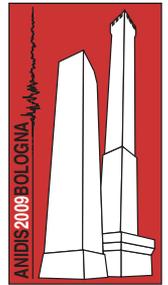


# Analisi di pericolosità sismica vettoriale per parametri di picco e integrali del moto sismico



Iunio Iervolino, Carmine Galasso, Gaetano Manfredi

*Dipartimento di Ingegneria Strutturale, Università degli Studi di Napoli Federico II, via Claudio 21, 80125, Napoli*

Massimiliano Giorgio

*Dipartimento di Ingegneria Aerospaziale e Meccanica, Seconda Università di Napoli, via Roma 29, 81031, Aversa (CE)*

*Keywords: Misure di intensità vettoriali, Pericolosità sismica, Equazioni di predizione.*

## ABSTRACT

Mentre si è osservato che per quanto riguarda la risposta sismica in spostamento delle strutture la durata del terremoto può avere un effetto secondario rispetto a misure di picco del segnale, le misure integrali del moto sismico possono essere importanti in relazione all'energia che la struttura deve dissipare durante lo scuotimento. Nel lavoro, sulla base di dati empirici, sono sviluppati gli strumenti probabilistici necessari per analisi di pericolosità congiunta di accelerazione di picco e parametri integrali del segnale. Il parametro integrale scelto, è il cosiddetto *indice di Cosenza e Manfredi*,  $I_D$ , legato al contenuto energetico dell'evento sismico e quindi all'energia dissipata dalle strutture. A partire da un'equazione di predizione sviluppata per  $I_D$ , è stata verificata l'ipotesi di normalità congiunta dei residui di PGA ed  $I_D$  ed è stata ricavata, in forma analitica, la distribuzione di  $I_D$  condizionata ad un particolare valore della PGA. In questo modo, come sarà mostrato attraverso una applicazione relativa alla regione Campania, noto ad esempio il valore di progetto della PGA per un dato periodo di ritorno, è possibile conoscere, per ciascun sito, i valori di  $I_D$  più plausibili condizionatamente al valore della PGA di progetto al sito.

## 1 INTRODUZIONE

Negli ultimi anni, lo sviluppo di nuovi criteri di progettazione strutturale e la crescente importanza nella valutazione della vulnerabilità sismica delle costruzioni esistenti, eventualmente non progettate con criteri antisismici adeguati, hanno allargato l'interesse verso l'analisi e la caratterizzazione di quei parametri del moto al suolo (misure di intensità o IM) meglio legati al danneggiamento delle strutture.

Le misure d'intensità più comuni sono rappresentate da parametri di picco come la massima accelerazione del suolo (*peak ground acceleration*, PGA), la massima velocità (*peak ground velocity*, PGV), il massimo spostamento (*peak ground displacement*, PGD). Numerosi studi hanno mostrato che questo tipo IM, in particolare la accelerazione spettrale relativa al primo modo della struttura, è generalmente ben legato alla risposta strutturale in termini di spostamenti e rotazioni degli elementi (es.,

Iervolino e Cornell, 2005; Iervolino et al., 2006). Inoltre, l'analisi probabilistica di pericolosità sismica (PSHA) è in grado di fornire, in un dato periodo di osservazione per un dato sito, la probabilità di superamento di un specifico valore di tali parametri, come ad esempio la PGA, per cui è disponibile una legge di attenuazione (Bazzurro e Cornell, 1999). Ciò consente una quantificazione della *minaccia* sismica in termini di questi parametri.

Nel caso l'analisi miri a cogliere il comportamento ciclico in termini, ad esempio, di energia dissipata per via isteretica e/o la struttura in esame presenti fenomeni di comportamento evolutivo fortemente degradante, oltre ai parametri di picco del segnale possono essere significative anche altre caratteristiche del moto al suolo, ad esempio di tipo integrale e cioè legate alla distribuzione dell'energia del terremoto in tutto il segnale e non solo al picco.

Può essere, quindi, utile derivare leggi che permettano di legare parametri di picco ed integrali del moto al suolo in modo da andare

verso misure d'intensità vettoriali per una migliore caratterizzazione dell'input sismico e per meglio legare la risposta strutturale allo scuotimento al sito.

In questo lavoro si discute la caratterizzazione probabilistica, su base empirica, di una misura vettoriale di intensità sismica composta dalla PGA e dall'indice di Cosenza e Manfredi (1997), definito in Equazione 1, dove  $a(t)$  rappresenta la registrazione accelerometrica e  $t_E$  è la durata totale dell'evento sismico.

$$I_D = \frac{\int_0^{t_E} a^2(t) dt}{PGA \cdot PGV} = \frac{I_A}{PGA \cdot PGV} \quad (1)$$

La valutazione del danneggiamento di una struttura soggetta ad un'eccitazione sismica è strettamente correlata al numero di cicli plastici che essa è costretta a percorrere ed alla loro ampiezza.  $I_D$  sembra essere un buon strumento per il calcolo di queste quantità (Manfredi, 2001).

Al fine di ricavare un'equazione di predizione per  $I_D$  in funzione della magnitudo ( $M$ ), della distanza epicentrale ( $R$ , in km) e della geologia locale è stato utilizzato lo stesso campione di registrazioni utilizzato da Sabetta e Pugliese (1987, 1996) per le note leggi di attenuazione per il territorio italiano in termini di PGA, PGV, e dell'intensità di Arias che è direttamente proporzionale ad  $I_A$ .

Il campione è costituito da 95 registrazioni di 17 terremoti italiani. Gli accelerogrammi analizzati sono stati ottenuti dal sito internet dello European Strong-motion Database – ESD (<http://www.isesd.cv.ic.ac.uk>), si vedano Ambraseys et al. (2000) ed Ambraseys et al. (2004) per ulteriori dettagli. La distribuzione dei segnali in funzione della magnitudo momento e di  $R$  è riportata in Figura 1a.

Successivamente si è analizzata, sulla base degli stessi dati, la distribuzione congiunta dei logaritmi di PGA e  $I_D$ , valutandone i parametri e testando l'ipotesi di normalità congiunta.

Ciò ha consentito di formulare analiticamente la distribuzione congiunta di  $I_D$  e PGA e di tutte le distribuzioni condizionate e marginali da essa derivanti. In questo modo è possibile associare una distribuzione di  $I_D$  a ciascun valore di PGA, ad esempio relativo ad un certo periodo di ritorno e per un assegnato sito di interesse, tenendo conto inoltre della correlazione tra i due parametri.

I risultati ottenuti sono stati utilizzati, infine, per calcolare la mappa di pericolosità sismica della regione Campania (valore mediano e 90° percentile) in termini di  $I_D$  dato il valore della PGA su roccia con periodo di ritorno pari a 475 anni (ovvero con probabilità di superamento del 10% in 50 anni).

## 2 EQUAZIONE DI PREDIZIONE DI $I_D$

Sabetta e Pugliese (1996) forniscono, sia in termini di distanza dalla rottura sia epicentrale, equazioni di predizione per tutti e tre i termini che compaiono in Equazione 1. Tali relazioni possono essere utilizzate per distanze entro i 100 km e per magnitudo tra 4.6 e 6.8.

A partire dalla definizione di  $I_D$  (Equazione 1) e utilizzando la stessa forma funzionale di Sabetta e Pugliese (1987) per l'attenuazione di PGA, PGV e  $I_A$  (Equazione 2), è stata ricavata la relazione di Equazione 3 che descrive l'andamento del logaritmo di  $I_D$  in funzione di  $M$  ed  $R$ .

$$\log_{10}(Y) = a + b M + c \log_{10}(\sqrt{R^2 + h^2}) + d S + \varepsilon_{\log_{10} Y} \quad (2)$$

$Y$  è il parametro di interesse ed  $\varepsilon_{\log_{10} Y}$  è il residuo, definite come una variabile aleatoria (nel seguito v.a.) normale a media nulla e deviazione standard  $\sigma_{\varepsilon_{\log_{10} Y}}$ .  $S = 0$  per siti rigidi o depositi alluvionali profondi,  $S = 1$  per depositi superficiali.

$$\log_{10} I_D = a + b M + \log_{10} \left( \sqrt{\frac{(R^2 + h_2^2)(R^2 + h_1^2)}{(R^2 + h_3^2)^c}} \right) + d S + \varepsilon_{\log_{10} I_D} \quad (3)$$

I coefficienti  $a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $d$  di Equazione 3 sono stati ricavati come combinazione lineare dei coefficienti della regressione per PGA, PGV ed  $I_A$  (Tabella 1). I valori di  $h$  sono stati assunti quali  $h_1 = 5.0$  (per PGA),  $h_2 = 3.9$  (per PGV),  $h_3 = 5.3$  (per  $I_A$ ) secondo Sabetta e Pugliese (1996).

Si noti, inoltre, che è stato necessario stimare nuovamente i coefficienti della regressione per PGA, PGV e  $I_A$ , anziché utilizzare quelli già calcolati dai suddetti autori, sia perché le

registrazioni accelerometriche utilizzate nel presente studio sono state ottenute da un diverso database sia perché Sabetta e Pugliese (1987) selezionano, per ciascuno dei parametri, la componente orizzontale a cui corrisponde il massimo valore del parametro in esame. Per gli scopi del presente studio, si è scelto invece di selezionare per ciascuna registrazione la componente a cui corrisponde il massimo valore di PGA e di utilizzare la stessa componente anche per le altre regressioni (Iervolino et al., 2008).

Il test di Shapiro-Wilk (1965) è stato utilizzato per la verifica della normalità univariata dei residui  $\varepsilon_{\log_{10}PGA}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10}PGV}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10}I_A}$  ed  $\varepsilon_{\log_{10}I_D}$  ottenuti dalle regressioni; i risultati dei test sono riportati in Tabella 2. Anche per il residuo di  $I_D$  non è possibile rigettare l'ipotesi di lognormalità secondo lo stesso test.

In relazione ai coefficienti di Tabella 1, vale la pena osservare che si è osservata una scarsa dipendenza di  $I_D$  dalla magnitudo. Utilizzando un test di Student, si può concludere che l'ipotesi statistica  $H_0: b = 0$  non può essere rigettata a un livello di significatività del 5% (considerazioni analoghe svolte potrebbero avere come oggetto il coefficiente  $d$  relativo al tipo di suolo). I coefficienti dell'Equazione 3 sono stati stimati con il vincolo  $b = 0$  e riportati in Tabella 3.

A valle di questo cambiamento la normalità del logaritmo di  $I_D$  è stata verificata ancora e non rigettata al 5%.

L'andamento della legge è del tipo in Figura 1b dove si nota una amplificazione del parametro in funzione della distanza in modo simile a quanto generalmente osservato per le misure di durata del moto sismico.

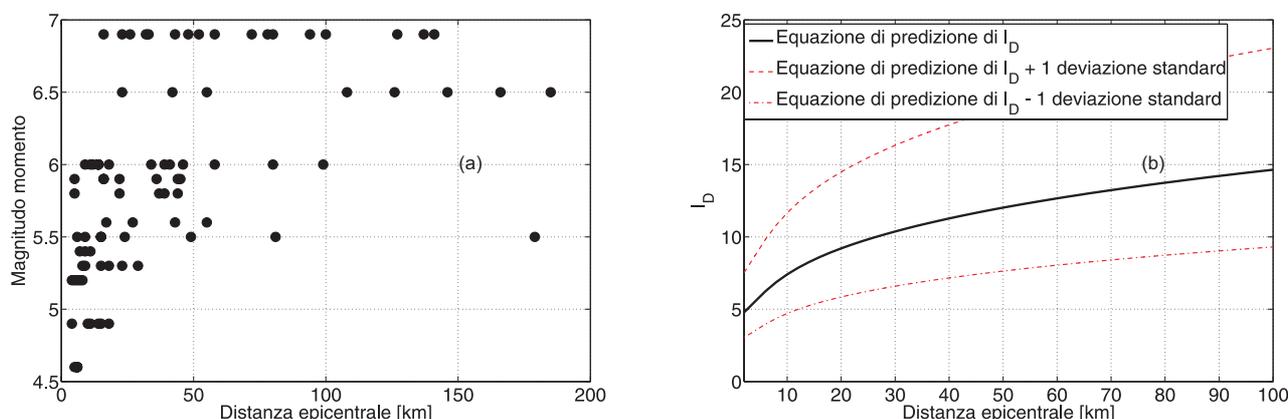


Figura 1. (a) Registrazioni accelerometriche utilizzate in funzione di magnitudo momento e distanza epicentrale. (b) Equazione di predizione di  $I_D$ .

Tabella 1. Coefficienti dell'Equazione 3.

$a$	$b$	$c$	$d$	$\sigma_{\varepsilon_{\log_{10}Y}}$
0.668	-0.011	1.717	-0.039	0.197

Tabella 2. Test di Shapiro-Wilk sulla normalità di  $\varepsilon_{\log_{10}PGA}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10}PGV}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10}I_A}$  ed  $\varepsilon_{\log_{10}I_D}$ .

	$\varepsilon_{\log_{10}PGA}$	$\varepsilon_{\log_{10}PGV}$	$\varepsilon_{\log_{10}I_A}$	$\varepsilon_{\log_{10}I_D}$
Statistica test	0.9871	0.9881	0.9932	0.9875
Significatività	0.4796	0.5537	0.9148	0.5102

Tabella 3. Coefficienti dell'Equazione 3 con  $b = 0$ .

$a$	$b$	$c$	$d$	$\sigma_{\varepsilon_{\log_{10}Y}}$
0.596	0	1.717	-0.032	0.197

### 3 DISTRIBUZIONI CONGIUNTE E CONDIZIONATE DI PGA E $I_D$

Allo scopo di verificare l'ipotesi di normalità multivariata sia del vettore aleatorio  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_E}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  sia del vettore  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  si è scelto di utilizzare i test proposti da Mardia (1985). Sebbene la normalità multivariata del vettore  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_E}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  implichi in linea teorica la normalità bivariata di  $\varepsilon_{\log_{10}PGA}$  ed  $\varepsilon_{\log_{10}I_D}$  e di tutte le possibili distribuzioni marginali e condizionate, si è scelto di verificare comunque tale ipotesi in quanto la normalità congiunta di  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_A}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  si basa sulla verifica di ipotesi su un campione casuale. I risultati dei test sono riportati in Tabella 4. Alla luce di tutto quanto visto, non si può rigettare l'ipotesi che la distribuzione congiunta dei parametri  $\log_{10}PGA$  e  $\log_{10}I_D$  sia una Normale Bivariata con matrice di varianza e covarianza:

$$\begin{pmatrix} 0.038 & -0.011 \\ -0.011 & 0.039 \end{pmatrix} \quad (4)$$

In Figura 2a è mostrato un esempio di distribuzione congiunta di  $I_D$  e PGA per un evento di magnitudo 7 per un sito ad una distanza epicentrale di 50 km; in Figura 2b sono mostrate le curve di livello della distribuzione congiunta di  $I_D$  e PGA per diversi valori di magnitudo (ancora per un sito ad una distanza epicentrale di 50 km). Dalla Figura 2b si intuisce come proiettando sull'asse di  $I_D$  le congiunte si ottenga sempre la stessa forma della distribuzione indipendentemente dalla magnitudo il che dimostra quanto osservato nel derivare la legge di attenuazione per il parametro.

Infine, un ulteriore test di ipotesi è stato effettuato per verificare l'ipotesi  $H_0: \rho = 0$  dove  $\rho$  è il coefficiente di correlazione tra  $\varepsilon_{\log_{10}PGA}$  e  $\varepsilon_{\log_{10}I_D}$  (il cui valore stimato,  $r$ , vale  $-0.2865$ ); tale ipotesi è stata rifiutata ad un livello di significatività del 5%.

Tabella 4. Risultati dei test di Mardia sulla normalità multivariata.

Vettore aleatorio	Test di Mardia sulla asimmetria	Test di Mardia sulla curtosi
$(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_A}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$	Statistica test	20.0397
	Valore critico (5%)	31.4104
$(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$	Statistica test	-0.6131
	Valore critico (5%)	$\pm 1.96$
	Statistica test	1.4078
	Valore critico (5%)	-0.8429
		$\pm 1.96$

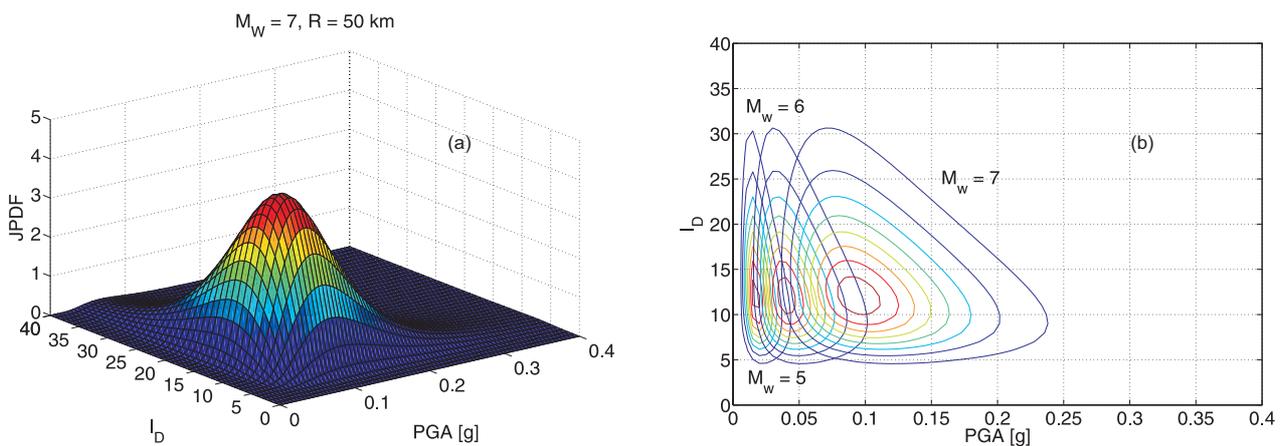


Figura 2. (a) Esempio di distribuzione congiunta di  $I_D$  e PGA per un evento  $M = 7$ ,  $R = 50$  km. (b) Curve di livello della distribuzione congiunta di  $I_D$  e PGA per diversi valori di magnitudo ed  $R = 50$  km.

La normalità del vettore  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  implica che la distribuzione del logaritmo di  $I_D$  condizionata ad un particolare valore  $a^*$  assunto dal logaritmo della PGA è ancora normale con media e deviazione standard date in Equazione 5.

$$\begin{aligned} \mu_{\log_{10}I_D|\log_{10}PGA=a} &= \\ &= \mu_{\log_{10}I_D} + \rho \sigma_{\log_{10}I_D} \frac{a^* - \mu_{\log_{10}PGA}}{\sigma_{\log_{10}PGA}} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\sigma_{\log_{10}I_D|\log_{10}PGA=a} = \sigma_{\log_{10}I_D} \sqrt{1 - \rho^2}$$

$\mu_{\log_{10}I_D}$  e  $\sigma_{\log_{10}I_D}$  sono la media e la deviazione standard di  $\log_{10}I_D$  rispettivamente;  $\mu_{\log_{10}PGA}$  e  $\sigma_{\log_{10}PGA}$  sono la media e la deviazione standard di  $\log_{10}PGA$  rispettivamente;  $\rho$  è il coefficiente di correlazione tra  $\log_{10}PGA$  e  $\log_{10}I_D$ .

Come mostrato dagli esempi nel seguito questo è un risultato utile per la valutazione degli  $I_D$  da tenere eventualmente in conto condizionatamente ad uno o più valori delle PGA di progetto nel caso di analisi di rischio sismico di strutture che si ritiene possano essere sensibili a misure di intensità integrali del moto sismico.

#### 4 ESEMPI

Come esempio di possibile utilizzo dei risultati ottenuti, le curve in Figura 3 mostrano la distribuzione di  $I_D$  (in termini di funzione di distribuzione cumulativa complementare) condizionata a diversi valori di PGA corrispondenti a nove diversi scenari (nove diverse probabilità di superamento in 50 anni corrispondenti a nove periodi di ritorno,  $T_R$ , da 30 a 2475 anni), per i siti di S. Angelo dei Lombardi

(AV) e Napoli nella regione Campania (Tabella 5). I valori considerati di M e R, si riferiscono ai valori modali ottenuti dalla disaggregazione per ciascun valore di PGA considerato (Covertito et al., 2009). I dati utilizzati (valori di PGA e coppie modali  $M^*$ ,  $R^*$ ) sono stati ottenuti, per ciascuno dei due siti, dal sistema WebGis (<http://esse1-gis.mi.ingv.it/>) sviluppato nell'ambito del Progetto S1.

Le curve di Figura 3 forniscono informazioni sui valori di  $I_D$  che dovrebbero essere tenuti in conto in relazione alla pericolosità a ciascun sito in termini di PGA per i diversi periodi di ritorno.

Relativamente a  $T_R = 475$  anni, l'analisi è stata estesa all'intera regione Campania. I risultati, sottoforma di mappe, sono mostrati in Figura 4 in cui il territorio regionale è stato discretizzato con una griglia regolare di nodi con interdistanza di circa 2 km (2700 punti in totale). In particolare in base alle zone sismogenetiche di Figura 4a (Meletti et al., 2008) e ai parametri di Tabella 6 è stata calcolata la mappa della PGA con periodo di ritorno 475 anni per ciascun punto del territorio, su suolo rigido, secondo la procedura di pericolosità classica (es., Covertito et al., 2009), Figura 4b. Il parametro  $\alpha$  rappresenta il tasso di sismicità della zona sismogenetica, caratterizzata da valori di magnitudo compresi tra  $M_{\min}$  ed  $M_{\max}$ ;  $b$  è il parametro della Gutenberg-Richter per la zona in esame. Le Figure 4c e 4d mostrano le mappe di pericolosità sismica espressa in termini di  $I_D|PGA(475 \text{ anni})$  considerando rispettivamente il 50° ed il 90° percentile della distribuzione condizionata. I valori di PGA usati per il condizionamento derivano dalla mappa di Figura 4b, mentre i valori di magnitudo e distanza  $M^*$  ed  $R^*$  quelli dello studio presentato in Covertito et al. (2009).

Tabella 5. Scenari considerati per S. Angelo dei Lombardi e Napoli.

$T_R$ [anni]	Sant'Angelo dei Lombardi			Napoli		
	$M^*$	$R^*$ [km]	PGA [g]	$M^*$	$R^*$ [km]	PGA [g]
2475	6.39	5.8	0.5053	5.02	4.8	0.2808
975	6.20	7.0	0.3595	4.99	6.6	0.2139
475	6.04	8.4	0.2626	5.00	8.9	0.1681
201	5.84	11.0	0.1709	5.06	14.0	0.1197
140	5.77	12.5	0.1414	5.11	17.5	0.1006
101	5.72	14.2	0.1189	5.16	21.4	0.0855
72	5.66	16.1	0.0994	5.22	26.3	0.0718
50	5.61	18.8	0.0811	5.30	32.9	0.0587
30	5.54	23.7	0.0602	5.39	43.8	0.0438

Tabella 6. Parametri delle zone sismogenetiche considerate in Figura 4a.

Zona	$\alpha$ [eventi/anno]	$b$	$M_{\min}$	$M_{\max}$
925	0.17	-0.75	4	6.83
926	0.09	-1.38	4	6.14
927	0.69	-0.72	4	7.06
928	0.21	-0.66	4	5.91

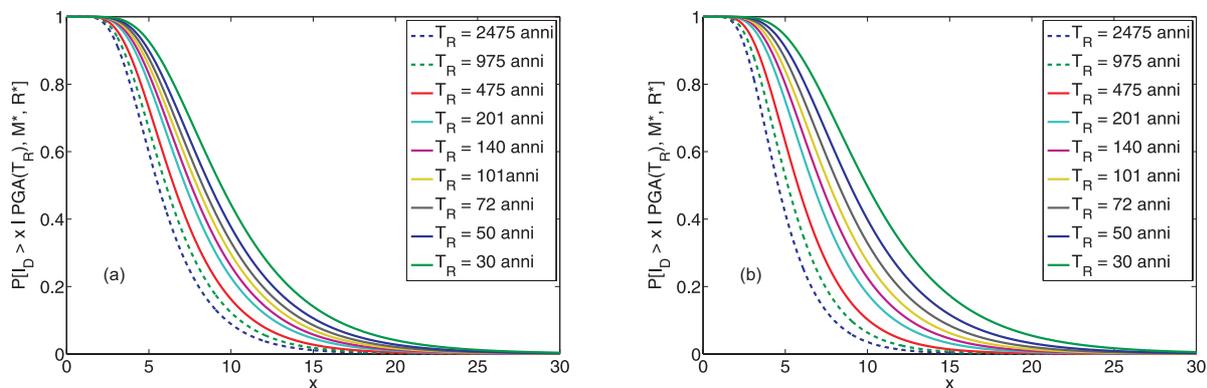


Figura 3. Funzione di distribuzione cumulativa complementare di  $I_D$  condizionata a valori della PGA corrispondenti a diversi periodi di ritorno per i siti di (a) Sant'Angelo dei Lombardi e (b) Napoli.

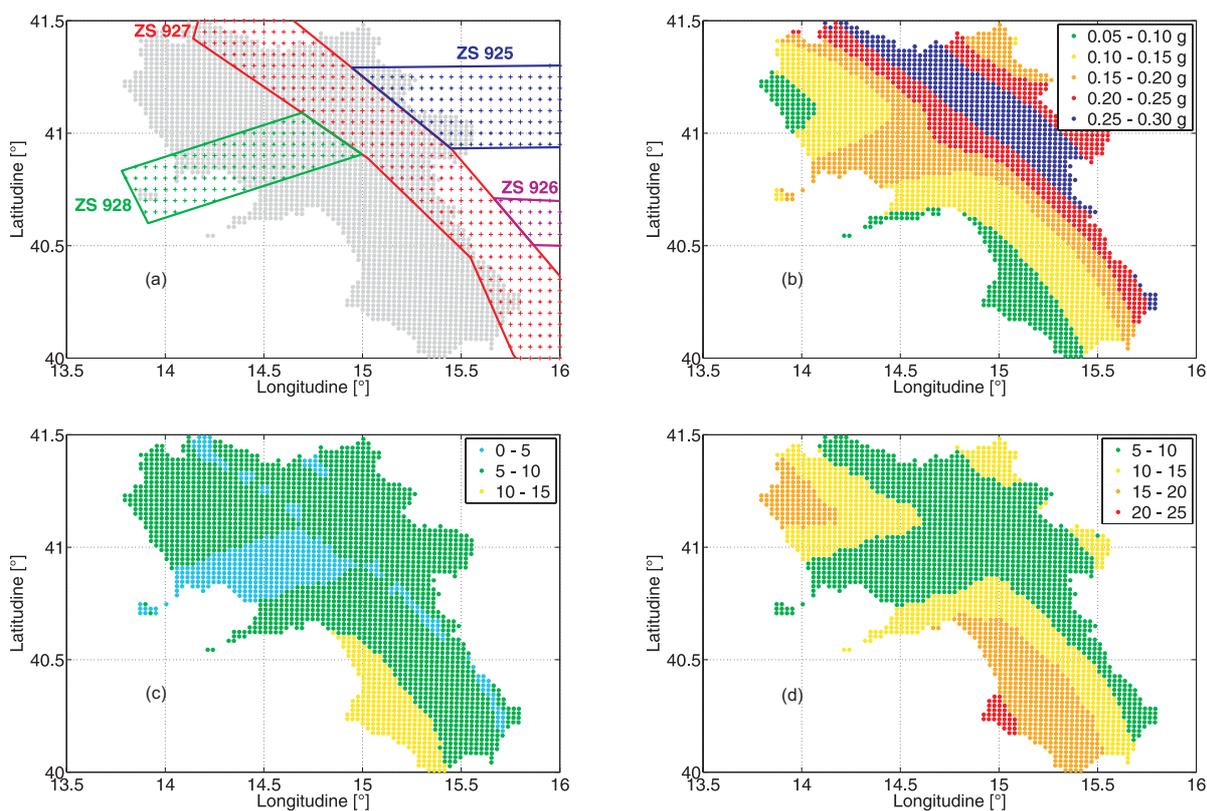


Figura 4. (a) Zone sismogenetiche considerate nell'analisi di pericolosità della regione Campania in termini di PGA su roccia con periodo di ritorno 475 anni. (b) Mappa di pericolosità sismica della regione Campania in termini di PGA su roccia con periodo di ritorno 475 anni. (c) Mappa di pericolosità sismica della regione Campania in termini di  $I_D|PGA$  con periodo di ritorno 475 anni (50° percentile). (d) Mappa di pericolosità sismica della regione Campania in termini di  $I_D|PGA$  con periodo di ritorno 475 anni (90° percentile).

## 5 CONCLUSIONI

Negli ultimi anni, molte misure di intensità sono state introdotte al fine di legare la risposta strutturale alle caratteristiche del moto al suolo. L'obiettivo principale è quello di ottenere una stima corretta della prestazione strutturale.

Parametri legati ai picchi del segnale sembrano particolarmente adatti a legare la risposta in spostamento delle strutture. D'altra parte, nel caso di risposta in termini di energia e/o di comportamento strutturale fortemente degradante, possono essere di interesse anche parametri integrali del segnale.

In tal caso servono leggi che descrivano congiuntamente l'occorrenza di parametri spettrali ed integrali nei terremoti. Ciò ai fini di una analisi di pericolosità che tenga conto di entrambi e permetta quindi di valutarne valori di progetto.

Nel lavoro presentato, a partire dalle relazioni di Sabetta e Pugliese per PGA, PGV e  $I_A$  è stata ricavata una equazione di predizione dell'indice di Cosenza e Manfredi ( $I_D$ ), e ne è stata probabilisticamente caratterizzata la distribuzione del residuo.

Successivamente si è analizzata la distribuzione congiunta dei logaritmi di PGA e  $I_D$ , valutandone i parametri e testando l'ipotesi di normalità bivariata. Ciò ha consentito di formulare analiticamente la distribuzione condizionata di  $I_D$  e PGA, anch'essa normale.

Gli esempi sviluppati mostrano come ciò consenta, ad esempio, di associare alla accelerazione di picco di progetto per assegnati periodi di ritorno la distribuzione di  $I_D$  più opportuna.

## BIBLIOGRAFIA

Ambraseys N., Smit, P., Berardi R., Rinaldis D., Cotton F., Berge C.; 2000: *Dissemination of European Strong-motion Data (Cd-Rom Collection)*. European Commission, Dgxi, Science, Research and Development, Bruxelles.

Ambraseys N.N., Douglas J., Rinaldis D., Berge-Thierry C., Suhadolc P., Costa G., Sigbjornsson R., Smit P.; 2004: *Dissemination of European Strong-motion Data*. Vol. 2, Cd-Rom Collection, Engineering and Physical Sciences Research Council, United Kingdom.

Bazzurro P., Cornell C.A.; 1999: *Disaggregation of seismic hazard*. Bulletin of Seismological Society of America, 89(2), 501-520.

Convertito V., Iervolino I., Herrero A.; 2009: *Design earthquakes' map: an additional tool for engineering seismic risk analysis. Application to southern Apennines (Italy)*. XIII Convegno Nazionale ANIDIS L'Ingegneria Sismica in Italia, Bologna, 28 giugno – 2 luglio.

Cosenza E., Manfredi G.; 1997: *The improvement of the seismic-resistant design for existing and new structures using damage criteria*. In *Seismic Design Methodologies for the Next Generation of Codes*, Fajfar P., Krawinkler H. (eds). Balkema: Rotterdam, 119–130.

Iervolino I., Cornell C.A.; 2005: *Record Selection for nonlinear seismic analysis of structures*. *Earthquake Spectra*, 21(3), 685-713.

Iervolino I., Manfredi G., Cosenza E.; 2006: *Ground-motion Duration Effects on Non-Linear Structural Response*. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 35, 21-38.

Iervolino I., Giorgio M., Galasso C., Manfredi G.; 2008: *Prediction relationships for a vector valued ground motion intensity measure accounting for cumulative damage potential*, 14<sup>th</sup> World Conference on Earthquake Engineering, Beijing, China, October 12-17;

Manfredi G.; 2001: *Evaluation of Seismic Energy Demand*. *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 30, 485-499.

Mardia K.V.; 1985: *Mardia's Test of Multinormality*. In *Encyclopedia of Statistical Sciences*, S. Kotz and N.L. Johnson, (eds.) 5, 217-221.

Meletti, C., F. Galadini, G. Valensise, M. Stucchi, R. Basili, S. Barba, G. Vannucci, and E. Boschi; 2008: *A seismic source zone model for the seismic hazard assessment of the Italian territory*. *Tectonophysics* 450(2008) 85–108.

Sabetta F., Pugliese, A.; 1987: *Attenuation of peak horizontal acceleration and velocity from Italian strong-motion records*. *Bulletin of the Seismological Society of America* 77, 1491-1513.

Sabetta F., Pugliese A.; 1996: *Estimation of response spectra and simulation of nonstationarity earthquake ground-motion*. *Bulletin of the Seismological Society of America* 86, 337–352.

Shapiro S.S., Wilk M.B.; 1965: *An analysis of variance test for normality (complete samples)*. *Biometrika* 52, 591-611.