

# Predizione dello spettro di risposta da misure in tempo reale di sistemi di Early Warning Sismico

Vincenzo Convertito<sup>1</sup>, Iunio Iervolino<sup>2</sup>, Aldo Zollo<sup>3</sup>, Gaetano Manfredi<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Risc-Lab Istituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia-Osservatorio Vesuviano, via Coroglio 156, 80124 Napoli

<sup>2</sup>Dipartimento di Ingegneria strutturale, Università Federico II di Napoli, via Claudio 21, 80125 Napoli

<sup>3</sup>Risc-Lab Dipartimento di Fisica, Università Federico II di Napoli, via Coroglio 156, 80124 Napoli

*Keywords: Early Warning Sismico, statistica bayesiana, falso allarme, sismologia in tempo reale*

## ABSTRACT:

I Sistemi di Early Warning Sismico, 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. Esistono però alcuni aspetti critici dei sistemi EWS che necessitano di analisi dettagliate: (1) le incertezze sulla stima della magnitudo e della localizzazione ottenute a partire dall'analisi dei segnali nei primissimi secondi di registrazione dell'evento sismico; (2) l'identificazione del parametro da utilizzare per la predizione del moto del suolo al sito di interesse; (3) come utilizzare le stime fornite dal sistema Early Warning Sismico per applicazioni di ingegneria sismica; (4) mancato e falso allarme. Nel presente studio, vengono affrontati i punti elencati utilizzando come area test la regione Campania (Italia) in cui è in fase di installazione un sistema prototipo di Early Warning Sismico. Lo studio delle incertezze viene effettuato attraverso un'analisi probabilistica in tempo reale utilizzando due approcci di stima della magnitudo: uno che utilizza una stima campionaria elementare ed uno bayesiano. Entrambi gli approcci sono stati applicati, in simulazione, a due siti ubicati a Napoli ed Avellino rispettivamente. L'analisi di mancato e falso allarme è stata effettuata per un terremoto di magnitudo  $M 7.0$  localizzato al centro della rete sismica. Per quanto concerne la predizione del moto del suolo, l'attenzione è stata focalizzata sullo spettro di risposta elastico, ritenuta la funzione più appropriata per applicazioni ingegneristiche dei sistemi EWS.

## 1 INTRODUZIONE

Lo scopo di un Sistema di Early Warning Sismico (SEWS) è quello di fornire notifica dello scuotimento prima dell'arrivo delle onde più distruttive ad uno o più siti di interesse. Questi sistemi richiedono una rete sismica, un sistema di comunicazione affidabile, una o più unità per l'elaborazione dei dati ed un sistema di allerta (Heaton, 1985; Kanamori, 2005). La base scientifica su cui si basa il concetto di Early Warning è fornita dalle analisi sismologiche in tempo reale che si occupano del problema di stimare la magnitudo e la localizzazione di un terremoto dall'analisi dei dati corrispondenti all'inizio del processo di rottura sulla faglia. Per quanto concerne la stima della magnitudo in tempo reale recentemente sono stati sviluppati diversi metodi, per esempio quello proposto da Allen & Kanamori (2003) basato sulla misura del periodo predominante ( $\tau_{p,max}$ ) delle onde  $P$  misurato nei primi 4 secondi di registrazione, oppure quello proposto da Wu & Zhao (2006) basato sulla misura del picco di spostamento misurato nei

primi 3 secondi dopo l'arrivo delle onde  $P$ . Più recentemente Zollo *et al.* (2006) hanno proposto una tecnica per la stima della magnitudo basata sulla misura dei picchi di ampiezza sia delle onde  $P$  che delle onde  $S$  in finestre temporali di 1 e 2 secondi. D'altra parte diverse tecniche di localizzazione in tempo reale sono state proposte da Horiuchi (2005), Rydelek & Pujol (2004) e più recentemente da Satriano *et al.* (2007). Queste tecniche sono tutte basate sulla formulazione *Equal Differential Time* (EDT) ed utilizzano l'informazione riguardante il numero di stazioni che ad un certo istante hanno registrato l'evento e quelle che non lo hanno registrato al fine di definire delle celle di Voronoi. Queste celle sono dei volumi in cui la probabilità di trovare l'ipocentro del terremoto è più alta. A prescindere dalle varianti che caratterizzano ciascuna tecnica, tutte concordano riguardo la possibilità di localizzare un terremoto nei primi quattro o cinque secondi dal tempo origine.

L'installazione di sistemi EWS in diverse parti del mondo sta conducendo i sismologi e gli ingegneri ad affrontare il problema della affidabilità delle stime in tempo reale del moto al suolo effettuate dai

sistemi EWS in prossimità e lontano dall'area sorgente, in particolare nelle aree non coperte dalla rete sismica. Infatti, molte delle contromisure finalizzate a ridurre l'impatto dei terremoti distruttivi si basano su queste stime.

Per stima si intende il valore di picco raggiunto da uno o più parametri del moto al suolo calcolato utilizzando degli strumenti di predizione. Gli strumenti di predizione maggiormente utilizzati sono le relazioni di attenuazione (Wald *et al.* 1999; Allen 2004), cioè funzioni che legano i parametri del terremoto (magnitudo o momento sismico), la distanza sito-sorgente e l'effetto di sito con i parametri di picco del moto del suolo (es., accelerazione di picco, Pga, velocità di picco, Pgv). Esistono anche tecniche più sofisticate basate su simulazione in grado di tener conto dei dettagli del processo di rottura della sorgente sismica (Dreger & Kaverina, 2000) che richiedono però tempi di calcolo più cospicui. Comunque, a prescindere dalla affidabilità e dalla rapidità delle tecniche elencate, la sola stima del valore del moto del suolo, può avere poco significato se non accompagnata da una valutazione delle incertezze associate.

In un recente lavoro Iervolino *et al.* (2006) hanno sviluppato una nuova tecnica che consente di tener conto delle incertezze relative alle stime in tempo reale della magnitudo e della localizzazione. Tale tecnica è basata su un approccio bayesiano che consente di effettuare stime dei parametri del moto al suolo in termini di funzioni di densità di probabilità (pdf) simile all'approccio probabilistico classico utilizzato per le analisi di pericolosità sismica (PSHA) proposto da Cornell (1968). L'idea di base è quella di utilizzare i risultati forniti dalle analisi in tempo reale riguardanti la stima della magnitudo e della localizzazione in un framework bayesiano. Iervolino *et al.* (2006) hanno utilizzato come area test la regione Campano-Lucana situata nell'Appennino meridionale (Italia) (Figura 1) in cui è in fase di installazione un prototipo di un sistema di Early Warning Sismico (Weber *et al.*, 2007) ed hanno focalizzato la loro attenzione sullo studio di mancato e falso allarme limitandosi alla sola Pga.

Nel presente lavoro, le valutazioni sono estese alle ordinate spettrali che rappresentano le funzioni più appropriate per applicazioni ingegneristiche di sistemi EWS. Infatti, le ordinate spettrali sono la misura di intensità del moto del suolo utilizzata nel *Performance Based Earthquake Engineering* (Iervolino *et al.*, 2007) per caratterizzare la risposta strutturale rispetto alla Pga, che può non essere uno stimatore statisticamente sufficiente per alcune misure di domanda sismica.

Al fine di poter confrontare i risultati, oltre all'approccio bayesiano si è utilizzato un approccio più semplice che ricava la magnitudo in tempo reale dalla media delle stime alle stazioni che ad un certo istante hanno registrato il terremoto.

L'analisi in tempo reale è stata effettuata per due siti ubicati nelle città di Napoli ed Avellino rispettivamente (Figura 1) ed è stata estesa al calcolo delle probabilità di mancato e falso allarme.

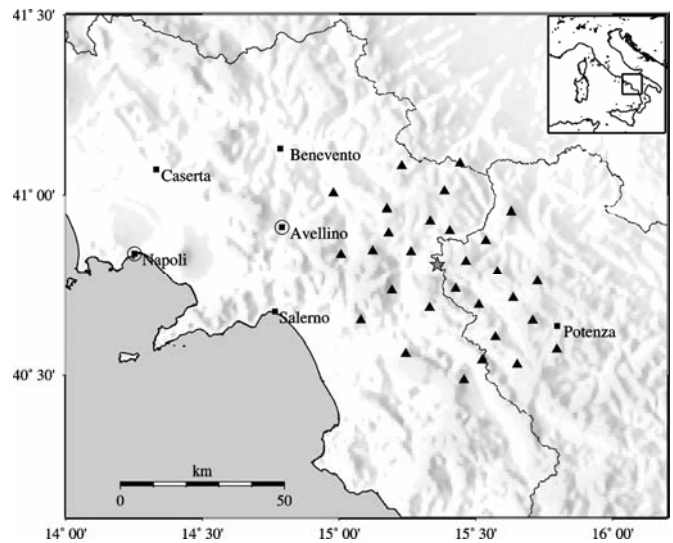


Figura 1. Mappa dell'area test selezionata per l'analisi. I quadrati rappresentano i capoluoghi della regione Campania-Lucania. I triangoli neri rappresentano le stazioni della rete I-SENet mentre la stella grigia corrisponde all'epicentro del terremoto M 7.0 selezionato come scenario.

## 2 PREDIZIONE IN TEMPO REALE DELLO SPETTRO DI RISPOSTA

### 2.1 *Modifica dell'integrale di pericolosità e approccio bayesiano per la stima della magnitudo*

L'analisi di rischio in tempo reale è basata sulla capacità del sistema di EWS, in particolare di quello in configurazione regionale (Kanamori, 2005), di misurare i parametri del terremoto nell'area sorgente nello stadio iniziale del processo di rottura e di stimare i valori del parametro del moto del suolo in siti ubicati lontano dalla sorgente sismica. Per poter sviluppare delle strategie decisionali ottime di allarme, che tengano anche conto del *trade-off* tra le probabilità di mancato e falso allarme, è di fondamentale importanza lo studio delle incertezze.

Assumendo che i parametri di picco siano governati da una distribuzione log-normale (Reiter, 1990) è possibile calcolare la probabilità di superamento di valori di soglia, selezionati sulla base delle particolari caratteristiche sismiche delle strutture di interesse oggetto dell'analisi di rischio. Questa analisi può essere estesa alla stima delle perdite economiche in tempo reale (Iervolino *et al.*, 2007) che sembra il massimo livello di informazione per decidere al meglio se allarmare o meno.

In questo lavoro, la stima dei valori del parametro del moto del suolo selezionato è ottenuta utilizzando un approccio che consente di ricavare l'intera pdf

del parametro utilizzando una formulazione modificata dell'integrale di pericolosità utilizzato nelle analisi di tipo classico (Cornell, 1968) e, in particolare, di fornire questa pdf condizionate alle informazioni in tempo reale fornite dal sistema di EWS. La formulazione generalizzata dell'integrale di pericolosità può essere scritta come:

$$f_v(S_a(T)) = \int \int_M \int_R f[S_a(T)|m, r] f_{M|\tau_1, \dots, \tau_v}(m|\bar{\tau}_v) \times f_{R|\nu_1, \dots, \nu_v}(r|\bar{\nu}) dr dm \quad (1)$$

L'equazione (1) fornisce quindi la pdf delle ordinate spettrali  $S_a(T)$  del moto al suolo. Tale pdf consente di ottenere un'informazione completa, cioè il valore modale, il valore medio, l'incertezza o, come nel caso dell'analisi di pericolosità classica, la probabilità di superamento di selezionati valori di soglia. Il vantaggio principale della formulazione riportata nell'equazione (1) consiste nella sua generalità. Essa, infatti, non dipende strettamente dalla metodologia adottata per la stima della magnitudo e della localizzazione.

Nell'analisi di pericolosità classica, la pdf sulla magnitudo è una funzione esponenziale troncata ottenuta dalla relazione di Gutenberg-Richter ricavata dal catalogo sismico compilato nell'area sorgente di interesse. Nell'integrale di pericolosità, modificato per il caso real-time, le variabili  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_v$  costituiscono un vettore,  $\bar{\tau}_v$ , di misure di un parametro fisico misurato alle  $\nu$  stazioni di registrazione della rete sismica nella parte iniziale dell'evento. Il termine  $f_{M|\tau_1, \dots, \tau_v}(m|\bar{\tau}_v)$ , quindi, fornisce la distribuzione della magnitudo del terremoto che sta avvenendo, sulla base delle misure in tempo reale  $\bar{\tau}_v$ .

Come mostrato da Iervolino *et al.* (2007), quando le misure  $\bar{\tau}_v$  corrispondono al periodo predominante  $\tau_{p, \max}$  (semplicemente  $\tau$  qui) dei primi quattro secondi delle onde  $P$  proposto da Allen & Kanamori (2003) e l'informazione *a-priori* è la relazione di Gutenberg-Richter ( $e^{-\beta m}$ ), la pdf sulla magnitudo ha una forma analitica. Utilizzando un approccio bayesiano, per un intervallo di magnitudo ( $M_{\min}, M_{\max}$ ), tale pdf è, infatti, data da:

$$f_M(m|\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N) = \frac{e^{\left\{2\mu_{\log(\tau)} \left[ \sum_{i=1}^{\nu} \log(\tau_i) \right] - \nu \mu_{\log(\tau)}^2 \right\} / 2\sigma^2} e^{-\beta m}}{\int_{M_{\min}}^{M_{\max}} e^{\left\{2\mu_{\log(\tau)} \left[ \sum_{i=1}^{\nu} \log(\tau_i) \right] - \nu \mu_{\log(\tau)}^2 \right\} / 2\sigma^2} e^{-\beta m} dm} \quad (2)$$

Il numeratore nell'equazione (2) rappresenta la probabilità di misurare un insieme di valori  $\bar{\tau}_v$  dato che stia avvenendo un terremoto di magnitudo  $m$ , cioè  $f_{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_v|M}(\bar{\tau}_v|m)$ , moltiplicato per la distribuzione

*a-priori*. Notiamo che, la formulazione dell'equazione (2) richiede l'assunzione della indipendenza e della omoschedasticità fra le misure che compaiono nel vettore  $\bar{\tau}_v$  e che la distribuzione di  $\tau$  misurato sul segnale di tipo  $P$ ,  $f_{\tau|M}(\tau|m)$ , condizionata alla magnitudo del terremoto, sia log-normale. Tale distribuzione  $f_{\tau|M}(\tau|m)$  è assunta essere di parametri:

$$\begin{cases} \mu_{\log(\tau)} = (M - 5.9)/7 \\ \sigma_{\log(\tau)} = 0.16 \end{cases} \quad (3)$$

Il valore di  $\mu_{\log(\tau)}$  è fornito da Allen & Kanamori (2003), mentre il valore della dispersione  $\sigma_{\log(\tau)}$  è stato ricavato dai dati riportati da Allen & Kanamori (2003) da Fontanella (2005).

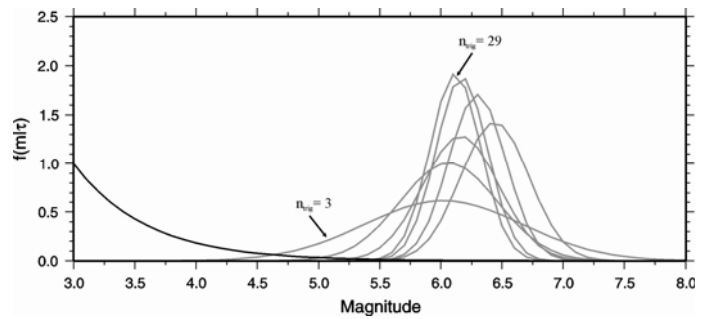


Figura 2. Evoluzione temporale delle pdf della magnitudo (linee grigie) per un terremoto di magnitudo  $M$  6.0 registrato ad una distanza epicentrale di 56 km. La linea nera corrisponde alla funzione esponenziale troncata scelta come *a-priori*.

La Figura 2 mostra l'evoluzione temporale della distribuzione della magnitudo per un terremoto di magnitudo  $M$  6.0 localizzato ad una distanza epicentrale di 56 km dal sito di interesse (linee grigie) insieme con la distribuzione *a priori* sulla magnitudo ottenuta dalla relazione Gutenberg-Richter (linea nera). (I parametri utilizzati per calcolare la relazione di Gutenberg-Richter e di conseguenza la pdf sulla magnitudo per la regione selezionata sono  $\beta=1.69$ ,  $M_{\min}=4.0$  e  $M_{\max}=7.0$ .)

Notiamo come il valore mediano e la larghezza della pdf cambino all'aumentare del numero di stazioni ( $\nu$  o  $n_{\text{trig}}$ ) che hanno registrato il terremoto, ossia all'aumentare delle informazioni provenienti dal sistema di EWS.

La funzione  $f_{R|\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_v}(r|\bar{\nu}_v)$  rappresenta la pdf della distanza sito-sorgente che tiene conto di due diverse informazioni ossia dell'evoluzione temporale della localizzazione e dell'identificazione di un volume all'interno del quale sia localizzato l'ipocentro con una data probabilità. Di conseguenza risulta che c'è una dipendenza implicita di tale pdf dalla tecnica di localizzazione utilizzata. Nel presente lavoro è stata utilizzata la tecnica proposta da Sa-

triano *et al.* (2007) che è una estensione della metodologia proposta da Horiuchi *et al.* (2005). Essa consente di stimare in maniera probabilistica l'ipocentro come una pdf invece che come un punto ed utilizza l'approccio EDT incorporando l'informazione riguardante le stazioni che ad un certo istante hanno registrato il terremoto e quelle che non lo hanno ancora registrato. Inoltre effettua una ricerca completa e globale per ciascun aggiornamento della stima della localizzazione e comincia la procedura di localizzazione solo dopo che una sola stazione ha registrato il terremoto.

Da un punto di vista dell'analisi di rischio in tempo reale, la caratteristica più interessante della metodologia riguarda la possibilità di identificare volumi probabilistici all'interno dei quali sono localizzati gli ipocentri. Ciò viene effettuato utilizzando una somma delle superfici EDT costruite per coppie di stazioni che hanno registrato l'evento e che non lo hanno registrato. Tali superfici sono definite come superfici isocrone rispetto al tempo di arrivo dell'onda  $P$ . A differenza della pdf sulla magnitudo non è possibile scrivere una forma analitica chiusa per la pdf sulla distanza eccetto che per alcuni casi semplici in cui il volume si riduca ad un punto, una linea o un cerchio.

Infine, la pdf  $f[S_a(T)|m, r]$  è la probabilità condizionata di superamento, per una fissata coppia  $(m, r)$ , dedotta dalla relazione di attenuazione e basata sull'assunzione di una distribuzione log-normale, del parametro  $S_a(T)$  (Reiter, 1990). Nelle relazioni di attenuazione, tipicamente, l'incertezza sul parametro, condizionatamente a magnitudo e distanza, è differente per ogni valore del periodo  $T$ . Tale incertezza è risultata dominante rispetto alle altre incertezze di stima nel problema di analisi di pericolosità in tempo reale, sia in Iervolino *et al.* (2006) sia in questo studio, come si evince dai risultati presentati nel seguito.

## 2.2 Approccio semplificato per la stima di $M$ e confronto

Al fine di comprendere qual'è l'incertezza, fra quella corrispondente alla magnitudo e quella relativa alla relazione di attenuazione, che maggiormente influenza la forma della  $f_v(S_a)$  è utile applicare anche un approccio semplificato per la stima della magnitudo. Esso consiste nell'invertire semplicemente la prima delle (3) e mediando su tutte le stazioni che hanno misurato  $\tau$ , il che corrisponde ottenere la media delle stime della magnitudo fornite dai singoli strumenti.

$$M = \sum_1^v [7 \log(\tau_i) + 5.9] / v \quad (4)$$

Questo approccio corrisponde a trascurare nell'integrale riportato nell'equazione (1) la pdf sulla magnitudo ed utilizzare solo la stima ottenuta mediando le misure alle diverse stazioni ad un fissato istante di tempo. In Figura 3 sono riportati i risultati di 1000 simulazioni ottenute applicando entrambi gli approcci per un terremoto di magnitudo  $M$  7 ed epicentro a distanza  $R = 90$  km dal sito. I pannelli a e c mostrano gli spettri di risposta ottenuti rispettivamente con l'approccio bayesiano e l'approccio semplificato (detto mediano).

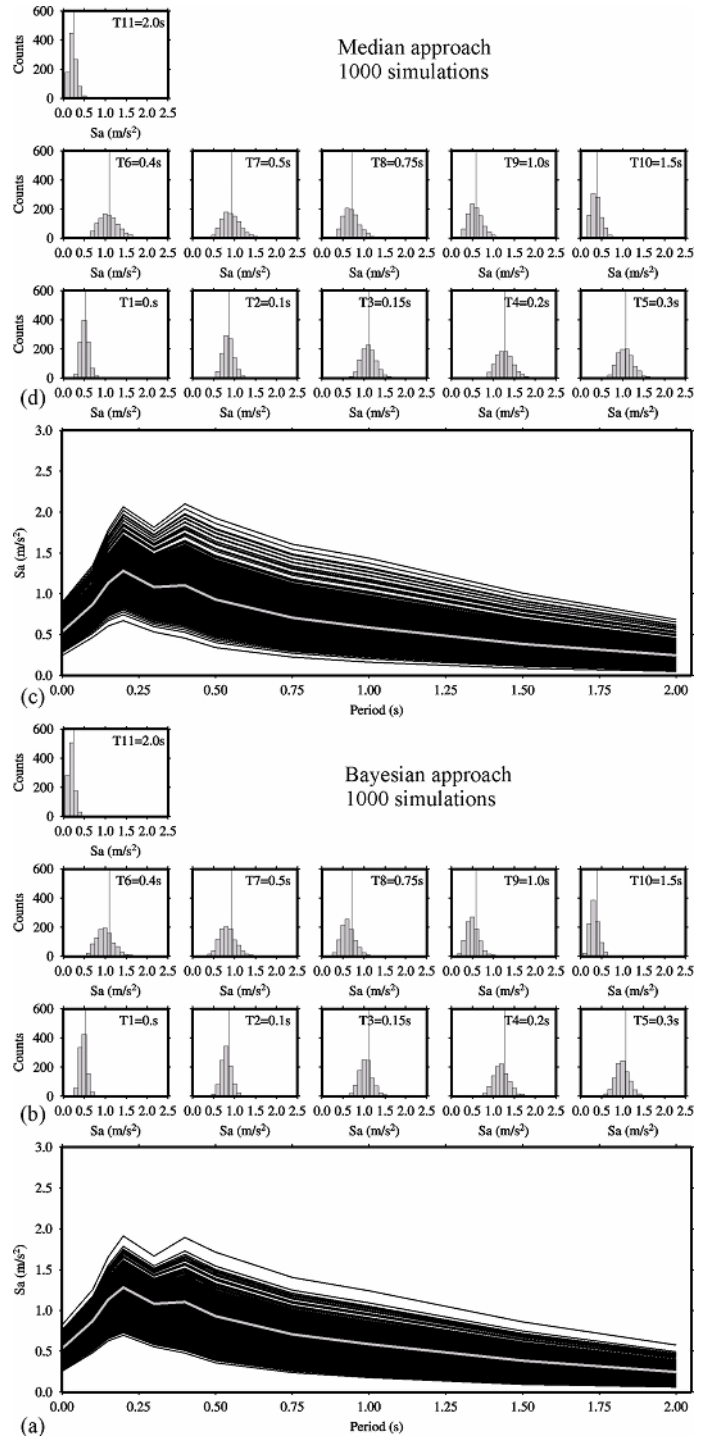


Figura 3. Spettri di risposta stimati all'istante di tempo in cui tutte le stazioni hanno registrato il terremoto e calcolati per un valore di probabilità di superamento del 50%.

Gli spettri di risposta si riferiscono all'istante di tempo in cui tutte le stazioni della rete sismica hanno

registrato il terremoto ( $v = 30$ ) e sono stati calcolati per una probabilità di superamento del 50%. La linea grigia negli stessi pannelli rappresenta lo spettro di risposta calcolato utilizzando solo la relazione di attenuazione di Sabetta & Pugliese (1996) (SP96) corrispondente allo spettro mediano e che, fissata la magnitudo e la distanza del terremoto, rappresenta il massimo stato di informazione.

Gli istogrammi riportati nei pannelli b e d mostrano le distribuzioni dei valori  $S_a(T)$  per i periodi strutturali indicati. Le linee verticali in ciascun pannello corrispondono al valore di  $S_a$  calcolato utilizzando la relazione di attenuazione SP96.

I risultati riportati in queste figure consentono di verificare che i due approcci forniscono spettri di risposta simili e dispersioni lievemente differenti. A prescindere dall'approccio utilizzato, infatti, tutti gli spettri di risposta si distribuiscono intorno allo spettro corrispondente al massimo livello di informazione disponibile (cioè quello in cui sono note magnitudo e distanza). Il fatto, inoltre, che la dispersione sia comparabile, tra l'approccio bayesiano che stima tutta la pdf della magnitudo e quello che stima semplicemente il valore di  $M$ , suggerisce che l'incertezza che maggiormente influenza le stime finali è quella che corrisponde alla relazione di attenuazione.

### 2.3 Il mancato e falso 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 EWS ha fornito la distribuzione del parametro del moto al suolo. Un modo per formulare la regola decisionale è riportato nella seguente equazione:

$$\text{Allarme se: } 1 - \int_0^{S_a^c} f_v(S_a) dS_a = P[S_a > S_a^c] > P_c \quad (5)$$

Questa formulazione si basa sull'assunzione che l'allarme viene lanciato se la probabilità che  $S_a$  superi un valore di soglia critico  $S_a^c$ , per ciascun periodo strutturale  $T$ , è maggiore di un valore di riferimento  $P_c$ . I valori di  $P_c$  e di  $S_a^c$  sono da selezionarsi in relazione ad un'appropriata funzione di perdita per la struttura di interesse e di valori accettabili di probabilità di errore nella decisione (Iervolino *et al.* 2006). Come indicato in Patè-Cornell (1986), l'efficienza di una regola decisionale può essere testata in termini di probabilità di mancato e falso allarme indicate rispettivamente con  $P_{FA}$  e  $P_{MA}$ . In particolare, il falso allarme si ha, quando l'allarme viene lanciato, mentre il parametro del moto al suolo che occorre al sito,  $S_a^T$ , 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 nel seguente schema seguente:

$$\begin{cases} \text{Mancato Allarme:} & [No \text{ Allarme} \cap S_a^T > S_a^c] \\ \text{Falso Allarme:} & [Allarme \cap S_a^T < S_a^c] \end{cases} \quad (6)$$

L'applicazione dell'equazione (1) ai sistemi EWS fornisce delle stime in tempo reale della pdf che governa il parametro del moto del suolo selezionato (accelerazione spettrale). Poiché la forma di questa pdf dipende dal numero di stazioni che ad un certo istante di tempo hanno registrato il terremoto, è possibile dunque valutare le probabilità di mancato e falso allarme in un approccio dipendente dal tempo. Di conseguenza è possibile decidere di allarmare quando il *trade-off* tra il *lead-time* disponibile, cioè il tempo fra la ricezione della prima informazione riguardo al terremoto che sta avvenendo e l'arrivo della fase S, e le perdite legate al mancato e falso allarme corrisponde al valore ottimale.

Nel presente lavoro, le analisi delle probabilità di mancato e falso allarme sono state effettuate per due città della regione Campania, in particolare per Napoli ed Avellino (Figura 1). Questo ha consentito di testare come queste probabilità dipendono dai valori di soglia, dallo spettro critico selezionato e dalla distanza sito-sorgente.

## 3 APPLICAZIONE ALLA REGIONE CAMPANO-LUCANA (APPENNINO MERIDONALE)

L'analisi riguardante sia la stima in tempo reale dello spettro di risposta che il mancato e falso allarme è stata effettuata mediante simulazione. A causa dell'assenza di un data-base di forme d'onda relative a terremoti forti occorsi nell'area test, le misure dei parametri di interesse vengono estratte in maniera casuale dalle corrispondenti pdf empiriche. È questo il caso per esempio per  $\tau_{p,max}$  (Allen & Kanamori, 2003) e  $S_a^T(T)$ . L'area test selezionata è la regione Campano-Lucana (Appennino Meridionale) in cui un sistema prototipo di EWS è in fase di installazione. Il sistema è basato su una densa rete accelerometrica con strumenti ad elevato range dinamico denominata ISNet (Weber *et al.* 2006) che circonda le strutture sismogenetiche che danno luogo alla gran parte della sismicità strumentale registrata nell'area e in cui è avvenuto l'ultimo terremoto distruttivo del 23 Novembre 1980 (M 6.9). La configurazione della rete ISNet e le principali città della regione, che rappresentano potenziali siti di interesse (quadrati neri), sono riportate in Figura 1 (triangoli). La stella grigia in Figura 1 rappresenta l'epicentro

del terremoto di magnitudo M 7.0 selezionato come scenario, mentre i cerchi indicano le due città, Napoli ed Avellino scelte come siti di interesse ed ubicati a distanze epicentrali di circa 90 km e 46 km rispettivamente.

La valutazione dell'equazione (5) richiede la definizione di un'ordinata spettrale *critica*  $S_a^c(T)$  per ciascun periodo di interesse e quindi la definizione di uno *spettro critico*. Nella presente applicazione, per i due siti lo spettro critico è stato calcolato utilizzando la forma spettrale per la roccia contenuta nel codice italiano per le strutture (OPCM 3274, 2003) per dieci diversi periodi cioè  $T = 0.0, 0.1, 0.15, 0.2, 0.5, 0.75, 1.0, 1.5$  e  $2.0$  secondi. I valori di ancoraggio dello spettro corrispondono ai valori di  $P_g$  che hanno un periodo di ritorno di 475 anni che sono  $2.0 \text{ m/s}^2$  e  $1.5 \text{ m/s}^2$ , rispettivamente per il sito di Avellino e Napoli (Calvi & Stucchi, 2006).

Allo scopo di valutare la  $f_v(S_a(T))$  per ciascun sito sono state effettuate 1000 simulazioni utilizzando sia l'approccio bayesiano che quello semplificato. Ciascuna simulazione è consistita in: (1) fissare le caratteristiche del terremoto (magnitudo e localizzazione e valore "vero al sito" per ciascun periodo  $S_a^T(T)$ ); (2) simulare le misure e le predizioni fatte dal sistema EWS a ciascun istante di tempo fino a che tutte le stazioni hanno registrato il terremoto; (3) controllare la regola decisionale e le condizioni di mancato e falso allarme.

I tempi di trigger, ossia in tempi a cui le stazioni ricevono la prima informazione sul terremoto, stazione sono stati valutati calcolando il tempo di arrivo dell'onda  $P$  assumendo un mezzo omogeneo e isotropo con velocità  $v_p=5.5 \text{ km/s}$ . Per tener conto del tempo richiesto dalla procedura di localizzazione in tempo reale (Satriano *et al.* 2007), la cui incertezza si assume trascurabile rispetto a quella sulla magnitudo e sulla relazione di attenuazione, è stato aggiunto al tempo di trigger un tempo di latenza di 4 secondi.

Fissata la magnitudo del terremoto le misure  $\tau_i$  sono campionate assumendo che esse siano statisticamente indipendenti e distribuite in modo log-normale con parametri dati nella equazione (3).

I valori  $S_a^T(T)$  per ciascun periodo sono ottenuti campionando la pdf ricavata utilizzando la media e la dispersione fornite dalla relazione di attenuazione SP96 per i valori di magnitudo e distanza selezionati. Inoltre, la stessa relazione di attenuazione è stata utilizzata per calcolare la probabilità condizionata di superamento  $f[S_a(T)|m, r]$  riportata nell'equazione (1).

La selezione di un elevato numero di simulazioni, per lo stesso valore di magnitudo e la stessa localizzazione e l'estrazione casuale dei valori di  $S_a^T(T)$  dalla pdf ottenuta dalla relazione di attenuazione selezionata, consente in maniera implicita di tener conto dell'effetto di diversi meccanismi di faglia. Ciò è vero, in particolare, per il sito di Napoli per il quale la distanza epicentrale consente di trascurare le dimensioni della rottura. Infatti, da un punto di vista statistico, le incertezze fornite dalle relazioni di attenuazioni tengono conto di tutti gli effetti diversi dalla magnitudo e dalla distanza sito-sorgente che possono modificare i valori del parametro del moto al suolo selezionato.

### 3.1 Risultati per il sito di Avellino

La prima analisi effettuata ha riguardato la stima in tempo reale dello spettro di risposta per il sito di Avellino. In Figura 4 e Figura 5 sono riportati due esempi per l'approccio bayesiano e quello semplificato rispettivamente. La linea grigia tratteggiata corrisponde allo spettro di risposta critico, mentre le linee nere continue rappresentano lo spettro ad pericolosità uniforme stimato in tempo reale per un valore di superamento,  $P_c$ , scelto pari a 0.2 per tutti i periodi dello spettro.

In ciascun pannello è riportato il tempo trascorso dal tempo origine del terremoto e il corrispondente numero di stazioni che a quell'istante lo hanno registrato il parametro da cui si deduce la magnitudo.

Per ciascun periodo strutturale viene riportata anche la corrispondente  $f_v(S_a(T))$  consentendo quindi di analizzarne la variazione con il tempo. Le variazioni in termini di distribuzione dipendono dalle diverse dispersioni fornite dalla relazione di attenuazione SP96 per ciascun periodo e alla pdf sulla magnitudo. Confrontando i risultati riportati nelle Figura 4 e Figura 5 è possibile notare le differenti  $f_v(S_a(T))$  nei due approcci e al variare del tempo dal primo trigger. Inoltre, gli spettri ottenuti con l'approccio bayesiano hanno valori leggermente, ma sistematicamente, più bassi rispetto a quelli ottenuti utilizzando l'approccio semplificato, il che è concorde con il fatto che gli stimatori bayesiani non sono statisticamente *corretti*.

I pannelli inferiori delle figure 4 e 5 indicano che le differenze nella forma della  $f_v(S_a(T))$  sono più evidenti nei secondi iniziali, cioè quando sono disponibili misure poco affidabili della magnitudo mentre quelle corrispondenti all'istante finale ( $t=12s$ ) sono molto simili.

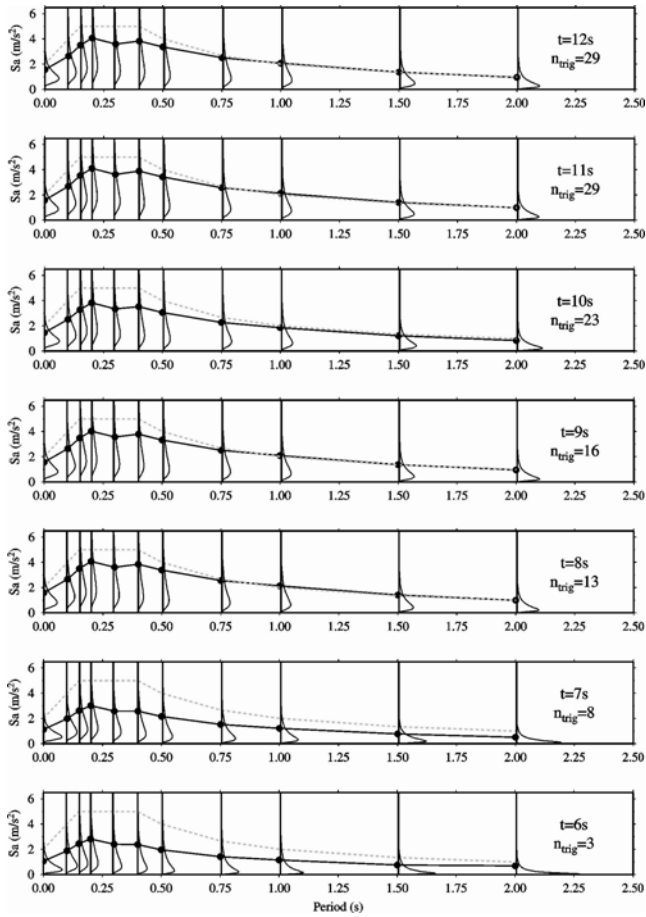


Figura 4. Esempio di stima dello spettro di risposta in tempo reale per il sito di Avellino (linee nera) ricavato dalle pdf riportate nella stessa figura ed ottenute utilizzando l'approccio bayesiano. Le linee grigie rappresentano lo spettro critico calcolato la forma spettrale riportata nel codice italiano.

### 3.2 Risultati per il sito di Napoli

Le analisi effettuate ad Avellino sono state ripetute anche per il sito di Napoli utilizzando, ancora una volta, sia l'approccio bayesiano che quello semplificato. Ciò ha consentito di mettere in evidenza i possibili effetti della distanza sito-sorgente e dello spettro critico.

In Figura 6 e in Figura 8 sono riportate le evoluzioni temporali degli spettri di risposta stimati e le corrispondenti  $f_v(S_a(T))$ . Anche per il sito di Napoli gli spettri stimati utilizzando i due approcci sono differenti, ma questa volta diventano simili a partire dall'istante  $t=9s$ .

Confrontando questi risultati con quelli riportati nelle figure 4 e 5 corrispondenti al sito di Avellino si vede che le  $f_v(S_a(T))$  risultano essere meno disperse. Questo può essere attribuito ad un effetto delle relazioni di attenuazione, in quanto esse forniscono delle stime dei parametri del moto al suolo più affidabili per i siti ubicati nel far-source rispetto a quelli in near-source.

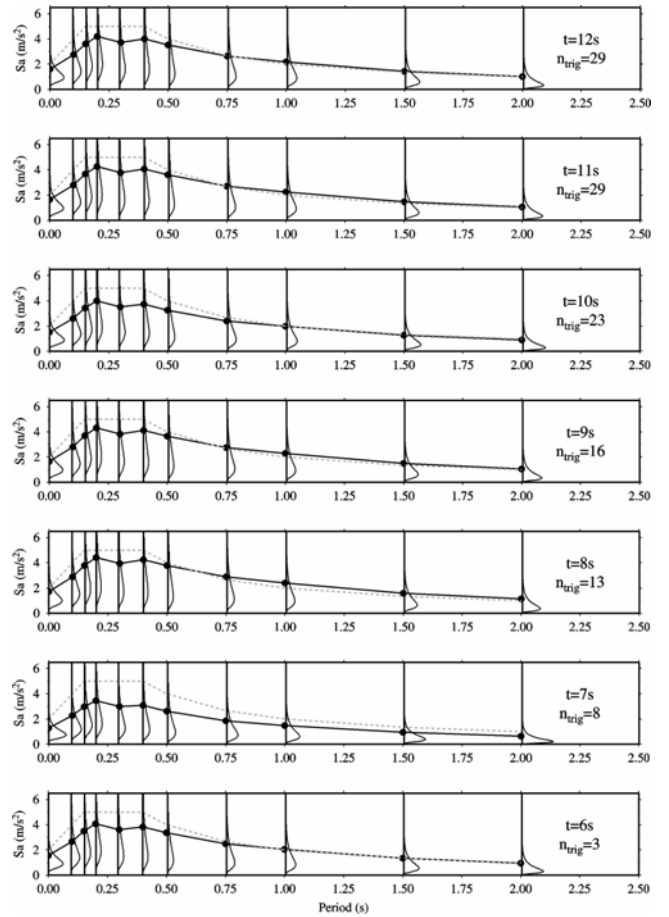


Figura 5. Stessa rappresentazione riportata in Figura 4 ma ottenuta utilizzando l'approccio semplificato.

### 3.3 Il mancato e il falso allarme

Lo schema di simulazione utilizzato per calcolare gli spettri di risposta in tempo reale è stato utilizzato anche per calcolare il mancato e falso allarme avendo selezionato come regola decisionale quella riportata nell'equazione (5) utilizzando un approccio frequentistico. In pratica le probabilità cercate sono state calcolate attraverso le seguenti equazioni:

$$\begin{cases} P_{MA} \cong \frac{N \left[ P(S_a > S_a^c) \leq P_c \cap S_a^T > S_a^c \right]}{N_{TOT}} \\ P_{FA} \cong \frac{N \left[ P(S_a > S_a^c) > P_c \cap S_a^T \leq S_a^c \right]}{N_{TOT}} \end{cases} \quad (7)$$

dove  $N_{TOT}$  è il numero totale di simulazioni pari a 1000. La probabilità critica  $P_c$  è stata fissata ancora una volta pari a 0.2 e lo spettro critico è stato calcolato in accordo a quanto descritto nel paragrafo precedente.

Nello studio presentato da Iervolino *et al.*, (2006), gli autori hanno dimostrato che per un terremoto di magnitudo M 7.0 ed un sito ubicato ad una distanza epicentrale di 110 km, la probabilità di mancato allarme per la Pga va a 0 dopo 7 secondi dal primo trigger mentre quella di falso allarme raggiunge il valore di progetto.

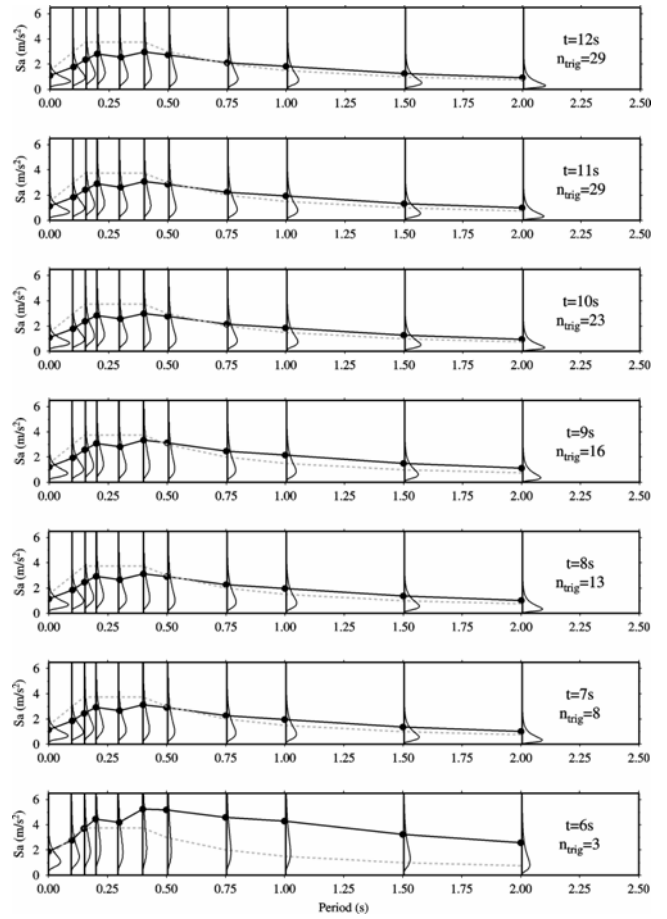
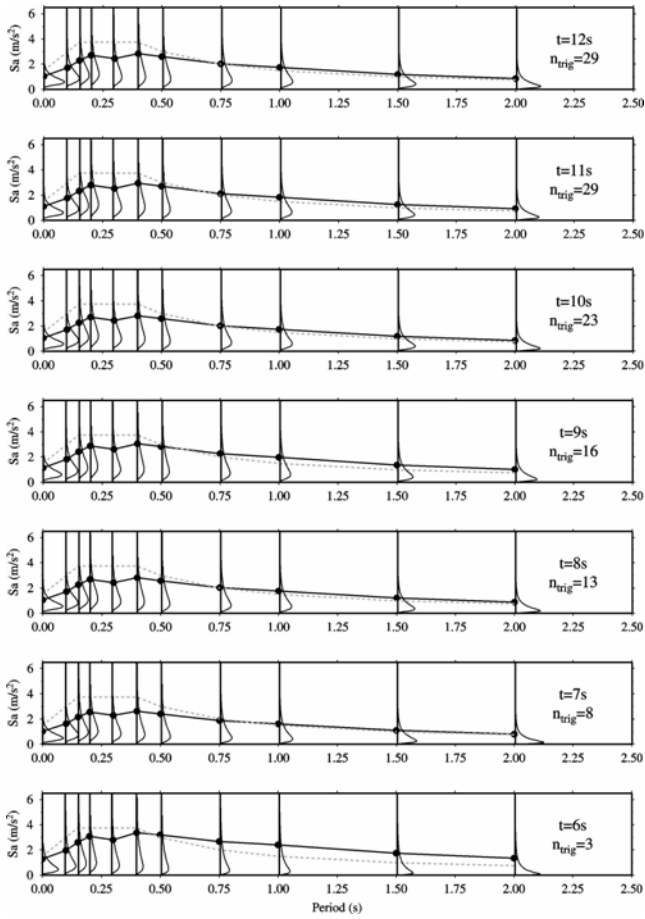


Figura 6. Stessa rappresentazione riportata in Figura 4 ma per il sito di Napoli.

Figura 8. Stessa rappresentazione riportata in Figura 6 ma per l'approccio semplificato.

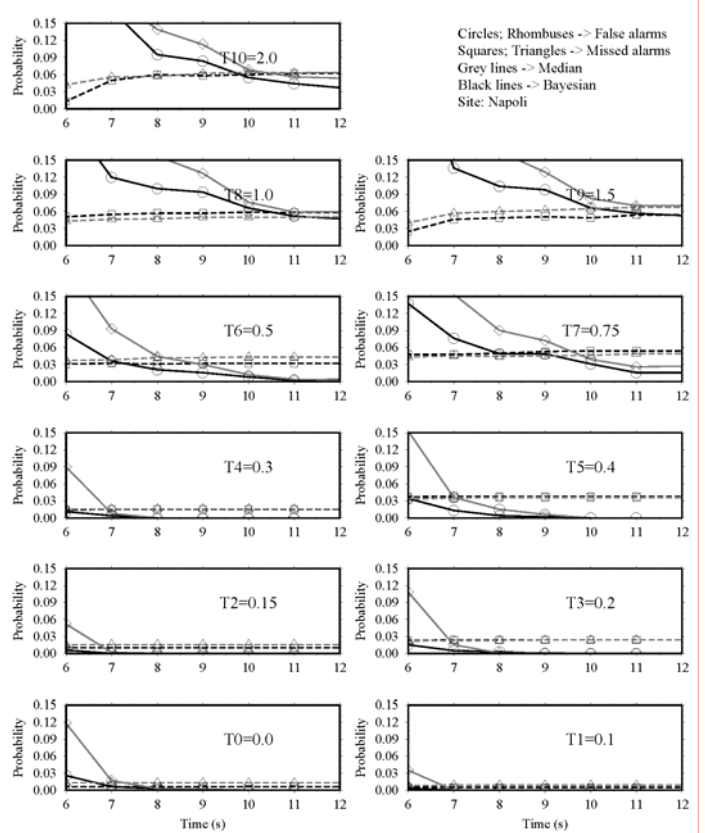
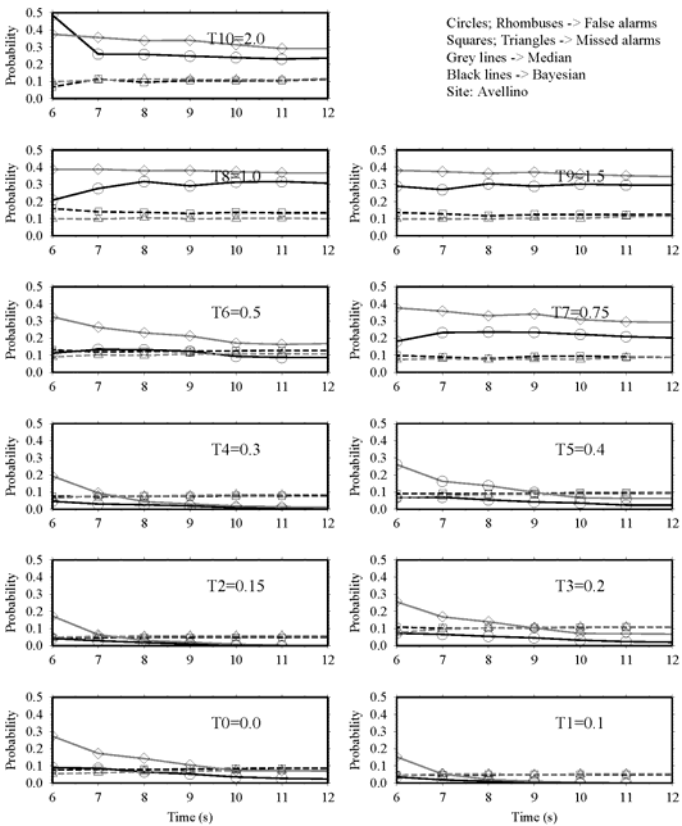


Figura 7. Stima in tempo reale delle probabilità di mancato e falso allarme per ciascuno dei periodi strutturali selezionati per il sito di Avellino. Le linee nere sono i risultati ottenuti utilizzando l'approccio bayesiano mentre le linee grigie quelli ottenuti utilizzando l'approccio semplificato.

Figura 9. Stessa rappresentazione riportata in Figura 7 ma per il sito di Napoli.



Nel presente lavoro l'analisi è stata estesa all'intero spettro di risposta. Inoltre la selezione di due siti ubicati a distanza epicentrale diversa tra loro, a cui corrispondono due spettri critici ha consentito di verificare come  $P_{MA}$  e  $P_{FA}$  cambiano anche con questa variabile. La Figura 7 mostra i risultati delle probabilità di mancato e falso allarme per il sito di Avellino, per i due approcci e per tutti i periodi spettrali selezionati. Notiamo che, le differenze nella forma delle  $f_v(S_a(T))$  corrispondenti ai due approcci, hanno un differente effetto su  $P_{MA}$  e  $P_{FA}$  per ciascun periodo. In particolare, a prescindere dal particolare sito selezionato, nel caso in esame, la  $P_{FA}$  ha sempre valori più bassi quando si utilizza l'approccio bayesiano rispetto a quello semplificato. Ciò non è vero per le  $P_{MA}$  che, per periodi strutturali minori di 0.4 secondi, sono le stesse. Inoltre, per il sito di Napoli, per tutti i periodi strutturali,  $P_{MA}$  e  $P_{FA}$  convergono agli stessi valori. D'altra parte, per il sito di Avellino, quando si utilizza l'approccio bayesiano (Figura 9), le due probabilità sono differenti, anche se di poco, anche quando tutte le stazioni hanno registrato il terremoto, e per i periodi più grandi ( $T \geq 0.75s$ ) la  $P_{MA}$  è sempre minore della  $P_{FA}$ .

#### 4 CONCLUSIONI

Nel presente lavoro la tecnica proposta da Iervolino *et al.* (2006) per la stima in tempo reale dei parametri di picco del moto al suolo è stata estesa a tutto lo spettro di risposta. Ciò consente di avere una funzione più appropriata per caratterizzare il moto forte del suolo per applicazioni ingegneristiche dei sistemi di EWS. Infatti, la stima delle ordinate spettrali, consente di valutare meglio la risposta sismica delle strutture rispetto all'utilizzo della semplice Pga.

Al fine di potere confrontare i risultati delle analisi effettuate nel presentata lavoro, sono stati applicati due approcci. Il primo è l'approccio bayesiano proposto da Iervolino *et al.* (2006) e finalizzato alla stima dei parametri del moto al suolo in termini di pdf, in analogia a quanto si fa nelle analisi di pericolosità sismica classiche, ma condizionate alle misure che il sistema di EWS sta acquisendo in tempo reale sul terremoto che sta occorrendo. Il secondo è un approccio di tipo semplificato che non tiene conto della pdf sulla magnitudo. Il confronto ha consentito anche di capire quali delle incertezze inficia maggiormente gli spettri stimati.

I risultati hanno mostrato che per spettri di risposta calcolati per probabilità di superamento del 50%, a prescindere dall'approccio utilizzato, i risultati di 1000 simulazioni si distribuiscono simmetricamente intorno allo spettro mediano, cioè quello calcolato utilizzando la relazione di attenuazione SP96 per i valori veri di magnitudo e distanza. Ciò consente di concludere che l'approccio proposto consente effet-

tivamente di stimare il picco al suolo anche se con una grande incertezza legata soprattutto alla relazione di attenuazione.

Al fine di testare i due approcci e le loro differenze, viene presentata un'applicazione alla regione Campano-Lucana (Appennino meridionale), utilizzando come sistema EWS quello che è in fase di installazione nell'area di interesse denominata ISNet. In particolare sono state selezionate le città di Avellino e Napoli come siti test. Per ciascun sito è stato utilizzato sia l'approccio bayesiano che semplificato per stimare gli spettri di risposta in tempo reale. La selezione di due siti posti a distanza epicentrale diversa, a cui corrispondono due diversi spettri critici differenti, ha consentito di testare l'effetto della distanza.

L'analisi ha riguardato anche il calcolo delle probabilità di mancato e falso allarme utilizzando come scenario un terremoto di magnitudo M 7.0 localizzato al centro della rete sismica. Questa analisi ha consentito anche di testare come le probabilità di mancato e falso allarme dipendano dallo spettro critico selezionato e dalla distanza epicentrale. Inoltre, poiché la tecnica utilizzata consente di tener conto dell'intero spettro di risposta e non solo dei valori di picco, è stato possibile testare come per lo stesso scenario, cioè stessa magnitudo e distanza, le probabilità di mancato e falso allarme dipendono dal periodo strutturale.

#### 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, R.M. (2004). The ElarmS earthquake warning methodology and application across California. In Pecce M, Manfredi G, Zollo A (eds.). In: *The Many Facets of the Seismic Risk. Proceedings of the Workshop on Multidisciplinary Approach to Seismic Risk Problem*. Sant'Angelo dei Lombardi, September 22, 2003. Università degli Studi di Napoli Federico II – CRdC-AMRA, 2004.
- Allen R.M. and Kanamori H. (2003) The Potential for Earthquake Early Warning in Southern California, *Science*, 300, 786-789.
- Calvi, G. M. and M. Stucchi (2006). *Mappe interattive della pericolosità sismica*. Distributed through the Internet: URL <http://esse1.mi.ingv.it>.
- Cornell, C. A. (1968). Engineering seismic risk analysis, *Bull. Seism. Soc. Am.* **58**, 1583-1606
- Dreger, D., & A. Kaverina (2000). Seismic remote sensing for the earthquake source process and near-source strong shaking: A case study of the October 16, 1999 hector mine earthquake, *Geophys. Res. Lett.*, **27**, 1941-1944.
- Fontanella N. (2005), *Gestione del Rischio Sismico nella Regione Campania: Formulazione e Calibrazione del Simula-*

- tore del Sistema di Early Warning Sismico per il Progetto SAMS*, B.S. Thesis, University of Naples Federico II. Advisors: M. Giorgio, I. Iervolino, V. Convertito.
- Heaton, T. H., A model for a seismic computerized alert network. *Science* 1985; **228**: 987-990.
- 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 (2006). Real-time risk analysis in hybrid early warning systems. *Journal of Earthquake Engineering*, Vol. 10, No. 6: 867–885.
- Iervolino I., M. Giorgio and G. Manfredi (2007). Ottimizzazione delle soglie di allarme sulla base della perdita attesa per Sistemi di Early Warning Sismico. ANIDIS 2007. *XII Convegno Nazionale*. PISA, 10 - 14 Giugno 2007.
- Kanamori, H. (2005). Real-time seismology and earthquake damage mitigation, Annual Review of Earth and Planetary Sciences 33, 5.1-5.20.
- Ordinanza del Presidente del Consiglio dei Ministri n. 3274. (2003). *Norme tecniche per il progetto, la valutazione e l'adeguamento sismico degli edifici*.
- Patè-Cornell M.E. (1986). Warning systems in risk management. *Risk Management*, 6, 223-234.
- Reiter, L. (1990). *Earthquake hazard analysis-Issues and Insights*, Columbia University Press, New York, 254 pp.
- 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 Pugliese A. (1996). Estimation of response spectra and simulation of nonstationarity earthquake ground motion. *Bull. of the Seismic. Soc. Am.*, **86**, 337 - 352.
- Satriano, C., A. Lomax and A. Zollo (2007). Real-time evolutionary location for seismic early warning. Submitted to *Bull. of the Seismic. Soc. Am.*
- Wald, D. J., V. Quitoriano, T. H. Heaton, H. Kanamori, C. W. Scrivner, & C. B. Worden (1999). TriNet ShakeMaps: Rapid generation of instrumental ground motion and intensity maps for earthquakes in southern California, *Earthquake Spectra*, Vol. **15**, 537-555.
- Weber E., Iannaccone G., Zollo A., Bobbio A., Cantore L., Corciulo M., Convertito V., Di Crosta M., Elia L., Emolo A., Martino C., Romeo A. & Satriano C. (2007). Development and testing of an advanced monitoring infrastructure (ISNet) for seismic early-warning applications in the Campania region of southern Italy, in “Seismic Early Warning”, Eds Gasparini et al., Springer – Verlag.
- Wessel, P., & W. H. F. Smith (1991). Free software helps map and display data, *EOS Trans. AGU* **72**, 441, 445-446.
- Wu, Y. M., and L. Zhao (2006), Magnitude estimation using the first three seconds p-wave amplitude in earthquake early warning, *Geophys. Res. Lett.*, 33, L16312.
- Zollo, A., M. Lancieri, and S. Nielsen (2006), Earthquake magnitudo estimation from peak amplitudes of very early seismic signals on strong motion records, *Geophys. Res. Lett.*, 33, L23312.