



**INGV-Istituto Nazionale di
Geofisica e Vulcanologia**

**DPC-Dipartimento della
Protezione Civile**



Convenzione INGV-DPC 2004 – 2006 / Progetto S1
**Proseguimento della assistenza al DPC per il completamento e la gestione della
mappa di pericolosità sismica prevista dall'Ordinanza PCM 3274 e progettazione di
ulteriori sviluppi**

Task 2 – Realizzazione di valutazioni di pericolosità sismica in termini di intensità macrosismica ed effettuazione di confronti fra MPS04 e tali valutazioni

Deliverable D10

**Nuova formulazione delle procedure per la stima dell'intensità macrosismica
da dati epicentrali o da risentimenti in zone vicine**

**D. Albarello⁽¹⁾, V. D'Amico^(1*), P. Gasperini⁽²⁾,
F. Pettenati⁽³⁾, R. Rotondi⁽⁴⁾, G. Zonno⁽⁵⁾**

⁽¹⁾Dipartimento di Scienze della Terra, Università di Siena

(*ora: Istituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia – Sezione di Milano-Pavia)

⁽²⁾Dipartimento di Fisica, Università di Bologna

⁽³⁾Istituto Nazionale di Oceanografia e Geofisica Sperimentale – Trieste

⁽⁴⁾C.N.R. – Istituto di Matematica Applicata e Tecnologie Informatiche – Milano

⁽⁵⁾Istituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia – Sezione di Milano-Pavia

26 luglio 2007

Indice

Riassunto

Abstract

Introduzione

1. La formalizzazione

2. Determinazione dell'intensità al sito da dati epicentrali utilizzando una forma
parametrica gaussiana

3. Determinazione dell'intensità al sito da dati epicentrali utilizzando una forma
parametrica binomiale

4. Vincoli sul valore di intensità al sito da dati in località vicine

Conclusioni

Bibliografia

Riassunto

Vengono presentate nuove relazioni empiriche, definite per il territorio italiano, per la stima dell'intensità in un dato sito a partire da informazioni epicentrali o relative a località vicine. Queste relazioni, espresse in forma probabilistica e quindi direttamente utilizzabili per la stima della pericolosità sismica, condividono la stessa formalizzazione e la medesima base informativa.

In particolare, sono state seguite tre diverse strategie: le prime due hanno portato alla definizione di una relazione di attenuazione per la stima dell'intensità al sito da dati epicentrali utilizzando una forma parametrica rispettivamente Gaussiana e Binomiale; la terza analisi è stata invece mirata a definire le modalità di "correzione" del valore locale di intensità, dedotto dalle informazioni epicentrali, con dati di risentimenti osservati in località vicine al sito in esame.

Abstract

We present new empirical relationships, defined over the Italian territory, devoted to estimate the intensity at a given site on the basis of epicentral data or macroseismic information at neighbouring localities. These relations, expressed in probabilistic form and thus directly usable for seismic hazard assessment, share the same formalization and basic information.

In particular, three different strategies have been followed: the first two brought to the definition of an attenuation relationship for the estimate of site intensity from epicentral data by respectively using a Gaussian and Binomial parametric form; the third analysis, instead, was devoted to define how to "correct" the local intensity value, deduced as above from epicentral information, with felt data observed at localities close to the site under study.

Introduzione

L'individuazione di strumenti per la determinazione del valore di intensità in un dato sito gioca un ruolo determinante nella stima della pericolosità sismica in termini macrosismici e nella predisposizione degli scenari di danno attesi in corrispondenza di un evento futuro.

In mancanza di un modello deterministico affidabile che permetta di porre in relazione diretta lo scuotimento sismico con le caratteristiche della sorgente e le modalità di propagazione dell'energia, la determinazione dell'intensità al sito viene effettuata utilizzando leggi di tipo empirico parametrizzate a partire dalle informazioni disponibili sulla storia sismica passata. In questa direzione sono stati sviluppati molti tentativi anche a livello internazionale (p.es., Musson, 2005; Bakun e Scotti, 2006).

Per quanto riguarda l'area italiana, la disponibilità di nuovi dati osservativi e la maggiore consapevolezza di problemi di tipo metodologico precedentemente sottovalutati, ha indotto alcuni autori (Gasperini, 2001; Carletti e Gasperini, 2003; Rotondi e Zonno, 2004; Albarello e D'Amico, 2004; Azzaro et al., 2006) a produrre nuove analisi volte ad aggiornare le relazioni precedentemente proposte per l'area italiana (Peruzza, 1996) ed utilizzate per la stima della pericolosità sismica. D'altro canto questi sforzi non coordinati hanno prodotto una molteplicità di procedure e relazioni spesso assai differenti fra loro. Questo a causa sia di scelte metodologiche diverse ma anche dell'utilizzo di basi dati differenti.

La necessità di disporre di strumenti condivisi e facilmente utilizzabili per stime di pericolosità ha suggerito la formazione di un gruppo di lavoro che ha coinvolto molti dei ricercatori che nel recente passato si sono occupati del problema. La presente relazione illustra i risultati ottenuti nell'ambito di questo gruppo di lavoro.

Come premessa essenziale, tutti i ricercatori coinvolti hanno utilizzato per le diverse elaborazioni la stessa banca dati (DBMI04: Stucchi et al., 2007) relativa ai dati macrosismici utilizzati per la compilazione del catalogo parametrico CPTI04 (Gruppo di lavoro CPTI, 2004). Tutti hanno poi condiviso la stessa formalizzazione (delineata nel primo paragrafo della presente relazione) secondo la quale le relazioni determinate devono essere compatibili con il carattere discreto ed ordinale dell'intensità macrosismica ed essere sviluppate tenendo conto delle incertezze relative al dato osservativo. Inoltre, le relazioni determinate devono essere implementabili in un codice di calcolo della pericolosità sismica su base probabilistica e quindi devono essere formalizzate in modo da adattarsi a questo specifico contesto.

A partire da queste premesse, sono state seguite tre diverse strategie. La prima (descritta nel paragrafo 2) è stata volta a definire una relazione per la stima dell'intensità da dati epicentrali, valida sull'intero territorio nazionale. Punti salienti dell'analisi effettuata sono stati: la determinazione di una base dati privata degli effetti sistematici di incompletezza alle basse intensità, la definizione di un parametro "sorgente" compatibile con la struttura dei campi macrosismici considerati e la stima di un valore di incertezza di riferimento relativo alla dispersione dei dati di base. In questa analisi è stata posta la massima attenzione allo sviluppo e all'impiego di un approccio statistico coerente con il carattere discreto dell'intensità capace di tenere in considerazione le incertezze relative al dato osservativo. Anche il secondo approccio (paragrafo 3) è stato dedicato alla stima dell'intensità al sito a partire da informazioni all'epicentro, ma ha adottato un approccio parametrico differente esplorando la possibilità di effettuare una zonazione preliminare del territorio individuando diverse modalità di attenuazione degli effetti macrosismici. Il terzo tipo di approccio (paragrafo 4), invece, si è orientato in una direzione completamente differente e complementare alle altre due. In particolare ha tentato di valutare la quantità di informazione che sul valore locale dell'intensità è possibile estrarre dai risentimenti documentati in località limitrofe.

1. La formalizzazione

Nelle procedure di calcolo della pericolosità sismica con metodi statistico/probabilistici le informazioni relative ai valori di intensità attesi al sito (la cosiddetta “legge di attenuazione”) entrano in una forma probabilistica del tipo

$$P_i(I_s) = \text{prob}[\geq I_s | T_i] \quad [1]$$

ovvero definendo la probabilità che l'intensità al sito durante l'*i*-mo terremoto (T_i) sia almeno pari a I_s . Solitamente la probabilità $P(I_s)$ viene espressa in termini di una probabilità condizionata all'intensità epicentrale I_0 e che dipende da alcuni parametri epicentrali quali la distanza epicentrale R e per esempio la zona sismogenetica di appartenenza Z . In questo caso la [1] assumerebbe la forma

$$P(I_s) = P(I_s | I_0, R, Z) \quad [2]$$

dove, per semplicità, è stata considerata implicita la dipendenza dall'*i*-mo terremoto. E' anche possibile definire una funzione di probabilità $q(I_s)$ relativa al valore di I_s utilizzando la relazione

$$q(I_s | I_0, R, Z) = P(I_s | I_0, R, Z) - P(I_s + 1 | I_0, R, Z) \quad [3]$$

dove il carattere discreto dell'intensità viene reso esplicito. Ovviamente, per coerenza si deve avere che

$$\sum_{I_s=1}^{12} q(I_s) = 1$$

La formalizzazione [3] riguarda in realtà sia un valore di intensità stimato a partire da dati epicentrali che un valore osservato in condizioni di incertezza, per esempio quando la base documentaria da cui l'informazione è desunta sia insufficiente per una definizione univoca del dato di intensità (p. es., Magri et al., 1994). Questa formalizzazione, che può essere validamente utilizzata nell'ambito di opportune procedure per il calcolo della pericolosità sismica (p. es., Albarello e Mucciarelli, 2002), traduce i valori di intensità intermedi (tipo VII-VIII) in termini di probabilità che un evento abbia un grado di intensità variabile in un insieme di 2 o più possibili valori. Nell'esempio $I_s=VII-VIII$ ciò significa attribuire uguale probabilità ai due valori contigui come indicato sotto

I_s	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
P	1	1	1	1	1	1	1	0.5	0	0	0	0
q	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0

Tabella 1.1

Questo tipo di formalizzazione è stata esplicitamente considerata in tutte le linee di ricerca.

Oltre alla [3] è anche possibile adottare una diversa parametrizzazione che non tiene conto dei dati epicentrali ma solo dei risentimenti osservati, per lo stesso terremoto, nelle località vicine a quella oggetto di studio. L'idea di fondo è che, se le due località sono effettivamente vicine (in rapporto per esempio alla distanza epicentrale), gli effetti potrebbero essere in generale simili. In questo caso, la [3] assumerebbe la forma

$$q(I_s|I_v) = P(I_s|I_v) - P(I_s + 1|I_v) \quad [4]$$

dove con I_v è stata designata l'intensità osservata nel corso dello stesso evento in una località vicina al sito considerato.

La [4] può essere utilizzata per meglio vincolare ("correggere") le stime di probabilità prodotte, per esempio, utilizzando i dati epicentrali oppure una distribuzione di probabilità diversa (per esempio quella in Tabella 1.1). In particolare, per tenere conto delle informazioni locali, si può stimare con il teorema di Bayes la probabilità $q(I_s|I_v)$ ovvero la probabilità che l'intensità al sito sia I_s posto che in un sito vicino, per lo stesso terremoto, sia stata osservata l'intensità I_v . Si ha in questo caso che

$$q(I_s|I_v) = q(I_s) \frac{q(I_v|I_s)}{\sum_{J=1}^{12} [q(J)q(I_v|J)]} \quad [5]$$

dove $q(I_v|I_s)$ rappresenta la probabilità che se l'intensità al sito è I_s , allora l'intensità nel sito vicino è I_v . Nel caso in cui anche il valore di I_v sia incerto, $q(I_s|I_v)$ dovrà essere stimato nella forma

$$q(I_s|I_v) = \sum_{J=1}^{12} q(J)q(I_s|J) \quad [6]$$

dove $q(J)$ rappresenta la distribuzione di probabilità (tipo quella in Tabella 1.1) associata al valore di intensità osservato nel sito vicino sulla base di indicazioni incerte.

2. Determinazione dell'intensità al sito da dati epicentrali utilizzando una forma parametrica gaussiana

2.1 Il modello

Obiettivo dell'analisi è stata la determinazione di una legge di attenuazione empirica valida per l'intero territorio nazionale. Sulla base dei risultati ottenuti nel corso di precedenti indagini (Gasperini, 2001; Albarello e D'Amico 2004), è stato osservato che la distribuzione Normale può essere utilizzata per caratterizzare la funzione P definita dalla [2]. Questa quindi assume la forma

$$P(I_s | R, J, h) = \frac{1}{\sigma(R, J, h)\sqrt{2\pi}} \int_{I_s^{-0.5}}^{\infty} e^{-\frac{1}{2} \left[\frac{\xi - \mu(R, J, h)}{\sigma(R, J, h)} \right]^2} d\xi \quad [7]$$

dove R , J e h rappresentano rispettivamente la distanza epicentrale, l'energia rilasciata alla sorgente e una profondità rappresentativa dell'area di rilascio dell'energia responsabile per gli effetti macrosismici osservati al sito. In analogia con quanto viene fatto nell'ambito di altri studi di attenuazione (per esempio quelli legati alla determinazione di parametri di scuotimento come la PGA), la dipendenza del valore μ della [7] dai parametri epicentrali è definita nella forma

$$\mu(J, D) = J + a(D - D_0) + b \ln \left(\frac{D}{D_0} \right) \quad [8]$$

dove

$$D = \sqrt{R^2 + h^2} \quad [9]$$

Allo scopo di ridurre il numero di parametri empirici, si è scelto di utilizzare un unico valore di h rappresentativo della sismicità dell'area. Questa scelta è legittimata dal carattere empirico di h che non aspira a rappresentare la zona di nucleazione dell'evento o il baricentro della struttura sismogenica quanto piuttosto la profondità "tipo" della sorgente di energia capace di produrre effetti significativi in superficie. Inoltre, indagini preliminari (Pasolini et al., 2007b) hanno mostrato il carattere omoscedastico della distribuzione [7] (Figura 2.1). Per questo motivo è stato possibile assumere la sostanziale indipendenza di σ dai parametri epicentrali e quindi che

$$\sigma(R, J, h) = \sigma \quad [10]$$

Questa analisi esplorativa ha anche mostrato che esiste una sorta di variabilità "intrinseca" dei campi macrosismici che non può in nessun caso essere spiegata con un modello semplice del tipo di quello qui considerato. E' stato quindi possibile stimare il "minimo" valore possibile per σ che risulta essere dell'ordine di 0.62 (Pasolini et al., 2007b). Va notato che questo valore risulta assai minore di quello solitamente determinato dai precedenti lavori che risultava dell'ordine di 1 o più (p.es., Gasperini, 2001; Albarello e D'Amico, 2004) indicando che esistevano ampi margini di miglioramento delle relazioni di attenuazione finora proposte in letteratura.

Un altro aspetto critico riguarda la determinazione del parametro J che rappresenta la quantità di energia liberata alla sorgente espressa in termini "macrosismici" ovvero in funzione degli effetti prodotti dall'evento sull'intero territorio interessato dal fenomeno sismico. La definizione di questo parametro in termini dell'intensità epicentrale fornita dal catalogo, essenzialmente rappresentativa degli effetti nelle vicinanze dell'epicentro, può produrre significative distorsioni nella formulazione di leggi di attenuazione (Pasolini et al., 2007a). Pertanto, questo parametro è stato valutato a partire dai dati disponibili circa l'intero campo macrosismico dei diversi eventi utilizzando la [8] e

considerando il termine J (relativo ad ogni evento considerato) come una delle grandezze incognite da determinare empiricamente sulla base dei dati disponibili.

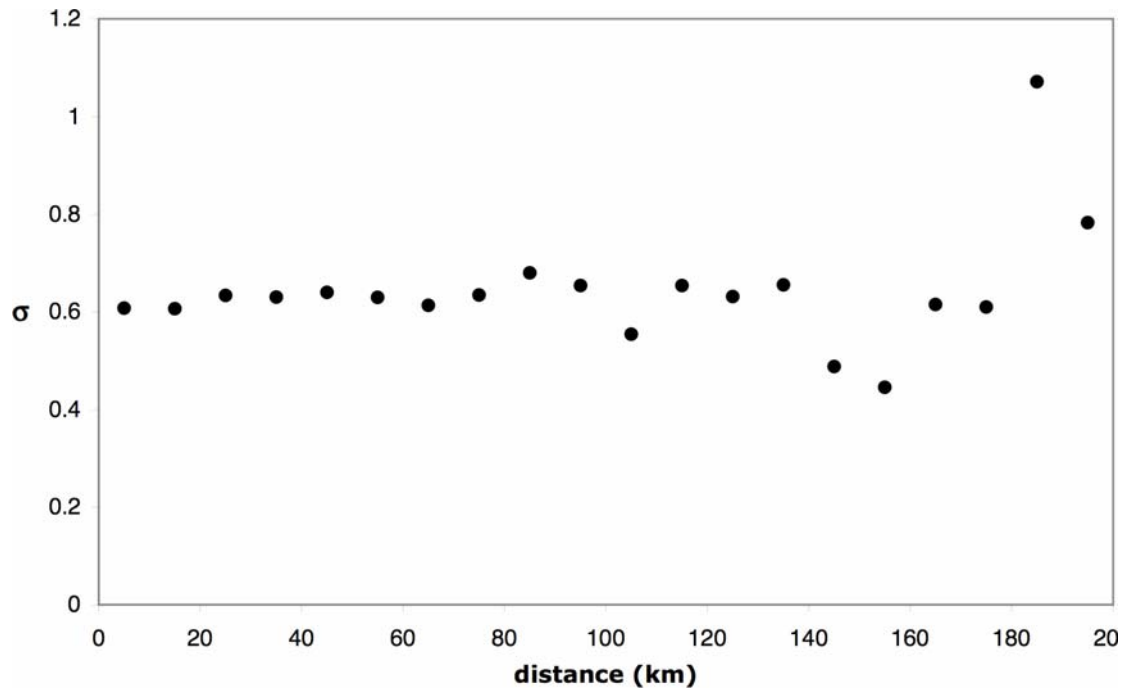


Figura 2.1. Andamento della deviazione standard in funzione della distanza epicentrale per il campione dei dati considerati nell'indagine

Sulla base della formalizzazione proposta sopra, lo studio della relazione di attenuazione si riduce quindi alla determinazione su base empirica dei valori (unici per tutti gli eventi) da attribuire ai parametri che controllano la distribuzione [7], ovvero σ e i parametri empirici (a , b e h) che tramite la [8] e la [9] determinano μ . A questi si aggiungono i valori del parametro sorgente J che va calcolato per ognuno dei terremoti considerati nell'analisi. Inoltre si è adottata la forma

$$\mu(J, D) = I_E + a(D - h) + b \ln\left(\frac{D}{h}\right) \quad [11]$$

in cui la distanza D_0 di riferimento è stata assunta pari a h (ovvero all'epicentro) e $J=I_E$, ovvero J corrisponde al valore di intensità atteso all'epicentro sulla base dei dati disponibili e dei valori attribuiti ad a , b e h . In questa formalizzazione, il termine I_E non è una intensità (è un valore reale e non è "osservabile" sul campo) ma un equivalente macrosismico della magnitudo (e non una magnitudo macrosismica).

A causa del carattere non lineare del problema, la parametrizzazione della [8] è stata effettuata utilizzando il criterio della massima verosimiglianza. La formulazione adottata in questo senso ha tenuto conto della caratterizzazione delle incertezze associate ai valori di intensità osservati (si veda il paragrafo 1) e del carattere discreto della grandezza considerata. Inoltre, l'analisi è stata effettuata in due fasi: nella prima sono stati determinati i valori dei parametri σ , a , b e h relativi all'intero campione e nella seconda sono stati definiti i valori di I_E relativi ai singoli eventi considerati. Per i dettagli della trattazione si rimanda a Pasolini et al. (2007b).

2.2 La base dati

La base dati utilizzata per l'analisi è stata fornita, nell'ambito del progetto, sottoforma del database macrosismico DBMI04 e del catalogo epicentrale CPTI04 ad esso associato. Le localizzazioni epicentrali proposte in quest'ultimo catalogo sono state assunte come valide nella presente indagine. Al fine di ridurre possibili effetti di incompletezza relativi alle basse intensità nel campione dei risentimenti documentati in DBMI04 (p.es., Pasolini et al., 2007a), è stata adottata la procedura di selezione proposta da Gasperini (2001) che consiste nell'eliminazione di tutti i dati macrosismici osservati a distanze maggiori di quella per cui una legge di attenuazione preliminare prevede un'intensità IV. Inoltre, allo scopo di evitare possibili effetti spuri, sono stati esclusi dall'analisi tutti gli eventi caratterizzati da una distribuzione di risentimenti compatibile con localizzazioni epicentrali poste fuori costa o in aree vulcaniche. Infine, sono stati presi in esame solo eventi caratterizzati da un campo macrosismico costituito da almeno 10 risentimenti documentati. Complessivamente l'analisi ha quindi riguardato 21932 dati macrosismici distribuiti sull'intero territorio nazionale.

2.3 Risultati

Dalle analisi effettuate nella prima fase della procedura, risulta che la relazione [11] può essere parametrizzata come segue

$$\mu(I_E, D) = I_E - (0.0086 \pm 0.0005)(D - h) - (1.037 \pm 0.027)[\ln(D) - \ln(h)] \quad [12]$$

dove

$$h = (3.91 \pm 0.27) \text{ km} \quad [13]$$

e i valori dopo il simbolo \pm indicano la deviazione standard associata ai diversi parametri. Il valore della deviazione standard del modello σ risulta pari a 0.690, assai vicina alla stima della deviazione standard relativa alla dispersione "intrinseca" al campo macrosismico. Quest'ultimo valore indica che la relazione individuata risulta "ottimale" rispetto alle caratteristiche del campione e ai limiti del modello adottato (isotropo ed omogeneo per l'intera area di studio). Inoltre, utilizzando criteri quali la varianza stimata, il Bayesian Information Criteria (*BIC*) e l' Akaike Information Criteria (*AIC_c*), è stato possibile dimostrare che la forma funzionale considerata risulta significativamente migliore di quelle proposte finora in letteratura per l'area italiana. Si dimostra anche che la parametrizzazione determinata risulta "robusta" rispetto alle diverse scelte effettuate nella selezione dei dati utilizzati.

Nella seconda fase sono stati invece determinati i valori di I_E da associare a ciascun evento sismico e da utilizzare nella [12]. Questa determinazione, che ha riguardato tutti gli eventi in catalogo e non solo quelli considerati per l'analisi, ha distinto due casi.

Nel primo, sono stati considerati tutti i terremoti per i quali fossero disponibili informazioni adeguate riguardo al relativo campo macrosismico. In particolare, sono stati considerati solo i terremoti cui erano associati almeno 10 risentimenti documentati. In questo caso il valore di I_E è stato calcolato mediante la relazione

$$I_E = \bar{I} + a(h - \bar{D}) + b[\ln(h) - \overline{\ln(D)}] \quad [14]$$

dove

$$\bar{D} = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M D_k; \quad \overline{\ln(D)} = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \ln(D_k) \quad [15]$$

(M è il numero di risentimenti disponibili relativamente al terremoto considerato e \bar{I} è l'intensità media calcolata per quell'evento).

In linea di principio, le relazioni [14] e [15] potrebbero essere utilizzate anche per terremoti a cui sono associati campi macrosismici con pochi risentimenti (idealmente, anche uno solo). Ritenendo però che questo tipo di valutazione potesse essere troppo approssimativa ed esposta a possibili effetti sistematici, in questi casi (per esempio per gli eventi in mare o nelle aree vulcaniche) si è proceduto diversamente.

Si è partiti dalla considerazione che il termine I_E rappresenta una sorta di equivalente macrosismico della magnitudo. In quest'ottica è sembrato possibile valutare il livello di correlazione fra il valore di magnitudo riportato nel catalogo di riferimento per tutti gli eventi (M_{aw}) e i valori di I_E calcolati per gli eventi ben documentati. I risultati (Figura 2.2) mostrano la presenza di una buona correlazione di tipo lineare nella forma

$$I_E = (-5.862 \pm 0.301) + (2.460 \pm 0.055) M_{aw} \quad [16]$$

con una deviazione standard associata pari a 0.53.

Altrimenti, il valore di I_E può essere calcolato a partire dall'intensità epicentrale I_0 riportata in catalogo tramite la seguente relazione lineare (Figura 2.2)

$$I_E = (-0.893 \pm 0.254) + (1.118 \pm 0.033) I_0 \quad [17]$$

con una deviazione standard associata pari a 0.70 (per i dettagli dell'analisi di regressione, condotta utilizzando una forma ortogonale generalizzata, si veda Pasolini et al., 2007b).

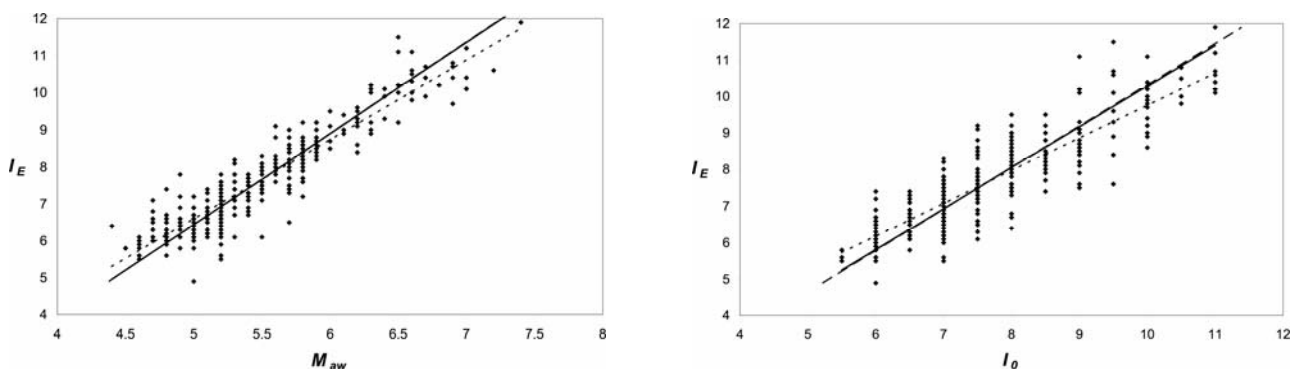


Figura 2.2. Relazioni empiriche di I_E con M_{aw} e I_0

Naturalmente, nei casi in cui il valore di I_E è calcolato mediante la [16] o la [17], la relazione di attenuazione deve tenere conto della maggiore incertezza (dovuta alla determinazione indiretta di I_E). In questi casi, la deviazione standard σ da utilizzare nella [7] è pari rispettivamente a 0.87 e 0.98.

I valori di I_E calcolati per tutti i terremoti nel catalogo di riferimento, seguendo la procedura delineata sopra ed esplicitando i diversi valori di σ da utilizzare, sono riportati nel file “cpti04_Ie” allegato al deliverable 12 (D’Amico e Albarello, 2007). Le stime sono state effettuate secondo i seguenti criteri:

1. per gli eventi per i quali fossero disponibili almeno 10 dati di risentimento documentati, il valore di I_E è stato calcolato dal campo macrosismico mediante la [14];
2. per gli eventi per i quali il campo macrosismico è costituito da meno di 10 dati e per il quale fosse nota una magnitudo di tipo strumentale, il calcolo di I_E è stato effettuato mediante la [16];
3. in tutti gli altri casi, I_E è stata calcolata mediante la [17].

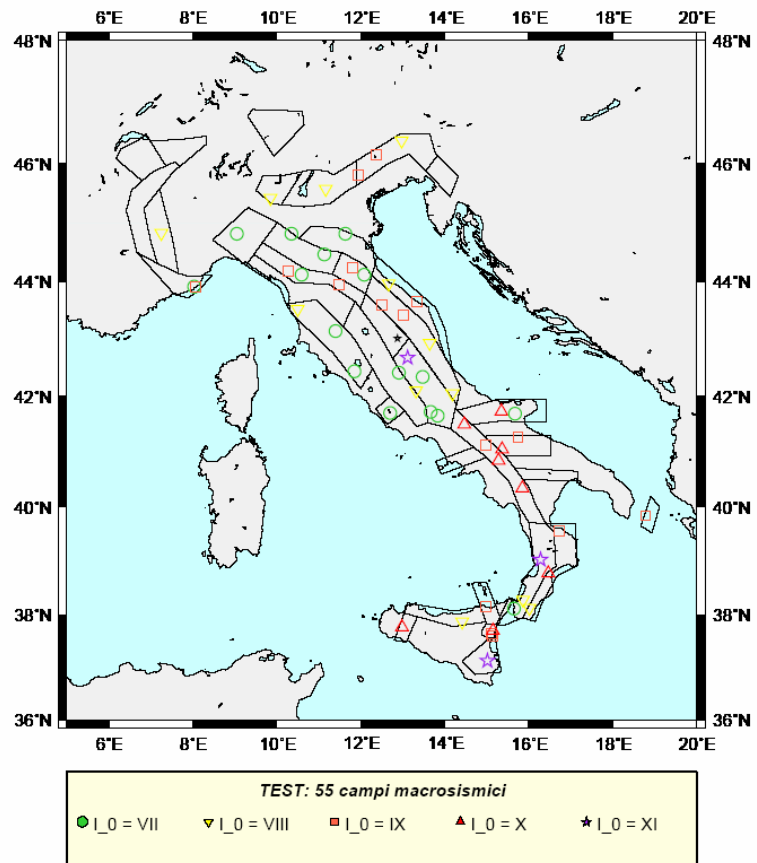
3. Determinazione dell'intensità al sito da dati epicentrali utilizzando una forma parametrica binomiale

La metodologia probabilistica alla base di questo approccio permette di passare dai campi macrosismici alla probabilità di superamento di una certa intensità al sito. Elemento chiave dell'analisi è il decadimento dell'intensità in funzione della distanza epicentrale; tale decadimento ΔI è affetto da incertezza e perciò trattato come una variabile casuale la cui distribuzione di probabilità varia con la distanza dall'epicentro e con I_0 (Rotondi e Zonno, 2004).

3.1 Il campione

Per l'applicazione della metodologia è stato utilizzato un campione di 55 eventi e relativi campi macrosismici (CM in seguito), tratti dal database macrosismico DBMI04, considerati rappresentativi della distribuzione spazio-temporale della sismicità italiana. In Figura 3.1 è rappresentata la distribuzione spaziale dei 55 terremoti utilizzati e i relativi riferimenti in termini di data dell'evento, località, intensità I_0 e coordinate epicentrali. Questo insieme di eventi, con intensità I_0 comprese tra il VII e XI grado MCS nel periodo 1570 –1980, è già stato utilizzato per lo studio di relazioni di attenuazione per l'area italiana al fine di valutarne la pericolosità sismica (Cella et al., 1996; Peruzza, 1996).

data	località	I_0	Lat	Lon
1570/11/17	Ferrara	VII-VIII	44.820	11.630
1627/07/30	Gargano	X	41.730	15.350
1638/03/27	Calabria	XI	39.030	16.280
1693/01/11	Sicilia	XI	37.130	15.020
1695/02/25	Asolano	IX-X	45.800	11.950
1703/01/14	App. reatino	XI	42.680	13.120
1731/03/20	Foggiano	IX	41.270	15.750
1740/03/06	Garfagnana	VII	44.124	10.590
1741/04/24	Fabrianese	IX	43.425	13.004
1743/02/20	Basso Ionio	IX-X	39.850	18.780
1781/04/04	Faentino	IX	44.235	11.797
1781/06/03	Cagliese	IX-X	43.594	12.506
1783/03/28	Calabria	X	38.780	16.470
1802/05/12	Valle Oglio	VIII	45.420	9.850
1805/07/26	Molise	X	41.500	14.470
1808/04/02	Valle Pellice	VIII	44.830	7.250
1818/02/20	Catanese	IX	37.600	15.130
1818/02/23	Liguria Occ.	VII-VIII	43.920	8.034
1828/10/09	Valle Staffora	VII-VIII	44.820	9.050
1836/04/25	Calabria	IX	39.570	16.730
1846/08/14	Orciano	VIII-IX	43.531	10.500
1857/12/16	Basilica	X-XI	40.350	15.850
1873/06/29	Bellunese	IX-X	46.150	12.380
1874/12/06	Monti Meta	VII-VIII	41.050	13.830
1875/12/06	S. Marco Lami	VII-VIII	41.689	15.677
1887/02/23	Liguria Occ.	IX	43.920	8.070
1891/06/07	Valle Illasi	VIII-IX	45.570	11.170
1894/08/08	Area etnea	IX-X	37.650	15.120
1894/11/16	Calabria	VIII-IX	38.280	15.870
1898/06/27	Rieti	VII-VIII	42.415	12.905
1904/02/24	Marsica	VIII-IX	42.100	13.320
1907/10/23	Calabria	VIII-IX	38.130	16.020
1909/08/25	Murlo	VII-VIII	43.150	11.403
1911/02/19	Romagna Mer.	VII	44.120	12.080
1911/10/15	Area etnea	X	37.700	15.150
1916/08/16	Alto Adriatico	VIII	43.970	12.670
1919/06/29	Mugello	IX	43.950	11.480
1920/09/07	Garfagnana	IX-X	44.180	10.280
1922/12/29	Sora	VII	41.724	13.670
1927/12/26	Colli Albani	VII	41.700	12.700
1928/03/27	Carnia	VIII-IX	46.372	12.975
1929/04/20	Bolognese	VII	44.470	11.130
1930/07/23	Irpinia	X	41.050	15.370
1930/10/30	Senigallia	IX	43.659	13.331
1933/09/26	Maiella	VIII-IX	42.050	14.180
1943/10/03	Offida	VIII-IX	42.935	13.639
1958/06/24	Aquilano	VII	42.340	13.477
1962/08/21	Irpinia	IX	41.130	14.970
1967/10/31	Monti Nebrodi	VIII	37.870	14.429
1968/01/15	Valle Belice	X	37.770	12.980
1971/02/06	Tuscania	VII-VIII	42.442	11.846
1971/07/15	Parmense	VII-VIII	44.820	10.350
1975/01/16	Stretto Messina	VII-VIII	38.120	15.650
1978/04/15	Golfo Patti	IX	38.150	14.983
1980/11/23	Irpinia-Basilicata	X	40.850	15.280



$VII \leq I_0 \leq XI$ intervallo 1570 - 1980

Figura 3.1. Elenco dei 55 eventi utilizzati per l'analisi e loro distribuzione spaziale

3.2 La classificazione degli eventi

Dato un terremoto di intensità epicentrale I_0 , per $\Delta I = 0, 1, 2, \dots, I_0 - 1$, le informazioni contenute in ciascun insieme di distanze tra epicentro e siti di dato ΔI sono state sintetizzate attraverso misure di locazione (media, mediana) e di dispersione (quartili). L'insieme di tutte queste quantità ha prodotto

una matrice avente righe pari al numero dei campi macrosismici considerati e ($3 \times I_0$) colonne, in cui sono possibili anche dati mancanti. Alcuni esempi sono mostrati nella seguente Figura 3.2.

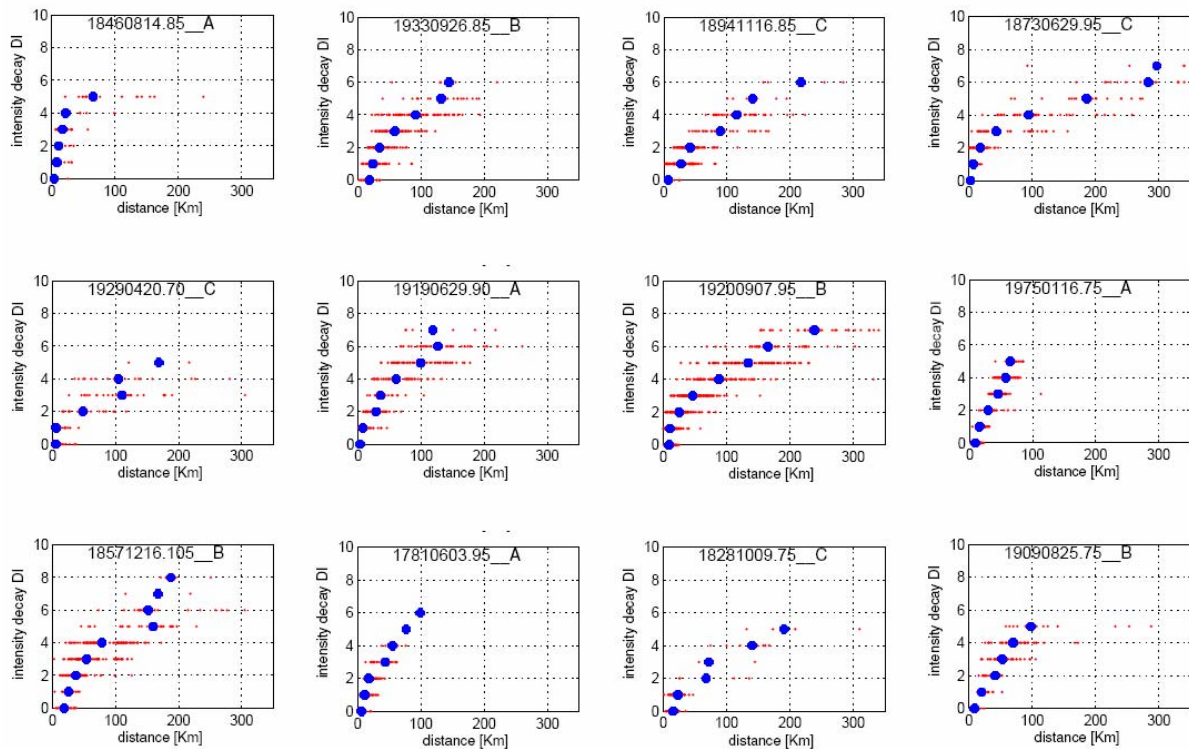


Figura 3.2. Decadimenti ΔI dell'intensità macrosismica per alcuni degli eventi considerati. Il punto blu rappresenta la mediana delle distanze (punti rossi) per un fissato ΔI . Il codice numerico in ciascun riquadro riporta la data (anno, mese e giorno) del terremoto considerato

L'insieme dei campi macrosismici così sintetizzati è stato analizzato alla ricerca di gruppi di eventi caratterizzati dal medesimo andamento del decadimento di intensità. A tale scopo è stato applicato un metodo di classificazione gerarchico agglomerativo del tipo *legame completo*, che fonde due clusters di osservazioni se hanno la minima dissimilarità. In questo caso, con dissimilarità si intende la massima distanza tra coppie di elementi appartenenti rispettivamente a uno dei due clusters.

L'algoritmo procede in modo iterativo: all'inizio ciascun oggetto (CM) costituisce separatamente un cluster, in seguito si calcola la dissimilarità tra coppie di clusters e si fondono i due meno dissimili. Si continua in questo modo finché non si è formato un unico cluster. La struttura gerarchica dei diversi gruppi può essere rappresentata graficamente da un albero di classificazione (dendrogramma) che permette di identificare i gruppi meglio differenziati (Figura 3.3).

Nell'analisi effettuata si riconoscono tre classi; a ciascuna di queste è attribuito un andamento diverso nel rapporto fra decadimento e distanza (Figure 3.4 e 3.5). Al momento non sono stati associati alle 3 classi A, B e C intervalli di profondità ipocentrale. Nonostante questo, poiché in condizioni ideali, a parità di I_0 , la maggiore profondità dell'ipocentro causa un'attenuazione meno rapida, è ragionevole associare tali classi a tre livelli di profondità della sorgente dei terremoti, per ognuno dei quali occorre stimare una distribuzione di probabilità dell'intensità al sito.

metric = manhattan method = complete AC = 0.9517

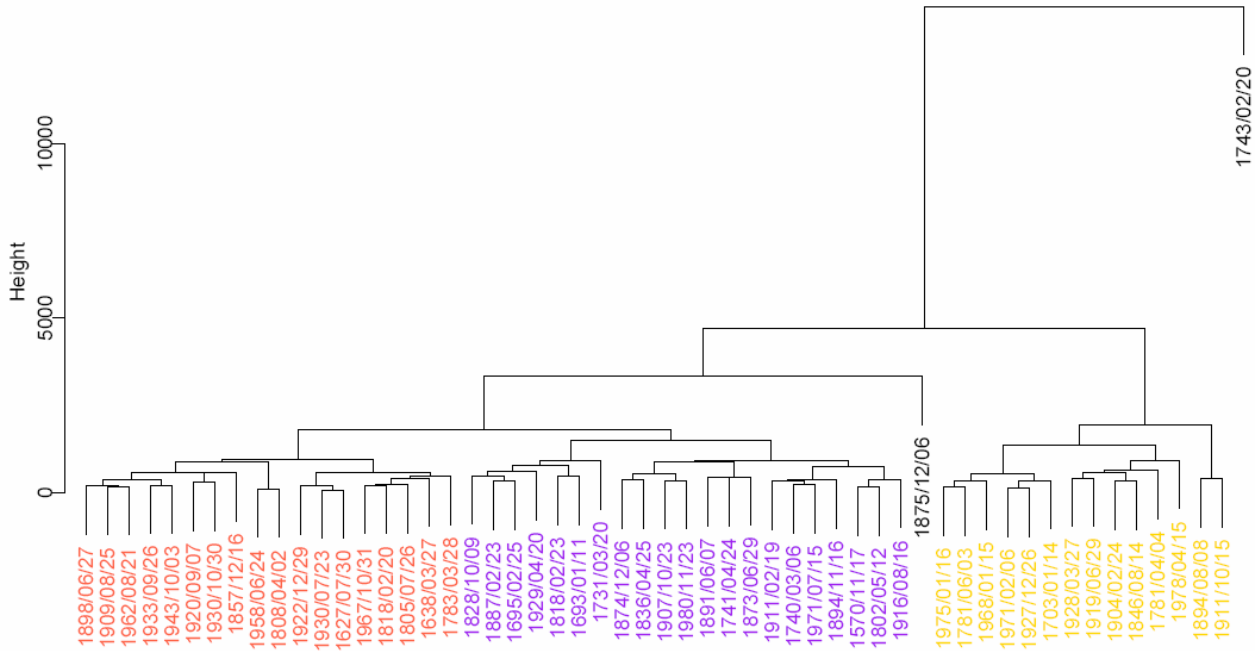


Figura 3.3. Classificazione dei 55 eventi in tre classi A (giallo), B (rosso) e C (viola) usando la distanza “manhattan” e il metodo “complete” (Rotondi e Zonno, 2006)

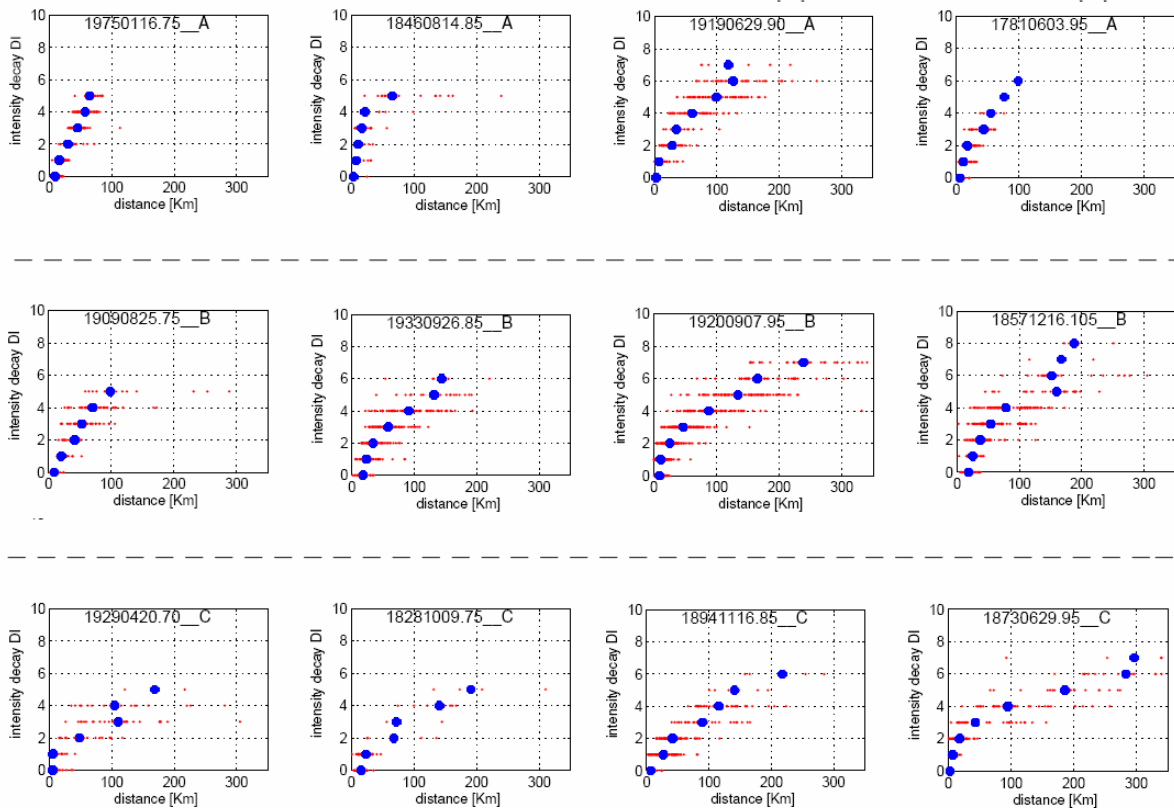


Figura 3.4. Gli eventi della Figura 3.2 ma ordinati dopo la classificazione in tre classi: A, B e C

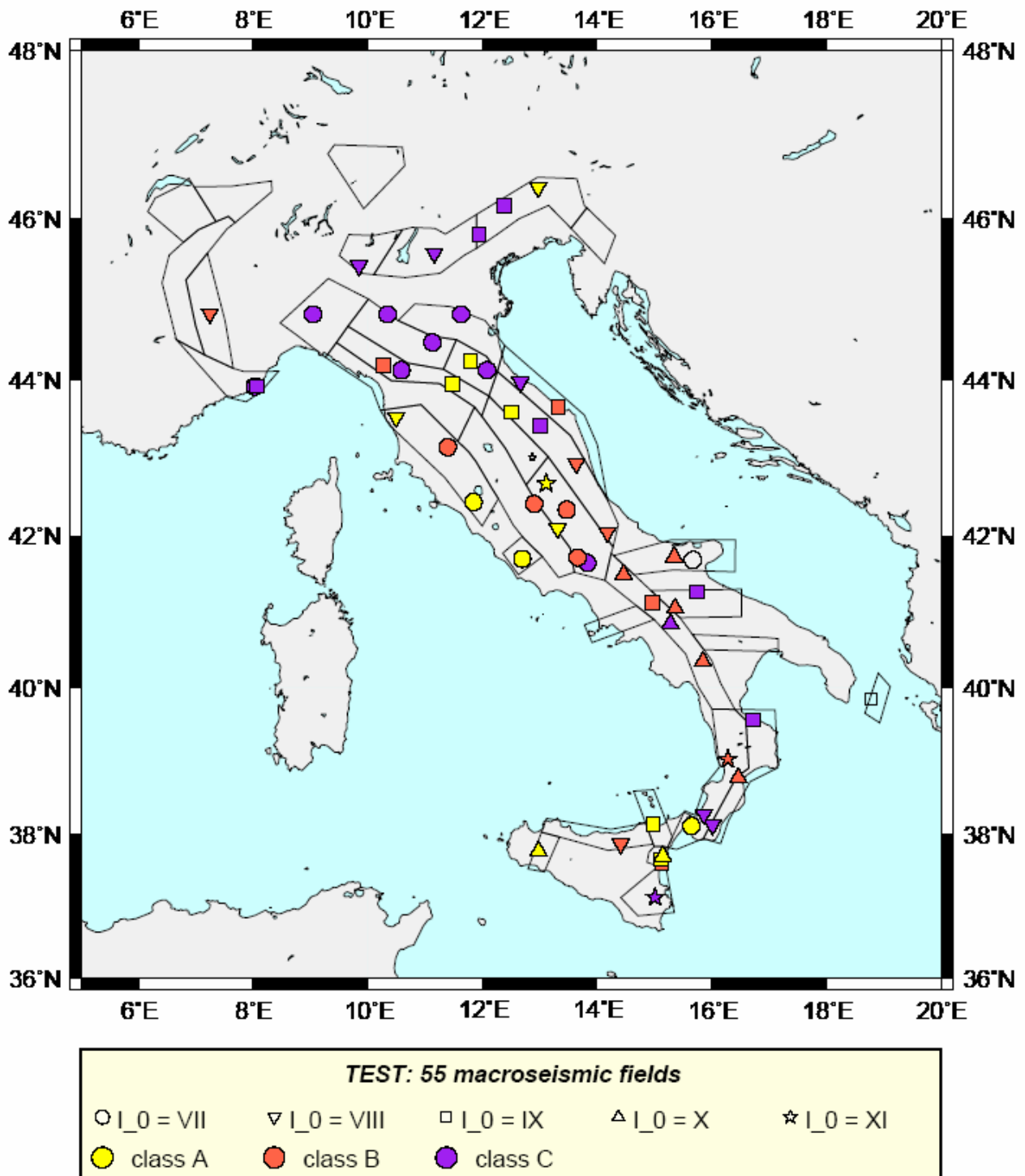


Figura 3.5. Classificazione dei 55 eventi nelle classi A, B e C usando la metrica “manhattan” e il metodo “complete” (Rotondi e Zonno, 2006).

3.3 Il modello

Se esaminiamo le frequenze relative dei ΔI in fasce di distanza di, ad esempio, 10 km dall’epicentro ci accorgiamo che il decadimento è affetto da incertezza, dovuta ad una molteplicità di effetti quali, per esempio, la direzionalità della sorgente o la presenza di effetti locali. Il decadimento va quindi trattato come una variabile casuale la cui distribuzione di probabilità varia con la distanza dall’epicentro e con I_0 . Essendo ΔI una variabile discreta definita su $(0, I_0-1)$, scegliamo come sua

distribuzione una binomiale $Bin(I_0, p)$, dove il parametro p è considerato, seguendo la statistica bayesiana, come una variabile casuale beta-distribuita $Be(\alpha, \beta)$ per tener conto della diversità nello scuotimento del suolo anche tra siti posti alla stessa distanza dall'epicentro.

Il parametro è assunto dipendere dalla distanza epicentrale R , dalla intensità epicentrale I_0 e dalla classe di attenuazione At cui quel dato terremoto appartiene. In pratica, la [2] diviene

$$P(I_s) = P(I_s | I_0; R, At) = P(I_0 - I_s = \Delta I | p, I_0; R, At) \quad [18]$$

dove la forma assunta per la distribuzione P è la binomiale. In pratica, l'equazione [3] diventa

$$q(I_s | I_0, p(I_0, R, At)) = \frac{I_0!}{I_s!(I_0 - I_s)!} p^{I_s} (1-p)^{I_0 - I_s} \quad [19]$$

e quindi

$$P(I_s | I_0, p(I_0, R, At)) = \sum_{I=I_s}^{I_0} \frac{I_0!}{I!(I_0 - I)!} p^I (1-p)^{I_0 - I} \quad [20]$$

Il risultato dell'analisi sarà la determinazione di un valore del parametro p per ciascuna classe di distanza, di intensità epicentrale e di "classe di decadimento" (A, B, C) o tipo di attenuazione così come definita dall'analisi descritta nel paragrafo precedente.

Per la determinazione di p , consideriamo una particolare classe di CM tra quelle prodotte dall'algoritmo di classificazione, ad esempio la classe A; lo stesso procedimento si ripete per la B e la C. Fissiamo inoltre una intensità epicentrale I_0 , ad esempio IX (Figura 3.4); dai CM appartenenti alla classe A con intensità diversa da IX estraiamo informazioni sulla base delle quali assegniamo gli iperparametri α e β della distribuzione a priori beta, una per ogni fascia di distanze dall'epicentro. Considerando poi i CM appartenenti alla stessa classe ma con $I_0=IX$ aggiorniamo gli iperparametri calcolando la distribuzione a posteriori di p . In questo modo otteniamo per ogni I_0 , assegnata la classe e la fascia di distanza dall'epicentro, una distribuzione binomiale per l'intensità al sito avente come parametro p la sua media a posteriori (per i dettagli di questa analisi si veda Rotondi e Zonno, 2004). Alcuni esempi relativi ai valori di p ottenuti per alcuni eventi sono mostrati in Figura 3.6. Nella Figura 3.7 il piano quotato del terremoto di Colfiorito del 26/09/1997 è confrontato con i valori di intensità I_s stimati usando le distribuzioni predittiva e binomiale.

La previsione del decadimento dell'intensità di un futuro terremoto è basata sulla distribuzione *predittiva* ottenuta integrando la binomiale rispetto a p ; si ottiene così quello che viene anche chiamata *verosimiglianza marginale*. La moda della distribuzione predittiva è assunta come valore previsto dell'intensità al sito. La Figura 3.8 mostra un esempio di scenario ottenuto per $I_0=IX$ al variare delle classi A, B, C, in termini di probabilità di superamento dell'intensità VII relativamente alle località interessate dal terremoto di Colfiorito (Rotondi e Zonno, 2006).

3.4 Risultati

Le ricerche condotte hanno riguardato un sottoinsieme rappresentativo degli eventi in catalogo. Sembra quindi ragionevole supporre che le classi di attenuazione (o di decadimento) individuate siano rappresentative delle diverse modalità esistenti. Queste però si riferiscono a eventi ben documentati e risulta problematico attribuire un evento presente in catalogo ma non ben documentato ad una di queste classi. A scopi pratici si è quindi deciso in questa fase di determinare un'unica relazione di attenuazione [20] valida per il territorio nazionale e quindi per tutti gli eventi in catalogo. In pratica sono stati quindi calcolati i valori del parametro p per le diverse classi di distanza e intensità epicentrale. I risultati finali sono stati espressi mediante tabelle di probabilità

$P(I_s)$ relative a ciascuna classe di intensità e distanza epicentrale e possono essere utilmente implementate nel codice di calcolo utilizzato per la stima della pericolosità sismica da dati di sito (si veda D'Amico e Albarello, 2007 e il file "table_prob" allegato).

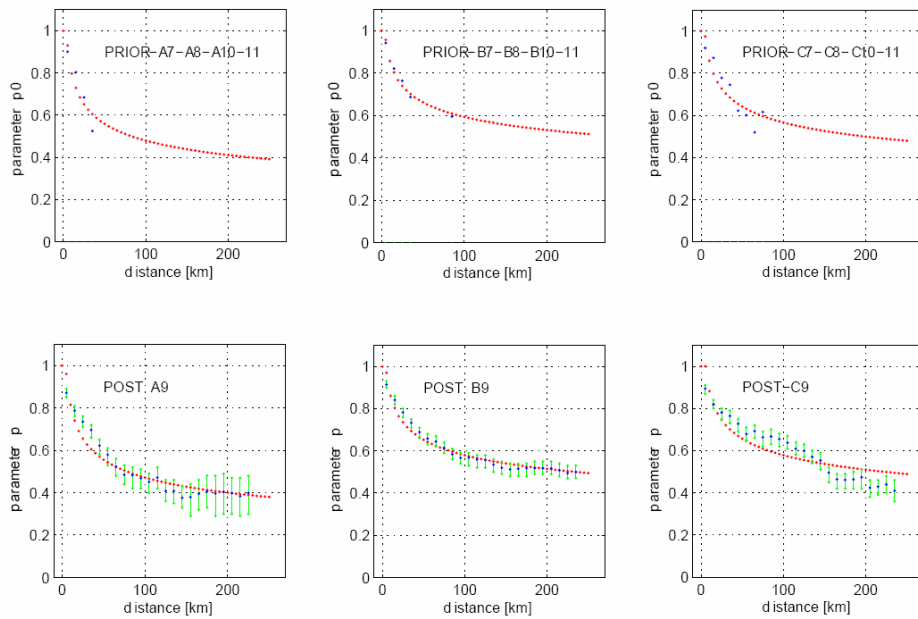


Figura 3.6. Valori del parametro p per un evento di intensità $I_0=IX$, in funzione della distanza epicentrale per le classi A, B e C.

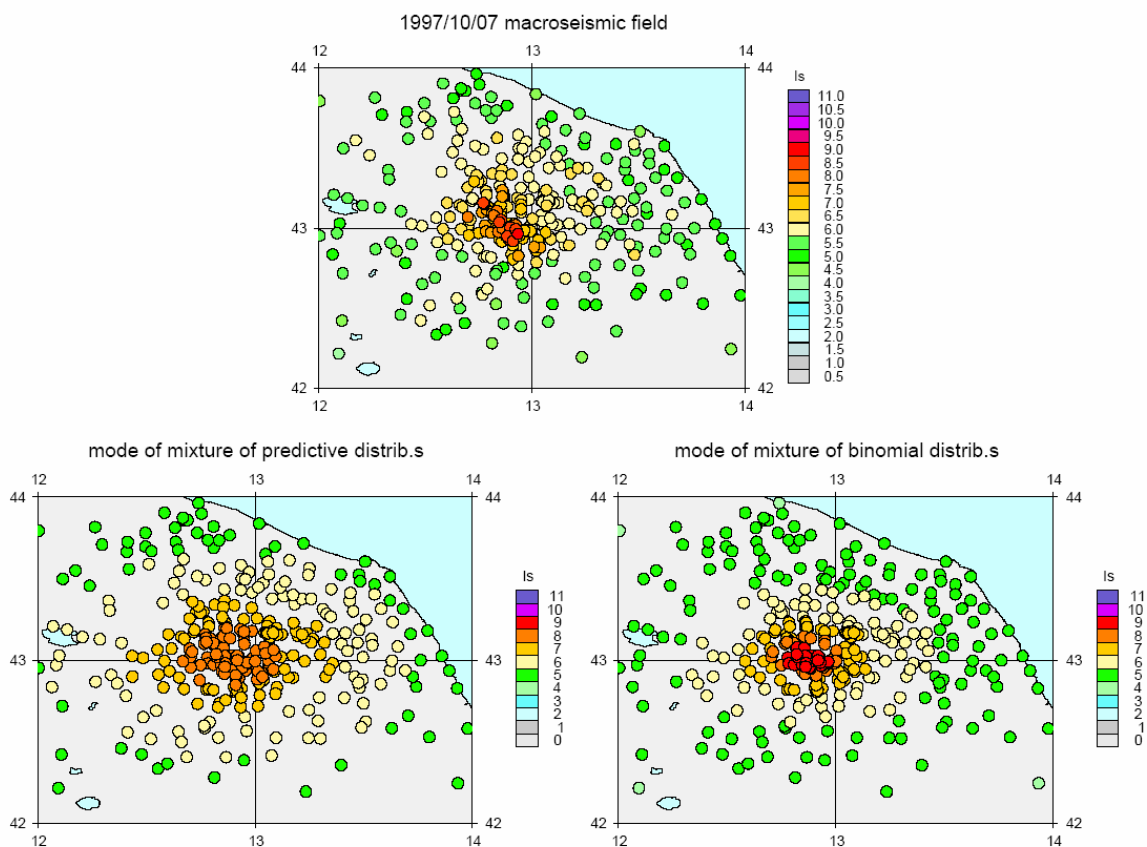


Figura 3.7. Piano quotato del terremoto di Colfiorito del 26/09/1997 e confronto con i valori di intensità I_s stimati usando le distribuzioni predittiva e binomiale (Rotondi e Zonno, 2006).

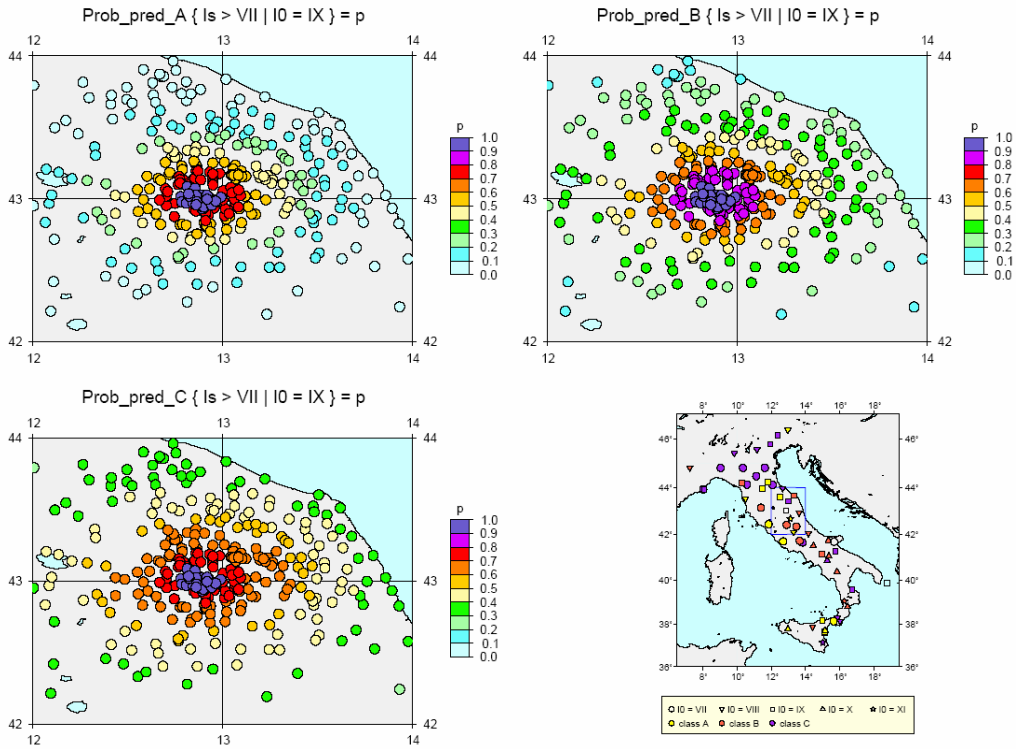


Figura 3.8. Terremoto di Colfiorito del 26/09/1997. Probabilità che l'intensità al sito superi il livello VII qualora il terremoto sia ritenuto di classe A, B o C (Rotondi e Zonno, 2006).

4. Vincoli sul valore di intensità al sito da dati in località vicine

L'obiettivo di questa parte dell'indagine è stato quello di determinare la distribuzione di probabilità [2] nella forma [4], ovvero in funzione dei risentimenti osservati in località vicine a quella analizzata. In pratica si cerca di rispondere alla domanda: quanto è probabile che l'intensità in un dato sito (I_s) si discosti più di $\Delta I = I_v - I_s$ dall'intensità osservata I_v nel sito ad esso più vicino fra quelli che hanno risentito lo stesso terremoto? Questo quesito è formalmente equivalente a quello di valutare l'adeguatezza del metodo di interpolazione locale Nearest Neighbor proposto da Okabe et alii (2000) per rappresentare il campo macrosismico di un dato evento sismico.

4.1 La procedura

E' stata quindi studiata la distribuzione degli scarti fra il valore di intensità osservato nel sito di studio e quello osservato, in corrispondenza dello stesso terremoto, nella località più vicina. Dall'analisi delle frequenze relative di questi scarti è possibile stimare la probabilità che l'intensità osservata al sito I_s differisca di una quantità fissata ΔI da quella relativa al sito vicino I_v . In pratica, si valuta la probabilità

$$q(\Delta I = I_v - I_s) = q(I_v | I_s) \quad [21]$$

da utilizzare nella [5]. Si noti che in questo modo si valuta $q(I_v | I_s)$ e non $q(I_s | I_v)$ poiché nella determinazione empirica di q I_s è nota a priori.

I dati utilizzati hanno riguardato i terremoti avvenuti nell'intervallo compreso tra il 1000 e il 2002 (più precisamente dal 1222 al 2002) usando tutti i risentimenti dei terremoti con più di 9 osservazioni di valore maggiore al V grado. I terremoti selezionati sono in numero di 367 per un totale di 24159 siti.

I gradi incerti (es. VII-VIII) sono stati trattati considerando come valori possibili (ed equiprobabili) i due gradi interi contigui (VII o VIII). Di conseguenza, nell'ipotesi che sia il valore osservato al sito che quello "interpolato" (ovvero osservato nel sito più vicino) siano incerti, vengono calcolati alternativamente i residui di tutte le combinazioni dei quattro valori di intensità che ne competono. Se entrambi i valori sono certi, allora lo stesso residuo viene conteggiato quattro volte. Questo significa che in una statistica complessiva di tutti i residui, i residui tra due gradi certi hanno un peso pari a 1.0, mentre per quelli tra un grado certo e uno incerto il peso è uguale a 0.5 e a 0.25 nel caso in cui tutti due sono incerti.

4.2 Risultati

La Figura 4.1 (sinistra) mostra l'istogramma dei residui totali (distribuzione 1) pari a 96636 valori (24159 siti per 4). Questa distribuzione viene confrontata (Figura 4.1 a destra) con quella relativa ai soli dati certi (distribuzione 2 relativa a 13370 valori). Sostanzialmente sono due distribuzioni abbastanza simmetriche: quasi perfettamente la 1 (skewness=-0.09), in misura minore la 2 (skewness=-0.264) che è anche più piccata (kurtosis=8.895). Il confronto mostra in pratica l'effetto dei dati incerti sulla forma della distribuzione. Come atteso, l'effetto di questi ultimi è quello di aumentare la dispersione della distribuzione dei residui.

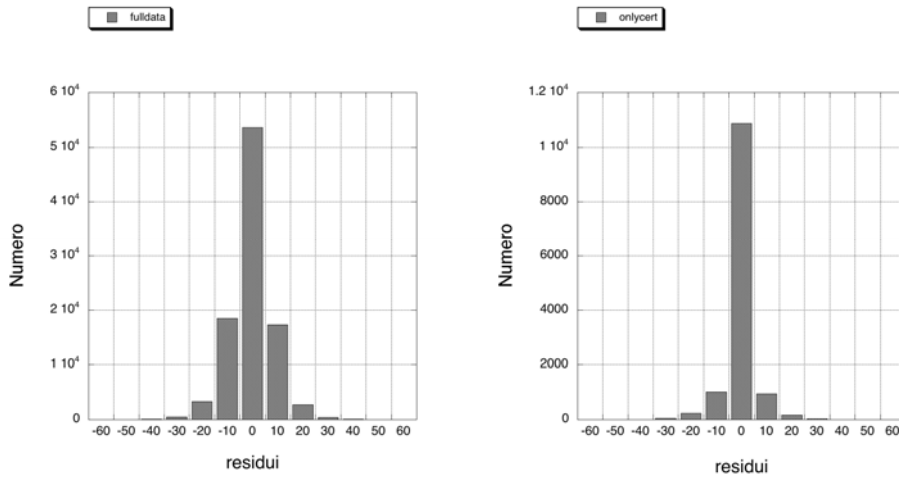


Figura 4.1. A sinistra, istogramma di tutti i residui ($I_s - I_v$) calcolati, nel quale vengono considerate anche le combinazioni dei dati di intensità incerti (distribuzione 1). A destra, istogramma ottenuto con i residui tra i soli gradi certi (distribuzione 2). Le intensità sono nella forma $I \times 10$.

La Figura 4.2 mostra la distribuzione 3 relativa ai siti considerati (24159) prendendo, nel caso dei gradi incerti, il minore dei due valori. Come si può vedere la forma non cambia rispetto alla distribuzione 1 (skewness=0.113, kurtosis=2.406) e conserva molte caratteristiche della distribuzione (simmetria, numero di residui negativi un po' più alto di quelli positivi). La forma della distribuzione 3 non cambia se, in presenza di gradi incerti, si prendono in considerazione i soli valori superiori. Il confronto tra le kurtosis conferma la minore dispersione dei residui.

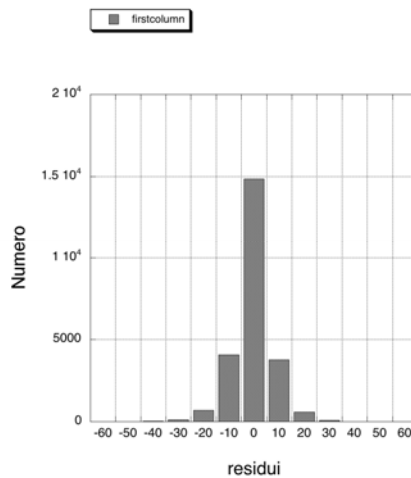


Figura 4.2. Istogramma dei residui ($I_s - I_v$) calcolati per la distribuzione 3.

In generale, tali distribuzioni non sono compatibili con una distribuzione normale, come è possibile verificare facilmente con un test del χ^2 . La distribuzione di probabilità nella [21] viene quindi fornita in semplice forma tabellare (Tabella 4.1), normalizzando i conteggi della distribuzione 1 rispetto al numero totale di osservazioni.

$\Delta I = I_v - I_s$	$q(\Delta I)$
<-5	0.00000
-5	0.00001
-4	0.00053
-3	0.00396
-2	0.02823
-1	0.17920
0	0.55575
1	0.19115
2	0.03493
3	0.00539
4	0.00082
5	0.00002
>5	0.00000

Tabella 4.1. Probabilità che l'intensità osservata al sito I_s differisca di una quantità fissata ΔI da quella osservata nel sito più vicino I_v .

Conclusioni

Sono state sviluppate nuove relazioni per la determinazione della probabilità di superamento di un determinato valore di intensità ad un sito a partire da informazioni epicentrali o relative a località vicine. Queste relazioni sono state sviluppate utilizzando una base dati di riferimento omogenea ed una coerente formalizzazione del problema analizzato. In particolare, anche se con modalità differenti, le tre analisi descritte hanno avuto in comune il tentativo di utilizzare formalizzazioni compatibili con le specifiche caratteristiche del dato di intensità. Da questo punto di vista, le analisi effettuate hanno un carattere innovativo.

Due delle linee indagate hanno riguardato la messa a punto di relazioni che utilizzano come informazioni in ingresso dati epicentrali. La principale differenza fra le due analisi è stata anche di carattere formale (per esempio legata a diversi modelli di probabilità e differenti procedure statistiche per la loro parametrizzazione) ma soprattutto è legata ad un diverso utilizzo dei dati di base disponibile.

Nella prima analisi (paragrafo 2) si è posta la massima attenzione a limitare i possibili effetti di incompletezza della base dati e definire una intensità di riferimento alla sorgente coerente con la forma dell'intero campo macrosismico. In questa analisi, che ha riguardato la grande maggioranza degli eventi in catalogo, è stato evitato l'impiego dell'intensità epicentrale fornita dal catalogo di riferimento, preferendo definire al suo posto un nuovo parametro epicentrale dedotto dalle caratteristiche del campo macrosismico o dalle stime di magnitudo disponibili. E' stata quindi fornita una stima di questo parametro per tutti i terremoti in catalogo. Come elemento di semplificazione del problema si è scelto in prima approssimazione di considerare la modalità di attenuazione indipendente dall'energia liberata alla sorgente.

La seconda analisi (paragrafo 3) ha posto in primo piano una parametrizzazione delle modalità di attenuazione dipendente, oltre che dalla distanza epicentrale, anche dall'energia liberata alla sorgente. L'analisi ha riguardato un sottoinsieme di 55 eventi fra quelli effettivamente in catalogo, preferendo concentrare l'attenzione sulle possibili differenze nelle modalità di attenuazione senza effettuare specifiche analisi di completezza. E' stata anche condotta un'analisi che ha permesso di individuare preliminarmente tre possibili "tipi" di decadimento dell'intensità macrosismica con la distanza dalla sorgente. Nell'impossibilità di assegnare direttamente un "tipo" di decadimento a ciascun evento sismico in catalogo, è stata comunque definita una procedura generale approssimata per la determinazione delle probabilità di eccedenza di ciascun valore di intensità al sito a partire dalla distanza e dall'intensità epicentrale. L'esito di questa procedura è una tabella di valori di probabilità da utilizzare nelle procedure di stima della pericolosità sismica su base probabilistica.

La terza linea di ricerca (paragrafo 4) fornisce risultati complementari a quelli forniti dalle altre due indagini. In particolare, ha permesso di definire le modalità per la "correzione" del dato dedotto dalle relazioni di attenuazione descritte in precedenza e basate sull'impiego di informazioni epicentrali, con dati di risentimenti relativi a località limitrofe a quella di interesse.

Bibliografia

- Albarelo D. e V. D'Amico, 2004. Attenuation relationship of macroseismic intensity in Italy for probabilistic seismic hazard assessment. *Boll. Geofis. Teor. Appl.*, 45, 271-284.
- Albarelo D. e M. Mucciarelli, 2002. Seismic hazard estimates from ill-defined macroseismic data at a site. *Pure Appl. Geophys.*, 159, 6, 1289-1304.
- Azzaro R., M.S. Barbano, S. D'Amico e T. Tuvè, 2006. The attenuation of seismic intensity in the Etna region and comparison with other Italian volcanic districts. *Ann. Geophys.*, in stampa.
- Bakun W.H. e O. Scotti, 2006. Regional intensity attenuation models for France and the estimation of magnitude and location of historical earthquakes. *Geoph. J. Int.* 164 (3), 596-610.
- Carletti F. e P. Gasperini, 2003. Lateral variations of seismic intensity attenuation in Italy. *Geophys. J. Int.*, 155, 839-856.
- Cella F., G. Zonno e F. Meroni, 1996. Parameters estimation of intensity decay relationships. *Ann. Geofis.*, 34, 1095-1113.
- D'Amico V. e D. Albarello, 2007. Codice per il calcolo della pericolosità sismica da dati di sito (freeware). Progetto DPC-INGV S1, <http://esse1.mi.ingv.it/d12.html>
- Gasperini P., 2001. The attenuation of seismic intensity in Italy: a bilinear shape indicates dominance of deep phases at epicentral distances longer than 45 Km. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 91, 826-841.
- Gruppo di lavoro CPTI, 2004. Catalogo Parametrico dei Terremoti Italiani, versione 2004 (CPTI04). INGV, Bologna. <http://emidius.mi.ingv.it/CPTI04>
- Magri L., M. Mucciarelli e D. Albarello, 1994. Estimates of site seismicity rates using ill-defined macroseismic data. *Pure Appl. Geophys.*, 143, 617-632.
- Musson R.M.V., 2005. Intensity attenuation in the UK. *Journal of Seismology* 9 (1), 73-86.
- Okabe A., B. Boots, K. Sugihara e S.N. Chiu, 2000. *Spatial Tessellation*, Wiley, Chichester, (2nd ed.) 671 pp.
- Pasolini C., P. Gasperini, D. Albarello, B. Lolli e V. D'Amico, 2007a. The attenuation of seismic intensity in Italy part I: theoretical and empirical backgrounds. *Bull. Seism. Soc. Am.*, sottomesso.
- Pasolini C., D. Albarello, P. Gasperini, V. D'Amico e B. Lolli, 2007b. The attenuation of seismic intensity in Italy part II: modeling and validation. *Bull. Seism. Soc. Am.*, sottomesso.
- Peruzza L., 1996. Attenuating intensities. *Ann. Geofis.*, 34, 1079-1093.
- Rotondi R. e G. Zonno, 2004. Bayesian analysis of a probability distribution for local intensity attenuation. *Ann. Geophys.*, 47, 5, 1521-1540. <http://hdl.handle.net/2122/848>
- Rotondi R. e G. Zonno, 2006. Seismic scenarios in terms of macroseismic intensity, First European Conference on Earthquake Engineering and Seismology, 3-8 september 2006, Geneve, Switzerland, p. 124.
- Stucchi M., R. Camassi, A. Rovida, M. Locati, E. Ercolani, C. Meletti, P. Migliavacca, F. Bernardini, R. Azzaro, 2007. DBMI04, il database delle osservazioni macrosismiche dei terremoti italiani utilizzate per la compilazione del catalogo parametrico CPTI04. <http://emidius.mi.ingv.it/DBMI04/>. *Quaderni di Geofisica*, INGV, 49, 38 pp.