

# Ottimizzazione delle soglie di allarme sulla base della perdita attesa per Sistemi di Early Warning Sismico

Iunio Iervolino, Gaetano Manfredi

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

Massimiliano Giorgio

Dipartimento di Ingegneria Aerospaziale e Meccanica, Seconda Università di Napoli, Via Roma 29, 81031 – Aversa (CE).

*Keywords: Earthquake Early Warning; Real-Time Seismology; Performance Based Earthquake Engineering.*

## ABSTRACT:

I Sistemi di Early Warning Sismico possono essere una soluzione conveniente per la riduzione, in tempo reale, del rischio derivante da eventi sismici. Ciò è fondamentalmente consentito dalla Real-Time Seismology, la quale consiste di procedure che permettono di stimare le caratteristiche del terremoto in atto, quali magnitudo e distanza, sulla base di informazioni raccolte analizzando le onde sismiche prima che queste raggiungano i siti a rischio. Infatti, anche quando le distanze sito-sorgente sono troppo ridotte per consentire la tempestiva evacuazione delle zone a rischio, le informazioni fornite dal Sistema di Early Warning possono essere utilizzate per l'attivazione automatica di misure che riducano istantaneamente la vulnerabilità o l'esposizione di strutture di interesse.

Attraverso la Real-Time Seismology, prima che lo scuotimento raggiunga un sito di interesse, è possibile ricalcolare l'hazard, o anche prevedere la risposta sismica della struttura e la perdita attesa conseguente alla attuazione di possibili azioni mitigatrici, in totale analogia con il Performance Based Earthquake Engineering. In questo lavoro è presentata una applicazione illustrativa relativa al caso di una aula scolastica equipaggiata con un dispositivo per la diffusione dell'allarme. Nell'esempio si è considerato che i possibili danni legati ad un evento sismico siano: il collasso dell'intera struttura o il ferimento degli occupanti a seguito del collasso di elementi non strutturali. L'azione di mitigazione che è intrapresa in caso di allarme consiste nel far rifugiare gli occupanti dell'aula al di sotto del proprio banco. L'approccio è interamente probabilistico e consente di calcolare la perdita attesa in funzione delle informazioni fornite dal sistema di Early Warning sia nel caso in cui sia lanciato l'allarme (i.e. si intraprende l'azione mitigatrice) sia nel caso in cui l'allarme non viene lanciato. La procedura proposta permette così di individuare, per ogni specifico set di informazioni fornite dal sistema di Early Warning, l'azione che è più conveniente attuare (i.e. quella che minimizza la perdita attesa) e definire di conseguenza le soglie ottimali di allarme.

## 1 INTRODUZIONE

Allo stato dell'arte, i Sistemi di Early Warning Sismico (SEWS) si possono dividere in *specifici* e *regionali*. I sistemi specifici sono costituiti da una rete di strumenti sismici posta attorno alla struttura da proteggere. La rete, che funziona come una barriera, quando rileva l'arrivo di onde sismiche di una certa intensità trasmette il segnale di allarme alla struttura che viene messa in sicurezza prima che lo scuotimento la raggiunga. Ad esempio, nel caso il sistema di EWS sia a protezione di un impianto pericoloso, come una centrale nucleare, l'azione conseguente l'allarme tipicamente è la disattivazione dell'impianto. I sistemi regionali, invece, sono costituiti da una rete sismica disposta a copertura di una

zona sismogenetica, come esemplificato in Figura 1 per il SEWS Campano (Zollo et al., 2007).

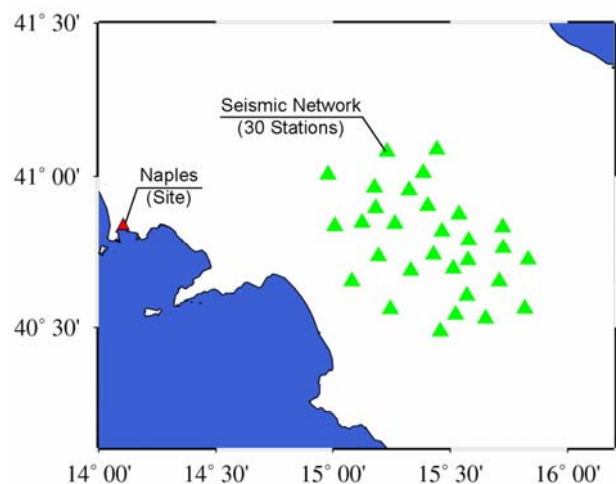


Figura 1. Rete sismica del sistema campano localizzata nella zona sismogenetica irpina

Tali sistemi sono tipicamente utilizzati per rendere più efficiente la gestione dell'emergenza nel post-evento. Un compito di tali sistemi, ad esempio, è la generazione di *shakemaps* (Wald et al., 1999a). I sistemi regionali, quindi, operano in tempo *quasi* reale e cioè appena dopo il terremoto, mentre quelli specifici subito prima che questo raggiunga la struttura da proteggere.

Una questione di grande attualità riguarda la possibilità di utilizzare reti regionali per applicazioni specifiche, ovvero usare una singola rete sismica per proteggere molteplici strutture critiche situate a distanze non trascurabili rispetto a quella sito-sorgente. Naturalmente ciò permetterebbe di effettuare un forte passo in avanti nello sviluppo di sistemi di EWS.

L'applicazione *ibrida* (Figura 2) del warning specifico e regionale è favorita dai recenti sviluppi della Real-Time Seismology. Infatti, negli ultimi anni, la comunità sismologica ha sviluppato una serie di metodi atti alla stima della magnitudo di un evento, che si basano su informazioni portate dalle onde di tipo P. Allo stesso modo la localizzazione rapida dell'ipocentro dell'evento si può effettuare a partire dalla sequenza con la quale i sensori della rete cominciano a rilevare le onde P (Satriano et al., 2007). E' quindi possibile assumere che stime in tempo reale di magnitudo e distanza siano disponibili già pochi secondi dopo che l'evento pericoloso si è generato e che sia possibile quantificarne l'incertezza di stima. Queste informazioni possono essere usate per la progettazione di applicazioni di ingegneria sismica. Infatti, come mostrato nel seguito, a partire dalle stime in tempo reale delle caratteristiche principali dell'evento sismico, non solo è possibile effettuare previsioni dei parametri di picco o integrali del moto al suolo, ma anche, definita una struttura di interesse, stimare le perdite attese nel caso in cui si lanci un allarme (e di conseguenza si intraprendano azioni di messa in sicurezza) o meno. Confrontando l'effetto atteso prodotto dalle diverse azioni mitigatrici, che è possibile intraprendere, si riesce ad individuare l'azione "economicamente" più vantaggiosa (i.e. quella che minimizza la perdita attesa).

In virtù delle proprietà statistiche degli strumenti decisionali utilizzati in questo lavoro, è stato possibile definire indicatori di rischio combinando, in maniera elementare, i dati raccolti in tempo reale dalla rete del sistema EWS. Per calibrare le soglie ottime di allarme è stato sufficiente effettuare il computo off-line delle perdite attese al variare dei valori assunti da tali indicatori così da individuare le regioni dello spazio degli indicatori per i quali risulta conveniente, o almeno non controproducente, intraprendere l'azione mitigatrice.

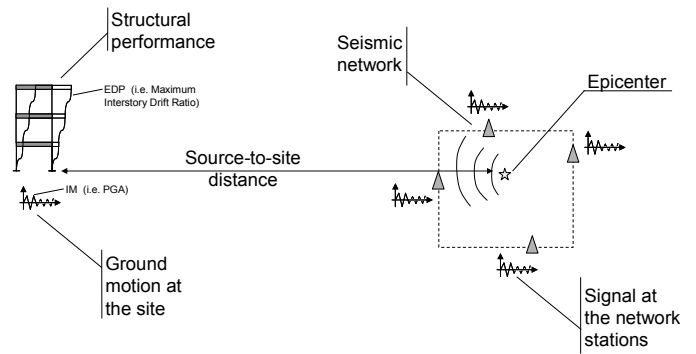


Figura 2. SEWS regionali per applicazioni a strutture specifiche

Impiegare la procedura proposta, nel quadro applicativo dell'ingegneria sismica, corrisponde ad estendere ad applicazioni real-time tutta la procedura sviluppata nell'ambito Performance Based Earthquake Engineering (Cornell e Krawinkler, 2000); ciò consente di valutare la fattibilità e progettare il funzionamento di un sistema di questo tipo su una base consistente e completamente quantitativa. Infatti, per i sistemi ibridi progettati con questo spirito è possibile fissare le soglie di allarme sulla base di un approccio basato sulla stima delle conseguenze.

Questi aspetti sono illustrati attraverso anche un semplice esempio che si riferisce alla protezione di un'aula scolastica attraverso un SEWS di tipo ibrido.

## 2 STIMA RAPIDA DEL RISCHIO SISMICO PER SISTEMI DI EW

### 2.1 Approccio classico alla valutazione del rischio sismico

L'approccio classico alla valutazione del rischio sismico, per un'assegnata struttura di interesse, si basa sulla stima della perdita media annua:

$$E[L] = \lambda \int_L l f(l) dl \quad (1)$$

A partire da questa espressione, esplicitata la dipendenza della perdita  $l$  da  $M$  e  $R$  (teorema delle probabilità totali) si ricava la seguente relazione:

$$E[L] = \lambda \int \int \int \int \int \int l f(l|dm) f(dm|edp) f(edp|im) \times f(im|m, r) f(m) f(r) dL dDM dEDP dIM dM dR \quad (2)$$

nella quale,  $\lambda$  è la frequenza annua di occorrenza di un evento sismico in un certo intervallo di magnitudo;  $f(l|dm)$  è la funzione densità di probabilità (PDF) della perdita ( $L$ ), condizionata alla presenza/assenza di danni strutturali, informazione portata in dote dal vettore  $DM$ ;  $f(dm|edp)$  è la PDF con-

giunta del danno, condizionata ad un vettore di misure della risposta sismica (Engineering Demand Parameters,  $EDP$ ) degli elementi strutturali e non;  $f(\underline{edp}|\underline{im})$  è la congiunta del vettore degli EDP condizionata ad un vettore di misure di intensità dello scuotimento ( $IM$ );  $f(\underline{im}|m,r)$  è la distribuzione delle  $IM$  condizionata a magnitudo e distanza dell'evento e, nel caso di una misura scalare di intensità, può essere rappresentata da una *legge di attenuazione* ordinaria; infine  $f(m)$  e  $f(r)$ , PDF di magnitudo e distanza rispettivamente, sono leggi di probabilità che esprimono la sismicità della zona in cui è situata la struttura di interesse. Generalmente  $f(m)$  deriva dalla relazione di Gutenberg-Richter per il territorio in questione e  $f(r)$  dipende dalla conoscenza del sistema di faglie.

## 2.2 Valutazione del rischio sismico nel caso si sistemi di EW

Nel caso di un sistema di EWS la valutazione del rischio sismico può essere effettuata utilizzando le seguenti informazioni aggiuntive, che permettono non solo di effettuare stime migliori della perdita attesa ma anche di decidere in tempo reale circa la convenienza o meno di lanciare l'allarme:

- Per il solo fatto che le stazioni registrano un segnale è possibile assumere che è in atto un evento di magnitudo  $\geq 4$  (per le caratteristiche della rete di sensori).
- Utilizzando le informazioni acquisite dalla rete sismica, attraverso i metodi sviluppati nell'ambito della RTS, si possono effettuare stime di M e di R (si veda dettagli nel par. 4) migliori di quelle basate sui soli dati storici. Tali stime risulteranno, infatti, anche specifiche per l'evento essendo basate anche sui dati forniti dal sistema EWS.
- Ad evento in atto, l'esistenza di un SEWS offre la possibilità di produrre, in pochi secondi, stime delle perdite attese rispettivamente in presenza ed assenza di allarme. Allo scopo sarà sufficiente definire due funzioni perdita:  $f^w(l|\underline{dm})$  che modella la distribuzione della perdita in caso di allarme e  $f^{\bar{w}}(l|\underline{dm})$  che modella la distribuzione della perdita subita nel caso in cui l'allarme non è lanciato.

Tutte queste informazioni permettono di riscrivere l'Eq. (2) come segue:

$$E[L|\underline{\tau},\underline{s}] = \int \int \int \int_{L \underline{DM} \underline{EDP} \underline{IM}} l f(l|\underline{dm}) f(\underline{dm}|\underline{edp}) f(\underline{edp}|\underline{im}) \times f(\underline{im}|\underline{\tau},\underline{s}) dL d\underline{DM} d\underline{EDP} d\underline{IM} \quad (3)$$

dove:

$$f(\underline{im}|\underline{\tau},\underline{s}) = \int \int_M R f(\underline{im}|m,r) f(m|\underline{\tau}) f(r|\underline{s}) dM dR \quad (4)$$

è la funzione di pericolosità real-time;  $f(m|\underline{\tau})$  e  $f(r|\underline{s})$  sono le stime delle distribuzioni di M e R, ottenute combinando i dati storici [i.e.  $f(m)$  e  $f(r)$ ] e le informazioni, indicate rispettivamente con  $\underline{\tau}$  ed  $\underline{s}$ , fornite dalla rete sismica in real-time.

Per stimare la perdita attesa nel caso di allarme,  $E^w[L|\underline{\tau},\underline{s}]$  [e in caso di non allarme,  $E^{\bar{w}}[L|\underline{\tau},\underline{s}]$ ] è sufficiente porre nella (3)  $f(l|\underline{dm}) = f^w(l|\underline{dm})$  [ $f(l|\underline{dm}) = f^{\bar{w}}(l|\underline{dm})$ ]. La possibilità di stimare le perdite attese prima che il terremoto colpisca il sito di interesse, permette di decidere di allarmare se ciò comporta la minore perdita e non allarmare altrimenti, Eq. (5).

$$Ottimo: \begin{cases} \text{allarmare se} & E^w[L|\underline{\tau},\underline{s}] \leq E^{\bar{w}}[L|\underline{\tau},\underline{s}] \\ \text{non allarmare se} & E^w[L|\underline{\tau},\underline{s}] > E^{\bar{w}}[L|\underline{\tau},\underline{s}] \end{cases} \quad (5)$$

Nel seguito, attraverso un esempio, è mostrato come sia possibile calcolare le perdite attese off-line attraverso l'equazione (3) per una data struttura e come i risultati ottenuti possano essere usati per automatizzare i sistemi di EWS, in maniera tale da garantire che la decisione ottima venga prodotta in maniera tempestiva.

## 3 STIMA DI M ED R IN TEMPO REALE ED ANALISI DI PERICOLOSITÀ SISMICA

La metodologia proposta usa le stime di M e R prodotte in tempo reale, per effettuare previsione del moto al suolo nel sito di interesse. Base della procedura utilizzata per la stima di M è la relazione tra la magnitudo e un parametro chiamato  $\tau$  (misurato sui primi secondi del segnale di tipo P), proposta da Allen e Kanamori (2003).

Per la stima R si è invece considerato l'algoritmo proposto in Satriano et al (2007) che permette di determinare le coordinate ipocentrali del terremoto sulla sola base della sequenza temporale ( $\underline{s}$ ) secondo la quale le stazioni della rete sismica cominciano a rilevare il segnale. In estrema sintesi il risultato prodotto si può considerare un'estensione al caso real-

time dell'analisi probabilistica dell'hazard sismico (Cornell, 1968), ovvero un'analisi di pericolosità condizionata (in senso probabilistico) alle informazioni raccolte dal SEWS in real-time. La metodologia è descritta brevemente nel seguito, maggiori dettagli si trovano in (Iervolino et al., 2006a).

Assumendo che ad un dato istante  $t$  dall'origine del terremoto la rete sismica possa fornire un vettore delle misure degli strumenti sismici  $\underline{\tau} = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_v\}$ , dove  $v$  è il numero di strumenti le cui misure di interesse sono disponibili all'istante  $t$ , il primo passo della procedura consiste nell'utilizzare  $\underline{\tau}$  per formulare la densità di probabilità (PDF) di  $M$  che, essendo strettamente condizionata a  $\underline{\tau}$ , sarà indicata come  $f(m|\underline{\tau})$ ; similmente, la PDF di  $R$ , che in accordo con il metodo di localizzazione considerato dipende solo dalla sequenza temporale secondo la quale le stazioni hanno avvertito il sisma, sarà indicata come  $f(r|\underline{s})$ , dove  $\underline{s} = \{s_1, s_2, \dots, s_v\}$  è tale sequenza. Quindi è possibile computare la distribuzione probabilistica (o curva di hazard) di una misura di intensità del moto al suolo al sito in esame, es. PGA, secondo l'Eq. (4) come nella classica analisi di pericolosità.

Per la stima della magnitudo sulla base dei dati provenienti dalla rete al dato istante ci si riferisce al metodo sviluppato da Allen e Kanamori (2003) che fornisce un modello di regressione della magnitudo su  $\tau_{P,\max}$  dell'evento per la rete TriNet in California, dove con  $\tau_{P,\max}$  (semplicemente  $\tau$  di seguito) si è indicato periodo predominante dei primi 4 secondi delle onde P misurato sul segnale velocimetrico. A partire da questa relazione, ottenuta per via empirica, si è ricavata la distribuzione di  $\tau$  condizionata alla magnitudo dell'evento,  $f(\tau|m)$ , assunta lognormale. Utilizzando tali distribuzioni è stata prodotta la seguente "stima" bayesiana (Berger, 1985) della PDF della magnitudo,  $f(m|\underline{\tau})$  condizionata al vettore di letture  $\underline{\tau}$ :

$$f(m|\underline{\tau}) = \frac{f(m) \prod_{i=1}^v f(\tau_i|m)}{\int_{M_{MIN}}^{M_{MAX}} f(m) \prod_{i=1}^v f(\tau_i|m) dM} \quad (6)$$

In ambito bayesiano,  $f(m)$ , che nel caso esaminato è la legge di Gutenberg-Richter per la regione di interesse:

$$f(m) : \begin{cases} \frac{\beta e^{-\beta m}}{e^{-\beta M_{\min}} - e^{-\beta M_{\max}}} & M_{\min} \leq m \leq M_{\max} \\ 0 & m \notin [M_{\min}, M_{\max}] \end{cases} \quad (7)$$

è detta distribuzione a priori, mentre la  $f(m|\underline{\tau})$  è detta *a-posteriori*, distribuzione che per sua natura porta in dote tutte le informazioni disponibili.

Si sottolinea che nella (6) si è assunto, in assenza di controindicazioni di carattere geofisico, che condizionatamente a  $M$ , le misure di  $\tau$  effettuate dalle stazioni sono stocasticamente indipendenti. In virtù di tutte le ipotesi fatte, la (6) può essere riscritta come segue:

$$f(m|\underline{\tau}) = \frac{e^{\left(2\mu_{\log(\tau)} \left(\sum_{i=1}^v \log(\tau_i)\right) - v\mu_{\log(\tau)}^2\right) / 2\sigma^2} e^{-\beta m}}{\int_{M_{MIN}}^{M_{MAX}} e^{\left(2\mu_{\log(\tau)} \left(\sum_{i=1}^v \log(\tau_i)\right) - v\mu_{\log(\tau)}^2\right) / 2\sigma^2} e^{-\beta m} dM} \quad (8)$$

È facile verificare che nella Eq. (8) la dipendenza da  $\underline{\tau}$  compare solo attraverso la sommatoria dei logaritmi, il che dimostra come  $\sum_{i=1}^v \log(\tau_i) = \log \prod_{i=1}^v (\tau_i)$

sia una statistica *sufficiente* per la magnitudo. Come si può intuire questa è una caratteristica importante per i SEWS in quanto riduce significativamente l'onere computazionale necessario al calcolo della PDF della magnitudo. Nel seguito la media geometrica, del vettore  $\underline{\tau}$  sarà indicata come  $\hat{\tau}$ :

$$\hat{\tau} = \left( \prod_{i=1}^v (\tau_i) \right)^{1/v} = \exp \left[ \left( \frac{\sum_{i=1}^v \log(\tau_i)}{v} \right) \right] \quad (9)$$

Diversi approcci real-time sono disponibili per la localizzazione dell'ipocentro. Uno dei più recenti è quello di (Satriano et al, 2007) che è basato sulla formulazione Equal Differential-Time (EDT). Esso consente di assegnare a ciascun punto nella regione di interesse una probabilità di contenere l'ipocentro, basata sulla sequenza di attivazione delle stazioni della rete sismica. Conseguentemente, la stima della distanza epicentrale,  $f(r|\underline{s})$ , può essere ottenuta da una trasformazione geometrica, che assegni a ciascun particolare valore di distanza, una probabilità che è somma delle probabilità di contenere l'ipocentro di tutti i punti con la stessa distanza dal sito.

Grazie a questo metodo è possibile localizzare l'evento sismico entro 3 secondi, tempo necessario affinché l'incertezza sulla localizzazione diventi trascurabile rispetto a quelle sulla stima della magnitudo e sulla propagazione (legge di attenuazione<sup>1</sup>). Quindi la stima della distanza sito-sorgente può essere sostanzialmente considerata esatta nel computo dell'Eq. (10) che diventa:

<sup>1</sup> In questo studio si assume come legge di attenuazione quella di Sabetta e Pugliese (1996) nella sua formulazione con distanza epicentrale.

$$f(im|\underline{z}) = \int_M f(im|m, R) f(m|\underline{z}) dM \quad (10)$$

La Figura 3 mostra un esempio di stima probabilistica della magnitudo per un evento con  $M$  pari a 6 in Campania. In figura si vede come, durante lo sviluppo dell'evento sismico, al crescere del numero di stazioni attivate, si ottengano distribuzioni sempre più concentrate intorno al valore vero della magnitudo. La Figura 4 mostra l'hazard in real-time (in termini di PGA) per un evento di magnitudo  $M$  pari a 6 e con un epicentro distante 91 km dal sito in esame. Ancora un volta le differenti curve corrispondono alle stazioni attivate.

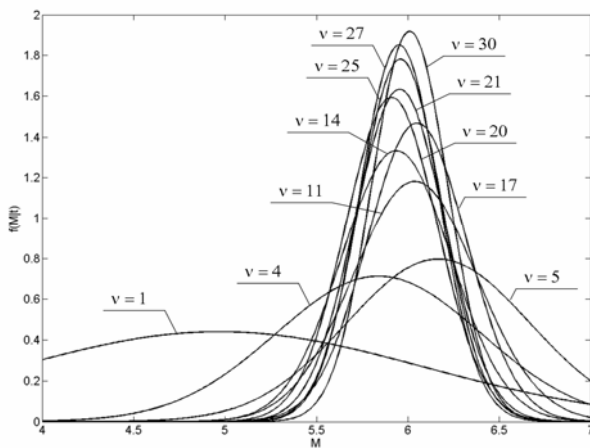


Figura 3. Evoluzione della distribuzione della magnitudo stimata in funzione del numero di stazioni che hanno rilevato il terremoto per un evento caratterizzato da  $M = 6$

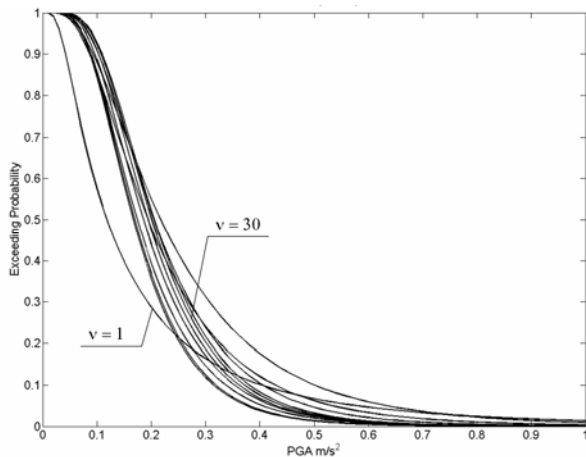


Figura 4 Evoluzione della distribuzione della accelerazione di picco al suolo (PGA) per un evento caratterizzato da  $M = 6$  e  $R = 91$  km

La metodologia descritta può essere utilizzata, ovviamente, per stimare lo spettro elastico, anche a vari livelli di smorzamento equivalente (Convertito et al., 2007). Infatti, se la misura dell'intensità del moto al suolo dell'Eq. (10) è l'accelerazione spettrale e la legge di attenuazione è disponibile per ciascun IM nell'intervallo di periodi di interesse, allora possono essere calcolate le distribuzioni real-time delle ordinate spettrali a ciascun periodo. Una volta

note queste distribuzioni, selezionando un certo livello di probabilità, si ottiene lo spettro atteso o qualsiasi altro spettro a hazard uniforme condizionato alle misure della rete sismica.

#### 4 ESEMPIO: DALLA RISPOSTA STRUTTURALE ALLA PERDITA ATTESA

Per illustrare la metodologia di stima della perdita per sistemi di EWS si è fatto riferimento ad un semplice esempio: si suppone di equipaggiare un edificio adibito a formazione (es. una scuola o un edificio per la didattica universitaria) con un sistema di EWS sismico che consista di un dispositivo visivo e/o acustico per la diffusione dell'allarme.

Per semplicità si suppone che la struttura sia costituita da un telaio mono-piano e mono-campata, che contenga una sola aula, ciò non lede la generalità della procedura, ma consente una più agevole interpretazione dei risultati. Sotto queste ipotesi, essa può essere semplicemente modellata attraverso due portali in cemento armato ad un piano, con impalcato rigido (comportamento alla Grinter), di altezza pari a 3 metri. Le caratteristiche elastiche della struttura sono quelle tipiche del calcestruzzo (modulo di Young  $E = 253000 \text{ kg/cm}^2$ ). In sommità sono state assegnate masse tali che il periodo di vibrazione della struttura sia di 0.6 sec. Il comportamento non-lineare è definito da un legame momento-rotazione di tipo elasto-plastico, in cui il ramo plastico è attivato per un valore del momento pari a 300 kNm.

Per quanto riguarda il dimensionamento dell'aula, dalla normativa sull'edilizia scolastica (D.M. LL.PP., 1975), risulta che la larghezza della stessa non può essere inferiore ai 6 m e che, per ogni alunno, debba essere considerata un'area individuale non inferiore a  $1.80 \text{ m}^2$ . Dalla stessa normativa emerge, inoltre, che un'aula non può contenere più di 25 studenti. Sulla base di quanto detto, si fissa l'area dell'aula a  $42 \text{ m}^2$  (lunghezza = 7m) e si collocano al suo interno un numero pari a 19 allievi più 1 docente. Per semplicità si considerano solo le lampade a sospensione per l'illuminazione come unico tipo di elemento non strutturale che possa collassare e provocare ferimento. Date le dimensioni dell'aula, appare appropriato considerare un numero di lampade pari a 6. La schematizzazione dell'aula in oggetto è riportata in Figura 5.

Per poter analizzare il problema della stima della perdita attesa, occorre stabilire quali siano le principali cause di perdita nel momento in cui l'edificio scuola è colpito da un terremoto. Nelle ipotesi fatte gli eventi che comportano una perdita economica nel caso in esame sono:

1. collasso strutturale;
2. collasso degli elementi non strutturali (lampade), nel caso in cui la struttura non collassi;
3. Né collasso della struttura né degli elementi non strutturali, la perdita è dovuta al falso allarme.

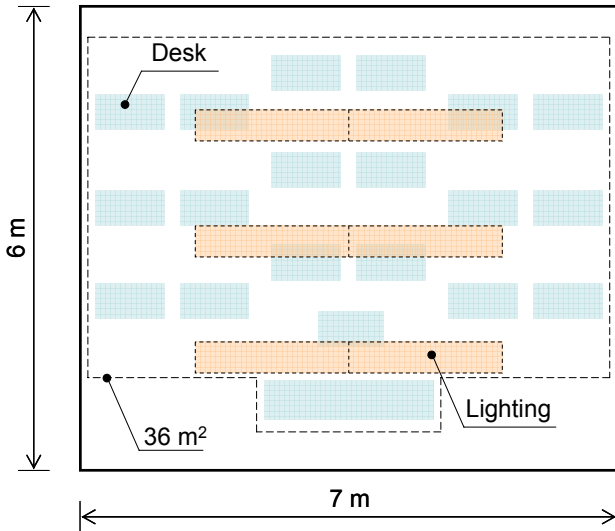


Figura 5. Schematizzazione dell'aula oggetto di studio

Le azioni di mitigazione sono quelle che consentano di proteggere gli occupanti, ossia:

- Evacuare la struttura;
- Proteggere gli allievi mediante riparazione al di sotto dei banchi per le lezioni.

Si assume che il tempo dall'allarme all'arrivo dello scuotimento sia di almeno 10 secondi. In questo contesto le azioni di mitigazione possibili sono tutte e sole quelle attuabili nel breve periodo e in particolare la protezione al di sotto dei banchi.

Per semplificare l'analisi, si suppone che la regola decisionale sia semplicemente del tipo allarmare o non allarmare e che all'allarme consegua sempre l'azione di protezione.

Per una corretta valutazione delle conseguenze occorre anche considerare il costo associato all'azione di mitigazione che è sostenuto ogni qualvolta si decida di allarmare, indipendentemente dal fatto che questo sia o meno necessario. Se non ci fosse un costo d'allarme, infatti, converrebbe comunque allarmare il che non richiederebbe alcuna ottimizzazione delle soglie. Nel caso in esame tale costo dovrebbe comprendere, ad esempio: il costo di sospensione delle lezioni, l'effetto panico etc. Nel seguito si è considerata solo l'interruzione della attività didattica per effetto dell'allerta. A questo scopo si convenzionalmente assunto un costo di allarme,

ca, pari a 500 € per aula. Nella maggior parte dei casi reali, invece, allarmare ha un costo che può essere anche molto significativo. Si pensi ad esempio ai costi di *downtime* degli impianti industriali, delle centrali di produzione energetica o ancora dei sistemi di trasporto.

#### 4.1 Stima della risposta strutturale e del danno

Gli elementi strutturali e non strutturali considerati manifestano un diverso comportamento sismico: i primi sono principalmente sensibili al *drift* di interpiano (Interstory Drift Ratio, IDR) condizionata alla accelerazione spettrale corrispondente al periodo fondamentale della struttura ( $S_a$ ), mentre i secondi alla accelerazione di picco al piano (Peak Floor Acceleration, PFA) condizionata alla PGA. E' quindi necessario sviluppare due funzioni densità di probabilità:  $f(idr|S_a)$  ed  $f(pfa|pga)$ . La PFA va condizionata alla PGA e non all'accelerazione spettrale, in questo modo si determina una minore variabilità e inoltre condizionando la PFA alla  $S_a$  si potrebbe ottenere una stima non indipendente dalla magnitudo del terremoto (Cornell, 2004).

Le leggi cercate sono entrambe state ricavate da un'analisi dinamica incrementale non lineare (Vamvatsikos e Cornell, 2002), per la quale sono stati utilizzati gli accelerogrammi identificati come gruppo I<sub>D</sub>14 in Iervolino et al. (2006b). Gli andamenti ottenuti sono riportati in Figura 6 e Figura 7. Le distribuzioni sono ben descritte da leggi lognormali.

Il danno, tanto strutturale quanto non strutturale, è determinato sulla base delle funzioni di fragilità. Per il danno strutturale, si fa riferimento alla probabilità di collasso di un pilastro, isolato dalla struttura, dato un certo valore di IDR. I parametri di tale distribuzione, anch'essa lognormale (Figura 8) sono: Mediana = 4.73%,  $\sigma_{\ln IDR} = 0.22$  (Aslani, 2005). Essendo la struttura in caratterizzata da quattro pilastri, la probabilità di collasso strutturale è data dalla probabilità che almeno uno dei pilastri collassi:

$$P_{TOT}(IDR) = 1 - \binom{4}{0} P_{col}(IDR) (1 - P_{col}(IDR))^4 \quad (11)$$

dove  $P_{TOT}$  è si ottiene come complemento a 1 della probabilità che nessuno degli elementi verticali collassi e  $P_{col}$  è il complemento ad uno della fragilità del singolo pilastro dato un certo valore di IDR. Si fa notare che l'utilizzo della relazione (11) sottintende l'ipotesi che i pilastri della struttura, fintanto che uno di essi non collassi, si comportano come se fossero isolati.

Per la funzione di fragilità per il danno non strutturale (relativo al collasso delle lampade) si è considerato che la caduta delle lampade occorra solo nel caso di collasso della controsfittatura a cui sono fissate. La probabilità di collasso dei pannelli che costituiscono quest'ultima è riportata in Figura 9. I parametri della distribuzione sono: Mediana = 2.3 g;  $\sigma_{\ln PFA} = 0.81$  (Aslani, 2005).

Anche in questo caso si è assunto che, in assenza di collasso strutturale, dato EDP, la caduta di una lampada non dipenda in senso stocastico dall'entità dei danni subiti dalle altre.

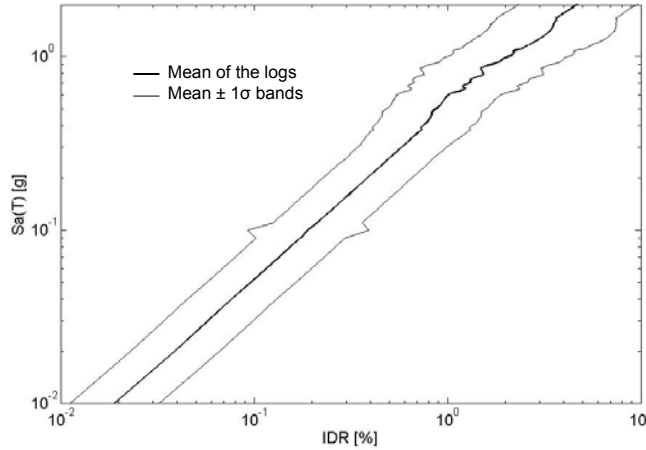


Figura 6. Analisi dinamica incrementale per IDR

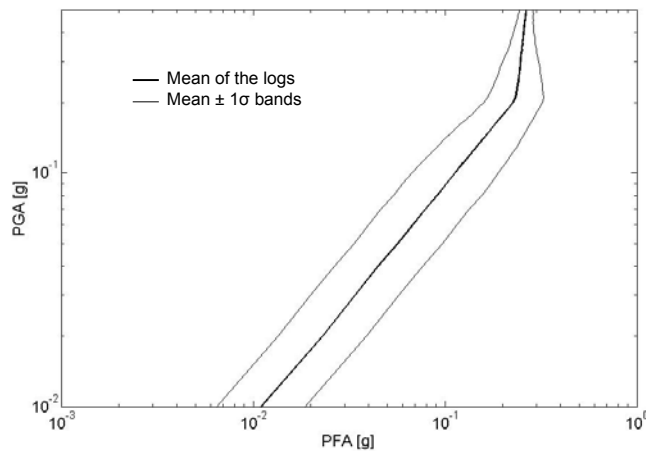


Figura 7. Analisi dinamica incrementale per PFA

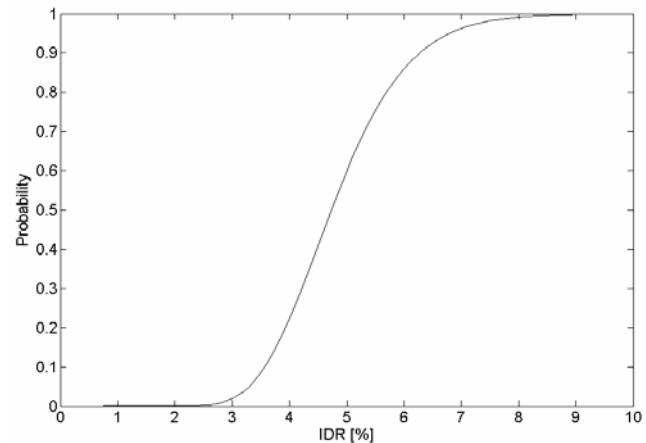


Figura 8. Fragilità strutturale

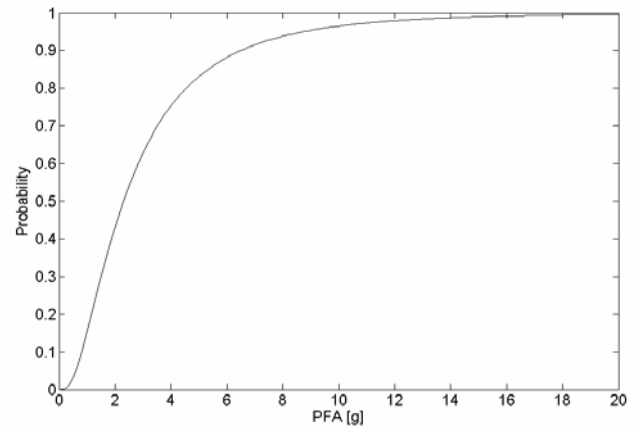


Figura 9. Fragilità di ciascun elemento non strutturale

## 4.2 Funzioni perdita

La perdita in termini di esposizione associata al collasso strutturale è di tipo costante e pari alla massima perdita sostenibile,  $l_{max}$ , ossia il costo sociale legato alla vita umana degli individui presenti all'interno dell'aula. Appare evidente che in questo caso l'azione di mitigazione non ha alcun effetto e il suo costo è trascurabile rispetto a  $l_{max}$ .

Nel caso di collasso degli elementi non strutturali, perché si abbia perdita economica, è necessario non solo che le lampade cadano, ma che colpiscano gli occupanti dell'aula, il ferimento, in dipendenza dalla sua gravità, comporta diversi valori della perdita. Per queste considerazioni la funzione perdita è stata espressa come una densità di probabilità esponenziale, troncata in corrispondenza del valore massimo della perdita stessa (che corrisponde al decesso dell'individuo) con area residua concentrata proprio nel valore massimo (Figura 10), Eq. (12). Il parametro  $\theta$  è fissato in modo tale che l'area sottesa dalla curva corrisponda al 95% della probabilità, mentre nella massa sia concentrato il restante 5%.

$$f^{\bar{w}}(l|h) = \begin{cases} \theta e^{-\theta l} & l \in [0, l_{max}[ \\ e^{-\theta l} & l = l_{max} \\ 0 & l \notin [0, l_{max}] \end{cases} \quad (12)$$

Nel caso di allarme si assume che l'azione di mitigazione comporti una probabile riduzione della perdita. Dal momento che non è possibile quantificare tale decremento in maniera esatta, si suppone che essa comporti la presenza di un coefficiente di riduzione,  $cr$ , come da Eq. (13). L'effetto del coefficiente di riduzione è quello di ridurre la probabilità concentrata nella massa e aumentare l'area sottesa dalla curva. In Figura 11 sono riportati gli andamenti della funzione perdita nel caso di allarme per diversi valori del coefficiente di riduzione.

$$f^W(l|h) = \begin{cases} \theta cr e^{-\theta cr l} & l \in [0, l_{\max}[ \\ e^{-\theta cr l} & l = l_{\max} \\ 0 & l \notin [0, l_{\max}] \end{cases} \quad (13)$$

Nel caso in cui né la struttura né le lampade collassino, in linea di principio la perdita legata all'esposizione è nulla. In questo caso, tuttavia, esistono comunque altre fonti di perdita. In fatti, se è stato deciso di allarmare la perdita deriva dal costo dell'azione di mitigazione, come ad esempio l'interruzione delle attività didattiche. Quando l'allarme non è stato lanciato, invece, occorre considerare che, in caso il sisma sia percepito all'interno dell'aula, le attività sono probabilmente sospese comunque, per cui è come se ci si fosse allarmati. Tutte queste possibili situazioni sono state considerate nella sezione successiva per la stima della perdita attesa.

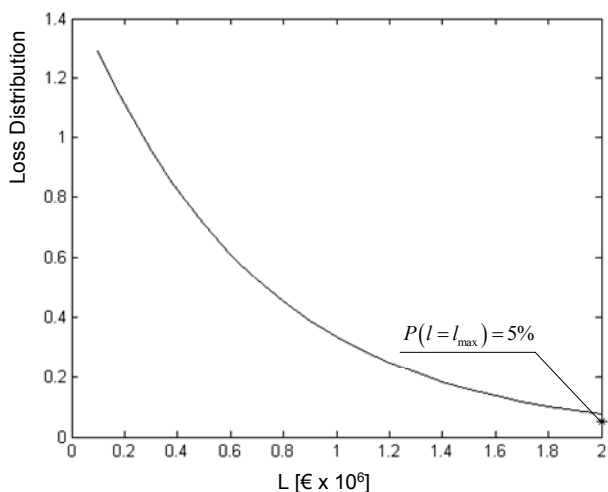


Figura 10. Funzione perdita nel caso in cui non ci sia azione di mitigazione

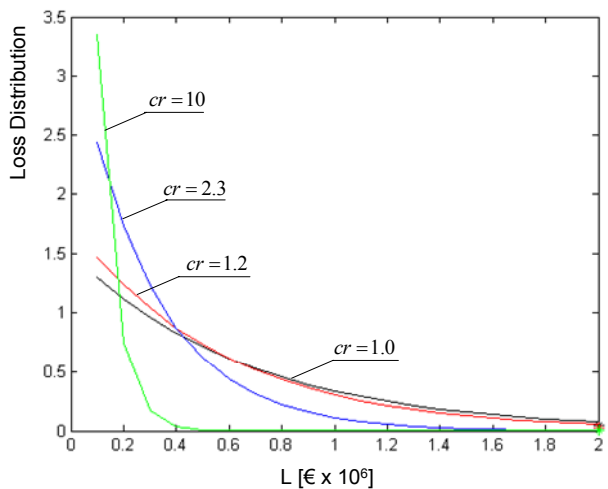


Figura 11. Funzione perdita nel caso di azione di mitigazione per diversi valori del coefficiente di riduzione

## 5 PERDITA ATTESA

Nell'ambito della teoria statistica bayesiana delle decisioni, la decisione ottima è quella che comporta la perdita attesa minore. In relazione alle tre possibili cause di perdita descritte in precedenza, essa può essere calcolata attraverso il teorema della media condizionata:

$$E[L|\hat{\tau}] = E[L|DS, \hat{\tau}]P(DS|\hat{\tau}) + E[L|DNS, \overline{DS}, \hat{\tau}]P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) + E[L|\overline{DNS}, \overline{DS}, \hat{\tau}]P(\overline{DNS}, \overline{DS}|\hat{\tau}) \quad (14)$$

Nella Eq. (14)  $DS$  indica il danno strutturale, cioè il collasso di almeno uno dei pilastri della struttura,  $DNS$  è il collasso di almeno uno degli elementi del sistema di illuminazione, mentre  $\overline{DS}$  e  $\overline{DNS}$  sono i complementari o negati di questi due eventi.  $E[L|DS, \hat{\tau}]$ ,  $E[L|DNS, \overline{DS}, \hat{\tau}]$  e  $E[L|\overline{DNS}, \overline{DS}, \hat{\tau}]$  sono le perdite attese condizionate al verificarsi degli eventi (1), (2) o (3) descritti nel paragrafo 4, rispettivamente. La dipendenza da  $\hat{\tau}$  indica che la valutazione delle perdite avviene sulla base dei dati provenienti dalla rete sismica.

Nel seguito l'Eq. (14) sarà sintetizzata con i simboli in Eq. (15) ed Eq. (16) per i casi di allerta e non allarme rispettivamente. Inoltre la perdita attesa totale sarà solo calcolata considerando i costi che incidono sulla soglia ottima di allarme e trascurando gli altri.

$$E^W[L|\hat{\tau}] = E_{DS}^W[L|\hat{\tau}] + E_{DNS, \overline{DS}}^W[L|\hat{\tau}] + E_{\overline{DNS}, \overline{DS}}^W[L|\hat{\tau}] \quad (15)$$

$$E^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] = E_{DS}^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] + E_{DNS, \overline{DS}}^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] + E_{\overline{DNS}, \overline{DS}}^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] \quad (16)$$

### 5.1 Collasso strutturale

Nel caso di collasso strutturale si assume che non ci siano sopravvissuti all'evento. Dunque, la perdita attesa è data dal numero totale di occupanti l'edificio moltiplicata per la perdita massima associata al singolo individuo, il tutto scalato per la probabilità che il collasso strutturale occorra condizionatamente alle informazioni del sistema di EWS. Il calcolo di questa perdita dovrebbe anche includere il costo,  $c_{ds}$ , della eventuale ricostruzione o riparazione a seguito dell'evento come da Eq. (17).

$$E_{DS}^W[L|\hat{\tau}] = E_{DS}^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] = (20 l_{\max} + c_{ds})P(DS|\hat{\tau}) \quad (17)$$

Nel caso di collasso della struttura, tuttavia, l'azione di mitigazione non ha alcun effetto e quindi la perdita attesa è indipendente dalla decisione di lanciare l'allarme o meno e il valore di  $c_{ds}$  non ha



alcuna influenza sulla soglia di allarme. Essendo la determinazione di questa lo scopo dell'applicazione,  $cds$  può trascurarsi nei calcoli. Nel seguito  $cds$  è stato fissato a eguale a  $ca$ , un minorante, che è anche necessario per il calcolo di altri contributi alla perdita attesa.

La probabilità di  $DS$  dato  $\hat{\tau}$  si calcola attraverso l'integrale in Eq. (18), con l'ovvio significato dei simboli.

$$P(DS|\hat{\tau}) = \int \int \int_{IDR, Sa, M} P(DS|idr) f(idr|sa) f(sa|m, r) \times f(m|\hat{\tau}) dIDR dSa dM \quad (18)$$

## 5.2 Collasso degli elementi non strutturali

La perdita conseguente il collasso di elementi non strutturali è legata, nell'applicazione in esame, al ferimento degli studenti dovuto alla possibile caduta delle lampade del sistema di illuminazione. Il collasso di elementi non strutturali è considerato congiuntamente all'evento per cui la struttura non collassa, quindi la probabilità di interesse è  $P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau})$ . Per calcolarla bisogna tenere in conto che le misure di EDP a cui sono condizionate le risposte sismiche (strutturale e non), cioè IDR e PFA, sono state analizzate in relazione a due diverse misure di intensità del moto sismico, Sa e PGA rispettivamente, le quali sono variabili aleatorie dipendenti (Baker e Cornell, 2006). Di ciò si è tenuto conto in Eq. (19), calibrando la distribuzione congiunta dei logaritmi di  $\underline{IM} = \{PGA, Sa(T)\}$  come una gaussiana bivariata.

$$P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) = \int_{\underline{IM}} P(DNS|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}) \times P(\overline{DS}|\underline{IM}, \hat{\tau}) f(im|\hat{\tau}) d\underline{IM} \quad (19)$$

Per stimare la perdita nel caso di danno non strutturale le assunzioni di base sono: (1) nel caso che la struttura non collassi, il numero di elementi collassati,  $Y$ , è una variabile aleatoria binomiale di parametri  $p=P(DNS|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau})$  e  $n=6$ ; (2) dato  $Y=y$ , assumendo che una lampada può colpire una persona sola, il numero di individui colpiti,  $X$ , è una variabile aleatoria binomiale di parametri  $n=y$  e  $p=K$ , dove  $K$  è la probabilità che uno studente sia colpito data dal rapporto dell'area occupata ( $20 \cdot 1.8 \text{ m}^2$ ) rispetto all'area totale dell'aula ( $42 \text{ m}^2$ ), come da Figura 5.

La probabilità di avere  $X$  individui feriti, condizionata alle misure della rete sismica e al non collasso della struttura è data dalla Eq. (20), in cui com-

paiono i due termini descritti sopra ed esplicitati in Eq. (21) e Eq. (22).

$$P(X|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}) = \sum_{y=1}^6 P(X|Y) P(Y|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}) \quad (20)$$

$$P(X|Y) = \binom{y}{x} K^x [1-K]^{y-x} \quad (21)$$

$$P(Y|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}) = \binom{6}{y} P(DNS|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau})^y [1 - P(DNS|\overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau})]^{6-y} \quad (22)$$

Se  $X$  e  $L$  sono stocasticamente indipendenti, la perdita attesa è data dal prodotto del valore atteso della funzione perdita,  $E[L]$ , e del numero di persone colpite  $E[X] = 6 P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) K$ , dopo aver marginalizzato rispetto ad  $\underline{IM}$ . Il risultato di questa operazione è fornito in Eq. (23) per il caso di allerta e in Eq. (24) per il caso di non allarme. La perdita relativa all'interruzione dell'attività scolastica è inclusa in entrambi i termini perchè essa occorre, a seguito di un ferimento, anche se non è stato lanciato l'allarme.

$$E_{DNS}^{\overline{w}}[L|\hat{\tau}] = \left[ \left( \int_L l f^{\overline{w}}(lh) dl \right) + l_{max} P(l=l_{max}) \right] \times \left[ 6 P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) K \right] + ca P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) \quad (23)$$

$$E_{DNS}^w[L|\hat{\tau}] = \left[ \left( \int_L l f^w(lh) dl \right) + l_{max} P(l=l_{max}) \right] \times \left[ 6 P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) K \right] + ca P(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}) \quad (24)$$

## 5.3 Falso allarme

Nel caso non ci sia né collasso strutturale, né collasso di elementi non strutturali, la perdita attesa dovuta al rischio sismico è nulla. Va comunque considerato che le informazioni della rete sismica possono condurre ad allarmare anche se lo scuotimento che ne consegue non causa alcun danno, questa è una possibile definizione del falso allarme. In tal caso la perdita da sostenere è dovuta all'interruzione delle attività scolastiche, Eq. (25).

$$E_{DNS, \overline{DS}}^w[L|\hat{\tau}] = ca \left[ 1 - P(DNS|\overline{DS}, \hat{\tau}) \right] P(\overline{DS}|\hat{\tau}) \quad (25)$$

Nel caso non ci sia l'allarme c'è comunque la possibilità che la azione di protezione sia intrapresa dagli occupanti dell'aula, semplicemente sulla base del fatto che il terremoto è percepito all'interno

dell'edificio. Per tenere conto di questo caso, la perdita attesa è data in Eq. (26),

$$E_{\overline{DNS}, \overline{DS}}^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}] = ca P(PGA > PGA_F | \overline{DS}, \overline{DNS}, \hat{\tau}) \times [1 - P(DNS | \overline{DS}, \hat{\tau})] P(\overline{DS} | \hat{\tau}) \quad (26)$$

dove  $P(PGA > PGA_F | \overline{DS}, \overline{DNS}, \hat{\tau})$  rappresenta la probabilità che l'accelerazione al piede della struttura abbia un picco superiore al valore limite oltre il quale si avverte lo scuotimento, ( $PGA_F$ ), quando alcun danno si verifica. Questo valore è stato dedotto da Wald et al. (1999b) considerando un evento di intensità III nella scala Mercalli modificata. Per ragioni di semplicità nessuna incertezza è stata considerata nella relazione tra intensità macrosismica e PGA.

## 6 RISULTATI

Le perdite attese nei due casi di allarme o no, Eq. (15) e Eq. (16) rispettivamente, sono date dalle somme dei contributi descritti nel paragrafo precedente.  $E^W[L|\hat{\tau}]$  e  $E^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}]$  sono state calcolate, per l'esempio in esame, per dieci valori di  $\hat{\tau}$  nell'intervallo tra 0.2 sec e 2 sec come suggerito dalla relazione tra  $\tau$  e la magnitudo, per eventi in cui quest'ultima è alta, da Allen e Kanamori (2003). Per brevità si mostrano solo i risultati relativi alla condizione in cui tutte le 30 stazioni della rete campana hanno rilevato il terremoto ( $\nu = 30$ ), il che corrisponde al minimo tempo di warning.

Il valore di R, deterministicamente noto visto che il metodo di localizzazione fornisce la posizione dell'ipocentro del terremoto se questo accade all'interno della zona coperta dalla rete sismica, è stato fissato a 110 km che è una possibile distanza di un edificio a Napoli per un evento sismico il cui epicentro si trova nella regione irpina. In Figura 12 sono rappresentati gli andamenti delle perdite attese nei due casi per  $cr=10$ . La curva nera (continua e tratteggiata) corrisponde alla caso in cui l'allarme non è lanciato, al contrario, la rossa si riferisce all'allarme e quindi all'azione di mitigazione. Si può osservare come l'intersezione delle due curve separi l'asse delle  $\hat{\tau}$  in due regioni: se la statistica delle misure della rete è al di sotto del valore all'intersezione ( $\hat{\tau}_W$ ) la perdita attesa è minore se non si lancia l'allarme, al contrario, se  $\hat{\tau} > \hat{\tau}_W$ , allora la *decisione ottima* è quella di allarmare perché questa scelta minimizza la perdita attesa. Inoltre, va sottolineato che, siccome la stima delle perdite tiene

conto dei falsi e mancati allarme (Iervolino et al., 2006a), la soglia ottimizza anche il *trade-off* tra questi due eventi. Infine, se la decisione di allarmare è presa sulla base della soglia  $\hat{\tau}_W$ , allora la *curva della perdita attesa totale* è data dall'involuppo dei tratti  $E^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}]$  e  $E^W[L|\hat{\tau}]$  che minimizzano la perdita, quindi dalla unione delle due linee continue in Figura 12.

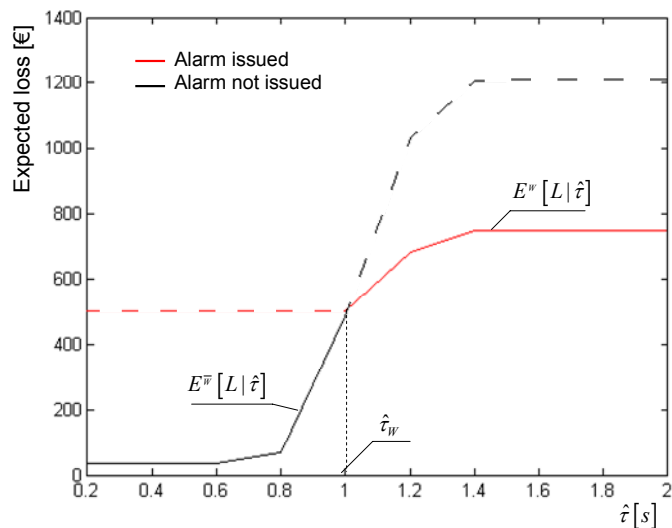


Figura 12. Perdita attesa nel caso di allarme e non in funzione della statistica delle misure della rete per l'edificio supposto localizzato a 110 km dall'epicentro dell'evento

Questa informazione può essere utilizzata per calcolare la riduzione della perdita che un sistema di EWS implica. Infatti, se si considera che la curva della perdita relativa al non allarme,  $E_{\overline{W}}[L|\hat{\tau}]$ , coincide con la perdita se il sistema di EWS non è installato, la riduzione di perdita si può calcolare marginalizzando rispetto a  $\hat{\tau}$ , le predite in caso di allarme e non come in Eq. (27), dove  $f_{\tau}(\hat{\tau}|m)$  e  $f(m)$  sono quelle discusse nel paragrafo 2.

$$E[L] = \int_{\tau} \int_M E[L|\hat{\tau}] f_{\tau}(\hat{\tau}|m) f(m) d\hat{\tau} dm \quad (27)$$

Per un singolo evento sismico con una distanza epicentro-sorgente  $R = 110$  km, la perdita senza il sistema di EWS è di 179 €, e 162 € nel caso il sistema esista (riduzione di circa il 10%). Per una distanza epicentrale minore, ad esempio 50 km, le perdite senza e con SEWS sono 710 € e 524 € rispettivamente (riduzione del 26%). Questi valori si riferiscono ad un singolo evento e ad una singola aula, essi sarebbero amplificati se si analizzasse l'intero ciclo di vita di una struttura con più aule.

Ulteriori risultati ed un'analisi di sensibilità rispetto ad alcuni parametri che sono stati definiti

nell'esempio discusso sono riportati in Iervolino et al. (2007).

## 7 CONCLUSIONI

In questo lavoro si è presentata una procedura completamente probabilistica per fissare la soglia ottima di allarme per Sistemi di Early Warning Sismico sulla base della perdita attesa. Il metodo proposto trasferisce al caso tempo-reale la stima classica della perdita in problemi di rischio sismico. In questo senso le modifiche all'integrale per il calcolo della perdita attesa riguardano il tasso di ricorrenza degli eventi, la distribuzione della magnitudo e la distribuzione della distanza. Anche la funzione perdita deve essere composta di due termini che riflettono le condizioni di allarme lanciato o meno.

Il semplice esempio presentato si riferisce ad un'aula scolastica equipaggiata con un SEWS utile per lanciare l'azione di protezione degli occupanti dell'aula al di sotto dei banchi, tuttavia la procedura è direttamente esportabile a casi più complessi e tecnologicamente avanzati, come la modifica in tempo reale della risposta strutturale per sostenere meglio il moto sismico in arrivo.

Calcolare e comparare le perdite attese, condizionate alle informazioni provenienti in tempo reale dalla rete sismica, nel caso si decida di allarmare o no consente: (1) di determinare la soglia ottima di allarme in accordo con il *criterio di massima ottimalità*, (2) la valutazione della riduzione media della perdita derivante dalla installazione del sistema di EWS e quindi consente la valutazione della fattibilità e delle prestazioni dello stesso; (3) di avere uno strumento operativo per la progettazione dell'algoritmo di funzionamento di un SEWS.

Altri vantaggi derivanti dall'approccio sono che esso intrinsecamente minimizza il problema dei mancati e falsi allarme e che la perdita è calcolata sulla base di una *statistica sufficiente* delle misure che provengono dalla rete sismica, il che riduce molto l'onere computazionale necessario per prendere la decisione di allarmare o meno, il che è fondamentale in tali problemi di scelta automatica rapida.

## RINGRAZIAMENTI

Lo studio presentato in questo lavoro è stato sviluppato nell'ambito della Linea 9 del progetto triennale, 2005/2008, ReLUIS – Dipartimento della Protezione Civile.

## BIBLIOGRAFIA

- Allen, RM, Kanamori, H. The Potential for Earthquake Early Warning in Southern California. *Science* 2003; **300**: 786-789.
- Aslani, A. *Probabilistic Earthquake Loss Estimation and Loss Disaggregation in Buildings*. Ph.D. Thesis, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, CA 2005. Advisor: E. Miranda.
- Baker, JW, Cornell, CA. Correlation of response spectral values for multi-component ground motions. *Bull. Seismol. Soc. Am.* 2006; **96**: 215-227.
- Berger, JO. *Statistical Decision theory and Bayesian Analysis*, Springer-Verlag: New York, 1985.
- Convertito, V, Iervolino, I, Zollo, A, Manfredi, G. Predizione dello spettro di risposta da misure in tempo reale dei sistemi di Early Warning Sismico. ANIDIS 2007. *XII Convegno Nazionale*. PISA, 10 - 14 Giugno 2007.
- Cornell, CA, Krawinkler H. Progress and Challenges in Seismic Performance Assessment. Pacific Earthquake Engineering Research Center, CA-USA. *PEER Center News* 2000; **3**(2): 4p.
- Cornell, CA. Hazard, Ground Motions and Probabilistic assessment for PBSB. In *Performance based seismic design concepts and implementation*. PEER Report 2004/05. Pacific Earthquake Engineering Research Center University of California Berkeley, 2004.
- D.M. LL.PP. 18/12/75. *Normativa Italiana in Materia di Edilizia Scolastica*. Ministero dei Lavori Pubblici, 1975.
- Iervolino, I, Convertito, V, Giorgio, M, Manfredi, G, Zollo, A. Real Time Risk Analysis for Hybrid Earthquake Early Warning Systems. *Journal of Earthquake Engineering*, Vol. 10, No. 6 (2006) 867-885, 2006a.
- Iervolino, I, Giorgio, M, Manfredi, G. Expected Loss-Based Alarm Threshold Set for Earthquake Early Warning Systems. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 2007. [In press]
- Iervolino, I, Manfredi, G, Cosenza, E. Ground Motion Duration Effects on Non-linear Seismic Response. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 2006b; **35**:21-38.
- McGuire, RK. Probabilistic seismic hazard analysis and design earthquakes: Closing the loop. *Bull. Seismol. Soc. Am.* 1995; **85**: 1275-1284.
- Sabetta, F, Pugliese, A. Estimation of response spectra and simulation of nonstationarity earthquake ground motion. *Bull. Seismol. Soc. Am.* 1996; **86**: 337 - 352.
- Satriano, C, Lomax, A, Zollo, A. Optimal, real-time earthquake location for early warning. In *Seismic Early Warning*, P. Gasparini, G. Manfredi and J. Szchau (eds.), Springer-Verlag, 2007.
- Vamvatsikos, D, Cornell, CA. Incremental Dynamic Analysis. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 2002; **31**: 491-514.
- Wald, JD, Quitoriano, H, Heaton, TH, Kanamori, H. Relationship between Peak Ground Acceleration, Peak Ground Velocity and modified Mercalli Intensity in California. *Earthquake Spectra* 1999a; **15**: 557-564.
- Wald, JD, Quitoriano, V, Heaton, TH, Kanamori, H, Scrivner, CW, Orden, BC. TriNet "ShakeMaps": Rapid Generation of Peak Ground Motion and Intensity Maps for Earthquake in Southern California. *Earthquake Spectra* 1999b; **15**: 537-555.
- Zollo, A, Iannaccone, G, Satriano, C, Weber, E, Lancieri, M, Lomax, A. Ongoing Development of a Seismic Alert Management System for the Campania Region (Southern Italy). In *Seismic Early Warning*, P. Gasparini, G. Manfredi and J. Szchau (eds.), Springer-Verlag, 2007.