

14.

Modelli per il calcolo delle probabilità dei picchi di ground motion e delle soglie di allarme

Iunio Iervolino, Massimiliano Giorgio, Carmine Galasso, Vincenzo Convertito, Gaetano Manfredi

Introduzione

I sistemi di Early Warning Sismico (nel seguito EWS), in configurazione sia regionale che on-site possono essere utili alla mitigazione dell'impatto dei terremoti medi e forti. La capacità di tali sistemi di fornire la localizzazione e la magnitudo del terremoto in tempo reale, può essere utilizzata per attivare contromisure prima dell'arrivo delle onde più energetiche al sito di interesse. Anche quando le distanze target-sorgente (e conseguentemente i tempi di allarme) non consentono l'evacuazione di strutture e infrastrutture a rischio, le informazioni fornite da un sistema di EWS possono essere utilizzate per attivare automaticamente misure che riducano in maniera quasi istantanea la vulnerabilità e/o l'esposizione di strutture di interesse e quindi la perdita attesa.

Esistono però alcuni aspetti critici dei sistemi di EWS che necessitano di analisi dettagliate: (i) le incertezze sulla stima della magnitudo e della localizzazione ottenute a partire dall'analisi dei segnali nei primissimi secondi di registrazione dell'evento sismico; (ii) l'identificazione del parametro da utilizzare per la predizione del moto del suolo (*ground motion*, nel seguito gm) al sito di interesse e le incertezze a esso legato; (iii) come utilizzare le stime fornite dal sistema di EWS per applicazioni di ingegneria sismica; (iv) affidabilità del sistema di EWS (a esempio in termini di probabilità di mancato e falso allarme).

In questo capitolo sono affrontati i punti elencati utilizzando come area test la regione Campania (Italia) in cui è in fase di sperimentazione

un sistema di prototipo di EWS basato sulla rete sismica multicomponente ISNet (Irpinia Seismic Network). L'area, a medio-alto potenziale sismogenetico, presenta una continua sismicità di fondo caratterizzata da eventi sismici prevalentemente distribuiti nel volume sismogenetico che ha causato il terremoto irpino del 1980 con eventi di bassa magnitudo che episodicamente raggiungono anche magnitudo 5.

Lo studio delle incertezze nonché l'analisi di mancato e false allarme viene effettuato applicando in simulazione l'analisi probabilistica di pericolosità sismica in tempo reale (*real-time probabilistic seismic hazard analysis*, RTPSHA) con riferimento a un evento di magnitudo 6 localizzato al centro della rete sismica e a due siti target della regione Campania. Per quanto concerne la predizione del moto del suolo, l'attenzione è stata focalizzata sull'accelerazione massima (o *peak ground acceleration*, PGA) che rappresenta il parametro più semplice per rappresentare gli effetti potenziali di un evento sismico sulle strutture, sebbene le ordinate dello spettro di risposta elastico siano meglio correlate alla risposta strutturale. In Convertito et al. (2008) è mostrato come la metodologia nel seguito discussa per la stima in tempo reale della PGA, può essere facilmente estesa a tutte le ordinate dello spettro di risposta elastico.

Vengono presentate infine due applicazioni illustrative relative a (i) una semplice struttura equipaggiata con un dispositivo di controllo semi-attivo di tipo ON-OFF (ii) un'aula scolastica equipaggiata con un dispositivo per la diffusione dell'allarme.

Nel primo caso, le informazioni fornite dal sistema di EWS vengono utilizzate per l'attivazione del dispositivo di controllo mentre nel secondo caso 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.

Modelli per il calcolo delle probabilità dei picchi di gm

La metodologia proposta per il calcolo delle probabilità dei picchi di gm è 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 sistema di EWS in tempo reale.

La metodologia usa le stime di magnitudo (M) e distanza (R) prodotte in tempo reale, per effettuare una previsione del moto del suolo nel sito di interesse. Base della procedura utilizzata per la stima di M è la relazione tra la magnitudo e un parametro indicato con τ (misurato sui primi secondi del segnale di tipo P). Per esempio, Allen e Kanamori (2003), considerano il periodo predominante delle onde P misurato nei primi 4 secondi di registrazione; Zollo et al. (2006) considerano i picchi di spostamento sia delle onde P che delle onde S in finestre temporali di 1 e 2 secondi. Proprio sul lavoro di Zollo et al. (2006) si basa la procedura per il calcolo della magnitudo in tempo reale alla rete ISNet, come descritto nel Capitolo 11. Per la stima di R si considera l'algoritmo proposto in Satriano et al. (2008) 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. Altre tecniche di localizzazione in tempo reale sono state proposte da Horiuchi et al. (2005) e da Rydelek e Pujol (2004). A prescindere dalle varianti che caratterizzano ciascuna tecnica, tutte concordano riguardo la possibilità di localizzare un terremoto nei primi 4-5 secondi dal tempo origine.

La metodologia per la stima di M e di R e per l'analisi di pericolosità sismica in tempo reale è descritta brevemente nel seguito, maggiori dettagli si trovano in (Iervolino et al., 2006a) e nei Capitoli 11 e 12.

Assumendo che a un dato istante t dall'origine del terremoto la rete sismica possa fornire un vettore delle misure degli strumenti sismici $\underline{\tau} = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n\}$, dove n è il numero di stazioni le cui misure di interesse sono disponibili all'istante t , il primo passo della procedura consiste nell'utilizzare $\underline{\tau}$ per formulare la funzione 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 $\underline{s} = \{s_1, s_2, \dots, s_n\}$ 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, ad esempio la PGA, secondo l'Eq. (1) come nella classica analisi di pericolosità.

$$f_n(pga|\underline{\tau}, \underline{s}) = \int \int_M R f(pga|m, r) f(m|\underline{\tau}) f(r|\underline{s}) dm dr \quad (1)$$

dove $f(pga|m, r)$ è la PDF della PGA per una fissata coppia (m, r) , dedotta dalla relazione di attenuazione per la regione in esame.

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) (ma ciò non lede la generalità della metodologia descritta) che fornisce un modello di regressione della magnitudo dell'evento su $\tau_{P,\max}$ (semplicemente τ di seguito), periodo predominante dei primi 4 secondi delle onde P (misurato sul segnale velocimetrico). A partire da questa relazione, ottenuta per via empirica, è possibile ricavare la distribuzione di τ condizionata alla magnitudo dell'evento, $f(\tau|m)$, assunta lognormale. Utilizzando tali distribuzioni è possibile ottenere una stima bayesiana della PDF della magnitudo, $f(m|\underline{\tau})$ condizionata al vettore di letture $\underline{\tau}$, come in Eq. (2).

$$f(m|\underline{\tau}) = \frac{f(\underline{\tau}|m) f(m)}{\int_{M_{\min}}^{M_{\max}} f(\underline{\tau}|m) f(m) dm} \quad (2)$$

In ambito bayesiano, $f(m)$, che nel caso esaminato è la legge di Gutenberg-Richter per la regione di interesse (ricavata dal catalogo sismico compilato per l'area sorgente di interesse) è detta distribuzione *a priori* (Eq. (3)), mentre la $f(m|\underline{\tau})$ è detta *a posteriori*, distribuzione che per sua natura contiene tutte le informazioni disponibili nelle misure in tempo reale $\underline{\tau}$.

$$f(m) = \begin{cases} \frac{\beta e^{-\beta m}}{e^{-\beta M_{\min}} - e^{-\beta M_{\max}}} & m \in [M_{\min}, M_{\max}] \\ 0 & m \notin [M_{\min}, M_{\max}] \end{cases} \quad (3)$$

I parametri utilizzati per calcolare la relazione di Gutenberg-Richter e di conseguenza la distribuzione a priori di M per la regione utilizzata per testare la procedura sono $\{\beta = 1.69, M_{\min} = 4, M_{\max} = 7\}$.

Assumendo che, condizionatamente a M , le misure di τ effettuate dalle stazioni siano stocasticamente indipendenti e omoschedastiche, si può scrivere $f(\underline{\tau}|m)$ come in Eq. (4).

$$f(\underline{\tau}|m) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\ln(\tau)}} \right) \left(\prod_{i=1}^n \frac{1}{\tau_i} \right) e^{-\left(\frac{\sum_{i=1}^n (\ln(\tau_i))^2}{2 \sigma_{\ln(\tau)}^2} \right)} e^{-\left(\frac{2\mu_{\ln(\tau)} \sum_{i=1}^n \ln(\tau_i) - n\mu_{\ln(\tau)}^2}{2\sigma_{\ln(\tau)}^2} \right)} \quad (4)$$

I parametri $\mu_{\ln(\tau)}$ e $\sigma_{\ln(\tau)}$ di $f(\tau | m)$ di Eq. (4) sono ricavati da Allen e Kanamori, 2003 e sono forniti nelle Eqq. (5).

$$\begin{cases} \mu_{\ln(\tau)} = \frac{M - 5.9}{7 \log(e)} \\ \sigma_{\ln(\tau)} = \frac{0.16}{\log(e)} \end{cases} \quad (5)$$

In virtù di tutte le ipotesi fatte, l'Eq. (2) si può riscrivere come in Eq. (6).

$$f(m | \underline{\tau}) = \frac{e^{\left(2\mu_{\ln(\tau)} \left(\sum_{i=1}^n \ln(\tau_i)\right) - n\mu_{\ln(\tau)}^2\right) / 2\sigma_{\ln(\tau)}^2} e^{-\beta m}}{\int_{M_{\min}}^{M_{\max}} e^{\left(2\mu_{\ln(\tau)} \left(\sum_{i=1}^n \ln(\tau_i)\right) - n\mu_{\ln(\tau)}^2\right) / 2\sigma_{\ln(\tau)}^2} e^{-\beta m} dm} \quad (6)$$

È facile verificare che nella Eq. (6) la dipendenza da $\underline{\tau}$ compare solo attraverso la sommatoria dei logaritmi, il che dimostra come $\hat{\tau} = \sum_{i=1}^n \ln(\tau_i)$

sia una statistica *sufficiente* per la magnitudo. Come si può intuire questa è una caratteristica importante per i sistemi di EWS in quanto consente di calcolare la PDF della magnitudo off-line e indicizzarla proprio in funzione della suddetta sommatoria.

Un approccio semplificato per la stima in tempo reale della magnitudo consiste nell'invertire semplicemente la prima delle Eqq. (5) e median-do su tutte le stazioni che hanno misurato τ come in Eq. (7), il che corrisponde ad ottenere la media delle stime della magnitudo fornite dai singoli strumenti. Tale approccio corrisponde a trascurare nell'integrale di Eq. (1) la PDF sulla magnitudo e a utilizzare solo la stima puntuale ottenuta mediando le misure alle diverse stazioni a un fissato istante di tempo.

$$\overline{M} = \begin{cases} \hat{M} = 5.9 + \frac{7}{n} \sum_{i=1}^n \log(\tau_i) & \text{se } M_{\min} \leq \hat{M} \leq M_{\max} \\ M_{\min} & \text{se } \hat{M} < M_{\min} \\ M_{\max} & \text{se } \hat{M} > M_{\max} \end{cases} \quad (7)$$

Diversi approcci real-time sono disponibili per la localizzazione dell'ipocentro. Uno dei più recenti è quello di (Satriano et al, 2008, descritto nel Capitolo 10) che è basato sulla formulazione Equal Differential-Time (EDT) ed è una estensione della metodologia proposta da Horiuchi et al. (2005). 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, $f(r|\underline{y})$, 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 epicentrale dal sito. A differenza della PDF della magnitudo, non è possibile scrivere una forma analitica per la PDF della distanza.

Grazie a questo metodo, come dimostrato nel seguito, è possibile localizzare l'evento sismico entro pochissimi secondi, tempo necessario affinché l'incertezza sulla localizzazione diventi trascurabile rispetto a quelle sulla stima della magnitudo e sulla propagazione (legge di attenuazione¹). Quindi la stima della distanza sito-sorgente può essere sostanzialmente considerata esatta nel computo dell'Eq. (1) che quindi si può scrivere come in Eq. (8).

$$f_n(pga|\underline{\tau}) = \int_M f(pga|m, R) f(m|\underline{\tau}) dm \quad (8)$$

L'Eq. (8) consente di calcolare la probabilità di superamento di valori di soglia critici (ad esempio PGA) ritenuti pericolosi per la sicurezza delle strutture o infrastrutture da allertare. È possibile ad esempio selezionare i livelli di soglia sulla base delle perdite attese conseguenti al danneggiamento dei sistemi da proteggere, come sarà discusso più avanti.

La metodologia descritta può essere utilizzata, ovviamente, per stimare lo spettro elastico, anche a vari livelli di smorzamento equivalente (Convertito et al., 2008). Infatti, se la misura dell'intensità del moto del suolo di interesse è l'accelerazione spettrale e la legge di attenuazione è disponibile per ciascuna ordinata spettrale nell'intervallo di periodi di interesse, allora possono essere calcolate le distribuzioni real-time delle or-

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

dinate spettrali in accelerazione a ciascun periodo, $S_a(T)$, come in Eq. (9). Una volta note queste distribuzioni, selezionando un certo livello di probabilità, si ottiene lo spettro a pericolosità uniforme condizionato alle misure della rete sismica.

$$f_n(S_a(T) | \underline{\tau}) = \int_M f(S_a(T) | m, R) f(m | \underline{\tau}) dm \quad (9)$$

Modelli per il calcolo delle soglie di allarme

Le probabilità di mancato e falso allarme sono in generale definite a partire dalla scelta di una regola decisionale. Su tale regola si basa la scelta di lanciare o meno l'allarme una volta che il sistema di EWS ha fornito la distribuzione del parametro del moto al suolo scelto. Ad esempio, nel caso della PGA, la regola decisionale può essere formulata come in Eq. (10).

$$\text{Allarme se: } 1 - \int_0^{PGA_c} f_n(pga | \underline{\tau}) d(pga) = P[PGA > PGA_c] > P_c \quad (10)$$

Tale formulazione si basa sull'assunzione che l'allarme viene lanciato se la probabilità che la PGA stimata superi un valore di soglia critico PGA_c è maggiore di un valore di riferimento P_c . I valori di PGA_c e di P_c sono da selezionarsi in relazione ad esempio ad una appropriata funzione di perdita per la struttura di interesse.

L'efficienza di una regola decisionale può essere testata in termini di probabilità di mancato e falso allarme, indicate rispettivamente con P_{EA} e P_{MA} . In particolare, il falso allarme può essere definito come il caso in cui viene lanciato l'allarme, mentre il parametro del moto del suolo "vero" che occorre al sito, PGA_T , è minore del valore di soglia. D'altra parte, il mancato allarme corrisponde alla situazione in cui l'allarme non viene lanciato quando necessario. Queste considerazioni sono riassunte nelle relazioni Eq. (11).

$$\text{Mancato Allarme: } [No Allarme \cap PGA_T > PGA_c] \quad (11)$$

$$\text{Falso Allarme: } [Allarme \cap PGA_T < PGA_c]$$

L'applicazione dell'Eq. (1) ai sistemi di EWS fornisce delle stime in tempo reale della PDF che descrive il parametro del moto del suolo sele-

zionato. Poiché la forma di questa PDF dipende dal numero di stazioni che a un certo istante di tempo hanno registrato il terremoto, è possibile dunque valutare la probabilità di mancato e falso allarme in un approccio dipendente dal tempo.

Simulazione del sistema di EWS basato sulla rete ISNet

La rete sismica multicomponente ISNet è ubicata nell'Appennino Campano-Lucano in un'area di circa $10 \times 70 \text{ km}^2$ comprendente l'area sismogenetica che ha generato il terremoto irpino del 23 novembre 1980. Uno degli obiettivi della rete ISNet è la sperimentazione di un sistema di EWS di tipo *ibrido* (Kanamori, 2005) per target selezionati della regione Campania (Figura 1). Una questione di grande attualità riguarda infatti la possibilità di utilizzare reti regionali per applicazioni di early warning specifiche, ovvero usare una singola rete sismica per proteggere molteplici strutture critiche situate a distanze non trascurabili rispetto a quella sito-sorgente.

L'analisi riguardante la stima in tempo reale delle probabilità dei picchi di gm [in termini di PDF, $f_n(pga | \mathcal{T})$] per la regione Campania è stata effettuata mediante simulazione. Più precisamente, allo scopo di analizzare le prestazioni del sistema di EWS è stato realizzato un simulatore in ambiente MATHWORKS-MATLAB/SIMULINK®. È possibile identifi-

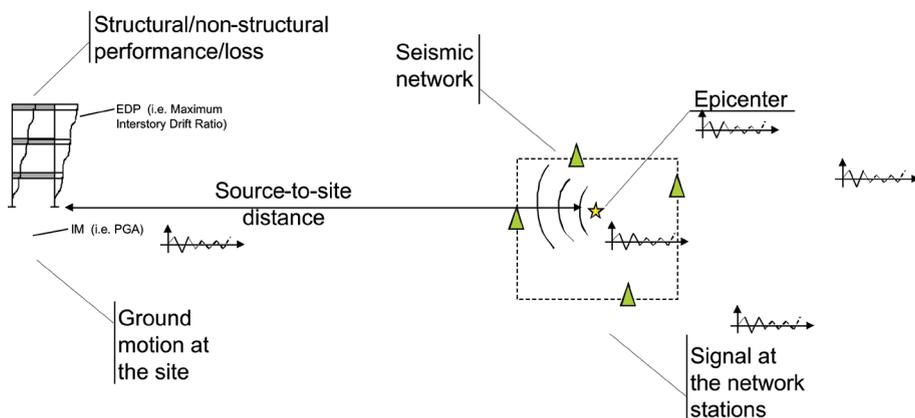


Figura 1. Sistemi di EWS regionali per applicazioni a strutture specifiche (Iervolino et al., 2007).

care tre blocchi fondamentali necessarie alla creazione del modello computazionale del sistema di EWS campano.

Acquisizione. Il processo di simulazione parte con la definizione delle caratteristiche del terremoto. In particolare, devono essere assegnate quelle caratteristiche che saranno predette dal sistema di EWS ovvero il valore vero di magnitudo (M_T), di distanza sorgente-sito (R_T) e del parametro di misura di intensità dello scuotimento al sito (PGA_T). Tali valori possono essere definiti arbitrariamente dall'utente del simulatore (analisi di scenario), come nell'esempio proposto più avanti, oppure possono essere "generati" dal simulatore a partire dalle distribuzioni di probabilità delle grandezze di interesse.

Più precisamente, nel caso non si voglia effettuare una valutazione di scenario ma si voglia considerare invece l'effettiva sismicità della zona sismogenetica, il valore vero della magnitudo può essere ricavato in ogni simulazione a partire dalla legge di ricorrenza di Gutenberg-Richter per la zona di interesse. Allo stesso modo le coordinate dell'epicentro (e di conseguenza la distanza sorgente-sito) possono essere ricavate campionando una distribuzione uniforme bivariata nell'area della rete (una zona sismogenetica è per definizione omogenea, ovvero ogni punto al suo interno è, con uguale probabilità, potenziale epicentro di un terremoto); il valore vero della misura di intensità scelta, una volta generati i valori di M_T e R_T , può essere ricavato a partire dalla distribuzione data dalla legge di attenuazione per la zona di interesse.

Fissato il vettore (M_T, R_T, PGA_T), allo scopo di valutare la $f_n(pga | \boldsymbol{\tau})$ mediante la RTPSHA per un assegnato sito è necessario simulare la misura di $\boldsymbol{\tau}$ a ciascuna stazione.

Ogni stazione è caratterizzata da una sorta di "etichetta" che – fissato l'evento di interesse (in termini di localizzazione, ovvero l'epicentro), fissata la sua posizione all'interno della rete e assunto un modello di velocità per le onde P (discusso nel seguito) – rappresenta l'istante in cui è previsto che il sensore si "attivi" ovvero rilevi il segnale sismico. Se si assume che il tempo di origine dell'evento coincida con il tempo di origine della simulazione, il sensore si attiverà quando il tempo di simulazione sarà proprio pari al valore indicato sulla sua "etichetta".

A causa dell'assenza di un database di forme d'onda relative a terremoti forti occorsi nell'area test, le misure dei parametri di interesse per ciascuna stazione ($\boldsymbol{\tau}$) vengono estratte in maniera casuale dalla corrispondente PDF empirica $f(\boldsymbol{\tau} | m)$ di parametri dati nelle Eqq. (5).

Assumendo un modello di stima della magnitudo come quello dato da Allen e Kanamori (2003) ogni stazione è considerata nel processo (e quindi è fornita una misura di τ) se e solo se sono passati quattro secondi dalla sua attivazione.

Elaborazione. Tale blocco consente di simulare le predizioni del sistema di EWS a ciascun istante di tempo fino a che tutte le stazioni hanno registrato il terremoto. Assumendo che al dato istante t dall'origine della simulazione la rete sismica possa fornire un vettore delle misure degli strumenti sismici, è possibile formulare le PDF di M condizionata a τ come descritto in precedenza. Nota inoltre la sequenza secondo la quale le stazioni hanno rilevato l'evento, è possibile formulare la PDF di R condizionata a \mathcal{J} .

Decisione. Tale blocco consente di simulare il controllo, a ogni istante, della regola decisionale di Eq. (10) e le condizioni di mancato e falso allarme a partire dal calcolo dell'integrale di Eq. (1). Nel modello di simulazione non è esplicitamente contemplato un blocco relativo alla trasmissione fisica delle informazioni. Questo perché si è assunto che le velocità di trasmissione dei segnali analogici (o digitali) trasmessi via radio (o cavo) è straordinariamente superiore a quella di propagazione delle onde sismiche e quindi rappresenta un elemento secondario rispetto ai fattori critici del sistema.

Esempio di simulazione

I test numerici sono stati effettuati per i siti di Napoli (capoluogo della Campania) e S. Angelo dei Lombardi (AV), città fortemente colpita dal terremoto irpino del 1980.

La configurazione della rete ISNet, i due siti di interesse e l'epicentro del terremoto di magnitudo 6 selezionato come scenario sono riportati in Figura 2a.

La Figura 2b mostra l'evoluzione temporale della distribuzione della magnitudo in termini di PDF; si noti come il valore medio e la dispersione della magnitudo cambino all'aumentare del numero di stazioni che hanno rilevato il terremoto, ossia all'aumentare delle informazioni provenienti dal sistema di EWS. La Figura 2c e la Figura 2d mostrano la stima probabilistica della distanza epicentrale (ancora in termini di PDF) per i

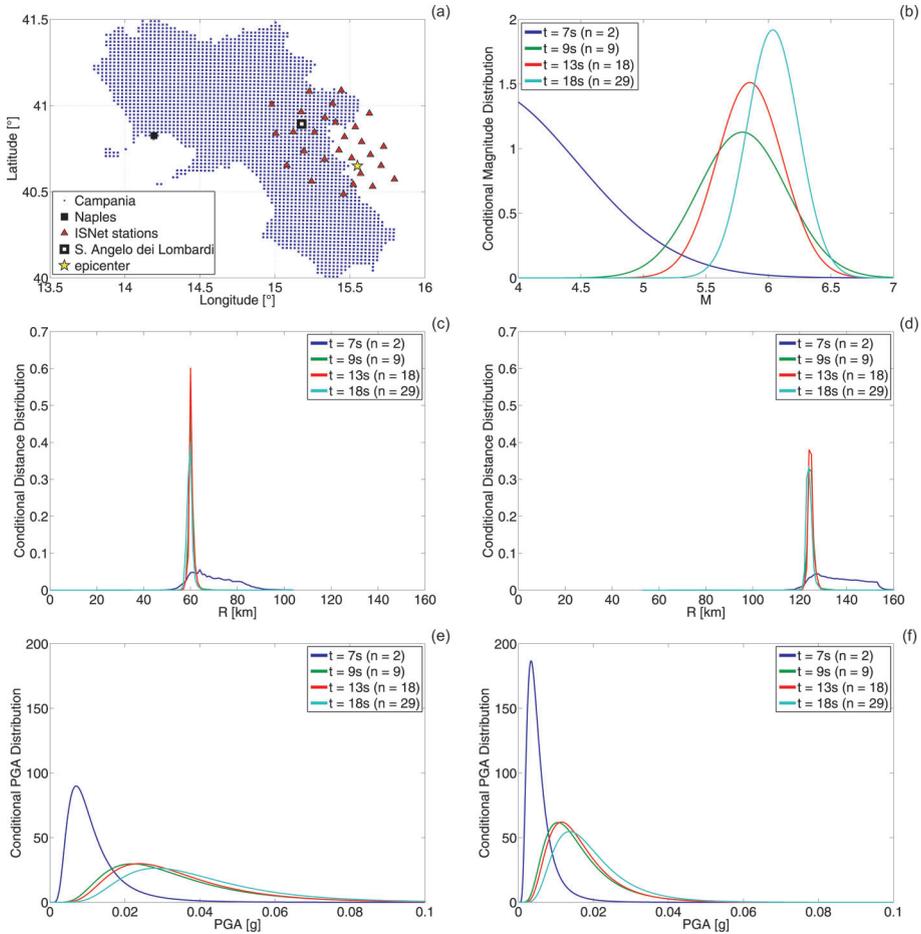


Figura 2. Risultati della simulazione per un evento di magnitudo 6 per i siti di S. Angelo dei Lombardi (sinistra) e Napoli (destra); (a) epicentro, schema della rete e target; (b) PDF della magnitudo; (c) e (d) PDF della distanza; (e) e (f) PDF della PGA (Iervolino et al. 2009a).

due siti; si noti che le PDF della distanza epicentrale di Napoli e S. Angelo dei Lombardi sono proprio centrate sul valore *vero* della distanza epicentrale per ciascun sito (124 km e 60 km rispettivamente). Infine, la Figura 2e e la Figura 2f mostrano l'*hazard* in real-time (in termini di PDF della PGA) per i due siti. Le curve in figura corrispondono ciascuna a un diverso numero di stazioni attivate durante l'evento in corso e quindi sono funzioni del tempo (sono riportate le curve relative solo ad alcuni istanti selezionati). La pericolosità stimata aumenta allo scorrere del tempo (più

misure delle stazioni sono disponibili quando più stazioni hanno rilevato l'evento) consistentemente con il metodo di stima della magnitudo che tende a sottostimare M , specialmente all'inizio dell'evento (Iervolino et al., 2006a).

Lo schema di simulazione utilizzato consente anche di calcolare il mancato e falso allarme a partire dalla regola decisionale di Eq. (10) mediante un approccio frequentistico. Le probabilità cercate possono essere calcolate attraverso le Eqq. (12) in cui N_{tot} è il numero totale di simulazioni (si veda Iervolino et al., 2006a per ulteriori dettagli).

$$P_{MA} \equiv \frac{N \left[P \left[PGA > PGA_c \right] \leq P_c \cap PGA_T > PGA_c \right]}{N_{tot}} \quad (12)$$

$$P_{FA} \equiv \frac{N \left[P \left[PGA > PGA_c \right] > P_c \cap PGA_T \leq PGA_c \right]}{N_{tot}}$$

L'analisi delle probabilità di mancato e falso allarme effettuata per il sito di Napoli è mostrata in Figura 3 per diversi valori di PGA_c e per $P_c = 10\%$; è evidente come tali probabilità dipendano dai valori di soglia selezionati.

Analisi delle incertezze

Per meglio visualizzare come le stime della PGA evolvano nel tempo, in Figura 4a e in Figura 4b, è mostrata la probabilità di superamento di un valore critico di PGA, PGA_c , in funzione del tempo e per diversi valori di PGA_c (stessi valori di Figura 3). I grafici in figura si riferiscono alla media di 100 simulazioni (delle misure delle stazioni) per lo stesso evento. Si vede che la probabilità di superamento non cambia significativamente dopo 10-13 secondi ovvero dopo che 11-18 stazioni hanno rilevato l'evento. In Figura 4c e in Figura 4d è mostrato l'andamento nel tempo del coefficiente di variazione (CoV, rapporto tra deviazione standard e valore medio) della PGA per differenti situazioni. Più precisamente, il CoV della PGA è calcolato, attraverso l'integrale di Eq. (1), nei seguenti casi: (i) considerando le PDF sia di M che di R ; (ii) considerando solo la moda di R (massimo della distribuzione) e la PDF di M ; (iii) considerando la moda di R e il valore fornito dalla stima puntuale M secondo Eq. (7). Ciò consente di valutare l'effetto delle diverse fonti di incertezza sulla stima in tempo reale della PGA.

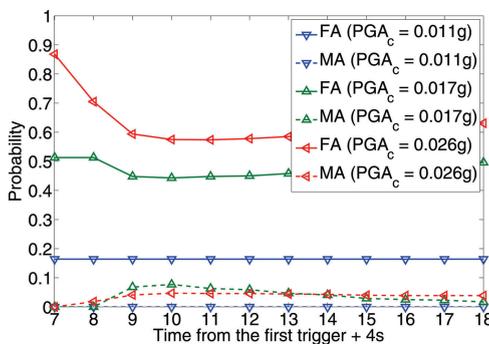


Figura 3. Probabilità di falso e mancato allarme per diversi valori di PGA_C per il sito di Napoli.

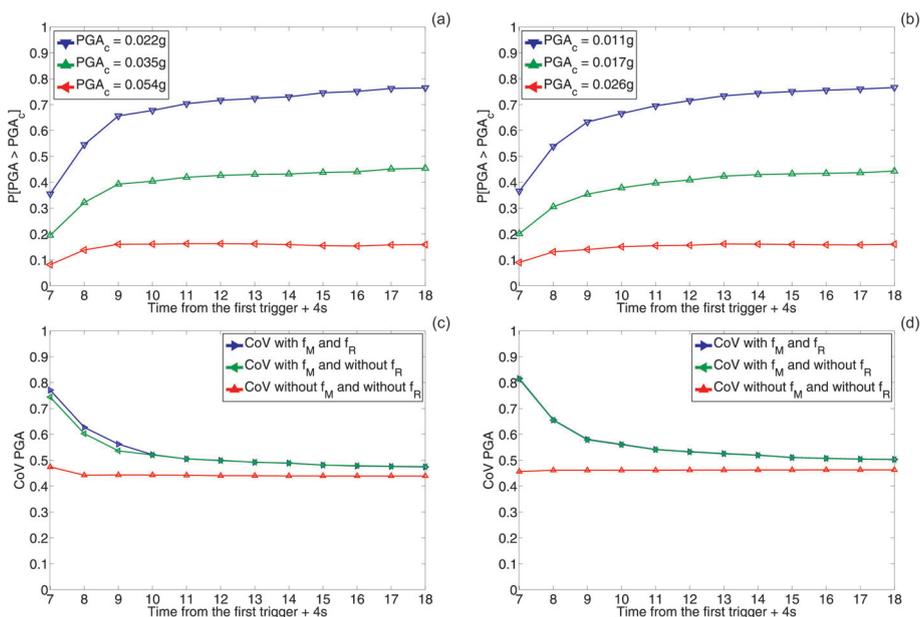


Figura 4. Stima dell'hazard per tre diversi valori di PGA_C e CoV . S. Angelo dei Lombardi (sinistra) e Napoli (destra) (Iervolino et al. 2009a).

È evidente dai risultati presentati che l'incertezza sulla distanza è trascurabile (il CoV della PGA non varia significativamente considerando l'incertezza sulla distanza attraverso l'intera PDF), almeno per eventi localizzati all'interno della rete (come nel caso in esame); anche l'incertezza sulla magnitudo, sebbene maggiore di quella sulla distanza, è piccola rispetto all'incertezza della legge di attenuazione, soprattutto quando molte stazioni hanno rilevato l'evento.

In Iervolino et al. (2009a) sono stati anche confrontati i due diversi stimatori della magnitudo in termini di errore nella stima della PGA. È mostrato come l'approccio bayesiano alla stima della magnitudo è caratterizzato da maggiore efficienza rispetto al più semplice approccio puntuale se la PGA è il parametro di interesse.

Mappe di lead-time

Nell'approccio adottato, la stima del parametro del moto del suolo (nel caso in esame la PGA) diventa stabile solo quando un certo numero di stazioni ha rilevato l'evento e ha registrato l'inizio del segnale sismico; esiste, quindi, un trade-off tra lead-time e il livello di informazione necessario per lanciare l'allarme.

Per tenere conto di ciò, sono state considerate diverse definizioni di lead-time ciascuna corrispondente a un diverso numero di stazioni che hanno rilevato l'evento (cioè a un diverso livello di informazione su magnitudo e distanza dell'evento). Per ciascuna di tali definizioni, sono stati calcolati i lead-time minimo, massimo e medio per ciascun punto (j) della Campania, a partire da un opportuno modello di velocità 1D per la regione. Secondo tale modello, le velocità delle fasi P e S, rispettivamente v_p e v_s sono funzioni della profondità ipocentrale e in rapporto costante di 1.68 (Satriano et al., 2008).

Il lead-time T_k^j relativo a ciascun punto j può essere calcolato come in Eq. (13).

$$T_k^j = T_S^j(h) - T_P^k(h) - \Delta t \quad (13)$$

$T_S^j(h)$ è il tempo di arrivo della fase S al punto di osservazione (j) e dipende dalla profondità della sorgente (h); $T_P^k(h)$ è il tempo necessario affinché k stazioni rilevino l'evento e dipende dalla profondità della sorgente (h); Δt è il tempo di elaborazione richiesto ed è assunto pari a 5 se-

condi (comprende i 4 secondi necessari affinché una stazione possa fornire una misura di τ). $T_S^j(b)$ e $T_P^k(b)$ possono essere approssimati utilizzando opportune curve dromocrone in funzione della distanza epicentrale e di b (A. Zollo, comunicazione personale, 2008).

Si è scelto di calcolare il lead-time per $k = 4$, $k = 18$ e $k = 29$ considerando tutti i possibili epicentri nell'area rettangolare al di sotto della rete ISNet e con profondità ipocentrale variabile fino a 12 km (profondità ipocentrali tipiche per la regione in esame). I risultati, sottoforma di mappe, sono mostrati in Figura 5 per tutti i punti di una griglia regolare di nodi con interdistanza di circa 2 km (nelle due direzioni) in modo da coprire tutto il territorio della regione Campania con circa 2700 nodi. In figura è anche mostrata la “blind zone” ovvero l'area caratterizzata da lead-time nullo. Tali mappe possono essere analizzate con riferimento a una lista delle azioni in tempo reale di gestione/riduzione del rischio; un esempio è mostrato in Figura 6.

Definizione delle soglie di allarme per sistemi strutturali controllati

L'applicazione delle tecniche dell'EWS all'ingegneria sismica si può concretizzare ad esempio nella predisposizione del sistema strutturale all'arrivo di un segnale sismico di cui si conoscono in anticipo, seppur con incertezza, le grandezze di interesse per la risposta dinamica (ad esempio le ordinate spettrali).

Per applicazioni di ingegneria strutturale dell'EWS si è quindi più interessati alla predizione della risposta strutturale in termini di un parametro EDP (*Engineering Demand Parameter*) piuttosto che in termini di un parametro di intensità sismica (IM). Per tale motivo, si può considerare l'integrale di Eq. (14), dove è esplicitato il legame probabilistico tra la risposta strutturale e un generico parametro di intensità sismica, IM.

$$f(edp | \tau) = \int_{IM} f(edp | im) f(im | \tau) d(im) \quad (14)$$

Ad esempio, è possibile sfruttare il vantaggio dell'informazione del sistema di EWS in termini di $f(edp | \tau)$ per l'attivazione di sistemi di controllo strutturale.

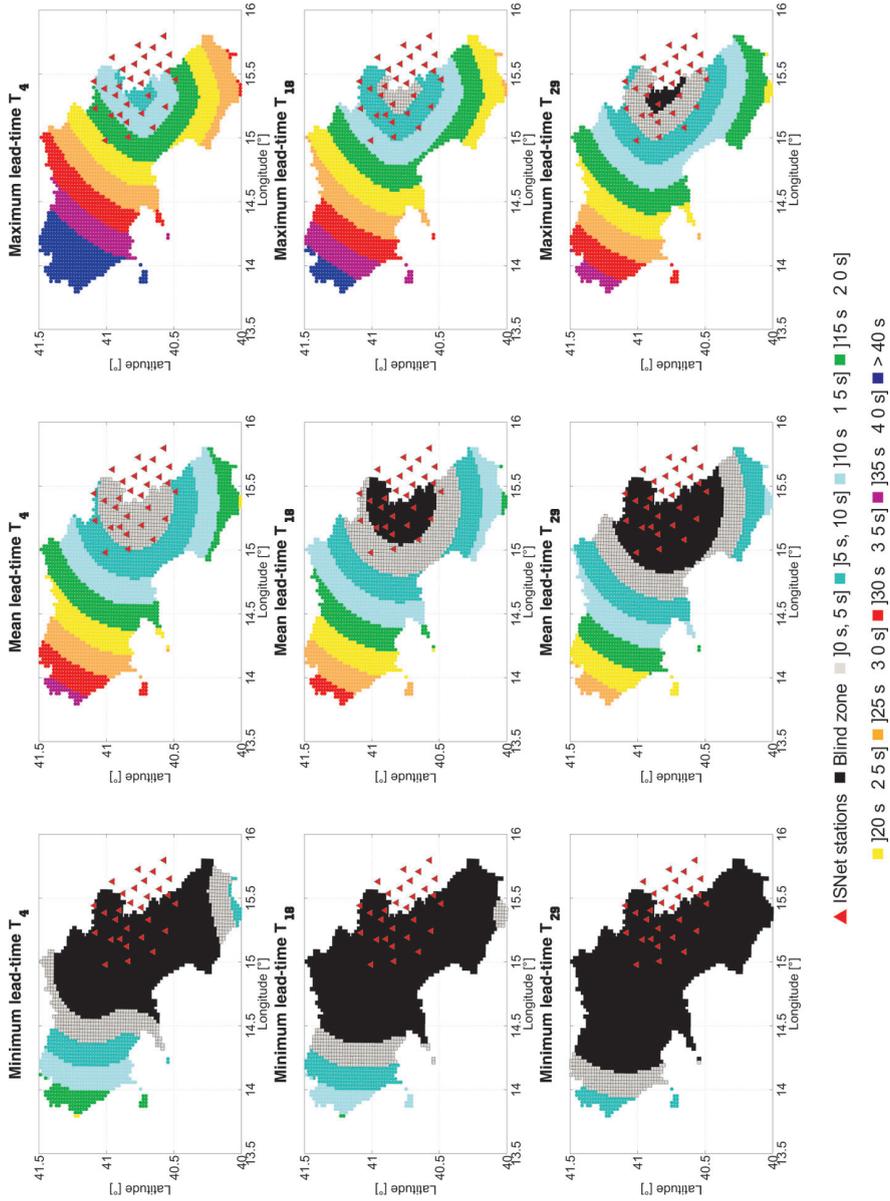


Figura 5. Mappe di lead-time per le diverse definizioni proposte.

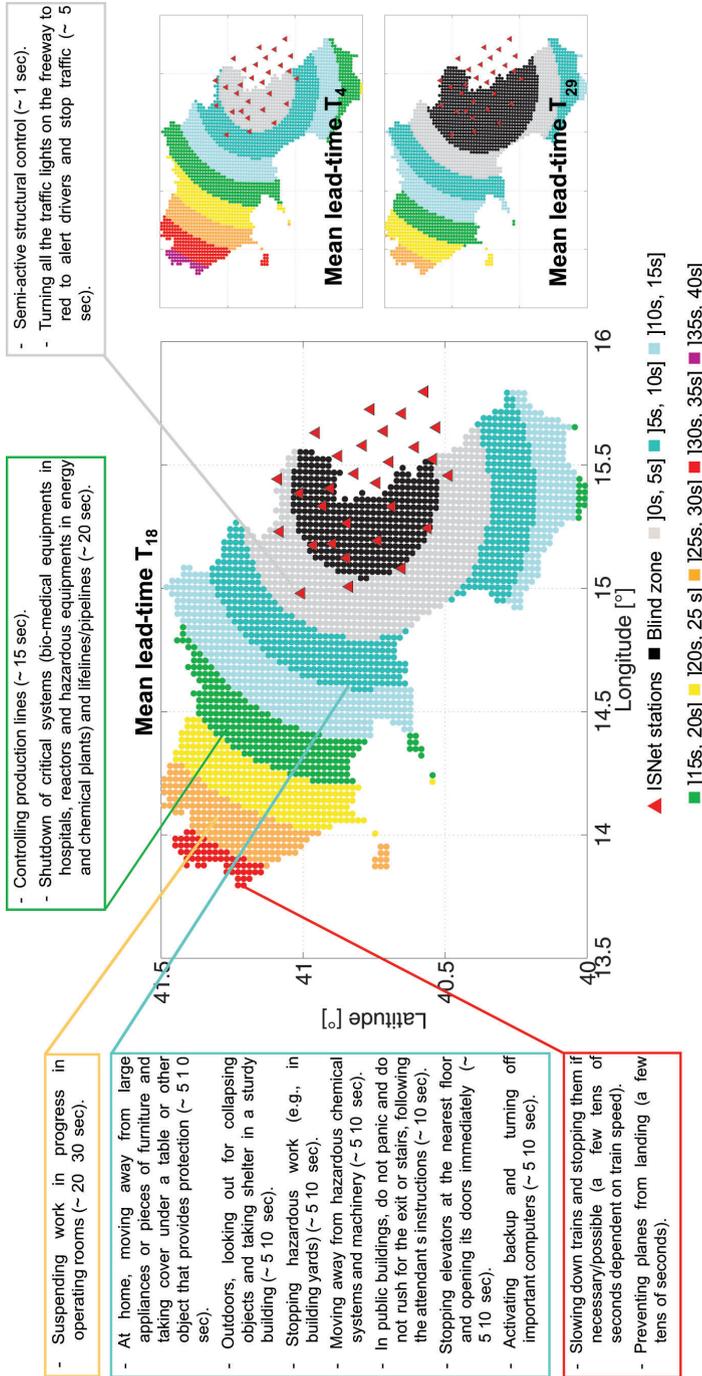


Figura 6. Mappa di lead-time medio per $k = 18$ e possibili azioni di riduzione del rischio (adattata da Iervolino et al., 2009a).

Sistemi di EWS e controllo strutturale

Nell'ambito del controllo strutturale si possono distinguere, principalmente, tre approcci distinti (Soong e Spencer Jr, 2002): passivo, attivo e semi-attivo; a questi se ne aggiunge un quarto che è quello ibrido.

Il *controllo passivo* utilizza sistemi che sviluppano la forza di controllo come risposta di opportuni dispositivi al moto della struttura, senza richiedere fonti di energia esterna. In generale, tali sistemi limitano l'ingresso di energia nella struttura da proteggere oppure ne dissipano la maggior parte in appositi dispositivi (consentono di variare il periodo fondamentale di oscillazione della struttura o lo smorzamento strutturale). Il loro maggiore svantaggio, rispetto agli altri metodi, è legato all'incapacità di adattamento alle reali condizioni di esercizio (input e/o risposta strutturale) poiché la loro progettazione può solo basarsi a priori, sulla previsione dell'eccitazione (ad esempio sulla base di terremoto di progetto).

I sistemi di *controllo attivo* si basano sul contrasto dinamico dell'azione sismica a partire dal feedback che ricevono da un sensore accelerometrico ai piedi della struttura (o sulla struttura stessa). Più precisamente, i sistemi di controllo strutturale di tipo attivo utilizzano attuatori esterni per applicare forze di controllo alla struttura; l'entità di tali forze è determinata, in tempo reale e sulla base di un prefissato algoritmo di controllo, in funzione della risposta strutturale e/o dell'eccitazione stessa. I sistemi attivi richiedono quindi, per funzionare, una fonte di energia esterna e un sistema integrato di raccolta di informazioni (*sensori*), di elaborazione dei dati (*processori*) e di dispositivi capaci di imporre la forza di controllo così determinata alla struttura (*attuatori*). Questi sistemi, dotati della fondamentale caratteristica di adattabilità alle reali condizioni di esercizio, se ben progettati possono condurre a ottimi risultati nell'ingegneria aeronautica e aerospaziale. D'altro canto, nel caso di strutture civili, le masse in gioco particolarmente grandi fanno sì che le forze di controllo debbano compensare altrettanto ingenti forze di inerzia; la generazione di queste forze mediante potenti e complessi attuatori (ad esempio oleodinamici) diventa particolarmente problematica; inoltre, la grande quantità di energia richiesta da tali sistemi rappresenta, probabilmente, una delle maggiori difficoltà alla loro diffusione in questo campo, soprattutto per il problema dell'alimentazione durante gli eventi più severi (proprio quelli per cui il sistema di controllo deve avere la massima efficienza).

Il *controllo semi-attivo* si realizza, invece, tramite la regolazione, in tempo reale, dei parametri meccanici dei dispositivi di controllo, i quali inte-

ragiscono “passivamente” con il resto della struttura, in risposta al moto strutturale stesso. Le modalità di regolazione di tali parametri sono determinate, sulla base di un prescelto algoritmo di controllo, in funzione dell'eccitazione e/o della risposta strutturale. Quindi, come per il controllo attivo, il sistema necessita, in linea di principio, di sensori, processori e attuatori, ma l'energia richiesta è minima rispetto ai sistemi attivi e può essere fornita, ad esempio, da una semplice batteria. Tali sistemi rappresentano quindi una evoluzione dei corrispondenti sistemi passivi: conservando le fondamentali caratteristiche di affidabilità e sicurezza, affiancano loro quella dell'adattabilità, fondamentale per l'avvicinamento del livello prestazionale consentito dai sistemi pienamente attivi, ottenendo un interessante compromesso tra le due metodologie di controllo.

Infine, il *controllo ibrido* consiste nel combinare opportunamente i sistemi finora descritti.

L'integrazione tra i sistemi di controllo di tipo passivo e i sistemi di EWS non è realizzabile poiché tali dispositivi non possono essere più modificati dopo l'installazione.

Anche l'integrazione dei sistemi di controllo di tipo attivo con le reti di EWS sembra ad oggi non realizzabile perché, in aggiunta ai già discussi limiti tradizionali legati all'utilizzo di tali tecnologie, richiederebbe lo sviluppo di algoritmi decisionali basati sulla predizione dell'intero segnale al piede mentre la RTPSHA consente di predire lo scuotimento solamente in termini di misure di intensità.

Le potenzialità delle tecnologie di EWS sembrano invece poter essere sfruttate per l'ottimizzazione dei sistemi di controllo semi-attivo delle strutture, che rappresentano una interessante opzione non solo per la realizzazione di nuove costruzioni ma anche per la protezione di quelle esistenti.

Applicazione illustrativa

I dispositivi di tipo semi-attivo che per primi sono stati studiati e che tuttora hanno un ruolo fondamentale nelle applicazioni sono costituiti da un ammortizzatore idraulico dotato di un pistone che lo divide in due camere (Figura 7); la pressione differenziale, che genera la forza resistente, è modulata mediante una valvola di controllo esterna (a dimensione variabile) che collega le due camere del cilindro e nella quale un fluido viscoso (tipicamente olio), scorrendo dissipa energia (Soong e Spencer Jr,

2002). I tempi di risposta stimati per la fase di apertura della valvola sono di circa 15 ms con una richiesta massima di potenza esterna pari a circa 3 W.

Tali dispositivi possono essere modellati come elementi viscosi lineari con smorzamento regolabile, Eq. (15).

$$F(t) = C_{SA}(u) \dot{\delta}(t) \quad (15)$$

In Eq. (15) δ è la deformazione del dispositivo e u è la variabile di controllo che determina lo smorzamento, ad esempio la tensione nell'elettrovalvola. Nel seguito si assume che il dispositivo può assumere due soli stati di funzionamento (la valvola può essere solo “aperta” o “chiusa”); si parla in questo caso di controllo di tipo ON-OFF.

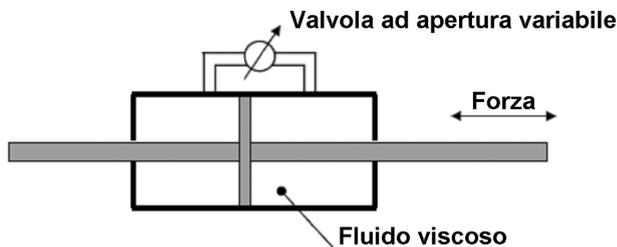


Figura 7. Schema di dispositivo a smorzamento viscoso variabile.

Se il parametro di controllo può assumere un qualsiasi valore compreso in un certo intervallo (la valvola si apre e chiude gradualmente) si parla invece di controllo di tipo continuo.

Per illustrare un esempio di integrazione delle tecniche di controllo semi-attivo con un sistema di EWS, si consideri per semplicità una struttura costituita da un telaio mono-piano e mono-campata in cemento armato con periodo di vibrazione pari a 0.6 s (Figura 8) equipaggiata con un dispositivo a smorzamento viscoso variabile (in serie a un normale controvento elastico) collegato a un sistema di EWS.

Il comportamento non lineare della struttura è definito da un legame momento-rotazione di tipo elasto-plastico con momento di snervamento pari a 200 kNm.

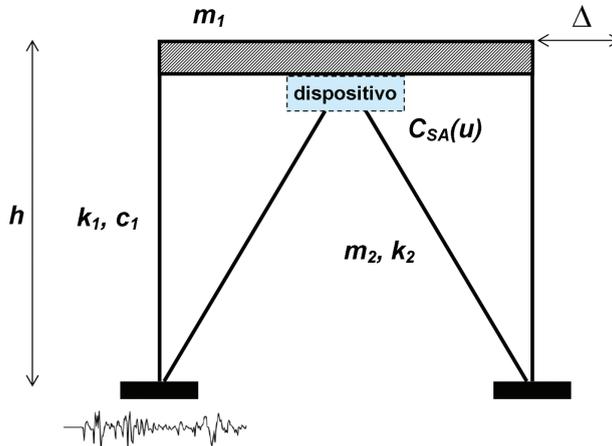


Figura 8. Schematizzazione del sistema strutturale oggetto di studio.

In generale, il metodo più elementare per formulare un algoritmo di controllo per un dispositivo di tipo semi-attivo tradizionale (senza interazione con un sistema di EWS) è quello di osservare una o più grandezze di risposta del sistema da proteggere e quindi, attivare o meno il dispositivo sulla base dell'influenza che esso ha sulle stesse grandezze di risposta (tipicamente spostamenti e accelerazioni). Se ad esempio si considera come variabile di risposta lo spostamento (Δ), la versione più semplice di questi algoritmo consiste nell'attivare il dispositivo quando lo spostamento supera un certo valore di soglia (EDP).

L'integrazione di questi sistemi con le reti di EW prevede l'utilizzo di regole decisionali come quella in Eq. (16)

$$\begin{cases} \text{dispositivo ON } [C_{SA}(u) = C_{\max}] \text{ se} & E[EDP | \underline{\tau}] \geq EDP_c \\ \text{dispositivo OFF } [C_{SA}(u) = C_{\min}] \text{ se} & E[EDP | \underline{\tau}] < EDP_c \end{cases} \quad (16)$$

$E[EDP | \underline{\tau}]$ è la predizione in tempo reale del valore atteso del parametro di risposta strutturale di interesse e può essere calcolato a partire dall'Eq. (14) come in Eq. (17).

$$E[EDP | \underline{\tau}] = \int \int_{EDP \ IM} edp f(edp | im) f(im | \underline{\tau}) d(edp) d(im) \quad (17)$$

Se si sceglie come EDP il *drift* di interpiano (*Interstory Drift Ratio*, IDR) e come IM, la PGA si ottengono le curve in Figura 9a; le curve di

Figura 9b si ottengono invece scegliendo come EDP l'accelerazione di picco al piano (*Peak Floor Acceleration*, PFA). Le PDF $f(idr|pga)$ e $f(pfa|pga)$ sono state ottenute mediante un'analisi dinamica incrementale (Vamvatsikos e Cornell, 2002) utilizzando accelerogrammi naturali selezionati con l'ausilio del codice REXEL (Iervolino et al., 2009c).

In Figura 10 è mostrato l'andamento della riduzione dell'EDP dovuta al sistema di controllo in funzione della statistica delle misure della rete.

Si è assunto che l'edificio oggetto di studio sia localizzato a circa 10 km dall'epicentro e quindi in un sito dove la finestra temporale disponibile per l'allerta preventiva è estremamente ridotta a causa della vicinanza alla zona sismogenetica. È proprio in tali situazioni che il controllo strutturale può rappresentare una soluzione particolarmente conveniente per

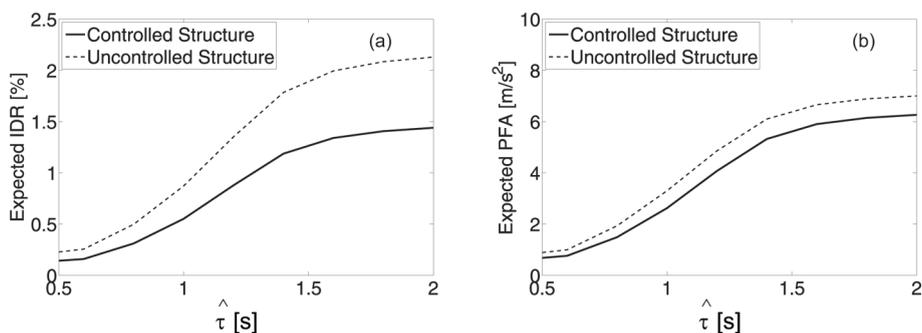


Figura 9. Confronto tra EDP atteso nel caso di sistema controllato e sistema non controllato in funzione della statistica delle misure della rete per un edificio supposto localizzato a 10 km dall'epicentro dell'evento; (a) IDR; (b) PFA (Iervolino et al., 2009b).

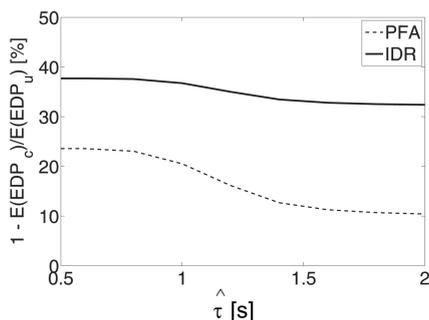


Figura 10. Riduzione dell'EDP atteso nel caso di sistema controllato in funzione della statistica delle misure della rete per un edificio supposto localizzato a 10 km dall'epicentro dell'evento.

la riduzione in tempo reale della vulnerabilità (e dell'esposizione) delle strutture.

Un'altra classe di dispositivi di tipo semi-attivo utilizza i cosiddetti *fluidi controllabili* la cui fondamentale caratteristica è quella di poter variare, in modo reversibile, le proprie proprietà meccaniche (in particolare la soglia di snervamento), a seconda del campo elettrico (*fluidi elettroreologici*, ER) o magnetico (*fluidi magnetoreologici*, MR) a cui sono sottoposti, in pochissimi millisecondi e senza bisogno di controllare parti meccaniche mobili (Soong e Spencer Jr, 2002).

Ottimizzazione delle soglie di allarme sulla base della perdita attesa

L'approccio classico alla valutazione del rischio sismico, per un'assegnata struttura di interesse, si basa sulla stima della perdita media annua, Eq. (18)

$$E[L] = \lambda \int_L l f(l) dl \quad (18)$$

A partire da questa espressione, esplicitata la dipendenza della perdita l da M e R (teorema delle probabilità totali) si ricava la relazione di Eq. (19).

$$E[L] = \lambda \int_L \int_{DM} \int_{EDP} \int_{IM} \int_M \int_R l f(l | \underline{dm}) f(\underline{dm} | \underline{edp}) f(\underline{edp} | \underline{im}) f(\underline{im} | m, r) f(m) f(r) dl d(\underline{dm}) d(\underline{edp}) d(\underline{im}) dm dr \quad (19)$$

λ è la frequenza annua di occorrenza di un evento sismico in un certo intervallo di magnitudo; $f(l | \underline{dm})$ è la PDF della perdita (L), condizionata alla presenza/assenza di danni strutturali, informazione portata in dote dal vettore \underline{DM} ; $f(\underline{dm} | \underline{edp})$ è la PDF congiunta del danno, condizionata a un vettore di misure della risposta sismica (\underline{EDP}) degli elementi strutturali e non; $f(\underline{edp} | \underline{im})$ è la congiunta del vettore degli EDP condizionata a un vettore di misure di intensità dello scuotimento \underline{IM} ; $f(\underline{im} | m, r)$ è la distribuzione delle \underline{IM} condizionata a magnitudo e distanza dell'evento e, nel caso di una misura scalare di intensità, può essere rappresentata da una leg-

ge di attenuazione ordinaria; infine $f(m)$ e $f(r)$, PDF di magnitudo e distanza rispettivamente, sono leggi di probabilità che, come già discusso, esprimono la sismicità della zona in cui è situata la struttura di interesse.

Valutazione del rischio sismico nel caso di sistemi di EWS

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 ≥ 4 (per le caratteristiche della rete di sensori).
- Utilizzando le informazioni acquisite dalla rete sismica, attraverso i metodi descritti in precedenza, si possono effettuare stime di M e di R 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.
- A evento in atto, l'esistenza di un sistema di EWS offre la possibilità di produrre, in pochi secondi, stime delle perdite attese rispettivamente in presenza e 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. (19) come in Eq. (20).

$$E[L|\underline{\tau}] = \int \int \int \int l f(l|\underline{dm}) f(\underline{dm}|\underline{edp}) f(\underline{edp}|\underline{im}) f(\underline{im}|\underline{\tau}) dl d(\underline{dm}) d(\underline{edp}) d(\underline{im}) \quad (20)$$

Per stimare la perdita attesa nel caso di allarme, $E^W[L|\underline{\tau}]$ (e in caso di non allarme, $E^{\bar{W}}[L|\underline{\tau}]$) è sufficiente porre nella (20) $f(l|\underline{dm}) = f^W(l|\underline{dm})$ [$f(l|\underline{dm}) = f^{\bar{W}}(l|\underline{dm})$]. 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. (21).

$$\text{ottimo: } \begin{cases} \text{allarme se} & E^w [L | \underline{\tau}] \leq E^{\bar{w}} [L | \underline{\tau}] \\ \text{no allarme se} & E^w [L | \underline{\tau}] > E^{\bar{w}} [L | \underline{\tau}] \end{cases} \quad (21)$$

Nel seguito, attraverso un esempio, è mostrato come sia possibile calcolare le perdite attese off-line attraverso l'equazione (20) 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 presa in maniera tempestiva.

Sviluppo e progettazione dell'applicazione

Per lo sviluppo e la progettazione della applicazione, la metodologia di stima della perdita per sistemi di EWS è stata applicata a una aula a uso didattico. In particolare, 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 a un piano, con impalcato rigido (comportamento alla Grinter), di altezza pari a 3 metri. Le caratteristiche elastiche della struttura sono quelle tipiche del calcestruzzo. In sommità sono state assegnate masse tali che il periodo di vibrazione della struttura sia di 0.6 s. 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 m². 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 m² (lunghezza = 7 m) 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 11.

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.

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.

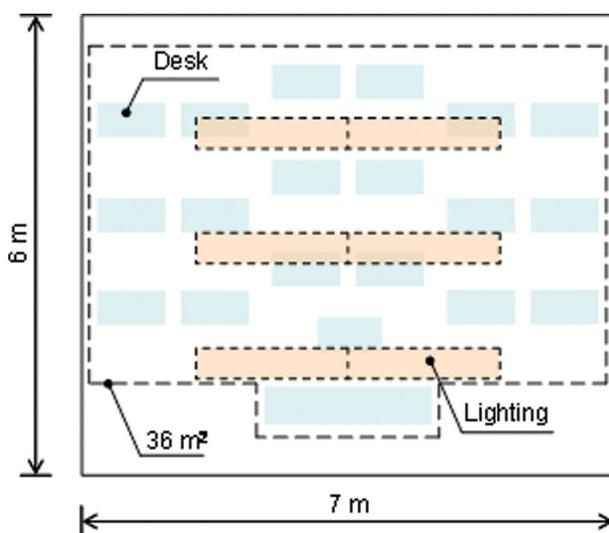


Figura 11. Schematizzazione dell'aula oggetto di studio (Iervolino et al., 2007).

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, ecc. 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 euro 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.

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 condizionatamente alla accelerazione spettrale corrispondente al periodo fondamentale della struttura (S_a), mentre i secondi alla accelerazione di picco al piano condizionatamente alla PGA. È quindi necessario sviluppare due funzioni densità di probabilità: $f(idr|S_a)$ e $f(pfa|pga)$. La PFA va condizionata alla PGA e non all'accelerazione spettrale, in modo da determinare una minore variabilità; inoltre, condizionando la PFA alla S_a si potrebbe ottenere una stima non indipendente dalla magnitudo del terremoto.

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_D14 in Iervolino et al. (2006b). Gli andamenti ottenuti sono riportati in Figura 12. Le distribuzioni sono ben descritte da leggi lognormali.

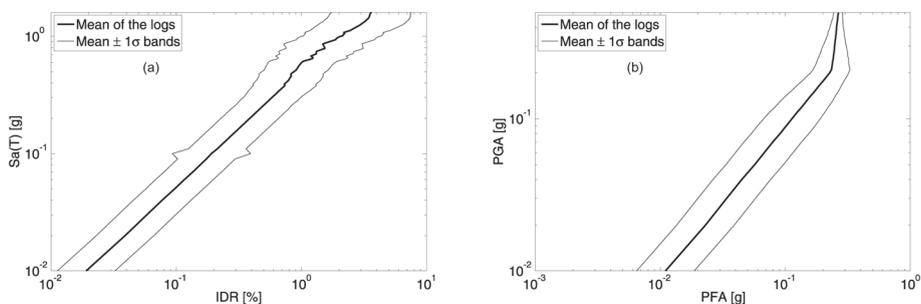


Figura 12. Analisi dinamica incrementale per (a) IDR (b) PFA (Iervolino et al. 2007).

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 13a) sono: Mediana = 4.73 %, $\sigma_{\ln IDR} = 0.22$ (Aslani, 2005). Essendo la struttura in esame caratterizzata da quattro pilastri, la probabilità di collasso strutturale è data dalla probabilità che almeno uno dei pilastri collassi, Eq. (22).

$$P_{TOT}(IDR) = 1 - (1 - P_{col}(IDR))^4 \quad (22)$$

P_{TOT} si ottiene come complemento a 1 della probabilità che nessuno degli elementi verticali collassi e P_{col} è il complemento a uno della fragilità del singolo pilastro dato un certo valore di IDR. Si fa notare che l'utilizzo della relazione di Eq. (22) 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 controsoffittatura a cui sono fissate. La probabilità di collasso dei pannelli che costituiscono quest'ultima è riportata in Figura 13b. 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.

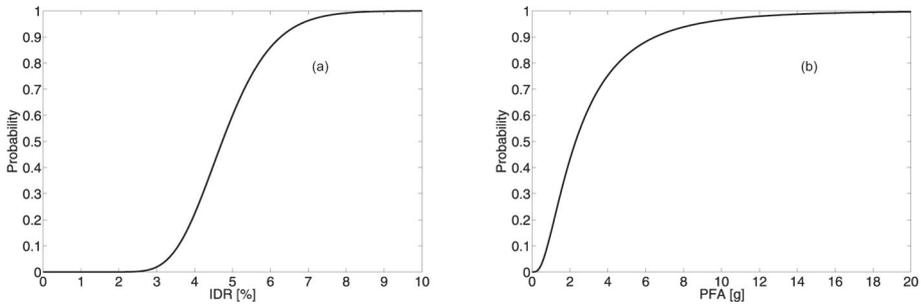


Figura 13. (a) Fragilità strutturale; (b) fragilità di ciascun elemento non strutturale (Iervolino et al., 2007).

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 (tale evento è indicato con h), 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 14a), Eq.(23). Il parametro θ è fissato in modo tale che l'area sottesa dalla curva corrisponda al 95% della probabilità, mentre nella massa sia concentrato il restante 5%.

$$f^{\bar{w}}(l|h) = \begin{cases} \theta e^{-\theta l} & l \in [0, l_{max}[\\ e^{-\theta l} & l = l_{max} \\ 0 & l \notin [0, l_{max}] \end{cases} \quad (23)$$

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 com-

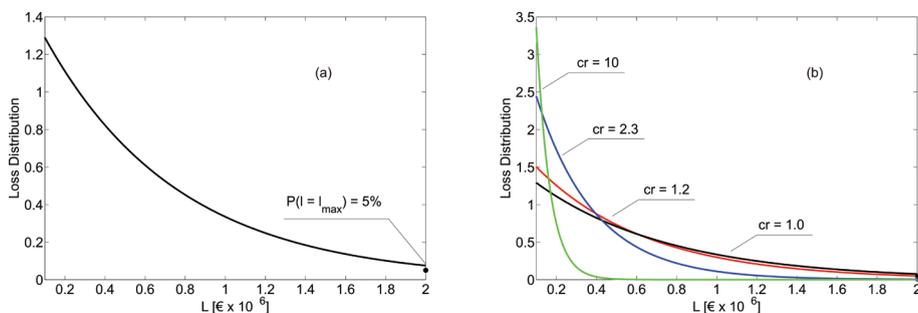


Figura 14. Funzione perdita nel caso in cui non ci sia azione di mitigazione (a) e nel caso di azione di mitigazione (b) per diversi valori del coefficiente di riduzione (Iervolino et al., 2007).

porti la presenza di un coefficiente di riduzione, cr , come da Eq. (24). In Figura 14b sono riportati gli andamenti della funzione perdita nel caso di allarme per diversi valori del coefficiente di riduzione.

$$f^W(l|h) = \begin{cases} \theta cr e^{-\theta cr l} & l \in [0, l_{\max}[\\ e^{-\theta cr l} & l = l_{\max} \\ 0 & l \notin [0, l_{\max}] \end{cases} \quad (24)$$

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.

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 come in Eq. (25),

in cui con $\hat{\tau}$ si è indicata la media geometrica delle misure della rete, che come dimostrato è una statistica sufficiente per la stima della magnitudo.

$$E\left[L|\hat{\tau}\right] = E\left[L|DS, \hat{\tau}\right]P\left(DS|\hat{\tau}\right) + E\left[L|DNS, \overline{DS}, \hat{\tau}\right]P\left(DNS, \overline{DS}|\hat{\tau}\right) + E\left[L|\overline{DNS}, \overline{DS}, \hat{\tau}\right]P\left(\overline{DNS}, \overline{DS}|\hat{\tau}\right) \quad (25)$$

Nella Eq. (25) 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 in precedenza, rispettivamente.

Nel seguito l'Eq. (25) sarà sintetizzata con i simboli in Eq. (26) e Eq. (27) 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.

$$E^W\left[L|\hat{\tau}\right] = E^W_{DS}\left[L|\hat{\tau}\right] + E^W_{DNS, \overline{DS}}\left[L|\hat{\tau}\right] + E^W_{\overline{DNS}, \overline{DS}}\left[L|\hat{\tau}\right] \quad (26)$$

$$E^{\bar{W}}\left[L|\hat{\tau}\right] = E^{\bar{W}}_{DS}\left[L|\hat{\tau}\right] + E^{\bar{W}}_{DNS, \overline{DS}}\left[L|\hat{\tau}\right] + E^{\bar{W}}_{\overline{DNS}, \overline{DS}}\left[L|\hat{\tau}\right] \quad (27)$$

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, cds , della eventuale ricostruzione o riparazione a seguito dell'evento come da Eq. (28).

$$E^W_{DS}\left[L|\hat{\tau}\right] = E^{\bar{W}}_{DS}\left[L|\hat{\tau}\right] = (20l_{\max} + cds)P\left(DS|\hat{\tau}\right) \quad (28)$$

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 cds 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. (29), con l'ovvio significato dei simboli.

$$P\left(DS | \hat{\tau}\right) = \int \int \int_{IDR Sa M} P(DS | idr) f(idr | sa) f(sa | m, r) f\left(m | \hat{\tau}\right) d(idr) d(sa) dm \quad (29)$$

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. Di ciò si è tenuto conto in Eq. (30), calibrando la distribuzione congiunta dei logaritmi di $\underline{IM} = \{PSA, Sa\}$ come una gaussiana bivariata.

$$P\left(DNS, \overline{DS} | \hat{\tau}\right) = \int_{\underline{IM}} P\left(DNS | \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right) P\left(\overline{DS} | \underline{IM}, \hat{\tau}\right) f\left(\underline{im} | \hat{\tau}\right) d\underline{im} \quad (30)$$

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 m^2), come da Figura 11.

La probabilità di avere X individui feriti, condizionata alle misure della rete sismica e al non collasso della struttura è data dalla Eq.(31), in cui compaiono i due termini descritti sopra ed esplicitati in Eq. (32) e Eq. (33).

$$P\left(X \mid \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right) = \sum_{y=1}^6 P(X \mid Y) P\left(Y \mid \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right) \quad (31)$$

$$P(X \mid Y) = \binom{y}{x} K^x [1-K]^{y-x} \quad (32)$$

$$P\left(Y \mid \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right) = \binom{6}{y} P\left(DNS \mid \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right)^y \left[1 - P\left(DNS \mid \overline{DS}, \underline{IM}, \hat{\tau}\right)\right]^{6-y} \quad (33)$$

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 $E[X] = 6P(DNS, \overline{DS} \mid \hat{\tau})K$, dopo aver marginalizzato rispetto a \underline{IM} . Il risultato di questa operazione è fornito in Eq. (34) per il caso di allerta e in Eq. (35) per il caso di non allarme. La perdita relativa all'interruzione dell'attività scolastica è inclusa in entrambi i termini perché essa occorre, a seguito di un ferimento, anche se non è stato lanciato l'allarme.

$$E_{DNS}^{\overline{W}} \left[L \mid \hat{\tau} \right] = \left[\left(\int_L l f^{\overline{W}}(l \mid h) dl \right) + l_{\max} P(l = l_{\max}) \right] \left[6P\left(DNS, \overline{DS} \mid \hat{\tau}\right)K \right] + caP\left(DNS, \overline{DS} \mid \hat{\tau}\right) \quad (34)$$

$$E_{DNS}^W \left[L \mid \hat{\tau} \right] = \left[\left(\int_L l f^W(l \mid h) dl \right) + l_{\max} P(l = l_{\max}) \right] \left[6P\left(DNS, \overline{DS} \mid \hat{\tau}\right)K \right] + caP\left(DNS, \overline{DS} \mid \hat{\tau}\right) \quad (35)$$

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. (36).

$$E_{DNS, \overline{DS}}^w [L | \hat{\tau}] = ca \left[1 - P \left(DNS | \overline{DS}, \hat{\tau} \right) \right] P \left(\overline{DS} | \hat{\tau} \right) \quad (36)$$

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, si può utilizzare l'Eq. (37).

$$E_{DNS, \overline{DS}}^w [L | \hat{\tau}] = ca P \left(PGA > PGA_F | \overline{DS}, \overline{DNS}, \hat{\tau} \right) \left[1 - P \left(DNS | \overline{DS}, \hat{\tau} \right) \right] P \left(\overline{DS} | \hat{\tau} \right) \quad (37)$$

$P(PGA > PGA_F | \overline{DS}, \overline{DNS}, \hat{\tau})$ 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. (1999) 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.

Risultati

Le perdite attese nei due casi di allarme o no, Eq. (26) e Eq. (27) rispettivamente, sono date dalle somme dei contributi descritti nel paragrafo precedente. $E^w[L | \hat{\tau}]$ e $E^w[L | \hat{\tau}]$ 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 τ e la magnitudo, per eventi in cui quest'ulti-

ma è alta, da Allen e Kanamori (2003). Per brevità si mostrano solo i risultati relativi alla condizione in cui tutte le stazioni della rete campana hanno rilevato il terremoto, 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 circa 100 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 15 sono rappresentati gli andamenti delle perdite attese nei due casi per $\alpha = 10$. 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, mentre, se $\hat{\tau} > \hat{\tau}_w$, allora la *decisione ottima* è quella di allarmare perché questa scelta minimizza la perdita attesa.

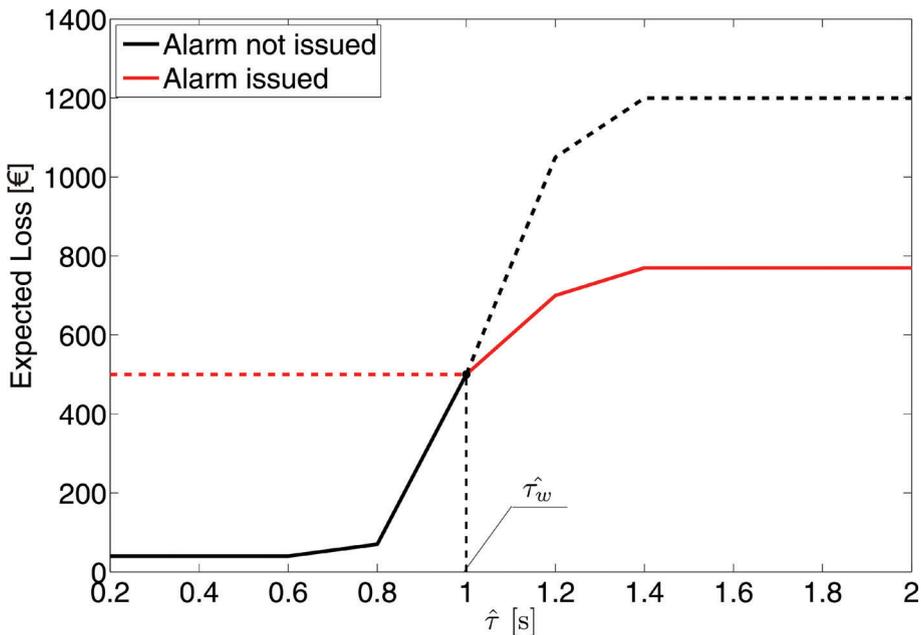


Figura 15. Perdita attesa nel caso di allarme e non in funzione della statistica delle misure della rete per l'edificio supposto localizzato a 110 km dall'epicentro dell'evento (Iervolino et al., 2007).

Inoltre, va sottolineato che, siccome la stima delle perdite tiene conto dei falsi e mancati allarme, 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 $E^W[L|\hat{\tau}]$ e $E^{\overline{W}}[L|\hat{\tau}]$ che minimizzano la perdita, quindi dalla unione delle due linee continue in Figura 15.

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. (38), dove $f(\hat{\tau}|m)$ e $f(m)$ sono state discusse in precedenza.

$$E[L] = \int \int_{\hat{\tau}} E[L|\hat{\tau}] f(\hat{\tau}|m) f(m) d\hat{\tau} dm \quad (38)$$

Per un singolo evento sismico con una distanza epicentro-sorgente $R = 110$ km, la perdita senza il sistema di EWS è di 179 euro, e 162 euro 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 euro e 524 euro rispettivamente (riduzione del 26%). Questi valori si riferiscono a un singolo evento e a una singola aula, essi sarebbero amplificati se si analizzasse l'intero ciclo di vita di una struttura con più aule.

Ulteriori risultati e un'analisi di sensibilità rispetto ad alcuni parametri che sono stati definiti nell'esempio discusso sono riportati in Iervolino et al. (2007).

Conclusioni

Nel presente capitolo sono state presentate le tecniche sviluppate per tenere conto delle incertezze relative alle stime in tempo reale della magnitudo e della localizzazione nelle applicazioni di EWS. Tali tecniche sono basate su un approccio bayesiano che consente di effettuare stime dei parametri di gm di interesse ingegneristico in termini di funzioni di densità di probabilità, in perfetta analogia all'approccio probabilistico classico utilizzato per le analisi di pericolosità sismica.

La metodologia proposta può essere estesa alla stima della risposta strutturale e delle perdite economiche in tempo reale che sembra il mas-

simo livello di informazione per decidere al meglio se allarmare o meno.

Più precisamente, si è presentata una procedura completamente probabilistica per fissare la soglia ottima di allarme per sistemi di EWS sulla base della perdita attesa. Il metodo proposto trasferisce al caso temporale 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.

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 sistema EWS.

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.

Bibliografia

- Allen, R.M., and H. Kanamori (2003). The Potential for Earthquake Early Warning in Southern California, *Science* 300, 786-789.
- Aslani, A. (2005). Probabilistic Earthquake Loss Estimation and Loss Disaggregation in Buildings, Ph.D. Thesis, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, CA Advisor: E. Miranda.
- Convertito, V., I. Iervolino, M. Giorgio, G. Manfredi, and A. Zollo (2008). Prediction of response spectra via real-time earthquake measurements, *Soil Dyn. Earthquake Eng.* 28, 492-505.
- D.M. LL.PP. 18/12/75. Normativa Italiana in Materia di Edilizia Scolastica. Ministero dei Lavori Pubblici.
- Horiuchi, S., H. Negishi, K. Abe, A. Kanimura, and Y. Fujinawa (2005). An Automatic Precessing System for Broadcasting Earthquake Alarms, *Bull. Seismic. Soc. Am.* 95, 708-718.

- Iervolino, I., V. Convertito, M. Giorgio, G. Manfredi and A. Zollo (2006a). Real Time Risk Analysis for Hybrid Earthquake Early Warning Systems, *Journal of Earthquake Engineering* 10, 6, 867-885.
- Iervolino, I., G. Manfredi, E. Cosenza (2006b). Ground Motion Duration Effects in Nonlinear Seismic Structural Analysis, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 35, 21-38.
- Iervolino, I., M. Giorgio, and G. Manfredi (2007). Expected Loss-Based Alarm Threshold Set for Earthquake Early Warning Systems, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 36, 1151-1168.
- Iervolino I., M. Giorgio, C. Galasso, and G. Manfredi (2009a). Uncertainty in early warning predictions of engineering ground motion parameters: what really matters? *Geophysical Research Letters* 36, L00B06, doi:10.1029/2008GL036644.
- Iervolino, I., C. Galasso, and G. Manfredi (2009b). Preliminary investigation on integration of semi-active structural control and earthquake early warning, Proc. of Early Warning System for Transportation Infrastructures, Karlsruhe, Germany, February 9-10.
- Iervolino I., C. Galasso, and E. Cosenza (2009c). REXEL: computer aided record selection for code-based seismic structural analysis. *Bulletin of Earthquake Engineering* doi:10.1007/s10518-009-9146-1 (in stampa).
- Kanamori, H. (2005). Real-time seismology and earthquake damage mitigation, *Annu. Rev. Earth Planet. Sci.* 33, 195-214.
- Rydelek, P., and J. Pujol (2004). Real-time seismic warning with a 2-station subarray, *Bull. Seismic. Soc. Am.* 94, 1546-1550.
- Sabetta, F., and A. Pugliese (1996). Estimation of response spectra and simulation of nonstationarity earthquake ground motion, *Bull. Seismol. Soc. Am.* 86, 337-352.
- Satriano, C., A. Lomax, and A. Zollo (2008). Real-Time Evolutionary Earthquake Location for Seismic Early Warning, *Bull. Seismol. Soc. Am.* 98, 1482-1494.
- Soong T.T., and B.F. Spencer Jr. (2002). Supplemental energy dissipation: state-of-the-art and state-of-the-practice, *Engineering Structures* 24, 243-259.
- Vamvatsikos, D., and C.A. Cornell (2002). Incremental Dynamic Analysis, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 31, 491-514.
- Wald, J.D., H. Quitoriano, T.H. Heaton, and H. Kanamori (1999). Relationship between Peak Ground Acceleration, Peak Ground Velocity and modified Mercalli Intensity in California, *Earthquake Spectra* 15, 557-564.
- Weber, E., V. Convertito, G. Iannaccone, A. Zollo, A. Bobbio, L. Cantore, M. Corciulo, M. Di Crosta, L. Elia, C. Martino, A. Romeo, and C. Satriano (2007). An Advanced Seismic Network in the Southern Apennines (Italy) for Seismicity Investigations and Experimentation with Earthquake Early Warning, *Seismological Research Letters*, 78, 622-634.
- Zollo, A., M. Lancieri, and S. Nielsen (2006). Earthquake magnitude estimation from peak amplitudes of very early seismic signals on strong motion records, *Geophysical Research Letters* 33, L23312.