

## DISTRIBUZIONE DI PROBABILITÀ CONGIUNTA DI PARAMETRI DI PICCO ED INTEGRALI DEL MOTO SISMICO

Iunio Iervolino<sup>1</sup>, Massimiliano Giorgio<sup>2</sup>, Carmine Galasso<sup>1</sup> e Gaetano Manfredi<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Dipartimento di Ingegneria Strutturale, Università degli Studi di Napoli Federico II, Napoli.

<sup>2</sup> Dipartimento di Ingegneria Aerospaziale e Meccanica, Seconda Università di Napoli, Aversa.

Uno degli elementi alla base della selezione dell'input sismico per l'analisi dinamica delle strutture è la caratterizzazione dei segnali attraverso parametri rappresentativi degli effetti potenziali sulle strutture e chiamati misture d'intensità (IM). Le misure d'intensità più comuni sono date da parametri di picco come la massima accelerazione o velocità del suolo (PGA e PGV, rispettivamente). Numerosi studi hanno mostrato che questo tipo IM è generalmente ben correlato con la risposta strutturale in termini di spostamenti e rotazioni degli elementi. 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. Tuttavia, nel caso in cui la struttura in esame presenti fenomeni di degrado, possono essere significativi anche altre caratteristiche del moto al suolo, ad esempio di tipo integrale, che consentono una valutazione più efficace del contenuto energetico del terremoto. Quindi può essere 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. Nel lavoro sono stati 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 (1997), definito in Eq. 1.

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

$a(t)$  rappresenta la registrazione accelerometrica e  $t_E$  è la durata totale dell'evento sismico. È stato mostrato che  $I_D$  è in relazione al contenuto energetico dell'evento sismico ed è legato all'energia dissipata dalle strutture.

Al fine di ricavare un'equazione di predizione per  $I_D$  in funzione della magnitudo momento  $M$ , 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 190 componenti orizzontali ottenute da 95 registrazioni di 17 terremoti italiani. Gli accelerogrammi sono stati ottenuti dal sito internet dello European Strong-motion Database – ESD (<http://www.isesd.cv.ic.ac.uk>), si veda Ambraseys et al. (2000) ed per ulteriori dettagli. La distribuzione dei records in funzione della magnitudo momento e della distanza epicentrale è riportata in Fig 1.

A partire dalla definizione di  $I_D$  (Eq. 1) e utilizzando la stessa forma funzionale di Sabetta e Pugliese (1987) per l'attenuazione di PGA, PGV e  $I_A$ , è stata ricavata la relazione di Eq. 2 che descrive l'attenuazione di  $I_D$  in funzione di  $M$  ed  $R$ .  $S = 0$  per siti rigidi o depositi alluvionali profondi,  $S = 1$  per depositi superficiali;  $h_1 = 5.0$ ,  $h_2 = 3.9$ ,  $h_3 = 5.3$  (Sabetta e Pugliese, 1996).

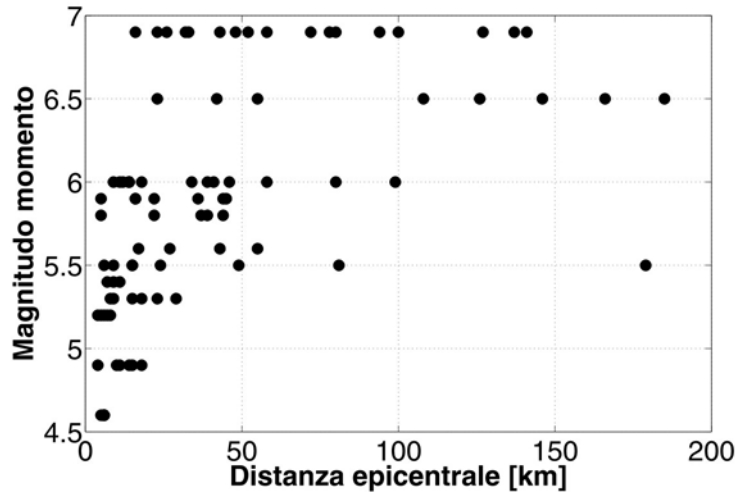


Fig. 1 – RegISTRAZIONI accelerometriche utilizzate in funzione di magnitudo momento e distanza epicentrale.

$$\log_{10} I_D = a + b M + \log \left( \frac{(R^2 + h_2^2)(R^2 + h_1^2)}{(R^2 + h_3^2)^c} \right)^{\frac{1}{2}} + d S + \varepsilon_{\log_{10} I_D} \quad 2$$

I coefficienti  $a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $d$  (Tab. 1) sono stati ricavati come combinazione lineare dei coefficienti della regressione per PGA, PGV ed  $I_A$ . Si noti che è stato necessario stimare anche i coefficienti della regressione per PGA, PGV e  $I_A$  (anziché utilizzare quelli di Sabetta e Pugliese) 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, si veda Iervolino et al. (2008) per ulteriori dettagli.

Tab 1. Coefficienti dell'Eq. 2

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

Il test di Shapiro-Wilk (1965) è stato utilizzato per la verifica della normalità univariata dei residui  $\varepsilon_{\log_{10} \text{PGA}}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10} \text{PGV}}$ ,  $\varepsilon_{\log_{10} I_A}$  ed  $\varepsilon_{\log_{10} I_D}$  ottenuti dalle regressioni; i risultati dei test sono riportati in Tab. 2.

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

	$\varepsilon_{\log_{10} \text{PGA}}$	$\varepsilon_{\log_{10} \text{PGV}}$	$\varepsilon_{\log_{10} I_A}$	$\varepsilon_{\log_{10} I_D}$
Statistica test	0.9854	0.9882	0.9932	0.9875
Significatività	0.3726	0.5626	0.9148	0.5102

Inoltre, utilizzando un test di Student, si può concludere che l'ipotesi statistica  $H_0: b = 0$  non può essere rifiutata ad un livello di significatività del 5% per  $I_D$ . I coefficienti

dell'Eq. 2 sono stati stimati con il vincolo  $b = 0$  e riportati in Tab. 3. A valle di questo cambiamento la normalità del log di  $I_D$  è stata verificata ancora e non rigettata al 5%.

Tab 3. Coefficienti dell'Eq. 2 con  $b = 0$

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

Successivamente, è stata verificata 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  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  utilizzando 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 ottenibili, si è scelto di verificare comunque tale ipotesi in quanto la normalità congiunta di  $(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_E}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$  si basa sulla verifica di ipotesi su un campione casuale. I risultati dei test sono riportati in Tab. 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.

Tab 4. Test di Mardia sulla normalità multivariata

Vettore aleatorio		Test sulla asimmetria	Test sulla curtosi
$(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}PGV}, \varepsilon_{\log_{10}I_E}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$	Statistica test	20.0397	- 0.6131
	Valore critico (5%)	31.4104	$\pm 1.96$
$(\varepsilon_{\log_{10}PGA}, \varepsilon_{\log_{10}I_D})$	Statistica test	1.4078	- 0.8429
	Valore critico (5%)	9.4877	$\pm 1.96$

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%.

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 Eq. 3.

$$\mu_{\log_{10}I_D | \log_{10}PGA=a} = \mu_{\log_{10}I_D} + \rho \sigma_{\log_{10}I_D} \frac{a - \mu_{\log_{10}PGA}}{\sigma_{\log_{10}PGA}}$$

$$\sigma_{\log_{10}I_D | \log_{10}PGA=a} = \sigma_{\log_{10}I_D} \sqrt{1 - \rho^2} \quad 3$$

dove  $\mu_{\log_{10}I_D}$  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  $\log_{10}I_D$ .

Si presenta infine un esempio illustrativo dell'utilizzo dei risultati ottenuti. Le curve in Fig. 2 rappresentano la funzione di distribuzione cumulativa complementare (CCDF) di  $I_D$  condizionata a diversi valori della PGA (tra 0.02 g e 0.2 g) per un evento di magnitudo  $M = 6$  e per un valore della distanza epicentrale  $R = 100$  km.

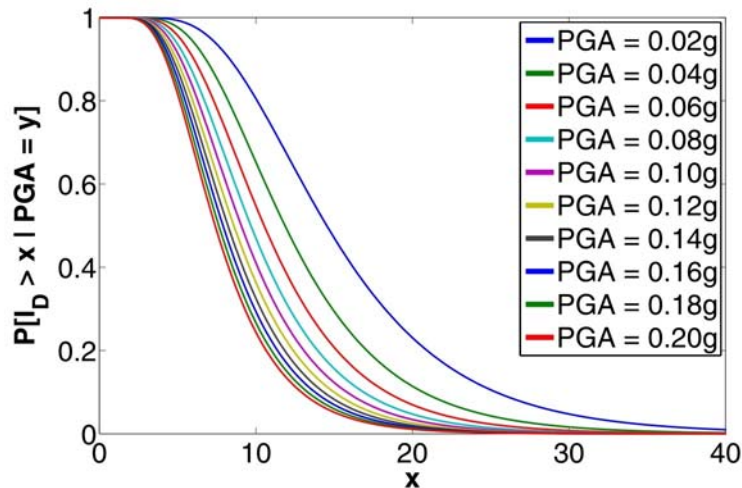


Fig. 2 – Funzione di distribuzione cumulativa complementare di  $I_D$  condizionata a diversi valori della PGA per un evento ( $M = 6$ ,  $R = 100$  km)

Ringraziamenti. Gli autori intendono ringraziare il Prof. Fabio Sabetta che ha fornito i dettagli sul data set utilizzato e per la discussione durante la prima fase del presente studio.

#### 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, DGXII, Science, Research and Development, Bruxelles.*
- 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. , 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, 2008
- Mardia K.V.; 1985: Mardia's Test of Multinormality. In *Encyclopedia of Statistical Sciences*, S. Kotz and N.L. Johnson, (eds.) 5, 217-221.
- 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.
- 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.
- Shapiro S.S., Wilk M.B.; 1965: An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52, 591-611.