



Analisi Probabilistica di Pericolosità Sismica in Campo Vicino

Eugenio Chioccarelli, Iunio Iervolino

Dipartimento DIST – Università degli Studi di Napoli Federico II. Via Claudio 21, 80125 Napoli

Keywords: Campo vicino, Terremoti impulsivi, hazard, spettro di progetto, azione sismica, scenario.

ABSTRACT

La caratterizzazione sismica di un sito di interesse per fini di ingegneria strutturale, si basa solitamente su un'analisi di pericolosità di tipo probabilistico (nota come *probabilistic seismic hazard analysis* o PSHA) che, utilizzando appropriati modelli di sorgente e di propagazione del moto, permette di calcolare la probabilità di superamento di un fissato parametro di intensità del terremoto. La PSHA, se riferita alle zone vicine alla sorgente, non è in grado di tener conto esplicitamente di un fenomeno tipico che determina l'impulsività delle storie di velocità del moto al suolo. Tale fenomeno dipende dalla direttività della rottura sulla sorgente ed è da investigarsi perché il periodo di impulso è di solito paragonabile alle frequenze proprie di vibrazione di molte strutture di interesse civile. Inoltre, nonostante il problema sia noto da diversi decenni, solo adesso sembrano essere disponibili tutti i modelli quantitativi necessari per modificare la valutazione della pericolosità. Nel lavoro è presentata una procedura completa di PSHA in condizioni di campo vicino evidenziando le maggiori differenze rispetto alla procedura classica anche tramite alcuni esempi numerici preliminari. L'analisi critica dei modelli utilizzati è accompagnata da una discussione sugli spettri di scenario basati su procedure di *disaggregazione* opportunamente adattate per il caso in esame.

1 INTRODUZIONE

Le normative sismiche più avanzate definiscono le azioni di progetto sulla base di analisi probabilistiche di pericolosità (*probabilistic seismic hazard analysis* o PSHA; McGuire, 2004), che permettono di ottenere la probabilità di una fissata misura di intensità sismica partendo da un modello di sorgente e da una legge di propagazione del moto del suolo (*ground motion prediction equation* o GMPE). La PSHA è una procedura consolidata, ma necessita di aggiustamenti per essere totalmente applicabile ai siti vicini alla sorgente sismica, i quali possono risentire di una sistematica variabilità del moto al suolo e quindi, eventualmente, delle risposte strutturali associate. Il motivo risiede nella *direttività della rottura* che può influenzare i siti

in una particolare configurazione geometrica rispetto alla sorgente. La conseguenza è che la storia di velocità del suolo può essere caratterizzata da un forte impulso che si verifica nei primi secondi di registrazione e che contiene gran parte dell'energia portata in dote dal segnale sismico (Somerville et al., 1997).

Un'analisi del fenomeno per il terremoto de L'Aquila (2009, M 6.3) si può trovare in Chioccarelli e Iervolino (2010). Nello stesso lavoro, attraverso l'analisi di un ampio database di registrazioni internazionali, sono anche identificati tre aspetti fondamentali che sembrano distinguere le componenti orizzontali delle registrazioni sismiche impulsive dalle componenti omologhe di segnali non impulsivi (o *ordinari*): (1) la componente in direzione normale alla rottura è generalmente più intensa della componente parallela della stessa registrazione

(per segnali ordinari, le due componenti sono mediamente equivalenti); (2) la suddetta componente normale dei segnali impulsivi è caratterizzata da una forma dello spettro di risposta in accelerazione che mostra un significativo incremento delle ordinate nell'intervallo di periodi intorno al periodo dell'impulso (T_p); (3) a tali componenti sono inoltre associate risposte spettrali inelastiche superiori a quelle attese nei casi ordinari; in funzione del grado di inelasticità considerato, si registrano richieste deformative associate ai segnali impulsivi superiori del 20-70% rispetto al caso ordinario. Le differenze sono concentrate in un intervallo di periodi compreso tra il 30-50% del T_p .

Le ordinarie leggi di previsione del moto al suolo, che giocano un ruolo fondamentale nella valutazione probabilistica della pericolosità, sono generalmente tarate su database molto grandi (che coprono ampi intervalli di magnitudo e distanze sito-sorgente) nei quali è lecito immaginare che la percentuale di terremoti impulsivi in campo vicino sia piccola. Basti pensare che l'analisi di tutti i record del database americano NGA (Next Generation Attenuation, http://peer.berkeley.edu/products/nga_project.html) con distanza dalla faglia minore di 30 km ha mostrato una percentuale di segnali impulsivi minore del 30% (Iervolino e Cornell, 2008). Inoltre, poiché le eventuali registrazioni di terremoti impulsivi presenti nei database, sono caratterizzate da diversi periodi di impulso T_p , l'influenza di tali impulsi sulle GMPE è probabile che sia distribuita su grandi intervalli di frequenze, nascondendone le caratteristiche specifiche. Entrambe queste considerazioni portano a ritenere trascurabili gli effetti della direttività sui modelli attuali di propagazione (si veda anche Shahi e Baker, 2011). Infine, nella PSHA classica la distanza dalla rottura è l'unico parametro che tiene conto della posizione relativa sito-sorgente che invece, come si vedrà, gioca un ruolo importante nella analisi dei fenomeni direttivi e va quindi descritta in modo più accurato.

Se ne deduce che è necessario introdurre apposite modifiche alla PSHA per arrivare ad una formulazione adatta anche ai siti *near-source* (NS) che sarà indicata nel seguito come NS-PSHA.

Nel lavoro tali adattamenti sono discussi anche attraverso alcune preliminari applicazioni numeriche che permettono di quantificare, almeno per casi specifici, l'influenza sulla pericolosità di sito delle modifiche introdotte.

2 PERICOLOSITÀ IN CAMPO VICINO

La modifica formale della valutazione probabilistica della pericolosità in campo vicino è stata già analizzata da Tothong et al. (2007) e da Iervolino e Cornell (2008), ma solo recentemente sono stati messi a punto i modelli necessari e un primo esempio di applicazione numerica è stato presentato da Shahi e Baker (2011).

L'integrale di pericolosità classico per il calcolo della frequenza media annua (λ) di superamento di un fissato parametro del moto sismico come l'accelerazione spettrale ad un periodo fissato (e.g., $S_a(T^*) = S_a^*$) è riportato, per una sola sorgente, in Equazione 1:

$$\lambda_{S_a}(s_a^*) = \nu \int \int_{m,r} G_{S_a|M,R}(s_a^*|m,r) \cdot f_{M,R}(m,r) \cdot dm \cdot dr \quad (1)$$

in cui ν è la frequenza media annua dei terremoti sulla sorgente nell'intervallo di magnitudo (M) di interesse; $f_{M,R}$ è la distribuzione di probabilità congiunta di M e distanza sito-sorgente (R), e $G_{S_a|M,R}$ è la distribuzione di probabilità cumulata complementare della misura di intensità di interesse definita dalla GMPE e condizionata a M e R (ed eventualmente altri parametri sismologici e/o geotecnici).

La NS-PSHA necessita di alcuni modelli previsionali aggiuntivi rispetto al caso ordinario. In particolare è necessario quantificare (i) la probabilità che si verifichi un segnale impulsivo, (ii) il periodo che corrisponde a tale impulso, e (iii) l'ampiezza dell'impulso. Noti ciascuno di questi termini, λ_{S_a} può essere ottenuta come somma di due contributi validi rispettivamente nel caso di occorrenza ($\lambda_{S_a,Pulse}$) e non occorrenza ($\lambda_{S_a,NoPulse}$) dell'impulso, Equazione (2).

$$\lambda_{S_a}(s_a^*) = \lambda_{S_a,NoPulse}(s_a^*) + \lambda_{S_a,Pulse}(s_a^*) \quad (2)$$

Espandendo i termini dell'Equazione (2), si ottiene l'Equazione (3) e l'Equazione (4).

$$\lambda_{S_a,NoPulse}(s_a^*) = \nu \int \int_{m,z} P[NoPulse|m,z] \cdot G_{S_a|M,z}(s_a^*|m,z) \cdot f_{M,z}(m,z) \cdot dm \cdot dz \quad (3)$$

$$\lambda_{S_a,Pulse}(s_a^*) = \nu \int \int \int_{m,z,t_p} P[Pulse|m,z,t_p] \cdot G_{S_a,mod|M,z,T_p}(s_a^*|m,z,t_p) \cdot f_{T_p|M,z}(t_p|m,z) \cdot f_{M,z}(m,z) \cdot dm \cdot dz \cdot dt_p \quad (4)$$

Nelle equazioni precedenti, la variabile R di Equazione (1) è stata sostituita da un vettore \underline{Z} di parametri geometrici necessari per definire opportunamente la posizione relativa tra la rottura ed il sito considerato. Tale sostituzione, non introduce particolari differenze concettuali ma incrementa l'onere computazionale delle analisi. L'Equazione (3) tiene conto di tutti gli scenari in cui non si verifica l'impulso pesati per la corrispondente probabilità, $P[NoPulse|m, \underline{z}]$. Gli altri due termini sono equivalenti a quelli della Equazione (1).

L'Equazione (4), al contrario, tiene conto degli impulsi e quindi ne contiene la probabilità di occorrenza, $P[Pulse|m, \underline{z}]$. Nel caso impulsivo, siccome i segnali sono sistematicamente diversi da quelli ordinari, sono necessari modelli di propagazione *ad hoc*, oppure adeguate modifiche dei modelli esistenti. In questo lavoro si è utilizzato il secondo approccio (Baker, 2008), da cui il termine $G_{Sa, mod|M, \underline{Z}, T_p}$ che rappresenta il modello di propagazione modificato e condizionato non solo a M e \underline{Z} , ma anche al T_p .

L'introduzione della variabile T_p determina la necessità di disporre di un modello di previsione corrispondente. Esso, per una fissata magnitudo e geometria è rappresentato dalla distribuzione di probabilità condizionata $f_{T_p|M, \underline{Z}}$.

I termini nella Equazione (3) e nella Equazione (4), e che non compaiono nella Equazione (1), sono analizzati in dettaglio di seguito mostrando come sia possibile eliminare alcune dipendenze stocastiche dagli integrali di pericolosità.

2.1 Probabilità di occorrenza dell'impulso

La propagazione della rottura e delle onde sismiche derivanti, sono fenomeni complessi che rendono la direttività difficile da prevedere. Infatti, il verificarsi di tutte le condizioni necessarie non assicura l'occorrenza di segnali impulsivi o, analogamente, segnali impulsivi possono essere registrati in siti in cui la posizione relativa sito-sorgente sembra essere non favorevole. Per questo motivo Iervolino e Cornell (2008) hanno sviluppato un modello semi-empirico per il calcolo della probabilità di occorrenza. Esso è funzione di tre parametri geometrici già identificati preliminarmente da Somerville et al. (1997) e definiti in modo

diverso (ma in analogia) nel caso di terremoti strike-slip (SS) e dip-slip¹ (DS). Tali parametri sono, nel caso SS: la distanza (s) sito-epicentro misurata lungo la rottura, l'angolo (θ) tra la direzione della rottura e la congiungente sito-epicentro, e la minima distanza (R) tra la rottura ed il sito (Figura 1a).

Nel caso DS ad s si sostituisce la distanza (d) tra il sito e l'ipocentro misurata lungo la rottura, e l'angolo ϕ tra la rottura e la congiungente sito-ipocentro sostituisce θ (Figura 1b).

E' importante notare che la definizione dei suddetti parametri dipende dalla posizione della rottura e non della faglia. Questa distinzione comporta che, in fase applicativa, una volta definita la geometria della sorgente, è necessario, per ciascuno scenario, prevedere la dimensione della rottura che normalmente si assume dipendere dalla magnitudo dell'evento secondo le relazioni di Wells e Coppersmith (1994).

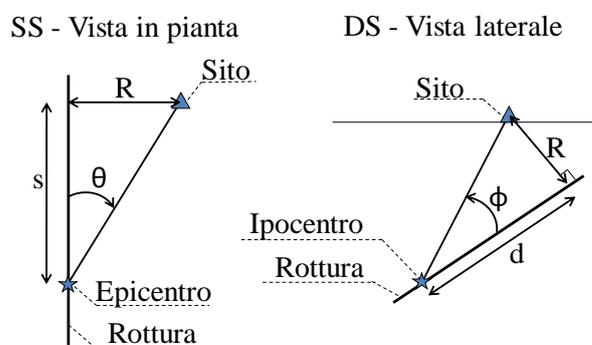


Figura 1. Parametri geometrici nel caso di rottura SS e DS.

2.2 Periodo di impulso

Somerville (2003) afferma che il periodo di impulso (T_p) è correlato con due parametri di sorgente quali *rise time* (durata dello scorrimento in un punto della rottura) e dimensioni della rottura i quali generalmente aumentano all'aumentare della magnitudo dell'evento. Diversi altri autori hanno investigato lo stesso problema (si veda Tang e Zhang, 2010, per uno stato dell'arte) e tutti concordano nell'identificazione di una dipendenza lineare tra il logaritmo del T_p e la magnitudo dell'evento, confermando, di fatto, quanto ipotizzato da Somerville (2003).

¹Nel derivare i modelli di occorrenza per il caso DS in Iervolino e Cornell (2008) si sono utilizzati dati provenienti da rotture genericamente di tipo non-strike-slip (NSS), essendo pochi i dati DS presenti nella base dati utilizzata.

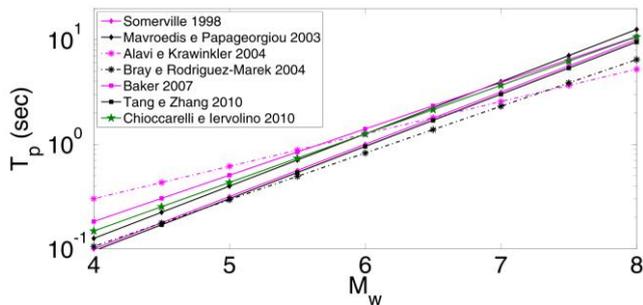


Figura 2. Confronto modelli di regressione di T_p in funzione di M proposti da vari autori.

Peralto, da una specifica analisi, nessun altro parametro che compare negli integrali di pericolosità è sembrato influenzare significativamente il T_p e tutte le leggi di regressione proposte presentano quindi la stessa forma funzionale (Figura 2). Differenze significative sono invece identificabili nei valori dei coefficienti proposti dai vari autori, ciò deriva dalla disomogeneità tra i dati utilizzati e soprattutto tra le procedure di identificazione dei segnali impulsivi e quantificazione dei relativi T_p . Nel seguito si utilizzerà la relazione fornita in Chioccarelli e Iervolino (2010).

2.3 Modello di previsione del moto del suolo

La modifica degli ordinari modelli di propagazione per tener conto delle caratteristiche impulsive dei segnali proposta da Baker (2008) consiste in un semplice fattore correttivo che, tarato sulla GMPE di Boore e Atkinsons (2008), è in grado di modellare la deviazione sistematica media della forma spettrale dei segnali impulsivi rispetto agli ordinari attraverso la seguente equazione:

$$\overline{\ln(S_a(T))} = \ln(S_a(T)) + e^{-\left(\frac{\ln(T/T_p)}{T_p}\right)^2} \quad (5)$$

in cui, la media del logaritmo naturale dell'accelerazione spettrale al primo membro è pari alla somma della media del logaritmo naturale della accelerazione spettrale fornita dalla GMPE non modificata e dal fattore che modella l'incremento delle ordinate spettrali come una curva a campana con un massimo a $T = T_p$; primo e secondo termine al secondo membro, rispettivamente. Si assume, inoltre, che la correzione non modifichi la deviazione standard del residuo associato alla GMPE utilizzata.

3 APPLICAZIONI NUMERICHE DELL'ANALISI DI PERICOLOSITÀ

I modelli discussi sono quindi stati utilizzati in alcune applicazioni in modo da poter valutare le

differenze tra la pericolosità calcolata tramite PSHA ordinaria e NS-PSHA. In particolare, nel seguito si riportano due esempi caratterizzati da meccanismo di rottura SS e dalle seguenti ipotesi di lavoro:

- 1- Le misura d'intensità scelta è l'accelerazione spettrale elastica per diversi periodi di oscillazione e di conseguenza il risultato della PSHA è uno spettro di risposta, ad esempio caratterizzato dalla stessa probabilità di superamento per ciascuna ordinata (spettro ad hazard uniforme, UHS);
- 2- La probabilità di superamento calcolata è pari al 10% in 50 anni, ovvero un periodo di ritorno del superamento pari a 475 anni assumendo un modello di occorrenza di tipo poissoniano omogeneo;
- 3- il tasso medio annuo di occorrenza di terremoti (ν) sulla faglia è posto pari a 0.05;
- 4- la GMPE utilizzata nelle analisi è quella di Boore e Atkinson (2008) (su cui il fattore di Baker, 2008, è stato calibrato);
- 5- per ciascun evento sismico, la dimensione della rottura è funzione di M (Wells e Coppersmith, 1994). Si impone inoltre che la rottura non possa eccedere le dimensioni dalla faglia (le quali rappresentano comunque percentili molto alti, condizionatamente a M , della distribuzione delle possibili rotture e quindi non influenzano significativamente i risultati);
- 6- le posizioni della rottura sulla sorgente e dell'epicentro sulla rottura, sono trattate come variabili aleatorie con distribuzione uniforme.

L'introduzione delle ipotesi 5 e 6, derivanti dalla dipendenza dalla geometria di rottura dei parametri del modello di occorrenza della probabilità di impulso (si veda Sezione 2.1), determina di fatto una riscrittura, non riportata qui per brevità, delle Equazioni (3) e (4) nelle quali è necessario introdurre altre variabili aleatorie (insieme con le rispettive distribuzioni di probabilità) quali la dimensione della rottura (L), la sua posizione sulla faglia (P) e la posizione dell'epicentro sulla rottura (E). Tali modifiche comunque non introducono alcuna differenza concettuale rispetto alla procedura già identificata. Inoltre, ogni terna di variabili $\{P, L, E\}$ definisce univocamente la posizione relativa sito-sorgente (Figura 4) e quindi è legata deterministicamente alla rispettiva terna di valori $\{R, \theta, s\}$.

Per completezza, si riporta in Figura 3 il diagramma di flusso utilizzato negli esempi seguenti per la soluzione numerica delle Equazioni (3) e (4). In tale diagramma le variabili *contatore* (i, j, z, k, w), necessarie per la

soluzione numerica degli integrali, si intendono definite fino ai rispettivi massimi identificati dal carattere maiuscolo (I, J, Z, K, W).

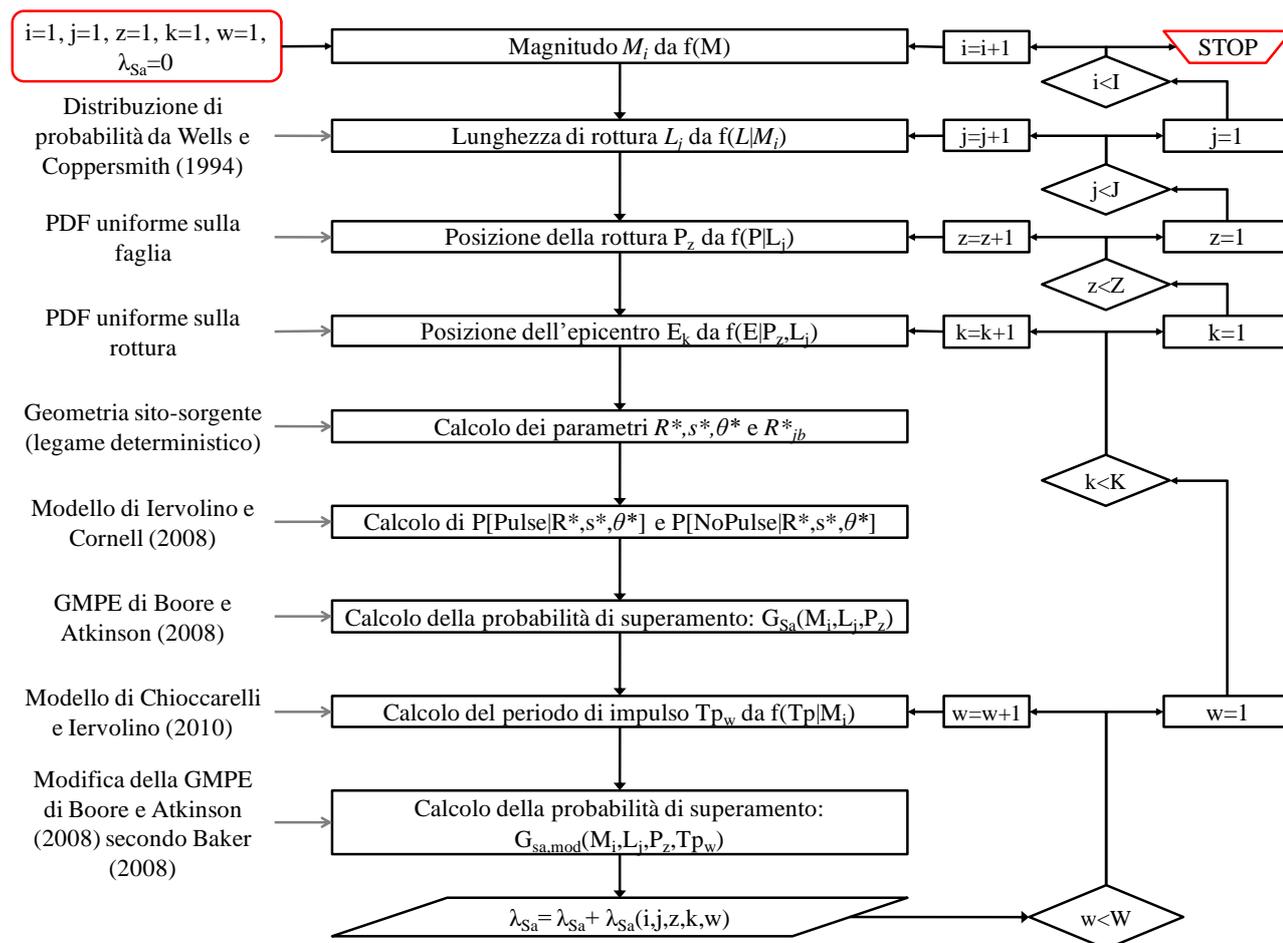


Figura 3. Diagramma di flusso per NS-PSHA e rottura SS.

Poiché tutti i modelli necessari per l'analisi di pericolosità fanno riferimento alla rappresentazione in pianta di Figura 1a, la sorgente è considerata con sviluppo lineare e per il caso particolare studiato, la lunghezza della stessa è assunta di 200 km. La distribuzione di magnitudo degli eventi generati è calcolata a partire da una ideale relazione di Gutenberg e Richter (1944) con pendenza negativa (b) pari ad 1 e valori di magnitudo minima e massima rispettivamente pari a 4.5 e 7.5.

Per ridurre l'onere computazionale, la distribuzione continua delle magnitudo è stata sostituita una discreta di tre valori [5; 6; 7] a cui si associano le corrispondenti probabilità di occorrenza [0.90; 0.09; 0.01]. Inoltre per la stessa sorgente si è anche studiato il caso di magnitudo caratteristica pari a 7 (cioè una magnitudo unica possibile a cui associare un tasso di occorrenza dei terremoti sulla faglia).

Il sito considerato in entrambi i casi è allineato con la sorgente e dista 5 km dall'estremo della stessa così come rappresentato in Figura 4.

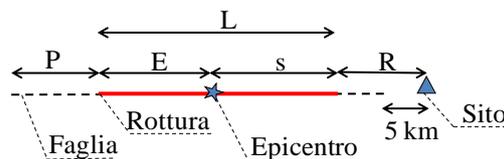


Figura 4. Configurazione geometrica e posizione del sito studiato.

Applicando l'analisi di pericolosità ordinaria e modificata, si sono ottenuti i rispettivi spettri di pericolosità uniforme identificati in Figura 5 come Sa_{PSHA} ed $Sa_{NS-PSHA}$. In riferimento al caso con diverse magnitudo, è facile ipotizzare che la magnitudo minore (M 5) governi l'andamento dei risultati in quanto caratterizzata da una frequenza di occorrenza significativamente maggiore rispetto alle altre (un ordine di grandezza in più rispetto a M 6 e due rispetto a M 7).

Tale considerazione è particolarmente evidente nel confronto con gli spettri del caso di magnitudo caratteristica (M 7). Quest'ultimi infatti presentano ordinate generalmente maggiori e risentono degli impulsi per periodi più alti.

Un caso analogo di valutazione della pericolosità in condizioni NS e per rottura SS è riportato in Shahi e Baker (2011) ma riferendosi ad una faglia di dimensioni minori, con un tasso medio annuo di terremoti circa doppio e considerando un periodo di ritorno maggiore (2475 anni), i valori di accelerazione spettrale attesi sono significativamente maggiori rispetto a quelli qui ottenuti.

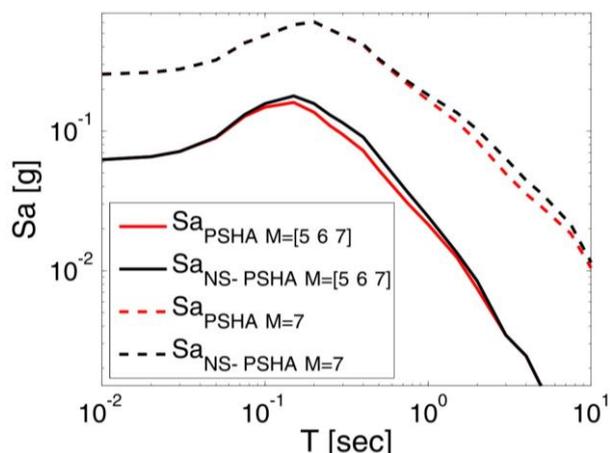


Figura 5. Spettri a pericolosità uniforme nel caso di diverse magnitudo e di magnitudo caratteristica (caso SS).

In Figura 6 sono riportati gli incrementi percentuali derivanti dalla NS-PSHA rispetto alla PSHA per il caso di magnitudo caratteristica. Il periodo in corrispondenza del quale si registra il massimo di tali incrementi è direttamente correlato con la dipendenza funzionale del T_p dalla magnitudo dell'evento. Infatti, condizionando al valore di magnitudo 7, la mediana della distribuzione dei T_p si ha in corrispondenza di 3.67 sec. Inoltre, l'incremento di pericolosità massimo pari al 30% rispetto al caso di PSHA ordinaria, rappresenta un primo risultato per ritenere non trascurabili gli effetti di rottura direttiva.

Anche in riferimento all'esempio a tre magnitudo, gli incrementi registrati (qui non diagrammati) sono prevedibili, almeno in prima approssimazione, considerando la prevalenza di eventi di magnitudo 5 insieme con la relazione tra periodo di impulso e magnitudo. Infatti, (i) gli incrementi registrati diventano del tutto trascurabili per periodi maggiori di 3 sec poiché essendo lineare la regressione del T_p nel piano dei logaritmi, la dispersione dei periodi di impulso attesi in scala lineare aumenta al crescere della magnitudo; (ii) il valore massimo degli incrementi corrisponde ad un periodo circa pari a 0.5 sec che ben approssima la mediana della distribuzione dei T_p per M 5; infine (iii) gli incrementi massimi sono dell'ordine del 25% in quanto a magnitudo minori si associano rotture

più piccole che, distribuendosi uniformemente sull'intera faglia saranno spesso troppo distanti dal sito per produrre effetti direttivi. A tal proposito è utile ricordare che il modello di occorrenza dell'impulso fornisce valori di probabilità nulli per $R > 30$ ed $s > 40^2$. Alla luce di tale considerazione risulta evidente la forte influenza della dimensione della faglia sui tutti risultati ottenuti ed è quindi utile sottolineare che la quantificazione degli incrementi di pericolosità dovuti agli effetti direttivi non può direttamente essere estesa a casi più generali.

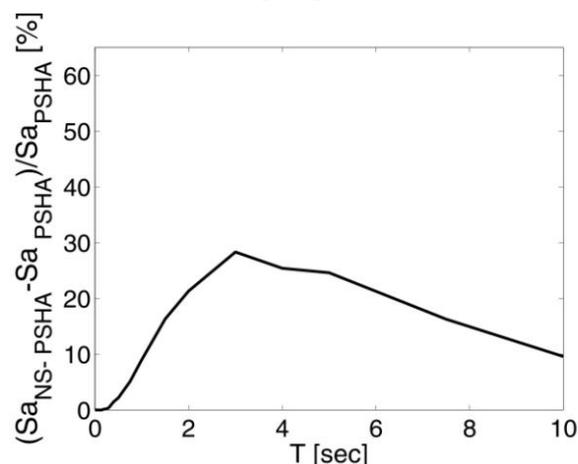


Figura 6. Incrementi percentuali dovuti alla NS-PSHA nel caso di magnitudo caratteristica.

4 DISAGGREGAZIONE

La disaggregazione è una procedura complementare e successiva alla PSHA (McGuire 1995; Bazzurro e Cornell, 1999) che permette di calcolare la distribuzione dei contributi alla pericolosità (in termini di occorrenza o superamento di un determinato valore di intensità del moto sismico) di magnitudo, distanza, e qualsiasi altra variabile utilizzata nella PSHA. In analogia al caso della pericolosità, il parametro di intensità cui si farà riferimento nel seguito è il valore dell'accelerazione spettrale per un fissato periodo di vibrazione (S_a^*).

In condizioni di campo vicino, dove i criteri di definizione degli scenari di progetto non sono ancora consolidati, l'analisi di disaggregazione ordinaria può essere anch'essa modificata conseguentemente a quanto visto per l'analisi di pericolosità.

La distribuzione di M , del vettore \underline{Z} e della ϵ (numero di deviazioni standard di cui il valore registrato della misura di intensità sismica si

² Il limite sul parametro s deriva dalla distribuzione di dati nel database analizzato in Iervolino e Cornell (2008).

discosta dal valore atteso tramite GMPE), condizionatamente al superamento di un certo livello di S_a^* , si può scrivere come:

$$f(m, z, \varepsilon | S_a > S_a^*) = \frac{\nu \cdot P[S_a > S_a^* | m, z, \varepsilon] \cdot f(m, z, \varepsilon)}{\lambda_{S_a^*}} \quad (6)$$

nella quale $P[S_a > S_a^* | m, z, \varepsilon]$ è la probabilità di superare S_a^* dati M , ε e Z ; $f(m, z, \varepsilon)$ è la distribuzione congiunta delle variabili

$$f(m, z, \varepsilon | S_a > S_a^*) = \frac{\nu \cdot P[S_a > S_a^* | Pulse, m, z, \varepsilon] \cdot P[Pulse | m, z, \varepsilon] \cdot f(m, z, \varepsilon)}{\lambda_{S_a^*}} + \frac{\nu \cdot I[S_a > S_a^* | NoPulse, m, z, \varepsilon] \cdot P[NoPulse | m, z, \varepsilon] \cdot f(m, z, \varepsilon)}{\lambda_{S_a^*}} \quad (7)$$

dove I è una funzione indicatrice pari a uno se $S_a > S_a^*$ e zero altrimenti. Nel primo addendo, il termine corrispondente non è rappresentato da un'analogia funzione indicatrice non essendo esplicitamente indicata la variabile T_p . Infatti, condizionando all'occorrenza dell'impulso, ad un valore di magnitudo, ad un set di parametri geometrici, ed a un valore di ε , il superamento di S_a^* dipende ancora dalla distribuzione del T_p condizionata alle suddette grandezze (solo M in realtà come discusso sopra).

Nel disaggregare la pericolosità in termini di T_p , si nota che tale caso ha senso solo nell'ipotesi di occorrenza dell'impulso e l'espressione analitica corrispondente è la seguente:

$$f(t_p | S_a > S_a^*, Pulse) = \frac{\nu \cdot P(S_a > S_a^* | t_p, Pulse) \cdot f(t_p | Pulse)}{\lambda_{S_a^* | Pulse}} \quad (8)$$

Si può anche calcolare la disaggregazione in termini di occorrenza dell'impulso attraverso la seguente Equazione (9) che può essere utilizzata per sapere quante volte il superamento di S_a^* è dovuto a fenomeni impulsivi:

$$P[Pulse | S_a > S_a^*] = \frac{\nu \cdot P[S_a > S_a^* | Pulse] \cdot P[Pulse]}{\lambda_{S_a^*}} \quad (9)$$

4.1 Applicazione numerica dell'analisi di disaggregazione

Applicando l'analisi di disaggregazione ai risultati di pericolosità nel caso SS con diverse magnitudo, si sono ricavate alcune delle possibili distribuzioni di disaggregazione tutte riferite all'ordinata spettrale di 1 sec.

In primo luogo, in Figura 7 è riportato il contributo alla pericolosità delle variabili magnitudo e distanza condizionate all'occorrenza (a) o all'assenza (b) dell'impulso.

Come atteso dai limiti di definizione del modello di occorrenza dell'impulso, la

considerate; $\lambda_{S_a^*}$ è il risultato della analisi di pericolosità per $S_a = S_a^*$.

Dalla Equazione (6), l'applicazione del teorema delle probabilità totali permette di introdurre esplicitamente l'occorrenza e l'assenza dell'impulso ottenendo l'Equazione 7:

disaggregazione nel caso impulsivo fornisce valori non nulli solo per $R < 30$ km. Al contrario, nell'ipotesi di assenza di impulso, rotture più distanti di 30km presentano contributi non trascurabili (il grafico è troncato per distanze superiori a 50 km) e il contributo marginale di $M 6$ è confrontabile con quello di $M 5$.

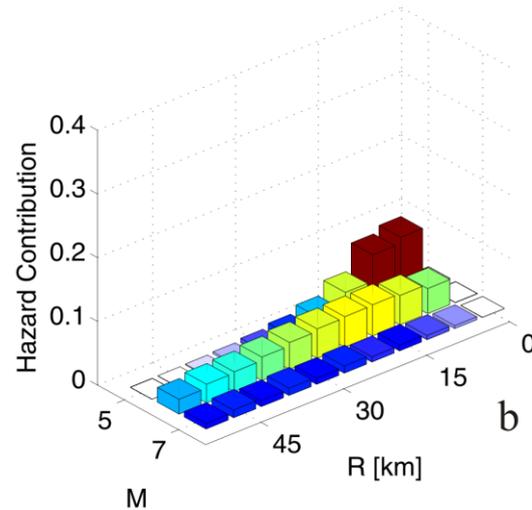
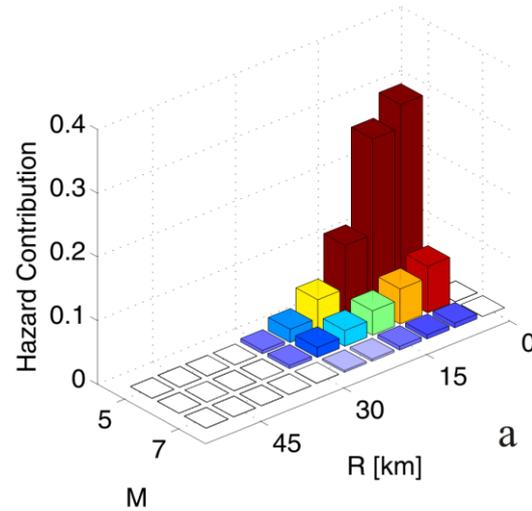


Figura 7. Disaggregazione della pericolosità per periodo spettrale di 1 sec in termini di magnitudo e distanza e condizionate all'occorrenza (a) o assenza (b) dell'impulso.

In Figura 8 è riportata la disaggregazione del T_p così come ottenuta dalla Equazione 8 e riferita al periodo spettrale di 1 s. Tale disaggregazione suggerisce che il periodo di impulso che maggiormente contribuisce al superamento di S_a^* è circa pari a 0.5 sec in modo coerente con quanto discusso nella Sezione 3.

Infine è possibile calcolare anche il contributo alla pericolosità del fenomeno della direttività utilizzando l'Equazione 9. Il risultato ottenuto per lo stesso periodo spettrale fino ad ora considerato è il 42% (nel caso di magnitudo caratteristica è 46%).

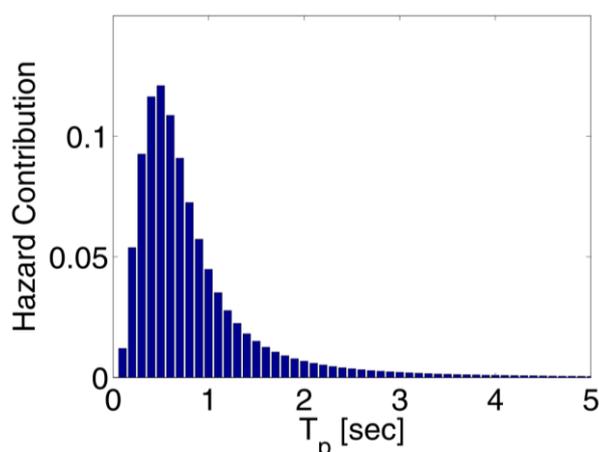


Figura 8. Disaggregazione della pericolosità per periodo spettrale di 1 sec in termini periodo di impulso T_p .

5 SCENARI DI PROGETTO

Lo spettro a pericolosità uniforme è il risultato più immediato della PSHA ed è oggi utilizzato dalle norme sismiche più avanzate come ad esempio quelle italiane (CS.LL.PP., 2008). Esso presenta comunque un limite che deriva proprio dal fatto di non tenere conto della dipendenza stocastica tra le diverse ordinate spettrali. Inoltre, esso rappresenta una sorta di involuppo di diversi scenari sismici risultando non rappresentativo di alcun terremoto specifico.

Il problema è già noto ed è stato studiato, in riferimento ai casi di PSHA, da (Baker and Cornell, 2006) che hanno anche proposto una possibile alternativa basata su alcuni studi degli scorsi decenni: lo *spettro medio condizionato considerando ε* (CMS- ε). In tale spettro solo un punto (quello in corrispondenza del periodo di oscillazione di interesse) deriva direttamente dalla PSHA, mentre tutte le altre ordinate si ricavano dalla disaggregazione per il periodo considerato e sono calcolate introducendo un coefficiente di correlazione con l'ordinata spettrale di partenza.

I limiti dello UHS appaiono ancor più evidenti nel caso di siti vicino alla sorgente poiché i diversi scenari di cui rappresenta l'involuppo comprendono casi di presenza di impulsi (peraltro con periodo T_p affetti da una significativa variabilità) e casi non-impulsivi. Di conseguenza, l'incremento delle ordinate spettrali dovuto agli impulsi viene distribuito su un ampio intervallo di periodi di fatto perdendo la forma spettrale peculiare, con probabili influenze significative anche rispetto alla risposta non lineare associata.

L'utilizzo del CMS- ε sembra però essere non ottimale nel caso NS sia perché non sono attualmente disponibili coefficienti di correlazione delle ordinate spettrali tarati su segnali impulsivi e sia perché, rimanendo coerenti con la procedura di NS-PSHA identificata in questo lavoro, l'identificazione della variabile T_p rispetto alla quale modificare la GMPE non risulta immediata. Infine la ε non sembra essere indicata quale parametro utile per la stima della risposta strutturale nel caso di terremoti impulsivi secondo Tothong e Luco (2007).

Una possibilità alternativa può essere ricavare due spettri di progetto che rispecchino rispettivamente uno scenario ordinario (in cui non si verifica alcun effetto direttivo) ed uno scenario impulsivo, ottenuto applicando il fattore correttivo della GMPE in Equazione (5).

In questo approccio, la probabilità marginale di occorrenza dell'impulso, $P[Pulse | S_a > S_a^*]$, (ed il suo termine complementare ad uno) potrebbero fornire una prima indicazione riguardo al peso da dare ai risultati delle analisi strutturali relative a ciascuno spettro.

5.1 Scenario impulsivo

Nell'ipotesi che modificare una GMPE ordinaria sia una procedura sufficiente per tener conto delle caratteristiche dei segnali impulsivi, o analogamente, che il coefficiente correttivo sia adatto a stimare la correlazione delle ordinate spettrali nell'intervallo di periodi in cui è contenuto l'impulso, lo spettro da utilizzare per lo scenario impulsivo può essere calcolato dal valore mediano della GMPE modificata. I valori di magnitudo e distanza da utilizzare, in analogia con il CMS- ε , possono essere calcati come medie (o altre statistiche) delle distribuzione di disaggregazione al periodo di interesse e

nell'ipotesi di occorrenza dell'impulso $f(m, r | S_a > S_a^*, Pulse)$ ottenendo $\{M_{p,\mu}, R_{p,\mu}\}$:

Per quanto riguarda la definizione del valore del T_p intorno al quale modificare la GMPE, una possibilità è proceder in analogia a quanto fatto per M ed R, ed utilizzare la media della sua distribuzione marginale calcolata tramite disaggregazione per T^* nell'ipotesi di occorrenza dell'impulso $f(t_p | S_a > S_a^*, Pulse)$ ovvero $T_{p,\mu}$:

Infine, lo spettro così ottenuto può essere scalato imponendo l'uguaglianza del valore previsto al valore di accelerazione, S_a^* , ottenuto tramite NS-PSHA.

5.2 Scenario numerica degli scenari di progetto

In questo caso, lo spettro di risposta associato presenta le caratteristiche dei segnali ordinari; sono quindi utilizzabili tutte le procedure utilizzate nella pericolosità classica i.e. UHS, CME- ϵ , ecc. Solo per consistenza con quanto proposto nel caso impulsivo, negli esempi successivi si procederà (i) calcolando i valori medi delle disaggregazione di magnitudo e distanza in assenza di impulso $f(m, r | S_a > S_a^*, NoPulse)$ e ottenendo il vettore $\{M_{np,\mu}, R_{np,\mu}\}$, (ii) definendo uno spettro mediano tramite GMPE ordinaria calcolata per $\{M_{np,\mu}, R_{np,\mu}\}$, considerando ϵ costanti e (iii) scalando l'intero spettro così ottenuto in modo da imporre il passaggio per S_a^* .

5.3 Applicazione al caso SS

Utilizzando i risultati di pericolosità dell'esempio a tre magnitudo, sono stati calcolati i valori medi di tutte le distribuzioni di disaggregazione necessarie per applicare la procedura descritta nelle due precedenti sezioni. Il periodo spettrale considerato è $T^* = 1$ s, ed i risultati sono riassunti nella seguente tabella:

Tabella 1. Valori medi di disaggregazione.

T=1s					
$\bar{M}_{p,\mu}$	$\bar{R}_{p,\mu}$	$P[Pulse S_a > S_a^*]$	$\bar{M}_{np,\mu}$	$\bar{R}_{np,\mu}$	$P[NoPulse S_a > S_a^*]$
5.3	10.5	0.42	5.9	37.0	0.58

Gli spettri così ottenuti sono riportati in Figura 9a e 9b in termini di accelerazioni e spostamenti

In particolare, in ciascuno dei grafici lo spettro a pericolosità uniforme calcolato tramite NS-PSHA (UHS_{NS-PSHA}) è confrontato con lo spettro rappresentativo dello scenario impulsivo ($S_{a,p}$), lo spettro relativo allo scenario non impulsivo ($S_{a,np}$) ed anche uno spettro calcolato dalla GMPE ordinaria, utilizzando i parametri di magnitudo e distanza da disaggregazione impulsiva $\{M_{p,\mu}, R_{p,\mu}\}$, e scalato alla stessa accelerazione di picco al suolo ($PGA = S_{a,p}(T=0)$) dello spettro $S_{a,p}$. Tale spettro è stato introdotto solo per evidenziare la diversa forma spettrale derivante dal fattore correttivo della GMPE.

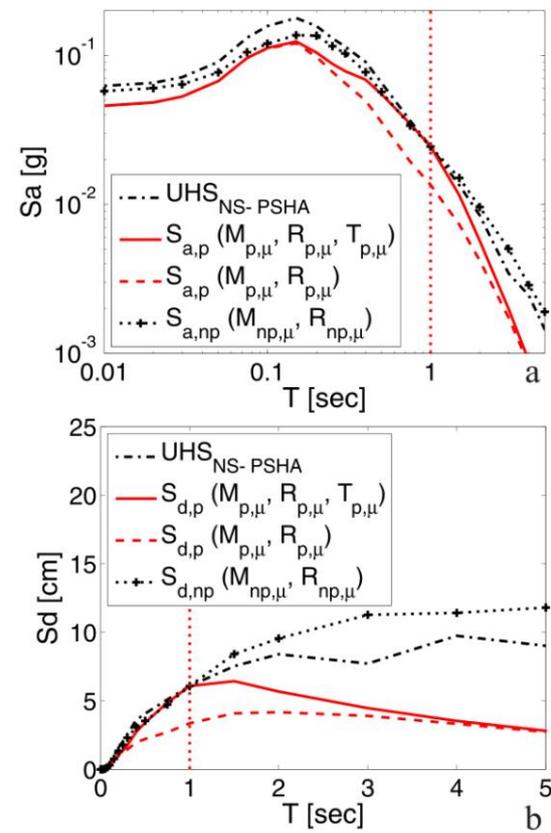


Figura 9. Spettri a pericolosità uniforme ed alternative progettuali proposte in termini di accelerazioni (a) e spostamenti (b).

Si noti che gli spettri rappresentativi dei due scenari sono calcolati per distanze e magnitudo significativamente diverse (Tabella 1) e rappresentano quindi terremoti diversi.

Per una analisi degli effetti della distinzione effettuata resta necessario studiare il comportamento non lineare associato a tali spettri (che era fuori dagli obiettivi del presente studio) quali ad esempio l'effetto di tali ipotesi sulla selezione dell'input sismico per analisi strutturali.

6 CONCLUSIONI

Nello studio presentato si è analizzata una procedura per tener conto dei fenomeni di direttività nella valutazione probabilistica della pericolosità sismica discutendo tutti gli strumenti ed i modelli necessari.

Si sono poi illustrati due casi applicativi preliminari caratterizzati da singole faglie e da meccanismo di rottura strike-slip. Sebbene il verificarsi di fenomeni direttivi ha influenza significativa anche sulla risposta non lineare delle strutture, ci si è qui soffermati solo sulle variazioni registrate in campo lineare studiando gli spettri di risposta ottenuti dalle analisi di pericolosità modificata per il campo vicino e confrontandoli con quelli derivanti da analisi di tipo classico. Si è così evidenziato che, nel caso più gravoso, l'analisi modificata conduce ad incrementi massimi delle ordinate spettrali dell'ordine del 30% rispetto al calcolo classico, sebbene tale risultato sia fortemente dipendente dalle ipotesi di modellazione della faglie e delle possibili rotture su di essa. Il periodo di vibrazione in corrispondenza del quale si ottiene l'incremento massimo dipende fortemente dalle magnitudo generate dalla faglia così come l'intervallo di periodi entro cui gli effetti direttivi sono significativi.

Anche l'analisi di disaggregazione è stata discussa in relazione al caso di campo vicino e si sono evidenziati i contributi alla pericolosità delle variabili che non sono normalmente considerate nelle applicazioni ordinarie.

Sulla base di tali risultati, ed in conseguenza dei limiti già noti degli spettri a pericolosità uniforme, è stata preliminarmente esplorata una procedura per il calcolo di spettri che riflettano lo scenario impulsivo a partire dai risultati della analisi di pericolosità.

RINGRAZIMENTI

Lo studio presentato fa parte delle attività del progetto di ricerca della "Rete dei Laboratori Universitari di Ingegneria Sismica – ReLUIS" fondato dal "Dipartimento della Protezione Civile" (2010-2013).

BIBLIOGRAFIA

Baker, J.W., Cornell, C.A., 2006. Spectral Shape, Epsilon and Record Selection, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, **35**(9), 1077-1095.

- Baker, J.W., 2008. Identification of Near-Fault Velocity and Prediction of Resulting Response Spectra, *Geotechnical Earthquake Engineering and Structural Dynamics IV*, Sacramento, CA. [Available at [http://www.stanford.edu/~bakerjw/Documents/Baker%20\(2008\)%20Pulse%20ID,%20GEEESD%20for%20distri%20tion.pdf](http://www.stanford.edu/~bakerjw/Documents/Baker%20(2008)%20Pulse%20ID,%20GEEESD%20for%20distri%20tion.pdf), last accessed 2009 august the 2nd].
- Bazzurro, P., Cornell, C.A., 1999. Disaggregation of Seismic Hazard, *Bulletin of Seismological Society of America*, **89**, 501–520.
- Boore, D.M., Atkinson, G.M., 2008. Ground-Motion Prediction Equations for the Average Horizontal Component of PGA, PGV and 5%-Damped PSA at Spectral Period between 0.01s and 10.0 s, *Earthquake Spectra*, **24**(1), 99-138.
- 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.
- CS.LL.PP., 2008. DM 14 gennaio 2008 Norme Tecniche per le Costruzioni, *Gazzetta Ufficiale della Repubblica Italiana*, **29**.
- Gutenberg, B., C.R. Richter, 1944. Frequency of Earthquakes in California, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **34**, 185–188.
- Iervolino, I., Cornell, C.A., 2008. Probability of Occurrence of Velocity Pulses in Near-Source Ground Motions, *Bulletin of Seismological Society of America*, **98**(5), 2262-2277.
- McGuire, R.K., 1995. Probabilistic Seismic Hazard Analysis and Design Earthquakes: Closing the Loop. *Bulletin of Seismological Society of America*, **85**, 1275–1284.
- McGuire, R.K., 2004. *Seismic Hazard and Risk Analysis*, Earthquake Engineering Research Institute, MNO-10, 240 p.
- Shahi, S., and Baker, J. W., 2011. An empirically calibrated framework for including the effects of near-fault directivity in probabilistic seismic hazard analysis, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **101**(2), in press.
- Somerville, P.G., 2003. Magnitude scaling of the near fault rupture directivity pulse, *Physics of the earth and planetary interiors*, **137**, 201-212.
- Somerville, P. G., Smith, N. F., Graves, R.W., Abrahamson, N.A., 1997. Modification of Empirical Strong Motion Attenuation Relations to Include the Amplitude and Duration Effect of Rupture Directivity, *Seismological Research Letters*, **68**(1), 199-122.
- Tang, Y, Zhang, J., 2010. Response spectrum-oriented pulse identification and magnitude scaling of forward directivity pulses in near-fault ground motions. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, doi:10.1016.
- Tothong, P., Cornell, C.A., Baker, J.W., 2007. Explicit Directivity-Pulse Inclusion in Probabilistic Seismic Hazard Analysis, *Earthquake Spectra*, **23**, 867-891.
- Tothong, P., Luco, N., (2007). Probabilistic Seismic Demand Analysis Using Advanced Ground Motion Intensity Measures, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics*, **36**:1837–1860.
- Wells, D.L., Coppersmith, K.J., 1994. New Empirical Relationships among Magnitude, Rupture Length, Rupture Width, Rupture Area, and Surface Displacement, *Bulletin of Seismological Society of America*, **87**(4), 974-1002.