

## Comparare l'analisi pericolosità alle registrazioni di terremoti occorsi: *non* uno alla volta, per carità!



Iunio Iervolino

Dipartimento di Strutture per l'Ingegneria e l'Architettura, Università degli Studi di Napoli Federico II. Via Claudio 21, 80125, Napoli.

*Keywords: hazard; probabilità; spettri di risposta; processo di Poisson.*

### ABSTRACT

In paesi di avanzata cultura sismica, dotati di studi di pericolosità allo stato della migliore pratica corrente, e quindi necessariamente probabilistici, l'occorrenza di un evento dannoso spesso innesca un dibattito, tanto comprensibile quanto delicato, teso alla *verifica e/o validazione* delle stime di pericolosità fornite dalle mappe ufficiali. Queste valutazioni sono tipicamente basate sulla comparazione degli spettri di risposta derivati dalle registrazioni dell'evento in questione con gli spettri a pericolosità uniforme, o sulla sovrapposizione delle misure d'intensità del moto al suolo con le curve di pericolosità disponibili, per ricavarne il periodo di ritorno atteso. Questa breve nota discute alcune tesi secondo cui questo tipo di valutazioni è da interpretarsi con la dovuta cautela e tenendo conto delle implicazioni che le valutazioni probabilistiche di pericolosità hanno, per non correre il rischio di trarre conclusioni ingannevoli o che si prestino a fraintendimenti riguardo alla razionalità dell'approccio probabilistico alla valutazione della pericolosità sismica.

### 1 INTRODUZIONE

Per il suo sott'inteso carattere predittivo, l'analisi probabilistica di pericolosità sismica (e.g., McGuire, 2004) è comprensibilmente, ma non necessariamente legittimamente, messa in discussione a ogni occorrenza di un terremoto dannoso. Ne sono esempio, per l'Italia, le recenti sequenze de L'Aquila (2009) e dell'Emilia (2012), che hanno infiammato il dibattito sulla consistenza e adeguatezza della mappa di pericolosità nazionale (Stucchi et al., 2011) su cui si basano le azioni sismiche di progetto secondo la vigente normativa per le costruzioni (CS.LL.PP., 2008).

Le argomentazioni principali a supporto di queste valutazioni si fondano, di solito, sul confronto tra il moto al suolo osservato e i valori di riferimento derivati dall'analisi di pericolosità; ne è esempio la comparazione degli spettri di risposta di segnali registrati a uno o più siti

interessati, con gli spettri a pericolosità uniforme (SPU) ottenuti dalle stime probabilistiche.

Sembra, tuttavia, che le implicazioni connesse alla natura probabilistica dell'analisi di pericolosità, e le conseguenze delle ipotesi che questa necessariamente richiede, non siano tenute in esplicita considerazione in molti di questi esercizi. Il rischio conseguente è quello di essere portati a trarre conclusioni fallaci, o almeno fuorvianti, mettendo in discussione un approccio ormai consolidato, e supportato da un largo consenso scientifico internazionale, per la valutazione razionale della pericolosità sismica.

Il modesto obiettivo delle brevi considerazioni riportate nel seguito è di richiamare alcuni elementi essenziali dell'analisi probabilistica di pericolosità, derivandone implicazioni su cosa sia legittimo e cosa richieda cautela nei tentativi di verificarne i valori attraverso confronti diretti con il moto al suolo osservato in singoli terremoti. A questo scopo, si richiamano dapprima brevemente gli elementi essenziali della valutazione

probabilistica di pericolosità, nella sua versione classica. Si derivano, poi, i periodi di osservazione necessari per verificare le frequenze degli eventi d'interesse e gli intervalli di confidenza a essi associati. In seguito si discute come, per costruzione, le analisi di pericolosità contemplino che i valori di accelerazione assunti per il progetto possano essere superati nell'area epicentrale di terremoti *forti*, e che il confronto in tale area sarebbe più propriamente fatto, ad esempio, con la pericolosità condizionata a che il sito oggetto di valutazione sia anche l'epicentro del terremoto. Conseguentemente, si analizzano le differenze tra stime di pericolosità sito-specifiche e regionali. Infine, si richiamano alcune caratteristiche essenziali dei dati d'ingresso e in uscita degli studi probabilistici, fissando alcuni punti per possibili valutazioni di *compatibilità*, invece che di validazione, delle informazioni di pericolosità attraverso le occorrenze di singoli eventi sismici.

Questo lavoro evolve le considerazioni sviluppate in una breve nota apparsa su *Progettazione Sismica* (Iervolino, 2012), introducendo alcuni risultati quantitativi i cui dettagli si possono trovare in Iervolino (2013).

## 2 L'ANALISI PROBABILISTICA DI PERICOLOSITÀ CLASSICA

Prima di ogni successiva argomentazione, è necessario richiamare l'attenzione sulla definizione classica dell'analisi probabilistica di pericolosità sismica, la quale consiste nel calcolo del tasso (ad esempio espresso in eventi/anno) di superamento di un dato valore di una misura d'intensità sismica, di seguito IM (ad esempio l'accelerazione di picco al suolo; *peak ground acceleration* o PGA) a un sito d'interesse, ad esempio quello di costruzione per un edificio in fase di progettazione.

Il calcolo di tale tasso, che può definirsi simbolicamente come  $\lambda_{IM}$ , è spesso articolato considerando: dapprima il tasso,  $\nu$ , di occorrenza dei terremoti alla sorgente, poi la probabilità condizionata del superamento di una soglia d'interesse,  $im$ , della misura d'intensità al sito,  $P[IM > im | m, r]$ , data la magnitudo (M) dell'evento e la distanza dalla sorgente (R), ed eventualmente altri parametri, e infine mediando tra tutti i possibili eventi che possono accadere, cioè *marginalizzando* attraverso le probabilità

delle variabili rispetto cui si è condizionato,  $P[M = m \cap R = r]$ , come in Equazione (1).<sup>1</sup>

$$\begin{aligned} \lambda_{IM} &= \nu \cdot P[IM > im] = \\ &= \nu \cdot \sum_{m,r} P[IM > im | m, r] \cdot P[M = m \cap R = r] \end{aligned} \quad (1)$$

E' possibile dimostrare che, se l'occorrenza dei terremoti sulla sorgente segue un processo, cosiddetto, di Poisson omogeneo (PPO) di parametro,  $\nu$ , allora il processo che regola l'occorrenza di eventi che determinano il superamento di  $im$  al sito d'interesse è anch'esso un PPO (Cornell, 1968). Inoltre, il suo tasso dipende da  $\nu$  proprio secondo l'Equazione (1).

Si parla, in effetti, di processo filtrato: l'occorrenza dei terremoti alla sorgente sismica è filtrata dalla probabilità che questi provochino il superamento del livello d'intensità in questione al sito d'interesse (Figura 1). In altre parole, tra tutti i terremoti che occorrono sulla faglia, se ne scelgono solo quelli che al sito provocano l'effetto d'interesse, e l'occorrenza degli eventi appartenenti a questa selezione rimane ancora regolata da un PPO.

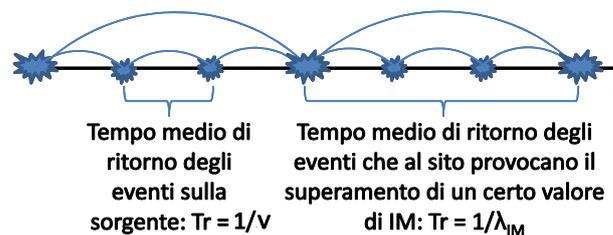


Figura 1. Concetto di filtraggio del PPO per passare dal processo di occorrenza dei terremoti alla sorgente al superamento dell'accelerazione al sito.

Se il sito è soggetto a  $n$  sorgenti sismiche, ciascuna dalle quali genera terremoti la cui occorrenza è regolata da un PPO, indipendente da quelli delle altre sorgenti, allora il tasso di superamento al sito è semplicemente la somma dei tassi come in Equazione (2).

$$\lambda_{IM} = \sum_{i=1}^n \lambda_{IM,i} = \sum_{i=1}^n \nu_i \cdot P[IM_i > im] \quad (2)$$

Se la media in Equazione (2) si ripete per tutti i possibili valori di  $im$  un intervallo d'interesse, allora si ottiene una curva che riporta  $\lambda_{IM}$  in funzione di  $im$ . Tale diagramma, comunemente detto *curva di pericolosità*, fornisce il parametro

<sup>1</sup> Per semplicità, si tratteranno le variabili aleatorie continue coinvolte nell'analisi di pericolosità come discrete.

del PPO che regola il superamento al sito d'interesse di ciascun valore di IM.

Nella Figura 2, si riporta un esempio di curva di pericolosità calcolata per il sito di Mirandola (MO) considerando la (sola) zona sismogenetica 912, secondo il modello di Meletti et al. (2008), e i parametri di occorrenza dei terremoti sulla stessa secondo Barani et al. (2009). Il software di calcolo è lo stesso di Convertito et al. (2009) e Iervolino et al. (2011).

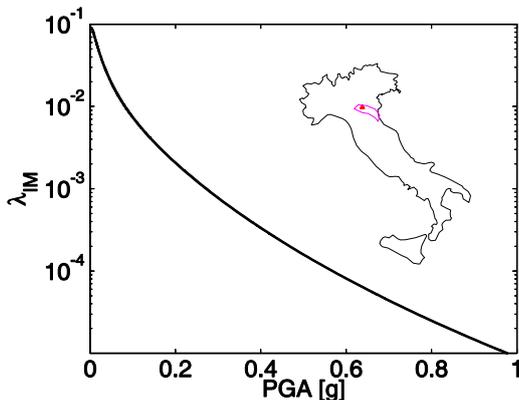


Figura 2. Esempio di curva di pericolosità, su roccia, per Mirandola (long. 11.06, lat. 44.88). La figura riporta anche il sito e la zona sismogenetica (912), del modello di Meletti et al. (2008), considerata nel calcolo.

Una conseguenza importante dell'assunzione di PPO per l'occorrenza dei terremoti, è che il tempo tra due eventi successivi (detto anche tempo d'inter-arrivo), che ovviamente è aleatorio, ha una distribuzione di probabilità di tipo esponenziale. Quindi, la probabilità che il tempo trascorso tra due eventi successivi, che causino il superamento al sito del valore di IM d'interesse,  $T(im)$ , sia minore di  $t$ , è data dalla Equazione (3). Essa si può interpretare anche come la probabilità del tempo al prossimo evento, qualunque sia l'istante in cui si faccia la valutazione, essendo il PPO un processo *senza memoria*.

$$P[T(im) \leq t] = 1 - e^{-\lambda_{IM} t} \quad (3)$$

Dalla Equazione (3) segue, ad esempio, che il valore della PGA che ha il 10% di probabilità di essere superata durante la vita utile della struttura, assunta pari a 50 anni, è quello che nella Figura 2 corrisponde a  $\lambda_{IM} = 0.002$ . Infatti, da tale tasso consegue  $P[T(im) \leq 50] = 0.1$ .

In virtù delle proprietà del PPO, il risultato fornito dalla Equazione (3) per la PGA e  $\lambda_{IM}$ , si può anche rileggere dicendo che un'intensità dello scuotimento superiore al valore di PGA calcolato mediante la Figura 2 è superata

mediamente ogni  $1/\lambda_{IM} = 1/(2 \times 10^{-3}) = T_r = 475$  anni. Per questo  $T_r$  è anche detto *periodo di ritorno* dell'evento che causa il superamento della suddetta PGA (si veda la Figura 1).

### 3 QUANTI ANNI CI VOGLIONO PER VALIDARE LE MAPPE DI PERICOLOSITÀ?

Si supponga ora che si voglia validare la misura d'intensità che la curva di pericolosità fa corrispondere, per il sito d'interesse, al tasso annuale 0.002, cioè la PGA che per il sito ha il 10% di probabilità di essere superato in una finestra di osservazione di 50 anni. Per confermare o smentire la frequenza associata a tale valore dalla analisi di pericolosità, bisogna essere in grado di osservare con che frequenza tale valore della PGA è effettivamente superato al sito (fatti salvi gli sciami sismici).

Per contenere l'incertezza nella stima di tale frequenza su base empirica è necessario essere in grado di osservare un certo numero di volte l'evento di interesse. Il problema non è dissimile dal voler valutare il sovraffollamento di un autobus (es., numero di passeggeri maggiore dell'ottanta per cento della capacità) di una certa linea che passa a una certa fermata con frequenza oraria. Per stabilire se effettivamente gli autobus sovraffollati sono troppo frequenti e quindi il servizio è stato mal dimensionato, è necessario aspettare alla fermata un numero sufficiente di passaggi e quindi aspettare un numero sufficiente di ore.

Dunque, nel caso della PGA che è superata al sito mediamente ogni cinquecento anni (informazione non nota a priori all'osservatore), supponiamo che ci si accontenti di dieci occorrenze dell'evento per stabilirne il periodo di ritorno, allora bisognerà avere circa cinquemila anni di misure al sito. Sfortunatamente però, la prima registrazione accelerometrica di un evento sismico risale al terremoto di Long Beach (CA, USA) nel 1933, quindi non esiste sito per cui si possa fare questo confronto diretto, e non ce ne saranno per ancora molto tempo.

Quindi, si può dire che la frequenza dell'intensità del terremoto superata mediamente ogni  $T_r$  anni richiede, accontentandosi di dieci osservazioni,  $10 \times T_r$  anni per essere confrontata con quanto calcolato mediante l'analisi di pericolosità. In altre parole, se in un sito esistono

cinquanta anni di registrazioni continue, con questo criterio ci si attende di poter validare solo la frequenza del valore di PGA con un periodo di ritorno (relativo al superamento) di soli cinque anni.

### 3.1 Frequenze osservate e intervalli di confidenza

In effetti, considerare dieci osservazioni, che come discusso sopra pure richiede molto tempo per le accelerazioni più rare, può ancora essere considerato un criterio arbitrario e quindi discutibile. Guardando in modo più rigoroso la questione, vale la pena notare che è possibile mettere in relazione il numero di osservazioni del superamento di un certo valore di intensità con la *confidenza* nella stima della sua frequenza su base empirica, da confrontare eventualmente poi con la controparte fornita dalle analisi di pericolosità.

Si supponga, a tal fine, di essere in grado di osservare che ogni cinquecento anni un certo valore di PGA è superato al sito di interesse: una volta in cinquecento anni, due volte in mille anni, ecc. Se il processo che regola l'arrivo di tali eventi è un PPO allora la frequenza media osservata (1/500, 2/1000, ecc.) è il tasso di una distribuzione di Poisson. Per come abbiamo impostato l'esempio tale media osservata (campionaria) è sempre la stessa, cambia solo il numero di osservazioni, e da ciò dipende l'incertezza nella stima.

In Figura 3 si riportano gli *intervalli di confidenza* (IC) al 95% per il tasso della distribuzione di Poisson (ottenuti con l'approssimazione Gaussiana; e.g., Erto, 2008) al variare del numero di osservazioni.

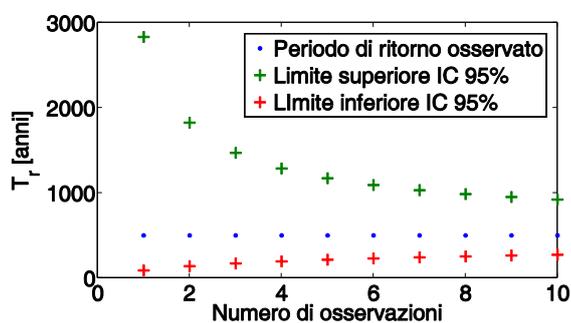


Figura 3. Intervalli di confidenza al 95% per occorrenze con frequenza media osservata di 1/500 [eventi/anno] al variare del numero di osservazioni.

Si noti come, pure osservando dieci volte in cinquemila anni l'evento di interesse, si possa attribuire a esso un periodo di ritorno di cinquecento anni con una certa incertezza che non

sembra trascurabile. Sulla base delle osservazioni si conclude che c'è il 95% di probabilità che tale periodo di ritorno sia compreso tra circa trecento e novecento anni.

Allo stesso modo è evidente l'incertezza nell'attribuzione del periodo di ritorno avendo una sola osservazione.

## 4 PERCHÉ LE STIME SEMBRANO SEMPRE ECCEDUTE?

Sovente, nelle comparazioni di stime di pericolosità con le registrazioni dei terremoti, queste ultime sono scelte tra le più intense osservate, il che, per la natura dell'attenuazione sismica, spesso significa scegliere le registrazioni più vicine alla sorgente.

A titolo di esempio si riportano, in Figura 4, gli spettri di progetto secondo la norma italiana (NTC nella legenda) per due periodi di ritorno per il sito di Mirandola (MRN), al variare della classe di suolo (S., secondo le NTC), e le registrazioni orizzontali del terremoto del venti maggio 2012 (M 6) (Iervolino et al., 2012). Nel pannello inferiore della stessa figura si confrontano gli spettri di progetto di stazioni colpite dal terremoto ma non nell'epicentro, bensì entro 47 km da esso.

Si noti come le stime di pericolosità (gli spettri di progetto NTC praticamente coincidono con gli SPU calcolati secondo Stucchi et al., 2011) siano comparabili con le registrazioni solo vicino all'epicentro.

In effetti, vale la pena ricordare che l'analisi di pericolosità probabilistica non esclude per nulla che l'accelerazione di progetto sia superata nell'area epicentrale. Per mostrare ciò, in Figura 5 si mostra la *legge di attenuazione* (Ambraseys et al., 1996) utilizzata per calcolare la pericolosità per Mirandola (come in Figura 2), ma in termini di accelerazione spettrale a 1 secondo,  $S_a(1 \text{ sec})$ , e non in termini di PGA.

La curva in figura esprime l'accelerazione mediana in funzione della distanza dalla sorgente e per un terremoto di magnitudo 6. Nella stessa figura si riporta il valore di accelerazione spettrale, corrispondente a un secondo, che dall'analisi di pericolosità (non qui mostrata) risulta avere periodo di ritorno circa cinquecento anni al sito. Nel caso di terremoto di magnitudo 6, la legge prevede che l'accelerazione mediana superi quella di progetto per un sito entro 10 km dall'epicentro.

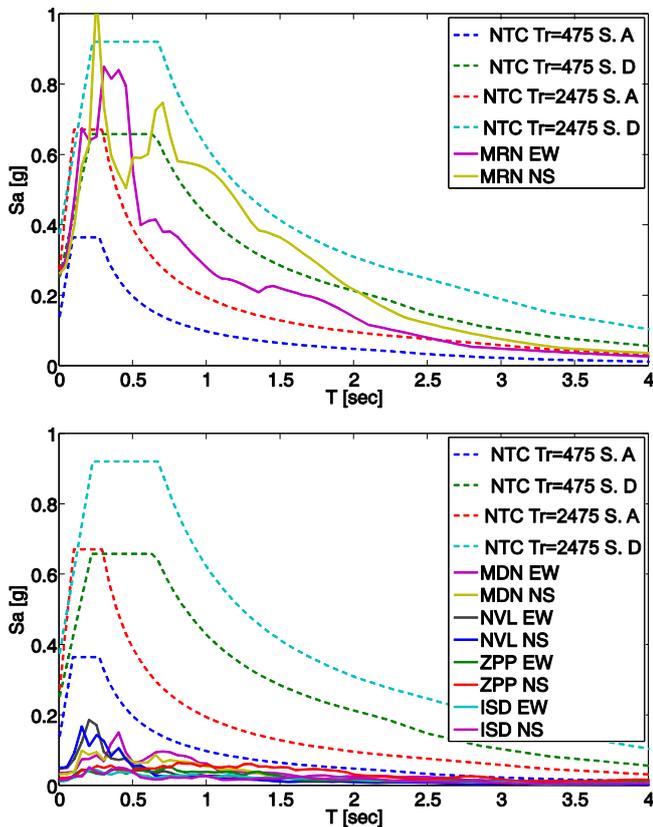


Figura 4. Spettri registrati all'epicentro del terremoto dell'Emilia del venti maggio 2012 (sopra), e spettri registrati entro 47 km dall'epicentro. Gli spettri registrati sono confrontati con gli stessi spettri di progetto.

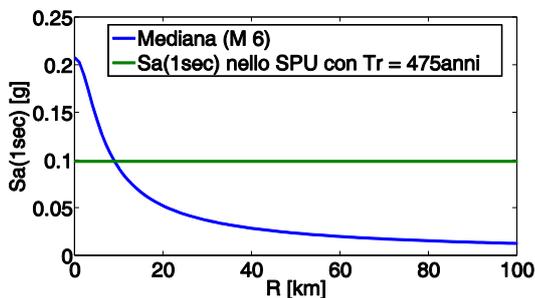


Figura 5. Legge di attenuazione mediana di Ambraseys et al. (1996) per magnitudo 6 e sito roccioso confrontata con l'accelerazione spettrale con periodo di ritorno di superamento pari a 475 anni in Mirandola.

Continuando sulla stessa linea e considerando una mappa di pericolosità che contenga molti siti, si può fare un semplice ragionamento, senza aver bisogno di riferirsi a terremoti di magnitudo specifica né alla area epicentrale. Si può dire che se nel lungo termine (cioè in molti terremoti), le accelerazioni che nei vari siti hanno la stessa probabilità di superamento nell'unità di tempo, ad esempio 0.002, sono effettivamente superate in una frazione di siti corrispondente alla probabilità, cioè nello 0.2% delle località per l'esempio fatto, ciò confermerebbe i risultati della mappa di pericolosità.

#### 4.1 Criterio epicentrale nell'analisi di pericolosità

Si è detto che nel valutare la pericolosità sismica si considerano spesso le registrazioni epicentrali quale termine di paragone. Quest'approccio è perfettamente comprensibile, cionondimeno nell'applicarlo bisognerebbe tenere in conto che l'analisi probabilistica di pericolosità sismica, di cui all'Equazione (1) e all'Equazione (2), media su tutte le possibili posizioni dell'epicentro sulla(e) zona(e) di interesse per il sito. In altre parole, giacché la posizione in cui si genererà il terremoto che causerà il superamento della IM al sito è incerta, il valore del tasso stimato, e che corrisponde a un certo periodo di ritorno è, di fatto, una media pesata che tiene conto degli scuotimenti provenienti da tutti gli epicentri possibili.

Nel caso si volesse calcolare la pericolosità, assumendo come dato di fatto (condizionatamente, parlando in termini probabilistici) che l'epicentro coincida con il sito per cui si sta valutando la pericolosità, allora le PGA (o qualunque altra IM) calcolate sarebbero, a parità di periodo di ritorno, superiori rispetto al caso in cui il possibile epicentro sia distribuito sulla sorgente; Equazione (4).

$$\lambda_{IM|R=0} = \nu \cdot \sum_m P[IM > im | m, 0] \cdot P[M = m] \geq \lambda_{IM} \quad (4)$$

A titolo di esempio si riporta in Tabella 1, per il sito di Mirandola, la pericolosità in termini di PGA relativamente ad alcuni periodi di ritorno, e quindi i tassi annuali ottenuti dalla Figura 2. Nella stessa tabella si riporta lo stesso calcolo condizionatamente ad avere che l'epicentro coincida con il sito d'interesse. Si noti l'incremento delle stime.

Può sorgere il dubbio se non sia opportuno, quindi, far sempre coincidere l'epicentro con il sito d'interesse nel calcolo delle mappe di pericolosità, giacché tale approccio porterebbe a stime conservative. In realtà, ciò, sebbene sia un criterio legittimo (i.e., si progetta per l'intensità del moto al suolo che ha una certa probabilità di essere superata quando l'epicentro è fissato al sito della costruzione), non rifletterebbe l'effettivo stato di conoscenza sul fenomeno, non essendo gli epicentri dei prossimi terremoti noti, se non con incertezza. Nel calcolo di pericolosità ogni localizzazione ha un'importanza (cioè un peso) proporzionale alla fiducia che essa sia

effettivamente la sorgente dell'evento d'interesse; i.e., la sua probabilità.

Considerazioni analoghe si possono fare in relazione alla magnitudo dell'evento.

Tabella 1. Pericolosità per Mirandola in termini di PGA [g], distribuendo i possibili epicentri nella zona sismogenetica che contiene la località, e condizionatamente al fatto che l'epicentro si trovi nel sito per cui si valuta la pericolosità.

	T <sub>r</sub> [anni] ( $\lambda_{IM}$ [eventi/anno])			
	50 (0.02)	475 (0.002)	975 (0.001)	2475 (0.0004)
Epicentro uniformemente distribuito nella zona 912	0.046	0.172	0.222	0.288
Epicentro fissato in Mirandola	0.251	0.442	0.509	0.597

## 5 RISCHIO INDIVIDUALE (LOCALE) E RISCHIO SOCIALE (REGIONALE)

E' dunque un fatto che, nel caso si nuclei in una regione un terremoto forte (i.e., sopra media), esso potrebbe eccedere le soglie di progetto per il sito nell'epicentro sebbene, per effetto della distanza, essere sotto soglia in molti altri siti (Figura 4 e Figura 5). In effetti, se la zona è densamente abitata, è probabile che una, tra le località edificate, sarà effettivamente l'epicentro.

Questa questione è simile al caso della lotteria. A ogni estrazione c'è un solo biglietto estratto, quindi al più un vincitore, e moltissimi non vincitori. La probabilità che il singolo vinca (rischio individuale) è molto bassa, ma la probabilità che almeno uno vinca (rischio aggregato o sociale) è più alta, dipendendo dal numero di biglietti venduti su quelli estratti. Se non si è interessati alla probabilità che uno solo vinca, ma che si vinca in un gruppo specifico (per esempio che vinca una persona in una certa città), bisogna usare un altro criterio di calcolo.

Nel caso della pericolosità, un modo probabilistico per cautelarsi da questo fenomeno potrebbe essere quello di calcolare l'intensità del moto al suolo che ha un certo tasso annuale di essere superato *in almeno uno tra più siti* d'interesse.

Per chiarire meglio questo concetto si considerino due località {1,2} che si trovino nella regione che è influenzata dalla stessa sorgente sismica, Figura 6 (sopra). Si assuma che l'obiettivo dell'analisi probabilistica di pericolosità regionale (e.g., Esposito e Iervolino,

2011) sia il calcolo del tasso degli eventi che, occorrendo sulla sorgente, causano il superamento di un certo valore di IM ad almeno uno dei due siti.

Tale calcolo si può eseguire secondo l'Equazione (5) che fornisce valori più grandi di quelli della pericolosità di ciascuno dei due siti specifici (Figura 6, sotto). Inoltre, maggiore è il numero di siti considerati (più grande è la regione), maggiore è la discrepanza tra la pericolosità regionale e quella individuale per ciascun sito.

$$\lambda_{IM_1 \cup IM_2} = \nu \times \left\{ 1 - \sum_{m, r_1, r_2} P[IM_1 \leq im \cap IM_2 \leq im | m, r_1, r_2] \right\} \times P[M = m \cap R_1 = r_1 \cap R_2 = r_2] \geq \max(\lambda_{IM_1}, \lambda_{IM_2}) \quad (5)$$

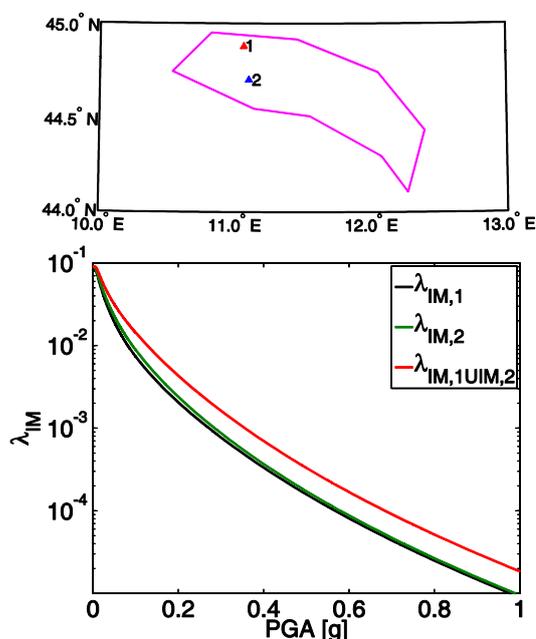


Figura 6. Siti 1 e 2 considerati nella zona sismogenetica 912 (sopra) e curva della pericolosità sociale dei due siti confrontata con la pericolosità sito-specifica (sotto).

E' da notare che, la pericolosità regionale può avere, forse, una certa utilità dal punto del controllo del rischio sociale, se le conseguenze del collasso in almeno uno dei siti si riflettono su di un'intera regione. Si pensi, ad esempio, a un'area in cui siano presenti diversi impianti nucleari; le conseguenze del collasso di una qualunque installazione nucleare interesserebbero tutta la regione, indipendentemente da dove si trovi l'impianto collassato, per questo potrebbe avere senso calcolare la pericolosità come la probabilità di superare l'accelerazione critica per

almeno uno dei siti, cioè considerandoli tutti insieme nella pericolosità.

D'altra parte, il risultato dell'analisi di pericolosità regionale non può essere usato per analisi di rischio di singoli edifici che si trovino in siti specifici della regione. Infatti, i progetti di tali edifici hanno come obiettivo il controllo del rischio sismico nel sito di costruzione, e richiedono la pericolosità sito-specifica, alla base dei codici di costruzione moderni, e discussa sopra.

## 6 ALTRI RISCHI DELLA COMPARAZIONE DI SINGOLI SPETTRI REGISTRATI CON STUDI DI PERICOLOSITÀ

Nonostante tutte le argomentazioni sviluppate, va tenuto in conto che alcune valutazioni di compatibilità sui parametri d'ingresso dei modelli di valutazione della pericolosità sono, tuttavia, possibili. All'occorrenza di un terremoto, ad esempio, si può verificare che magnitudo e localizzazione siano comprese tra quelli contemplate dall'analisi di pericolosità, in relazione alle caratteristiche delle sorgenti considerate. Inoltre, si può verificare che le intensità occorse siano in buon accordo (probabilisticamente parlando) con le leggi di attuazione considerate (si veda Iervolino et al., 2012, per esempi in questo senso in riferimento al terremoto dell'Emilia 2012). Questo consente di stabilire, almeno, che il terremoto occorso non sia atipico, e quindi non tenuto in conto nella analisi di pericolosità sismica.

Con cautela, invece, è opportuno affrontare il confronto degli spettri di risposta osservati con gli SPU (come, in effetti, riportato in Figura 4). Infatti, le valutazioni di cui sopra possono mettere in discussione la fondatezza della scelta del particolare SPU (cioè del particolare periodo di ritorno) con cui effettuare il confronto. Inoltre, per definizione, gli SPU sono combinazioni di spettri di terremoti diversi. È noto che le alte frequenze siano influenzate da terremoti di magnitudo moderata e sorgente vicina al sito, mentre le basse frequenze sono più influenzate da magnitudo maggiori a più grandi distanze (e.g., Reiter, 1990).

A titolo di esempio, In Figura 7 si riportano i diagrammi di *disaggregazione* della pericolosità (e.g., Iervolino et al., 2011), per il sito di Mirandola per un periodo di ritorno di 475, riferiti a PGA e Sa(1 sec).

Tali diagrammi forniscono, dato il superamento dei valori di accelerazione corrispondenti al periodo di ritorno fissato, la probabilità che ciascuna coppia magnitudo-distanza sia stata causa di tale superamento. Si noti come, pure riferendosi allo stesso periodo di ritorno e quindi allo stesso spettro di progetto, le coppie M-R causali siano diverse per le due ordinate spettrali.

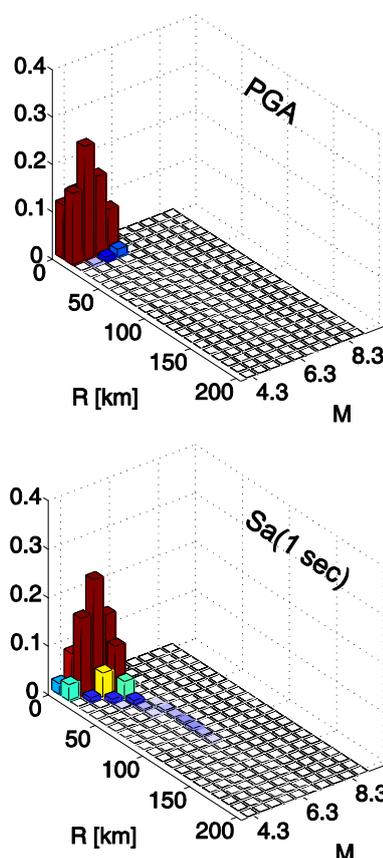


Figura 7. Disaggregazione della pericolosità riferita alla PGA e alla accelerazione spettrale (1 sec) con periodo di ritorno 475 per il sito di Mirandola (MO).

Si può dire, a ragion veduta quindi, che gli SPU non rappresentano alcun terremoto specifico, e che il confronto con spettri di singoli eventi può avere significato limitato.

## 7 CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Quando un terremoto dannoso accade in una regione per cui è disponibile una stima della pericolosità sismica, questa è puntualmente chiamata in causa in un dibattito teso a verificarne la consistenza con il moto al suolo osservato. In realtà, nel caso le stime di pericolosità siano probabilistiche, una serie di punti critici deve essere chiaramente tenuta in conto nel cimentarsi in questo esercizio. Questa breve nota ha tentato di argomentare su alcune

implicazioni della natura probabilistica e dell'assunzione poissoniana dell'occorrenza dei terremoti alla base delle valutazioni di pericolosità nella migliore pratica corrente.

In particolare si sono evidenziate le seguenti questioni.

1. Per validare la frequenza associata a una certa intensità del moto al suolo dall'analisi di pericolosità, sono necessari molti anni. Infatti, per stimare la frequenza dell'intensità che è superata con periodo di ritorno di  $T_r$  anni al sito in esame, sono necessari, anche accontentandosi di sole dieci occorrenze che comunque implica una larga incertezza, mediamente  $10 \times T_r$  anni di osservazioni allo stesso sito. Per questo le valutazioni sulla base di singoli terremoti possono essere discutibili.

2. Le intensità di riferimento per la progettazione, calcolate attraverso studi di pericolosità, sembrano spesso eccedute in terremoti particolarmente forti. Spesso questa valutazione si fa considerando le sole registrazioni all'epicentro e confrontandole con la pericolosità per lo stesso sito. Il superamento dell'accelerazione di progetto nell'area epicentrale non è incompatibile con gli strumenti impiegati nell'analisi di pericolosità stessa e quindi con i suoi risultati. Bisogna considerare, infatti, che la pericolosità media tra tutti i probabili epicentri, mentre se il terremoto occorre proprio al sito d'interesse, la pericolosità di riferimento dovrebbe essere quella condizionata al fatto che il sito si trovi sulla sorgente. Quest'ultima, a parità di tutti gli altri parametri, sarebbe superiore. Ragionamento analogo si può fare in relazione alla magnitudo.

3. Dal punto 2 segue che un terremoto *forte* (cioè d'intensità molto sopra la media), sarà probabilmente critico per il sito epicentrale. Un criterio alternativo per tenere in conto questo effetto potrebbe essere quello di calcolare la pericolosità regionale, cioè valutare la probabilità che una certa intensità sia ecceduta ad almeno uno dei siti nella regione d'interesse. Tuttavia, ciò condurrebbe a stime superiori, ma che non potrebbero essere usate per valutazioni di rischio in siti specifici, il che è il vero obiettivo dell'analisi di pericolosità classica.

4. Gli spettri a pericolosità uniforme non rappresentano il moto al suolo di alcun terremoto specifico, essendo combinazione di spettri di tutti i terremoti possibili nella regione (in termini di magnitudo e distanza ad esempio) coinvolti nell'analisi di pericolosità. Per questo, così come sono, essi vanno considerati con cautela quali riferimenti *tout-court* per il confronto con le controparti osservate.

Infine, date queste argomentazioni e altre (non affrontate) che concernono le ipotesi di base sui processi che regolano l'occorrenza dei terremoti, la validazione della pericolosità sismica probabilistica con singoli terremoti può essere un esercizio molto difficile.

In linea di principio, sarebbero richieste molte osservazioni durante molti terremoti e/o in molti siti per stabilire se le frequenze calcolate corrispondono a quelle osservate.

D'altra parte, è possibile eseguire valutazioni di compatibilità tra quanto osservato in singoli eventi sismici e i parametri di input e i modelli considerati dagli studi di pericolosità. Inoltre, sebbene non sia opportuno mettere in discussione l'approccio corrente alla valutazione probabilistica della pericolosità sismica, è pur vero che tale analisi può, e deve in verità, essere sempre migliorata in relazione al progresso dello stato di conoscenza dei fenomeni coinvolti. Le analisi probabilistiche, infatti, sono sempre condizionate allo stato di conoscenza sul fenomeno oggetto di valutazione.

Ad esempio, è ormai noto come in zone vicina alla sorgente (dove i terremoti sono tipicamente più dannosi), per questioni relative soprattutto al meccanismo di rottura e alla geometria sito-sorgente, possono eventualmente verificarsi effetti peculiari (direttivi), di interesse per l'ingegneria sismica, ma che non sono ancora tenuti in debito conto dalle mappe di pericolosità (in alcuna nazione). Ciò avviene soprattutto perché essi richiedono un livello di dettaglio sulle faglie raramente disponibile (e.g., Chioccarelli e Iervolino, 2010 e 2013). Questo può essere un limite degli studi di pericolosità basati sulle zone sismogenetiche.

## BIBLIOGRAFIA

- Ambraseys, N.N., Simpson, K.A., Bommer, J.J., 1996. Prediction of horizontal response spectra in Europe, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, **25**(4), 371–400.

- Barani, S., Spallarossa, D., Bazzurro P., 2009. Disaggregation of probabilistic ground motion hazard in Italy, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **99**(5), 2638-2661.
- Chioccarelli, E., Iervolino, I., 2010. Near-Source Seismic Demand and Pulse-Like Records: a Discussion for L'Aquila Earthquake, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, **39**(9), 1039-1062.
- Chioccarelli, E., Iervolino, I., 2013. Near-source seismic hazard and design scenarios, *Earthquake Engineering and Structural dynamics*, **42**(4), 603-622.
- Convertito, V., Iervolino, I., Herrero, A., 2009. The importance of mapping the design earthquake: insights for southern Italy, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **99**(5), 2979-2991.
- Cornell, C.A., 1968. Engineering seismic risk analysis, *Bulletin of Seismological Society of America*, **58**(5), 1583-1606.
- CS.LL.PP., 2008. Decreto Ministeriale 14 gennaio 2008: Norme tecniche per le costruzioni. In: *Gazzetta Ufficiale della Repubblica Italiana*, n. 29, 4 febbraio 2008, Suppl. Ordinario n. 30. Ist. Polig. e Zecca dello Stato S.p.a., Roma.
- Erto, P., 2008. *Probabilità e statistica per le scienze e l'ingegneria*, terza edizione, McGraw-Hill, Milano.
- Esposito, S., Iervolino, I., 2011. PGA and PGV spatial correlation models based on European multi-event datasets, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **101**(5), 2532-2541.
- Iervolino, I., 2012. Probabilità e salti mortali: le insidie della validazione della analisi di pericolosità attraverso l'occorrenza di singoli terremoti, *Progettazione Sismica*, 2-2012, 37-43. IUSS Press, Pavia.
- Iervolino, I., 2013. Probabilities and fallacies: why hazard maps cannot be validated by individual earthquakes, *Earthquake Spectra*, in corso di stampa.
- Iervolino, I., Chioccarelli, E., Convertito, V., 2011. Design earthquakes from multimodal hazard disaggregation, *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, **31**(9), 1212-1231.
- Iervolino, I., De Luca, F., Chioccarelli, E., 2012. Engineering seismic demand in the 2012 Emilia sequence: preliminary analysis and model compatibility assessment, *Annals of Geophysics*, **55**(4), 639-645.
- McGuire, R.K., 2004. *Seismic hazard and risk analysis*. Earthquake Engineering Research Institute, Oakland, CA, USA.
- Meletti, C., Galadini, F., Valensise, G., Stucchi, M., Basili, R., Barba, S., et al., 2008. A seismic source zone model for the seismic hazard assessment of the Italian territory. *Tectonophysics*, **450**(1-4), 85-108.
- Reiter, R., 1990. *Earthquake Hazard Analysis: Issues and Insights*. Columbia, University Press, NY, USA.
- Stucchi, M., Meletti, C., Montaldo, V., Crowley, H., Calvi, G.M., Boschi, E., 2011. Seismic Hazard Assessment (2003-2009) for the Italian Building Code, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **101**(4), 1885-1911.