -dip r(delta) * seno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir)) * IIf(dipdir >= 0, 1, -1)
            y = dip r(delta) * coseno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir))
            temp(h, 0) = x
            temp(h, 1) = y
            h = h + 1
        End If
   Next delta
Next i
For teta = 1 To 359
    For j = 1 To 8
        delta = j * 10
        If teta Mod 30 <> 0 And delta Mod 30 <> 0 Then
            dipdir = 180 - teta
            x = -dip_r(delta) * seno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir)) * IIf(dipdir >= 0, 1, -1)
            y = dip r(delta) * coseno(IIf(dipdir >= 0, dipdir,
-dipdir))
            temp(h, 0) = x
            temp(h, 1) = y
            h = h + 1
        End If
    Next j
Next teta
Range("ab4:ac4179") = temp
End Sub
Public Sub elimina_griglia()
Range("z4:aa2256") = Null
Range("ab4:ac4179") = Null
End Sub
Public Sub clearscr()
Range("a1").Select
Selection.offset(0, 21) = 0
Selection.offset(0, 23) = 1
```

```
Range("r3:ac10000") = Null
End Sub
Public Sub projection()
Range("a1").Select
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
coeff_soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff soglia = (1.33) ^ coeff soglia
Range("L2") = 1
stereo
End Sub
Public Sub stereo 0()
Range("a1").Select
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
coeff soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff soglia = (1.33) ^ coeff soglia
stereo
End Sub
Public Sub stereo inc()
Range("a1").Select
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
Selection.offset(0, 21) = Selection.offset(0, 21) + 1
coeff_soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff_soglia = (1.33) ^ coeff_soglia
stereo
End Sub
Public Sub stereo dec()
Range("a1").Select
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
Selection.offset(0, 21) = Selection.offset(0, 21) - 1
coeff_soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff soglia = (1.33) ^ coeff soglia
stereo
End Sub
Public Sub cono_inc()
Range("a1").Select
Selection.offset(0, 23) = Selection.offset(0, 23) * 1.33
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
coeff_soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff soglia = (1.33) ^ coeff soglia
stereo
End Sub
Public Sub cono dec()
Range("a1").Select
Selection.offset(0, 23) = Selection.offset(0, 23) / 1.33
coeff cono = Selection.offset(0, 23)
```

```
coeff_soglia = Selection.offset(0, 21)
coeff soglia = (1.33) ^ coeff soglia
stereo
End Sub
Public Sub istogr dens()
Dim N val, L classe As Byte
Dim i, j, k As Integer
Dim dati(256), dens(16, 1), temp As Integer
Dim cella As String
'prelevo i dati e li inserisco in un vettore
N val = Range("D2")
N val = N val - 1 'si sottrae 1 poichè l'indice dei vettori parte da 0
cella = "C"
For i = 0 To N val
   dati(i) = Range(cella & CStr(i + 11))
Next i
'determino la lunghezza campione in modo che il numero di classi sia
compreso tra 12 e 16
'comincio trovando il valore max nel vettore
L classe = 2
Range("ae2") = L classe
For i = 0 To 16
    dens(i, 0) = i * L_classe
    dens(i, 1) = 0
Next i
k = 0 'è il numero effettivo di elementi del vettore dens
For i = 0 To N val
    For j = 0 To 15
        If dati(i) >= dens(j, 0) And dati(i) < dens(j + 1, 0) Then
            dens(j, 1) = dens(j, 1) + 1
            k = IIf(j > k, j, k)
        End If
   Next j
Next i
cella = "AD4:AE" \& CStr(k + 4)
Range(cella) = dens
    cella = "AE4:AE" & CStr(k + 4)
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 36").Activate
    ActiveChart.Axes(xlValue).AxisTitle.Select
    Selection.Characters.Text = "Number of fractures per " &
CStr(L classe) & " cm"
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
'ordino il vettore dati in ordine crescente per il diagramma di
uncertainty
For i = 0 To N val - 1
    For j = i + 1 To N val
        If dati(i) > dati(j) Then
            temp = dati(i)
```

```
dati(i) = dati(j)
            dati(j) = temp
        End If
   Next j
Next i
For i = 0 To N val
    Range("AF" & CStr(3 + i)) = dati(i)
Next i
Range("ag" & CStr(N val + 4) & ":AJ258") = Null
End Sub
'La routine effettua una correzione sulle distribuzioni cumulative
dovuto alla non ortogonalità
'tra set di fratture ed affioramento.
'per iniziare selezionare il primo elemento della colonna su cui si
vuole effettuare la correzione.
Public Sub correggi()
Dim angolo, coefficiente, temp As Single
Dim i As Byte
angolo = InputBox("Inserisci il valore dell'angolo (in gradi).",
"Inserimeno dati")
coefficiente = 1 / Cos(angolo * 3.14159265358979 / 180)
For i = 0 To 32
    temp = Selection.offset(i, 0)
    If temp > 0 Then
        Selection.offset(i, 0) = coefficiente * temp
    End If
Next i
End Sub
Public Sub apertura()
Dim N val, N classi, k As Byte
Dim i, j As Integer
Dim dati(256), apert(256, 1), temp As Single
Dim Lung_max As Integer
Dim cella As String
'prelevo i dati e li inserisco in un vettore
N val = Range("D2")
N val = N val - 1 'si sottrae 1 poichè l'indice dei vettori parte da 0
cella = "F"
For i = 0 To N val
    dati(i) = Range(cella & CStr(i + 11))
Next i
'ordino il vettore delle aperture in senso decrescente
For i = 0 To N val - 1
    For j = i + 1 To N val
        If dati(i) < dati(j) Then
            temp = dati(i)
```

```
dati(i) = dati(j)
            dati(j) = temp
        End If
   Next j
Next i
'trovo la lunghezza della scan line
cella = "C"
Lung max = 0
For i = 0 To N val
    temp = Range(cella & CStr(i + 11))
    Lung max = IIf(temp > Lung max, temp, Lung max)
Next i
Range("AQ2") = Lung_max
'inserisco le aperture e frequenze cumulative in una matrice
cella = "AK"
For i = 0 To N val
    apert(i, 0) = dati(i)
    apert(i, 1) = (i + 0.5) / Lung_max * 100
.
    If apert(i, 0) = 0 Then
.
     Exit For
' End If
Next i
'inserisco i dati nel foglio
cella = "AK3:AL"
Range(cella & CStr(3 + N_val)) = apert
'ricerco i valori di apertura che si ripetono o quelli nulli e li
elimino
For i = 0 To N val - 1
    If dati(i) = dati(i + 1) Or dati(i + 1) = 0 Then
        Range("ak" & CStr(i + 4)) = Null
    End If
Next i
End Sub
Public Sub lunghezza()
Dim N_val, N_classi, k As Byte
Dim i, j As Integer
Dim dati(256), Lung(256, 1), temp As Single
Dim Lung max As Integer
Dim cella As String
'prelevo i dati e li inserisco in un vettore
N val = Range("D2")
N_val = N_val - 1 'si sottrae 1 poichè l'indice dei vettori parte da 0
cella = "G"
For i = 0 To N val
   dati(i) = Range(cella & CStr(i + 11))
Next i
```

```
'ordino il vettore delle lunghezze in senso crescente
For i = 0 To N val - 1
   For j = i + 1 To N val
        If dati(i) > dati(j) Then
            temp = dati(i)
            dati(i) = dati(j)
            dati(j) = temp
        End If
   Next j
Next i
'inserisco le lunghezze e le frequenze cumulative in una matrice
cella = "AK"
For i = 0 To N val
   Lung(i, 0) = dati(i)
    Lung(i, 1) = (i + 0.5) / (N val + 1)
Next i
'inserisco i dati nel foglio
cella = "AM3:AN"
Range(cella & CStr(3 + N val)) = Lung
'ricerco i valori di lunghezza che si ripetono o quelli nulli e li
elimino
For i = 0 To N val - 1
    If dati(i) = dati(i + 1) Or dati(i) = 0 Then
        Range("am" & CStr(i + 3)) = Null
    End If
Next i
'elimino i valori di troppo nella colonna AH (funzione inversa di
Gauss)
Range("AH" & CStr(N val + 3) & ":AH200") = Null
End Sub
Public Sub spaziatura()
Dim N val, N classi, k As Byte
Dim i, j As Integer
Dim dati(256), Spaz(256, 1), temp As Single
Dim Lung max As Integer
Dim cella As String
'prelevo i dati, relativi alle distanze delle strutture da un
riferimento, e li inserisco in un vettore
N val = Range("D2")
N val = N val - 1 'si sottrae 1 poichè l'indice dei vettori parte da 0
cella = "C"
For i = 0 To N val
    dati(i) = Range(cella & CStr(i + 11))
Next i
'ordino il vettore delle distanze in senso crescente
For i = 0 To N val - 1
    For j = i + 1 To N val
        If dati(i) > dati(j) Then
            'scambio i valori
            temp = dati(i)
```

```
dati(i) = dati(j)
            dati(j) = temp
        End If
   Next j
Next i
'dal vettore delle distanze ottengo quello delle spaziature
N val = N val - 1
'n val si riduce di 1 passando dalle distanze alle spaziature
For i = 0 To N val
    dati(i) = dati(i + 1) - dati(i)
Next i
'ordino il vettore delle spaziature in senso decrescente
For i = 0 To N val - 1
    For j = i + 1 To N val
        If dati(i) < dati(j) Then
            temp = dati(i)
            dati(i) = dati(j)
            dati(j) = temp
        End If
   Next j
Next i
'inserisco le spaziature e le frequenze cumulative in una matrice
cella = "AK"
For i = 0 To N val
    Spaz(i, 0) = dati(i)
    Spaz(i, 1) = (i + 0.5) / (N_val + 1)
Next i
'inserisco i dati nel foglio
cella = "AO3:AP"
Range(cella & CStr(3 + N val)) = Spaz
'ricerco i valori di spaziatura che si ripetono o quelli nulli e li
elimino
For i = 0 To N val - 1
    If dati(i) = dati(i + 1) Or dati(i) = 0 Then
        Range("ao" & CStr(i + 3)) = Null
    End If
Next i
End Sub
Public Sub Poisson()
Dim x As Single
Dim Media As Single
Dim Media_i As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim N val As Integer
```

```
Dim Incr As Single
Dim L As Single
Dim Poiss As Single
L = Range("aq2")
N_val = Range("d2")
'calcolo il limite superiore dell'intervallo di confidenza (metodo
esatto) al 95%
For i = 1 To N val
    x = CInt(Range("al" & CStr(i + 2)) * L / 100 - 0.5)
    y = Range("ak" \& CStr(i + 2))
    Incr = 1
    Media i = 0
    If y > 0 Then
        Do
            j = 1
            Do
               Media = Media i + Incr * j
               Range("ar2") = Media
               Range("as2") = x
               Poiss = Range("at2")
               j = j + 1
            Loop While Poiss > 0.025
             Incr = Incr / 2
             j = 1
             Media_i = Media
            Do
               Media = Media i - Incr * j
               Range("ar2") = Media
               Range("as2") = x
               Poiss = Range("at2")
               j = j + 1
            Loop While Poiss < 0.025
            Media i = Media
        Loop While Abs(Poiss - 0.025) > 0.0001
        Range("aj" & CStr(i + 2)) = Media / L * 100
    End If
Next i
'calcolo il limite inferiore dell'intervallo di confidenza (metodo
esatto) al 95%
For i = 2 To N_val
    x = CInt(Range("al" & CStr(i + 2)) * L / 100 - 0.5)
    y = Range("ak" & CStr(i + 2))
    Incr = 1
    Media_i = 0
    If y > 0 Then
        Do
        j = 1
            Do
               Media = Media_i + Incr * j
               Range("ar2") = Media
               Range("as2") = x
               Poiss = Range("at2")
               j = j + 1
            Loop While Poiss > 0.975
             Incr = Incr / 2
             j = 1
```

```
Media i = Media
            Do
               Media = Media i - Incr * j
               Range("ar2") = Media
               Range("as2") = x
               Poiss = Range("at2")
               j = j + 1
            Loop While Poiss < 0.975
            Media i = Media
        Loop While Abs(Poiss - 0.975) > 0.0001
        Range("ai" & CStr(i + 2)) = Media / L * 100
    End If
Next i
End Sub
Sub Nomina graf()
' Nomina graf Macro
' Macro registrata il 19/10/2007 da vincenzo guerriero
.
.
   ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 34").Activate
   ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 35").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 36").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
    End With
    Windows("Analisi dati.xls").SmallScroll Down:=24
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows("Analisi dati.xls").Activate
   ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 39").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows("Analisi dati.xls").Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 42").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
```

```
With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
   End With
   ActiveWindow.Visible = False
   Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
   ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 37").Activate
   ActiveChart.ChartArea.Select
   With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
   End With
   ActiveWindow.Visible = False
   Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
   ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 43").Activate
   ActiveChart.ChartArea.Select
   With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = "dip-dir"
   End With
   Windows("Analisi dati.xls").SmallScroll Down:=30
   Windows ("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 2
   Windows("Analisi_dati.xls").ScrollColumn = 3
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 4
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 5
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 6
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 7
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 6
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 5
   Windows("Analisi_dati.xls").ScrollColumn = 4
   Windows("Analisi_dati.xls").ScrollColumn = 3
   Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 2
    Windows("Analisi dati.xls").ScrollColumn = 1
    Windows ("Analisi dati.xls"). SmallScroll Down:=-57
End Sub
Sub nomina foglio()
' nomina foglio Macro
' Macro registrata il 19/10/2007 da vincenzo guerriero
    Sheets("dip-dir").Select
    Sheets("dip-dir").Name = "dip-dir"
   Range("E253").Select
End Sub
Sub Filtra()
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim N val As Single
```

۲

```
Dim Tmp_str As String
N val = Range("d2")
For i = 1 To N val
    x = Range(\overline{F}  & CStr(i + 10))
    If x < 0.2 Then
        Range("c" & CStr(i + 10)) = Null
        Range("d" & CStr(i + 10)) = Null
        Range("e" & CStr(i + 10)) = Null
        Range("f" & CStr(i + 10)) = Null
        Range("g" & CStr(i + 10)) = Null
    End If
Next i
    Range("C11:G100").Select
    Selection.Sort Key1:=Range("F11"), Order1:=xlDescending,
Header:=xlNo,
        OrderCustom:=1, MatchCase:=False, Orientation:=xlTopToBottom,
        DataOption1:=xlSortNormal
Range("AI3:AP256") = Null
apertura
Poisson
lunghezza
spaziatura
    Tmp str = Range("b1")
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 34").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str & " - apert. > 0.2 mm"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 35").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str & " - apert. > 0.2 mm"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 36").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
    With ActiveChart
        .HasTitle = True
        .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str & " - apert. > 0.2 mm"
    End With
    ActiveWindow.Visible = False
    Windows("Analisi dati.xls").Activate
    ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 39").Activate
    ActiveChart.ChartArea.Select
```

```
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str & " - apert. > 0.2 mm"
End With
ActiveWindow.Visible = False
Windows("Analisi dati.xls").Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 37").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
   ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp str & " - apert. > 0.2 mm"
End With
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 42").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp_str & " - apert. > 0.2 mm"
End With
Windows ("Analisi dati.xls"). Activate
ActiveSheet.ChartObjects("Grafico 43").Activate
ActiveChart.ChartArea.Select
With ActiveChart
    .HasTitle = True
    .ChartTitle.Characters.Text = Tmp_str & " - apert. > 0.2 mm"
End With
```

```
Sheets(Tmp_str).Select
Sheets(Tmp_str).Name = Tmp_str & " - apert. > 0.2 mm"
```

End Sub

Allegato III Analisi statistica avanzata dei dati di scan line condotte a differenti scale

L'analisi statistica è stata effettuata su ogni set di joint (compresi i joint mineralizzati) individualmente, a diverse scale di osservazione. I diagrammi riportati sono relativi ai set di dati contenenti almeno venti elementi.

I diagrammi riportano:

Diagrammi del trend della media e deviazione standard dei valori di spaziatura tra fratture. Grafici di probabilità relativi ai risultati del bootstrap, utilizzando le variabili aleatorie Chi quadrato e Normale. Grafici di probabilità delle spaziature secondo i modelli di distribuzione: Esponenziale, Lognormale, Normale. Diagramma dell'autocorrelazione della successione dei valori di spaziatura lungo la scan line.



10 8

.

C

















k





1,5

-2

1,5

y = -1,8023x + 1,0266

 $R^2 = 0,8891$

2

۸

2,5

2

2,5





Bed 56 - Set 2 - Sezione sottile









-2





Bed 66 – Set 2



k



Mean







Bed 71 – Set 2







Bed 102 - Set 1



k

Bed 102 - Set 2






Bed 107 - Set 2

-0,8 -1





Bed 118 – Set 2



Bed 120 - Set 2





Allegato IV

Schermata principale e codice sorgente del programma per l'applicazione del metodo bootstrap e per la produzione del correlogramma, sui dati di spaziatura tra fratture

Schermata principale del software di analisi



```
'vincenzo guerriero - Universtià Fedrico II di Napoli
Sub stat()
Sheets("stat_1").Select
Sheets ("stat 1").Copy After:=Sheets ("stat 1")
Ordina
Chi boot
Coeff Teor Chi q
Autocorrelazione
End Sub
Sub Ordina()
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim f As Single
Dim dist(1000) As Single
Dim spaz(1000) As Single
Dim N As Integer
Dim cont As Integer
Dim col_dat As String
Dim riga_dat As Integer
Dim outp As String
cont = 0
col dat = "A" 'InputBox("Inserire la colonna da cui prelevare i
dati.", "")
riga dat = 1 'InputBox("Inserire la riga da cui cominciare a prelevare
i dati.", "")
'outp = "C" 'InputBox("Inserire la colonna in cui inserire le
frequenze cumulative.", "")
'prelevo i dati reltivi alle distanze
'inoltre individuo il loro valore minimo e max
N = 0
For i = 1 To 1000
    x = Range(col dat & CStr(i + riga dat))
    If x <> 0 Then
        N = N + 1
        dist(N) = x
    End If
Next i
'ordino le distanze in ordine crescente
For i = 1 To N - 1
    For j = i + 1 To N
        If dist(i) > dist(j) Then
            x = dist(i)
            dist(i) = dist(j)
            dist(j) = x
        End If
```

```
Next j
Next i
'se due valori consecutivi di distanze sono unguali aumento il secondo
val di 0.001
For i = 1 To N - 1
    If dist(i) = dist(i + 1) Then
        dist(i + 1) = dist(i + 1) + 0.001
    End If
Next i
'inserisco i valori nel foglio
For i = 1 To N
   Range("A" & CStr(i + 1)) = dist(i)
Next i
'elimino le righe che non contengono dati utili
Range("b" & CStr(N + 2) & ":d105") = Null
'prelevo le spaziature, le ordino ed inserisco nella colonna AI
For i = 1 To N - 1
    spaz(i) = Range("B" & CStr(i + 2))
Next i
'ordino i dati in senso crescente
For i = 1 To N - 2
    For j = i + 1 To N - 1
        If spaz(i) > spaz(j) Then
            x = spaz(i)
            spaz(i) = spaz(j)
            spaz(j) = x
        End If
   Next j
Next i
'inserisco i dati nel foglio
For i = 1 To N - 1
    Range("AI" & CStr(i + 1)) = spaz(i)
Next i
'elimino le righe in eccesso
Range("ah" & CStr(N + 1) & ":aK105") = Null
End Sub
Sub Chi boot()
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim med As Single
Dim data(100) As Single
Dim N As Integer
Dim cont As Integer
Dim col dat As String
```

```
Dim riga_dat As Integer
Dim outp As String
Dim media(10000) As Single
Dim cumul(50) As Single
Dim max As Single
Dim min As Single
Dim interv As Single
Dim N interv As Integer
Dim N camp As Integer
N camp = Range("n4")
cont = 0
col dat = "b" ' InputBox("Inserire la colonna da cui prelevare i
dati.", "")
riga dat = 2 'InputBox("Inserire la riga da cui cominciare a prelevare
i dati.", "")
outp = "g" 'InputBox("Inserire la colonna in cui inserire le frequenze
cumulative.", "")
'prelevo i dati
N = 0
For i = 1 To 100
    x = Range(col dat & CStr(i + riga dat))
    If x > 0 Then
        N = N + 1
        data(N) = x ' Log(x)
    End If
    'x = Round(x)
Next i
'calcolo le medie su N camp valori
For i = 1 To 10000
    med = 0
    For j = 1 To N_camp
        x = Rnd() \times N
        x = Round(x)
        While x = 0
            x = Rnd() * N
            x = Round(x)
        Wend
        med = med + data(x)
    Next j
    med = med / N_camp
    cont = cont + 1
    media(i) = med
    'Range("bh" & CStr(cont + 1)) = med
Next i
'calcolo la distribuzione cumulativa
    'individuo il max e min elemento tra le medie ottenute
max = 0
min = 0
For i = 1 To 10000
    max = IIf(max < media(i), media(i), max)</pre>
    min = IIf(min > media(i), media(i), min)
Next i
N interv = Range("16")
```

```
For i = 1 To N interv
  cumul(i) = 0
Next i
interv = (max - min) / N interv
For i = 1 To N_interv
    For j = 1 To 10000
        If media(j) > i * interv Then
           cumul(i) = cumul(i) + 1
        End If
   Next j
Next i
'inserisco i dati nel foglio
Range(outp & CStr(1)) = "F Cumul"
For i = 1 To N interv
    Range(outp & CStr(i + 1)) = cumul(i) / 10000
    Range("f" & CStr(1 + i)) = i * interv
Next i
End Sub
Sub Coeff Teor Chi q()
' Coeff Teor_Chi_q Macro
' Macro registrata il 04/10/2009 da vincenzo guerriero
.
.
Dim x As Single
Dim coef As String
x = Range("q7")
x = CInt(x * 10) / 10
coef = CStr(x)
    ActiveSheet.Shapes.AddTextbox(msoTextOrientationHorizontal, 516#,
924#,
     - 126.75, 29.25).Select
    Selection.Characters.Text = "2 Nf / S = " & coef
    With Selection.Characters(Start:=1, Length:=3).Font
        .Name = "Arial"
        .FontStyle = "Grassetto"
        .Size = 12
        .Strikethrough = False
        .Superscript = False
        .Subscript = False
        .OutlineFont = False
        .Shadow = False
        .Underline = xlUnderlineStyleNone
        .ColorIndex = 3
    End With
    With Selection.Characters(Start:=4, Length:=1).Font
        .Name = "Arial"
        .FontStyle = "Grassetto"
        .Size = 12
        .Strikethrough = False
        .Superscript = False
```

```
.Subscript = True
        .OutlineFont = False
        .Shadow = False
        .Underline = xlUnderlineStyleNone
        .ColorIndex = 3
    End With
    With Selection.Characters(Start:=5, Length:=12).Font
        .Name = "Arial"
        .FontStyle = "Grassetto"
        .Size = 12
        .Strikethrough = False
        .Superscript = False
        .Subscript = False
        .OutlineFont = False
        .Shadow = False
        .Underline = xlUnderlineStyleNone
        .ColorIndex = 3
    End With
    Selection.HorizontalAlignment = xlCenter
    Selection.ShapeRange.Fill.Visible = msoTrue
    Selection.ShapeRange.Fill.Solid
    Selection.ShapeRange.Fill.ForeColor.SchemeColor = 65
    Selection.ShapeRange.Fill.Transparency = 0#
    Selection.ShapeRange.Line.Weight = 1#
    Selection.ShapeRange.Line.DashStyle = msoLineSolid
    Selection.ShapeRange.Line.Style = msoLineSingle
    Selection.ShapeRange.Line.Transparency = 0#
    Selection.ShapeRange.Line.Visible = msoTrue
    Selection.ShapeRange.Line.ForeColor.SchemeColor = 10
    Selection.ShapeRange.Line.BackColor.RGB = RGB(255, 255, 255)
    Selection.ShapeRange.ScaleHeight 0.74, msoFalse,
msoScaleFromTopLeft
    'ActiveSheet.Shapes.Range(Array("Text Box 20", "Chart 2")).Select
    'Selection.ShapeRange.Group.Select
    Range("M76").Select
End Sub
Sub Autocorrelazione()
Dim N As Integer
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim x(256) As Single
Dim m1 As Single
Dim m2 As Single
Dim var1 As Single
Dim var2 As Single
Dim cov(256) As Single
Dim col_in As String
Dim col_ou As String
Dim rigo As Integer
col in = "b" 'InputBox("Inserire la colonna da cui prelevare i dati:
")
col ou = "e" 'InputBox("Inserire la colonna in cui inserire i dati di
output: ")
```

```
rigo = 3 'InputBox(" Inserire la riga da cui cominciare ad inserire i
dati di input-output: ")
Range(col ou & CStr(1) & ":" & col ou & CStr(1000)) = Null
'prelevo i dati
j = 1
Do
    x(j) = Range(col in \& CStr(j + rigo - 1))
    j = j + 1
Loop While Abs(x(j - 1)) > 0
N = j - 2
'calcolo il vettore della covarianza
For i = 1 To N - 5
    'calcolo la media dei due set dati
   m1 = 0
   m2 = 0
    For k = 1 To N - i
       m1 = m1 + x(k)
       m2 = m2 + x(k + i)
   Next k
   m1 = m1 / (N - i)
   m2 = m2 / (N - i)
    'calcolo le varianze dei set di dati
    var1 = 0
    var2 = 0
    For k = 1 To N - i
      var1 = var1 + (x(k) - m1) ^ 2
       var2 = var2 + (x(k + i) - m2)^{2}
    Next k
    'var = var / N
    'calcolo la covarianza
    cov(i) = 0
    For j = 1 To N - i
        cov(i) = cov(i) + (x(j) - m1) * (x(i + j) - m2)
    Next j
    'cov(i) = cov(i) / (N - i)
    cov(i) = cov(i) / (var1 * var2) ^ 0.5
Next i
'inserisco i dati output
Range(col ou & CStr(1)) = "correlazione"
For i = 1 To N - 5
    Range(col ou & CStr(i + rigo - 1)) = cov(i)
Next i
End Sub
Sub elimina spaz uguali()
Dim i As Integer
Dim x As Single
Dim y As Single
```

```
For i = 1 To 200
    x = Range("ai" & CStr(i + 1))
    y = Range("ai" & CStr(i + 2))
    If x = y Then
        Range("ai" & CStr(i + 1)) = Null
    End If
Next i
```

End Sub

Allegato V Schermata principale e listato del programma sorgente, per la simulazione Monte Carlo di dati di scan line e micro-scan line

Schermata principale del software di analisi



```
'Vincenzo Guerriero - Università Federico II di Napoli
Public Sub simul 16 dic 08()
    simul distrib cum 3
    interpola e perc 90 II
End Sub
Public Sub simul distrib cum 3()
Dim x, y, z As Single
Dim 1, L camp, f, Cumulativo, Cum prec, apert As Single
Dim i, j, k As Integer
Dim n, N classi As Integer
Dim cont As Long
Dim coeff, exp As Single
'inizializzo la matrice delle frequenze relative
Range("R22", "ab37") = 0
Dim col(42) As String
Dim cnt1
cnt1 = 0
For k = 1 To 30000
        cnt1 = cnt1 + 1
        If cnt1 = 100 Then
            cnt1 = 0
            Range("P9").Select
            Selection.Value = CStr(Round(k / 30000 * 100)) & "%
completato"
        End If
        1 = 30
        L camp = Range("H2")
        N classi = 15
        Cumulativo = 0
        For i = 1 To N classi
            'prelevo la freq cumulativa dal foglio
            f = Range("C" & CStr(33 - i))
            apert = Range("A" & CStr(33 - i))
            'calcola distribuzione cumulativa
            n = Round(f * 1)
            Cum_prec = Cumulativo
            For j = 1 To n
                x = Rnd() * l
                If x < L camp Then
                    Cumulativo = Cumulativo + 1
                End If
            Next j
            'inserisco la frequenza cumulativa nel foglio
```

```
Range("K" & CStr(33 - i)) = IIf(Cumulativo > 0, Cumulativo
/ L camp, Null)
            Range("L" & CStr(33 - i)) = IIf(Cumulativo > 0,
Log(apert), Null)
            If Cumulativo > 0 Then
                Range("M" & CStr(33 - i)) = Log(Cumulativo / L camp)
            Else
                Range("M" & CStr(33 - i)) = Null
            End If
            'elimino eventuali valori uguali di frequenze cumulative
             If Cum prec = Cumulativo Then
                 Range("K" & CStr(34 - i) & ":M" & CStr(34 - i)) =
Null
             End If
        Next i
        1 = 1.5
        L \text{ camp} = 0.15
        N classi = 12
        Cumulativo = 0
        For i = 1 To N classi
            'prelevo la freq cumulativa dal foglio
            f = Range("C" & CStr(18 - i))
            apert = Range("A" & CStr(18 - i))
            'calcola distribuzione cumulativa
            n = Round(f * 1)
            Cum prec = Cumulativo
            For j = 1 To n
                x = Rnd() * 1
                If x < L camp Then
                    Cumulativo = Cumulativo + 1
                End If
            Next j
            'inserisco la frequenza cumulativa nel foglio
            Range("K" & CStr(18 - i)) = IIf(Cumulativo > 0, Cumulativo
/ L camp, Null)
            Range("L" & CStr(18 - i)) = IIf(Cumulativo > 0,
Log(apert), Null)
            If Cumulativo > 0 Then
                Range("M" & CStr(18 - i)) = Log(Cumulativo / L camp)
            Else
                Range("M" & CStr(18 - i)) = Null
            End If
            'elimino eventuali valori uguali di frequenze cumulative
     T
             If Cum prec = Cumulativo Then
                 Range("K" & CStr(19 - i) & ":M" & CStr(19 - i)) =
Null
             End If
        Next i
        col(1) = "R"
        col(2) = "S"
        col(3) = "T"
        col(4) = "U"
        col(5) = "v"
        col(6) = "w"
        col(7) = "x"
```

```
col(8) = "y"
        col(9) = "z"
        col(10) = "aa"
        col(11) = "ab"
        col(12) = "ac"
        col(13) = "ad"
        col(14) = "ae"
        col(15) = "af"
        col(16) = "ag"
        col(17) = "ah"
        col(18) = "ai"
        col(19) = "aj"
        col(20) = "ak"
        col(21) = "al"
        col(22) = "am"
        col(23) = "an"
        col(24) = "ao"
        col(25) = "ap"
        col(26) = "aq"
        col(27) = "ar"
        col(28) = "as"
        col(29) = "at"
        col(30) = "au"
        col(31) = "av"
        col(32) = "aw"
        col(33) = "ax"
        col(34) = "ay"
        col(35) = "az"
        col(36) = "ba"
        col(37) = "bb"
        col(38) = "bc"
        col(39) = "bd"
        col(40) = "be"
        col(41) = "bf"
        'valuto le frequenze dei valori di coeff ed exp
        coeff = Range("N3")
        exp = Range("03")
        Dim frequenza As Single
        Dim ind c, ind exp As Integer
        Dim rif_c As Single
        Dim passo_c As Single
        Dim rif_exp As Single
        Dim passo_exp As Single
        rif c = Range("R21")
        passo c = Range("S21") - rif c
        rif_exp = Range("Q22")
        passo exp = Range("Q23") - rif exp
        If ((coeff > rif_c) And (coeff < rif_c + 41 * passo_c) And (-</pre>
exp > rif_exp) And (-exp < rif_exp + 31 * passo_exp)) Then</pre>
            For i = 1 To 11
                If ((coeff < (rif c + i * passo c)) And (coeff >
(rif c + (i - 1) * passo c))) Then
                    ind c = i
                    Exit For
                End If
            Next i
```

```
For i = 1 To 16
                If ((-exp < (rif_exp + i * passo_exp)) And (-exp >
(rif_exp + (i - 1) * passo_exp))) Then
                    ind exp = i
                    Exit For
                End If
            Next i
            'inserisco il valore di frequenza nella matrice
            frequenza = Range(col(ind c) & CStr(ind exp + 21))
            Range(col(ind c) & CStr(ind exp + 21)) = frequenza + 1
        End If
Next k
End Sub
Public Sub interpola()
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim 1 As Single
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim col_inp(16) As String
Dim col(100) As String
Dim f peso(3, 3, 4) As Single
Dim somm pesi As Single
Dim frq(\overline{64}, 44) As Single
Dim m As Single
Dim n As Single
m = 0.1
n = 2 / m
'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di
input
col inp(1) = "R"
col_inp(2) = "S"
col_inp(3) = "T"
col_{inp}(4) = "U"
col_{inp}(5) = "v"
col_inp(6) = "w"
col_inp(7) = "x"
col_inp(8) = "y"
col_inp(9) = "z"
col_inp(10) = "aa"
col_inp(11) = "ab"
```

'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di output

```
For i = 0 To 1
    For j = 1 To 26
        col(26 * i + j) = IIf(i = 0, "A" & Chr(Asc("A") + j - 1), "B"
& Chr(Asc("A") + j - 1))
   Next j
Next i
'calcola la matrice dei fattori di peso per l'interpolazione dei
valori della griglia
For i = 0 To 3
    For j = 0 To 3
        f peso(i, j, 1) = 1 / IIf(i = 0 And j = 0, 1, (i ^ m + j ^ m))
^ n)
        f peso(i, j, 2) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / ((4 - i) ^ m + j)
^ m) ^ n)
        'f peso(i, j, 2) = IIf(i > j, f peso(i, j, 2), 0)
        f peso(i, j, 3) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / ((4 - i) ^ m + )
(4 - j) ^ m) ^ n)
        f peso(i, j, 4) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / (i ^ m + (4 - j))
^ m) ^ n)
        'f peso(i, j, 4) = IIf(i < j, f peso(i, j, 4), 0)
        somm pesi = 0
        For k = 1 To 4
            somm pesi = somm pesi + f peso(i, j, k)
        Next k
        For k = 1 To 4
            f_{peso}(i, j, k) = f_{peso}(i, j, k) / somm_{pesi} '*100
            'f_{peso_{int}(i, j, k)} = CInt(f_{peso_{i, j, k}})
        Next k
   Next j
Next i
'MsgBox ("calcolata matrice pesi")
'preleva i dati dal foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        If i Mod 4 = 0 And j Mod 4 = 0 Then
            frq(i, j) = Range(col inp(j \setminus 4 + 1) \& CStr(i \setminus 4 + 22))
        End If
    Next j
Next i
'interpola i dati dalla griglia con passo 4 ora ottenuta, ad una
griglia con passo 1,
'utilizzando la matrice di interpolazione f_peso
For i = 0 To 15
    For j = 0 To 10
        For k = 0 To 3
            For l = 0 To 3
                frq(4 * i + k, 4 * j + 1) = IIf(k = 0 And 1 = 0, frq(4)
* i + k, 4 * j + l), (frq(4 * i, 4 * j) * f peso(k, l, 1) + frq(4 * (i
+ 1), 4 * j) * f peso(k, 1, 2) + frq(4 * (i + 1), 4 * (j + 1)) *
f peso(k, 1, 3) + frq(4 * i, 4 * (j + 1)) * f peso(k, 1, 4)))
            Next l
```

```
Next k
   Next j
Next i
'MsgBox ("interpolazione eseguita. ottenuta griglia passo 1")
'inserisco i dati nel foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        Range(col(j + 1) & CStr(i + 40)) = frq(i, j)
    Next j
Next i
End Sub
Public Sub interpola_e_perc_90()
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim 1 As Single
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim col_inp(16) As String
Dim col(100) As String
Dim f_peso(3, 3, 4) As Single
Dim somm pesi As Single
Dim frq(\overline{64}, 44) As Single
Dim frq 90(64, 44) As Single
Dim m As Single
Dim n As Single
m = 0.1
n = 2 / m
'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di
input
col_inp(1) = "R"
col_inp(2) = "S"
col_inp(3) = "T"
col_{inp}(4) = "U"
col_{inp}(5) = "v"
col_inp(6) = "w"
col_inp(7) = "x"
col_inp(8) = "y"
col_inp(9) = "z"
col_inp(10) = "aa"
col inp(11) = "ab"
'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di
```

```
output
```

```
For i = 0 To 1
    For j = 1 To 26
        col(26 * i + j) = IIf(i = 0, "A" & Chr(Asc("A") + j - 1), "B"
& Chr(Asc("A") + j - 1))
   Next j
Next i
'calcola la matrice dei fattori di peso per l'interpolazione dei
valori della griglia
For i = 0 To 3
    For j = 0 To 3
        f peso(i, j, 1) = 1 / IIf(i = 0 And j = 0, 1, (i ^ m + j ^ m))
^ n)
        f peso(i, j, 2) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / ((4 - i) ^ m + j)
^ m) ^ n)
        'f peso(i, j, 2) = IIf(i > j, f peso(i, j, 2), 0)
        f peso(i, j, 3) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / ((4 - i) ^ m + )
(4 - j) ^ m) ^ n)
        f peso(i, j, 4) = IIf(i = 0 And j = 0, 0, 1 / (i ^ m + (4 - j))
^ m) ^ n)
        'f peso(i, j, 4) = IIf(i < j, f peso(i, j, 4), 0)
        somm pesi = 0
        For k = 1 To 4
            somm pesi = somm pesi + f peso(i, j, k)
        Next k
        For k = 1 To 4
            f_{peso}(i, j, k) = f_{peso}(i, j, k) / somm_{pesi} '*100
            'f_{peso_{int}(i, j, k)} = CInt(f_{peso_{i, j, k}})
        Next k
   Next j
Next i
'MsgBox ("calcolata matrice pesi")
'preleva i dati dal foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        If i Mod 4 = 0 And j Mod 4 = 0 Then
            frq(i, j) = Range(col inp(j \setminus 4 + 1) \& CStr(i \setminus 4 + 22))
        End If
    Next j
Next i
'interpola i dati dalla griglia con passo 4 ora ottenuta, ad una
griglia con passo 1,
'utilizzando la matrice di interpolazione f_peso
For i = 0 To 15
    For j = 0 To 10
        For k = 0 To 3
            For l = 0 To 3
                frq(4 * i + k, 4 * j + 1) = frq(4 * i, 4 * j) *
f peso(k, 1, 1) + frq(4 * (i + 1), 4 * j) * f peso(k, 1, 2) + frq(4 * j)
(i + 1), 4 * (j + 1)) * f peso(k, 1, 3) + frq(4 * i, 4 * (j + 1)) *
f peso(k, 1, 4)
            Next l
```

```
Next k
   Next j
Next i
'MsgBox ("interpolazione eseguita. ottenuta griglia passo 1")
'individuo la curva di livello contenente il 90% dei risultati
Dim N max As Long
For i = 10 To 1500
    N max = 0
    For j = 0 To 64
        For k = 0 To 44
            x = frq(j, k)
            x = IIf(x > i, x, 0)
            N max = N max + x
        Next k
    Next j
    If N max < 144000 Then
        For j = 0 To 64
            For k = 0 To 44
                x = frq(j, k)
                frq 90(j, k) = IIf(x > i, 90, 0)
            Next k
        Next j
        Exit For
    End If
Next i
'inserisco i dati nel foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        Range(col(j + 1) & CStr(i + 40)) = frq 90(i, j)
    Next j
Next i
End Sub
Public Sub interpola e perc 90 II()
Dim i As Integer
Dim j As Integer
Dim k As Integer
Dim 1 As Single
Dim x As Single
Dim y As Single
Dim z As Single
Dim col_inp(16) As String
Dim col(100) As String
Dim f peso(100) As Single
Dim somm pesi As Single
Dim frq(64, 44) As Single
Dim frq 90(64, 44) As Single
Dim m As Single
Dim n As Single
```

```
Dim r As Single
r = 4
m = 2
n = 2 / m
'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di
input
col inp(1) = "R"
col_inp(2) = "S"
col_inp(3) = "T"
col_inp(4) = "U"
col_inp(5) = "v"
col inp(6) = "w"
colinp(7) = "x"
col inp(8) = "y"
col inp(9) = "z"
col inp(10) = "aa"
col inp(11) = "ab"
'creo il vettore degli identificatori delle colonne per la matrice di
output
For i = 0 To 1
    For j = 1 To 26
        col(26 * i + j) = IIf(i = 0, "A" & Chr(Asc("A") + j - 1), "B"
& Chr(Asc("A") + j - 1))
    Next j
Next i
'preleva i dati dal foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        If i Mod 4 = 0 And j Mod 4 = 0 Then
            frq(i, j) = Range(col_inp(j \setminus 4 + 1) \& CStr(i \setminus 4 + 22))
        End If
    Next j
Next i
'interpola i dati dalla griglia con passo 4 ora ottenuta, ad una
griglia con passo 1,
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        If i Mod 4 <> 0 Or j Mod 4 <> 0 Then
            frq(i, j) = 0
            somm pesi = 0
            For \overline{k} = 0 To 63
                For l = 0 To 43
```

```
If ((k \mod 4 = 0) \pmod 1 \pmod 4 = 0)) And (((i - k)
^ 2 + (j - 1) ^ 2) < r ^ 2) And frq(k, 1) <> 0 Then
                         frq(i, j) = frq(i, j) + frq(k, l) * ((i - k) ^
m + (j - 1) ^{m} (-n)
                         somm pesi = somm pesi + ((i - k) ^ m + (j - 1))
^ m) ^ (-n)
                    End If
                Next 1
            Next k
            somm pesi = IIf(somm pesi = 0, 1, somm pesi)
            frq(i, j) = frq(i, j) / somm pesi
        End If
    Next j
Next i
'MsqBox ("interpolazione eseguita. ottenuta griglia passo 1")
'individuo la curva di livello contenente il 90% dei risultati
Dim N_max As Long
For i = 10 To 1500
    N max = 0
    For j = 0 To 64
        For k = 0 To 44
            x = frq(j, k)
            x = IIf(x > i, x, 0)
            N max = N max + x
        Next k
    Next j
    If N max < 144000 * 3 Then
        For j = 0 To 64
            For k = 0 To 44
                x = frq(j, k)
frq_90(j, k) = IIf(x > i, 90, 0)
            Next k
        Next j
        Exit For
    End If
Next i
'inserisco i dati nel foglio
For i = 0 To 63
    For j = 0 To 43
        Range(col(j + 1) & CStr(i + 40)) = frq 90(i, j)
    Next j
Next i
```

```
End Sub
```