

Sulla Selezione degli Accelerogrammi nella Analisi Non-lineare delle Strutture

Iunio Iervolino

¹Dipartimento di Analisi e Progettazione Strutturale, Università di Napoli Federico II, Italia

C. Allin Cornell

²John A. Blume Earthquake Engineering Center, CEE Department, Stanford University, U.S.A.

SOMMARIO: Lo scalare gli accelerogrammi attraverso una misura di intensità, quale la accelerazione di picco al suolo o la accelerazione spettrale relativa al primo modo di oscillazione, fa parte della pratica corrente nell'ingegneria sismica; l'obiettivo è la stima della domanda sismica attraverso un numero limitato di analisi numeriche. Nelle applicazioni professionali è comunemente assunto che le caratteristiche del terremoto, come la magnitudo e la distanza, siano da tenere in conto nella scelta delle registrazioni per un dato sito. D'altro canto, il problema, non banale, dei criteri di scelta e manipolazione dell'input sismico per la analisi di una particolare struttura non è stato completamente risolto. Lo studio sinteticamente presentato in questo lavoro affronta la questione assumendo, iconoclasticamente, che non è necessario prestare particolare attenzione nella selezione e nello *scaling* in ampiezza degli accelerogrammi e procede investigando in quali casi questa ipotesi non è più sostenibile. Nello studio sono stati utilizzati record *ordinari*, evitando registrazioni affette da: particolari condizioni di sito, direttività e pulsazioni (tuttavia, questi effetti sono oggetto di studio corrente da parte degli stessi ricercatori). Allo scopo sono state organizzate due classi di accelerogrammi: una scelta con cura per rappresentare un particolare scenario di magnitudo e distanza, un'altra costituita da elementi estratti in modo arbitrario da un ampio catalogo. La progettazione degli esperimenti per le analisi non lineari ha riguardato sistemi ad uno e più gradi di libertà, diversi periodi di oscillazione, legami costitutivi e tipologie strutturali. I risultati sono stati comparati formalmente con test d'ipotesi statistici per valutare le eventuali differenze tra le classi di accelerogrammi.

ABSTRACT: This paper presents a straightforward, transparent study of the question of selection and scaling of accelerograms for predicting the nonlinear dynamic response of a structure at a specific site. The preferred current practice is to select carefully record that reflect the expected magnitude, distance and other characteristics of the source of the events that are in some sense most likely to threaten the structure. The record are then typically scaled to some common representative level. Neither aspect of this process, neither selection nor scaling, has received significant research attention to ascertain their effects on the conclusions. This paper approaches these subjects inversely; it hypothesizes that neither the usual principal seismological characteristics nor scaling matters to the nonlinear response of structures. It then investigates under what conditions this hypothesis may not be sustainable. The study deals with ordinary record; softer soil site and specific near-fault effects, such as directivity-induced pulses, both of which may cause narrow-band response spectra are carefully avoided. Nonlinear analysis case studies consider different periods, backbones, ductility levels and structural types. Two classes of record sets are compared in each case: one class carefully chosen to represent a specific magnitude and distance scenario (a "target set"), and another class chosen randomly from a large catalogue (an "arbitrary set") and scaled to match the target set in general amplitude. Results of time-history analyses are formally compared by a simple statistical hypothesis test to assess the

difference, if any, between nonlinear demands of the two classes of record. The effect of the degree of scaling (by first-mode spectral acceleration) is investigated in the same way. Results suggest that there is little or no evidence to support the need for a specific, careful process of record selection and that concern over record scaling, at least within the limits tested, may not be justified.

1 MOTIVAZIONE ED INQUADRAMENTO

La migliore pratica corrente nella analisi della domanda sismica non-lineare consiste nella disaggregazione, attraverso magnitudo e distanza (M e R), della Analisi Probabilistica dell'Hazard Sismico (McGuire, 1995) ad un dato percentile (ad esempio 2% di probabilità di superamento in 50 anni). Dopo di ciò gli accelerogrammi sono scelti in modo tale da incontrare approssimativamente la media o i valori modali di M e R di scenario, ma anche tipo di rottura della faglia, condizioni del suolo ed altre caratteristiche dei terremoti. Alla fine le registrazioni accelerometriche sono scalate in ampiezza alla stessa ordinata dello spettro a hazard uniforme relativa al primo modo di oscillazione della struttura.

Molte questioni si pongono circa questa procedura; una, in particolare, è legata alla particolare attenzione posta nella selezione degli accelerogrammi attraverso le loro caratteristiche sismologiche, poiché si crede che queste influenzino la risposta non lineare.

In realtà, la mancanza di un'approfondita conoscenza da parte dell'ingegneria sismica riguardo l'influenza delle proprietà degli accelerogrammi sulla risposta, fa sì che i sismologi assumano prudentemente che tutte le caratteristiche (magnitudo, tipo di faglia, etc.) siano importanti per la domanda sismica; per questo fanno del loro meglio per fornire le registrazioni di conseguenza.

Lo studio descritto nel seguito rappresenta un tentativo di fornire delle linee guida affidabili per la pratica dell'ingegneria sismica ed in particolare in termini di: (1) caratteristiche che dovrebbero essere tenute in conto nella scelta degli accelerogrammi; (2) ammissibilità dello scaling delle registrazioni per ottenere una intensità di scenario (obiettivo); (3) limiti nella eventuale selezione arbitraria degli accelerogrammi; (4) effetti di parametri strutturali quali il periodo fondamentale di oscillazione.

La domanda "come meglio scegliere gli accelerogrammi?" equivale a "quali proprietà dei terremoti devono essere tenute in conto nello scegliere le registrazioni?". Il modo più semplice per rispondere è assumere che "non importa", il che vuol dire che la scelta degli accelerogrammi è un falso problema. Ponendo così la questione, è necessario verificare quando questa ipotesi non sia più sostenibile; ciò è stato fatto attraverso numerosi esempi e casi studio. In questo quadro sono state analizzate diverse tipologie strutturali appartenenti sia alla classe dei sistemi ad uno e molti gradi di libertà. In particolare si sono scelti tre oscillatori semplici con periodi propri che coprono interamente lo spettro di risposta; a ciascuno sono stati associati diversi legami costitutivi e livelli duttilità.

I sistemi a molti gradi di libertà appartengono alla classe di strutture a periodo fondamentale di oscillazione moderato e sono state scelte con lo stesso obiettivo degli SDOF, vale a dire considerare strutture molto diverse tra loro assumendo che se si è in grado di provare un concetto per casi estremi lo stesso sarà valido per i casi intermedi. Sono stati scelti telai in calcestruzzo armato e *moment resisting frames* in acciaio con connessioni fragili.

Le analisi sono state eseguite in modo che ciascuna configurazione strutturale fosse sottoposta allo scuotimento di diversi set di registrazioni accelerometriche considerati come *target* (*set obiettivo*: in altre parole scelti in modo da essere rappresentativi di scenari di alta magnitudo e bassa distanza). I set obiettivo sono fatti di accelerogrammi ordinari relativi a registrazioni *far field* [$R > 15$ km]. Essi sono stati scalati alla accelerazione spettrale mediana, relativa al primo modo di oscillazione della struttura in ciascun caso studiato, con l'unico obiettivo di ridurre la varianza nei risultati delle analisi non-lineari (Shome et al., 1998).

Per contro, è stata considerata un'altra classe di accelerogrammi in modo da preparare set *arbitrari*, cioè scelti senza prestare particolare attenzione alle caratteristiche così accuratamente tenute in conto nei set obiettivo. A questo punto i set arbitrari sono stati scalati in modo che l'accelerazione spettrale di ogni singola registrazione coincidesse con la mediana del set target in ciascuno degli esempi analizzati. Ciò ha consentito la analisi comparativa dei risultati dei set delle due classi in termini di risposta.

I risultati per ciascuna delle strutture considerate sono stati confrontati nelle mediane della domanda per ciascuno dei set arbitrari ed obiettivo. Il confronto è di tipo statistico ed eseguito con un test d'ipotesi a due code di Gauss (Benjamin e Cornell, 1970) in cui l'ipotesi nulla è che il rapporto tra le mediane dei risultati di ciascun set obiettivo ed arbitrario, quando questo è stato scalato rispetto alla accelerazione spettrale del set target, sia eguale ad uno; ciascun test è stato eseguito a diversi livelli di confidenza.

Una volta analizzata la questione della selezione l'attenzione ci si è accorti che le mediane dei vari set arbitrari non erano lontane da quelle dei set obiettivo già in partenza, perciò il livello di scaling dei set arbitrari non è significativo per gli scopi dello studio in quasi tutti i casi considerati. Per questo la questione dello scaling è stata investigata a parte considerando una nuova classe di set obiettivo per cui la mediana dei fattori di scala dei set arbitrari rispetto a questi fosse significativa. Per questo è stato necessario considerare anche accelerogrammi caratterizzati dallo essere più vicini che 15 km dalla rottura della faglia benché comunque classificabili come ordinari; i nuovi risultati sono stati analizzati nello stesso modo che nel problema della selezione.

2 CLASSI DI ACCELEROGRAMMI

Tutti i record utilizzati in questo studio provengono dal database del Pacific Earthquake Engineering Research Center (<http://peer.berkeley.edu/smcat/>). Ciò garantisce una certa uniformità di processo sismologico delle registrazioni che è alla base delle generalità ed interpretabilità dei risultati.

Per le stesse finalità, è opportuno precisare, che gli accelerogrammi in entrambe le classi, anche quella arbitraria, sono state scelte ponendo comunque alcuni vincoli che, se rilassati, avrebbero probabilmente influenzato i risultati pur rendendo più difficili le valutazioni all'oggetto dello studio. In particolare sono state scelte solo registrazioni di eventi sismici californiani, registrati su suoli di classe C-D secondo la classificazione Geomatrix ("deep narrow soil" e "deep broad soil" rispettivamente) e con strumenti a terra o al massimo posizionati su strutture in edifici ad un piano. Queste caratteristiche consentono la definizione degli accelerogrammi come *ordinari*; cioè registrazioni in cui si evitano effetti di sito e di condizionamento da localizzazione della strumentazione. Inoltre, per la questione della selezione, le registrazioni provengono dal *far field* cioè la distanza dalla rottura della faglia è superiore a 15 km, valore per cui i coefficienti di predizione degli effetti di direttività (Sommerville et al., 1997) sono minori dell'unità. Altre caratteristiche, quali meccanismo focale o posizionamento relativo della stazione di registrazione rispetto alla faglia, variano casualmente all'interno dei set.

E' semplice immaginare, quindi, come il confronto dei risultati delle analisi non-lineari con di set arbitrari con quelli provenienti somministrando alle strutture registrazioni scelte accuratamente in termini di alcuni parametri, consenta di stabilire se tali proprietà contano o meno per la determinazione della risposta. Se i risultati sono statisticamente gli stessi, ciò implica che l'ipotesi secondo la quale questi parametri non contano non è confutabile. Nel seguito si riportano i criteri specifici per la definizione delle classi e dei set.

2.1 Set obiettivo

La più grande fonte di comunanza in catalogo di accelerogrammi è l'evento singolo, di cui se ne trova un numero relativamente piccolo. La classe dei set obiettivo è fatta di registrazioni provenienti da eventi scelti con la massima magnitudo possibile e la minor distanza nel rispetto delle condizioni generali menzionate in precedenza. Con questo criterio è stato possibile selezionare cinque eventi in un intervallo di magnitudo $6.7 \div 7.4$. A partire da questi è stato possibile generare sei set composti da dieci accelerogrammi ciascuno, in modo che il range di distanze fosse approssimativamente $15 \div 25$ km.

La dimensione di ciascun singolo set (10) deriva dalla considerazione che questo è l'ordine di grandezza dei set utilizzati nella pratica professionale dell'ingegneria sismica. Al fine di limitare il condizionamento dei risultati dovuto al limitato numero di eventi a disposizione, in ciascuno dei sei set target ci sono al più due registrazioni concernenti lo stesso evento. Inoltre, due differenti set non hanno più che un record su dieci in comune. Questa limitata sovrapposizione serve a creare più casi possibili. I set obiettivo sono denominati T1a, T1b fino a T5a, T5b.

2.2 Set arbitrari

I set della classe arbitraria sono stati scelti in modo assolutamente casuale in termini di magnitudo e distanza e mantenendo gli altri vincoli già discussi. I set arbitrari sono 10 ed anch'essi sono di 10 registrazioni l'uno. Essi provengono ancora da eventi californiani in un ampio raggio di magnitudo ($6.3 < M < 7.3$) e distanze ($15 < R < 50$ km). Gli accelerogrammi in ciascun set sono anche stati scelti in modo casuale in tra le registrazioni di un certo evento. La condivisione di registrazioni tra set target ed arbitrari è limitata il più possibile in relazione all'ampiezza del catalogo considerato. I set arbitrari sono denominati A1a, A1b fino a A5a, A5b.

3 CASI STUDIO E PROGETTAZIONE DEGLI ESPERIMENTI

Per confermare o smentire l'ipotesi secondo cui "non importa come selezionare gli accelerogrammi" in termini dei parametri sismologici per le analisi non-lineari delle strutture, sono stati selezionati una serie di casi rappresentanti particolari configurazioni strutturali. Per rendere lo studio il più significativo possibile, sono stati considerati casi *estremi* per ciascuno dei parametri in termini di (1) gradi di libertà; (2) periodo fondamentale di oscillazione; (3) duttilità domanda; (4) tipologia costruttiva (calcestruzzo armato o acciaio). Per questo la progettazione degli esperimenti include sia sistemi ad un grado di libertà, in un ampio range di periodi e duttilità target, sia a molti gradi di libertà tra tipologie strutturali molto diverse come telai in cemento armato ed acciaio.

3.1 Sistemi ad un grado di libertà

Si sono considerati tre diversi sistemi ad un grado di libertà. I periodi sono da 0.1 a 4 secondi. Le analisi non lineari sui sistemi SDOF sono basate su legami costitutivi bi-lineari (elasto-plastico incrudente con rigidezza secondaria pari al 3% di quella primaria) vedi Figura 1.

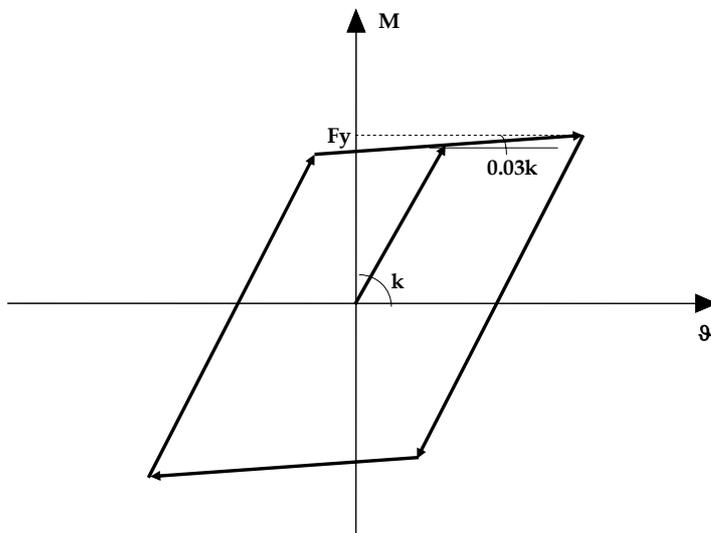


Figura 1. Legame costitutivo bi-lineare elasto-plastico incrudente.

Per ogni periodo si sono dimensionati due livelli di snervamento affinché ciascun sistema presenti duttilità circa 2 e circa 6 nelle analisi relative ai set target. Per l'oscillatore a periodo $T = 1.5$ sec, che è il più interessante per la sua significatività in quanto periodo moderato, si è anche considerato un legame costitutivo tri-lineare degradante (Figura 2).

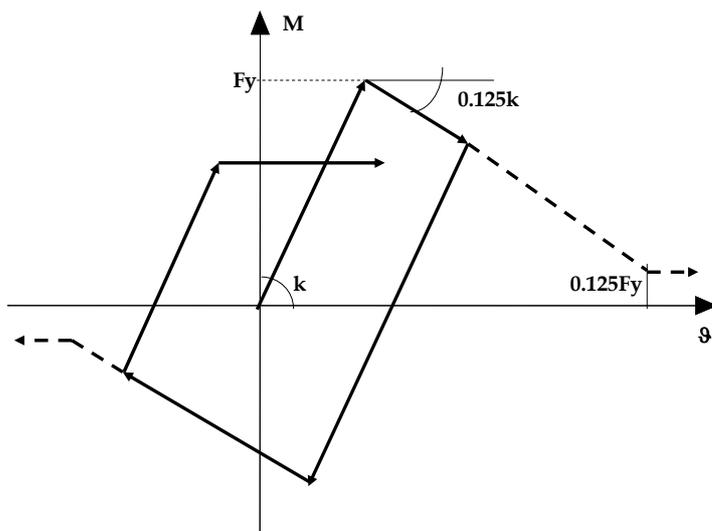


Figura 2. Legame costitutivo degradante tri-lineare.

Anche questo caso è stato duplicato per due livelli di duttilità.

Lo smorzamento considerato è, per tutte le configurazioni analizzate, del 5%. In Tabella 1 sono riassunti casi dei sistemi ad un grado di libertà studiati.

Tabella 1. Casi analizzati per sistemi SDOF.

Periodo	T = 1.5 sec		T = 0.1 sec		T = 4 sec	
Legame	Bi-lineare		Tri-lineare		Bi-lineare	
Duttilità	$\mu = 2$	$\mu = 6$	$\mu = 2$	$\mu = 6$	$\mu = 2$	$\mu = 6$

3.2 Sistemi a molti gradi di libertà

Entrambi i sistemi MDOF sono telai flessionali, ma appartengono a due diverse categorie costruttive. Il Van Nuys Holiday Inn (Porter et al., 1998) è un edificio di calcestruzzo facente parte del PEER testbed program, mentre l'altra struttura è l'edificio SAC LA-9 (Gupta e Krawinkler, 1999) con connessioni fragili (Luco e Cornell, 2000).

Holiday Inn Hotel in Van Nuys, CA: questa struttura rappresenta una vecchia struttura in cemento armato con comportamento degradante nel campo non-lineare. Il Van Nuys Holiday Inn è un edificio a sette piani, localizzato nella Valle di San Fernando (California) a nordovest della città di Los Angeles. La struttura è stata progettata nel 1965 secondo il Los Angeles City Building Code del 1964 e costruito nel 1966. La pianta della struttura è rettangolare costituita da 3 campate per 8 campate. L'edificio è alto circa 20 metri; il primo piano è alto 4 metri, i piani dal secondo al sesto sono 2.5 metri ed il settimo piano è 2.4 metri (vedi Figura 2). Il sistema antisismico è costituito da telai lungo il perimetro che forniscono la principale resistenza laterale. In questo studio è stato analizzato il modello bidimensionale (Jalayer, 2003) del telaio trasversale (Figura 3) attraverso il software DRAIN2D. Il periodo di oscillazione fondamentale è 0.85 sec.

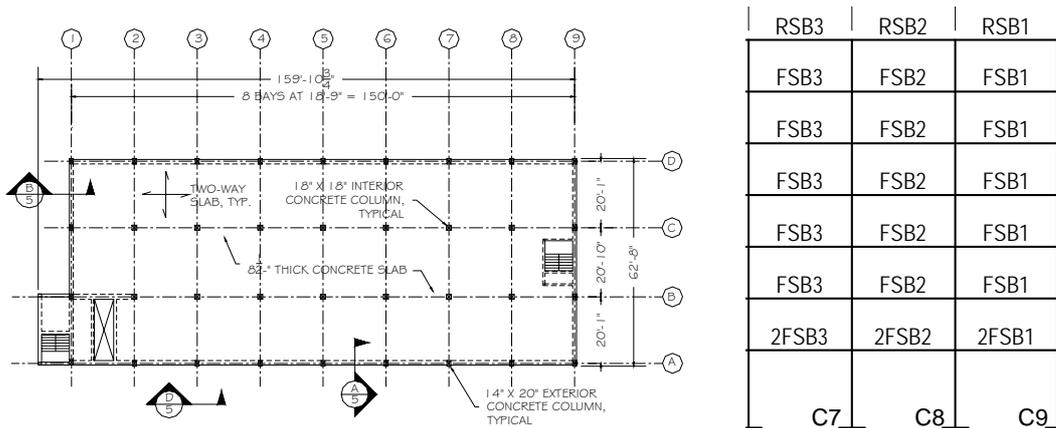


Figura 3. Pianta e telaio trasversale analizzato del Van Nuys Holiday Inn.

L'altro MDOF considerato è il modello bidimensionale del telaio longitudinale del SAC LA-9. Questa è una delle strutture progettate secondo il Los Angeles UBC del 1994. L'edificio a nove piani ha la pianta 45.73 m per 45.73 m, e 37.19 m. Le campate sono di 9.15 m, in numero di cinque campate sia in direzione nord-sud che east-ovest (Figura 4). Il primo periodo di oscillazione di questa struttura è tra 1.5 e 2 secondi, in corrispondenza del sistema ad un solo grado di libertà di periodo moderato già discusso. Le connessioni fragili sono state introdotte nel software DRAIN2DX (Jalayer, 2003) usando molle rotazionali alla fine di ogni elemento elastico. L'elemento è stato sviluppato da Foutch e Shi (1996).

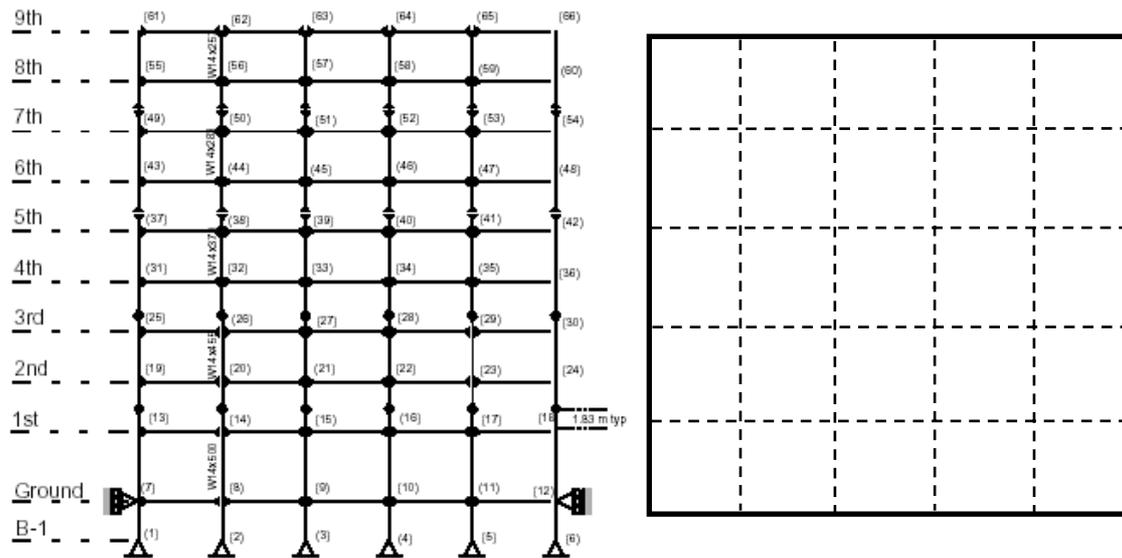


Figura 4. Pianta ed elevazione dell'edificio SAC-LA9.

4 ANALISI

Tutti i sistemi strutturali sono stati analizzati nei casi presentati con i gruppi di accelerogrammi descritti. La risposta strutturale considerata è il massimo drift di interpiano. Ciascun caso è stato studiato lanciando i sei set target senza alcuna manipolazione (ad esempio scaling in ampiezza). Ciò corrisponde ad ottenere una nuvola di punti nel piano risposta-accelerazione spettrale. Una volta scalato ciascun set target alla propria accelerazione spettrale mediana (stimata con la media geometrica delle accelerazioni) la dispersione dei risultati si riduce mantenendo la stessa

mediana EDP (Shome, et al., 1998; e confermato qui) e quindi una maggiore significatività nei test d'ipotesi successivi.

Così facendo la nuvola si riduce ad una striscia alla accelerazione spettrale mediana del set target considerato. Anche i set arbitrari sono stati analizzati allo stesso modo: tutte le registrazioni sono state scalate una per una alla accelerazione spettrale dei set target per rendere possibile il confronto statistico tra i risultati. In Figura 5 è rappresentato il confronto tra un set arbitrario ed uno target una volta che ciascun accelerogramma è stato portato alla stessa accelerazione spettrale corrispondente alla mediana elastica del set target; le barre verticali indicano la posizione delle mediana della risposta, mentre l'ampiezza della barra è proporzionale alla stima dell'errore standard.

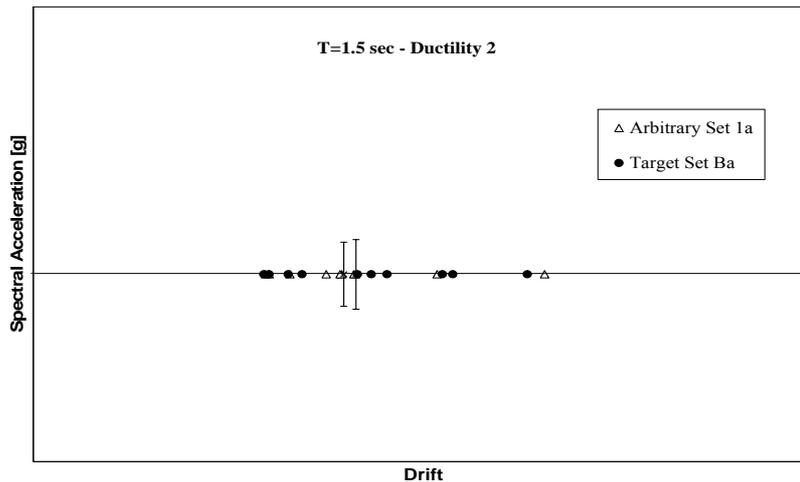


Figura 5. Significato dello scaling in ampiezza in termini di accelerazione spettrale.

Testare l'ipotesi che non conti come scegliere gli accelerogrammi significa verificare che i risultati dei set arbitrari siano virtualmente gli stessi di quelli del target, alla accelerazione spettrale mediana del quale questi sono scalati. Questa equivalenza può essere statisticamente verificata attraverso un test d'ipotesi sul rapporto tra le stime delle mediane delle risposte di ciascun set arbitrario (\bar{g}_A) rispetto a ciascun set target (\bar{g}_T), come descritto dalla prima delle (1).

$$z = \frac{\bar{g}_A}{\bar{g}_T}; \beta_z = \sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_1} + \frac{\sigma_T^2}{n_2}} \quad (1)$$

La stima dell'errore standard sul rapporto z può essere valutata come β_z di cui alla seconda delle (1); in cui n_1 e n_2 sono le dimensioni dei set arbitrari e target rispettivamente; σ_A e σ_T sono le deviazioni standard dei logaritmi naturali dei set arbitrari e target rispettivamente.

Il logaritmo naturale del rapporto z diviso poi per β_z è distribuito come una *T di Student* con 18 gradi di libertà corrispondente alla somma delle dimensioni dei due campioni confrontati ogni volta, meno 2, numero corrispondente al numero dei gradi di libertà saturati dalle stime delle mediane.

In ciascuno dei casi analizzati l'assunzione statistica è che i due termini del rapporto (risultati dei set arbitrari e target) abbiano la stessa distribuzione.

L'ipotesi nulla del test è

$$H_0: \text{le risposte sono eguali} \Rightarrow \text{il rapporto } (z) \text{ è eguale ad } 1$$

E' possibile associare al test un livello di significatività k , o rischio di prima specie, che rappresenta la probabilità di rigettare l'ipotesi nulla nel caso in cui questa sia invece corretta. Nel caso in esame il test va eseguito sottraendo a zero k volte β e verificare che la realizzazione della distribuzione T cada nell'intervallo di confidenza relativo come mostrato dalla (2).

$$\text{Confidenza} = P[\text{rigettare } H_0 \mid H_0 \text{ vera}] = k \Rightarrow \left| \frac{\ln(z)}{\beta_z} \right| > k \quad (2)$$

Nel presente lavoro, sono stati considerati due livelli di significatività; essi corrispondono ai livelli di 1.5 e 2 volte la deviazione standard. Per un test a due code sulla distribuzione T con 18 DOF questi livelli corrispondono a: $P [1.5\sigma] = 0.15$; $P [2\sigma] = 0.06$; questo significa che, se si conclude che l'ipotesi non possa essere rigettata, la confidenza su questa affermazione è circa del 15% e del 6% rispettivamente.

E' opportuno notare che per valori piccoli di β_z la differenza $(z-1)/\beta_z$ può essere considerato come distribuito tipo T .

5 RISULTATI

Prima di lanciare le analisi e quindi i confronti tra i risultati, i set target sono stati confrontati tra loro per stabilirne l'equivalenza in termini della risposta dei sistemi investigati. Ciò significa che, nello stesso modo in cui si intende comparare i set arbitrari con i set target, questi ultimi sono stati confrontati in modo da poterli usare indifferentemente. Il risultato del test è positivo in tutti casi; per cui tutti i set target risultano virtualmente equivalenti l'uno all'altro.

Nel seguito (Tabella 2 e Tabella 3) si riportano risultati del confronto tra i set target e quelli arbitrari solo per l'oscillatore semplice con periodo di oscillazione pari ad 1.5 secondi e per il livello di duttilità $\mu = 2$ considerando entrambi i legami costitutivi; si omettono gli altri risultati per brevità.

In ogni cella delle tabelle c'è un valore del rapporto z e, in quella sottostante, la stima dell'errore standard (in corsivo). In grassetto sono presentati quei casi in cui l'ipotesi nulla è da rigettare con un livello di significatività corrispondente a 2σ .

Tabella 2. Risultati dei test d'ipotesi per l'oscillatore bi-lineare ($T = 1.5$ sec) e bassa duttilità.

$\mu \approx 2$	T1a	T2a	T3a	T1b	T2b	T3b	T
A1a	0.96 <i>0.11</i>	0.89 <i>0.10</i>	0.93 <i>0.11</i>	0.95 <i>0.09</i>	0.93 <i>0.09</i>	0.93 <i>0.10</i>	0.96 <i>0.10</i>
A2a	1.09 <i>0.12</i>	1.02 <i>0.11</i>	1.06 <i>0.11</i>	1.08 <i>0.10</i>	1.05 <i>0.09</i>	1.06 <i>0.11</i>	1.14 <i>0.16</i>
A3a	1.02 <i>0.10</i>	0.95 <i>0.08</i>	0.99 <i>0.09</i>	1.01 <i>0.07</i>	0.98 <i>0.06</i>	0.99 <i>0.08</i>	1.01 <i>0.12</i>
A4a	0.99 <i>0.10</i>	0.92 <i>0.09</i>	0.96 <i>0.10</i>	0.98 <i>0.08</i>	0.96 <i>0.07</i>	0.96 <i>0.09</i>	0.95 <i>0.11</i>
A5a	0.99 <i>0.11</i>	0.92 <i>0.10</i>	0.96 <i>0.10</i>	0.98 <i>0.09</i>	0.95 <i>0.08</i>	0.96 <i>0.10</i>	0.98 <i>0.12</i>
A1b	1.06 <i>0.10</i>	0.98 <i>0.09</i>	1.02 <i>0.10</i>	1.05 <i>0.08</i>	1.02 <i>0.07</i>	1.03 <i>0.09</i>	1.10 <i>0.12</i>
A2b	1.08 <i>0.13</i>	1.00 <i>0.12</i>	1.04 <i>0.12</i>	1.07 <i>0.11</i>	1.04 <i>0.11</i>	1.05 <i>0.12</i>	1.05 <i>0.21</i>
A3b	1.04 <i>0.10</i>	0.96 <i>0.09</i>	1.00 <i>0.10</i>	1.03 <i>0.08</i>	1.00 <i>0.07</i>	1.01 <i>0.09</i>	1.03 <i>0.14</i>
A4b	1.06 <i>0.11</i>	0.98 <i>0.09</i>	1.02 <i>0.10</i>	1.05 <i>0.08</i>	1.02 <i>0.08</i>	1.02 <i>0.09</i>	1.07 <i>0.13</i>
A5b	0.95 <i>0.10</i>	0.88 <i>0.09</i>	0.92 <i>0.10</i>	0.94 <i>0.08</i>	0.92 <i>0.08</i>	0.92 <i>0.09</i>	0.75 <i>0.12</i>
A	1.02 <i>0.09</i>	0.95 <i>0.07</i>	0.99 <i>0.08</i>	1.01 <i>0.06</i>	0.99 <i>0.05</i>	0.99 <i>0.07</i>	1.00 <i>0.07</i>

Tabella 3. Risultati dei test d'ipotesi per l'oscillatore tri-lineare ($T = 1.5$ sec) e bassa duttilità.

$\mu \approx 2$	T1a	T2a	T3a	T1b	T2b	T3b	T
A1a	1.02 <i>0.21</i>	0.96 <i>0.12</i>	1.06 <i>0.12</i>	0.93 <i>0.16</i>	1.06 <i>0.17</i>	1.03 <i>0.16</i>	1.01 <i>0.11</i>
A2a	1.26 <i>0.26</i>	1.19 <i>0.19</i>	1.30 <i>0.19</i>	1.15 <i>0.22</i>	1.31 <i>0.23</i>	1.28 <i>0.22</i>	1.25 <i>0.19</i>

A3a	1.10 <i>0.23</i>	1.04 <i>0.15</i>	1.14 <i>0.15</i>	1.00 <i>0.18</i>	1.15 <i>0.19</i>	1.12 <i>0.19</i>	1.09 <i>0.14</i>
A4a	1.02 <i>0.23</i>	0.96 <i>0.15</i>	1.05 <i>0.15</i>	0.93 <i>0.18</i>	1.06 <i>0.19</i>	1.03 <i>0.19</i>	1.01 <i>0.14</i>
A5a	1.09 <i>0.21</i>	1.02 <i>0.12</i>	1.12 <i>0.12</i>	0.99 <i>0.16</i>	1.13 <i>0.17</i>	1.10 <i>0.17</i>	1.08 <i>0.12</i>
A1b	1.05 <i>0.20</i>	0.99 <i>0.10</i>	1.09 <i>0.10</i>	0.96 <i>0.15</i>	1.09 <i>0.16</i>	1.06 <i>0.15</i>	1.04 <i>0.09</i>
A2b	1.35 <i>0.32</i>	1.28 <i>0.27</i>	1.40 <i>0.27</i>	1.23 <i>0.29</i>	1.41 <i>0.30</i>	1.37 <i>0.29</i>	1.34 <i>0.27</i>
A3b	0.95 <i>0.21</i>	0.90 <i>0.12</i>	0.98 <i>0.12</i>	0.87 <i>0.16</i>	0.99 <i>0.17</i>	0.97 <i>0.16</i>	0.94 <i>0.11</i>
A4b	1.00 <i>0.22</i>	0.94 <i>0.14</i>	1.03 <i>0.14</i>	0.91 <i>0.18</i>	1.04 <i>0.19</i>	1.01 <i>0.18</i>	0.99 <i>0.14</i>
A5b	0.92 <i>0.23</i>	0.86 <i>0.16</i>	0.95 <i>0.16</i>	0.83 <i>0.19</i>	0.95 <i>0.20</i>	0.93 <i>0.19</i>	0.91 <i>0.15</i>
A	1.07 <i>0.19</i>	1.01 <i>0.08</i>	1.11 <i>0.07</i>	0.98 <i>0.13</i>	1.11 <i>0.15</i>	0.87 <i>0.28</i>	1.06 <i>0.07</i>

Nell'ultima colonna di entrambe le tabelle sopra, i set arbitrari sono stati fusi a creare un campione di dimensione maggiore ($n_1 = 52$: numero accelerogrammi distinti nella classe target) per il confronto con ciascun set arbitrario. Viceversa, nell'ultima riga i set arbitrari sono stati combinati ($n_2 = 99$) e confrontati con ciascun set obiettivo. Nella cella d'angolo in basso a destra entrambe le classi sono state fuse in due set unici confrontati tra di loro.

La accettazione o il rigetto dell'ipotesi nulla al livello di confidenza scelto dipende dal numero di casi che cade al di fuori l'intervallo di confidenza relativo. In Tabella 4 ed in Tabella 5 sono mostrati questo tipo di risultati per tutti gli SDOF e MDOF analizzati.

Tabella 4. Risultati di tutti i casi per i sistemi ad un grado di libertà.

Alta μ	T=1.5 sec	T=0.1 sec	T=4 sec	T=1.5 sec (Tri.)	Alta μ – Tutti T
1.5 σ	4/60	12/60	12/60	12/60	40/240
2 σ	1/60	5/60	5/60	6/60	17/240
Bassa μ	T=1.5 sec	T=0.1 sec	T=4 sec	T=1.5 sec (Neg.)	Bassa μ – Tutti T
1.5 σ	0/60	13/60	12/60	1/60	26/240
2 σ	0/60	4/60	4/60	0/60	8/240
Tutte μ	T=1.5 sec	T=0.1 sec	T=4 sec	T=1.5 sec (Neg.)	Tutte μ – Tutti T
1.5 σ	4/120	25/120	24/120	13/120	66/480
2 σ	1/120	9/120	9/120	6/120	25/480

Tabella 5. Risultati dei confronti sui sistemi MDOF.

Alta μ	Van Nuys Holiday Inn	Sac LA9
1.5 σ	1/60	2/60
2 σ	1/60	2/60

Le frazioni riportate nelle tabelle 4 e 5, vanno confrontate con le percentuali relative ai limiti degli intervalli di confidenza a 1.5 β e 2 β , cioè 6% e 15%.

6 QUESTIONE DELLO SCALING

L'analisi di scalabilità degli accelerogrammi attraverso una misura di intensità sismica, come la accelerazione di picco al suolo PGA o come l'accelerazione spettrale relativa al primo modo di oscillazione, è uno degli obiettivi di questo lavoro. Purtroppo però, come mostrato in Tabella 5 i fattori di scala per rendere confrontabili i set arbitrari con quelli target non sono significativi. Addirittura, in alcuni casi, i set arbitrari sono più forti, in termini di accelerazione spettrale mediana rispetto ai target, sebbene questi ultimi siano stati scelti per essere rappresentativi di scenari ad alta magnitudo e piccola distanza. Ciò dipende dal catalogo sismico considerato.

Tabella 6. Fattori di scala per i sistemi SDOF.

T = 1.5 sec		T = 0.85 sec		T = 0.1 sec		T = 4 sec	
A	T	A	T	A	T	A	T
A1	1.0	A1	1.2	A1	1.4	A1	1.1
A2	1.4	A2	1.4	A2	1.4	A2	1.4
A3	1.2	A3	1.0	A3	1.4	A3	1.4
A4	0.9	A4	0.8	A4	1.0	A4	0.8
A5	1.0	A5	1.0	A5	0.9	A5	1.3
A	1.1	A	1.1	A	1.2	A	1.2

L'ultima riga della Tabella 6 mostra le mediane dei fattori di scala combinate per tutti i set arbitrari.

Non sono stati trovati altri record disponibili nel database del PEER in modo da investigare il problema dello scaling rimanendo nel *far field* con le stesse caratteristiche di alta magnitudo e bassa distanza. Per questo è stato necessario costruire nuovi set obiettivo pescando anche tra registrazioni entro i 15 km che, a parte il rilassamento del vincolo sulla distanza, rispettano tutte le altre caratteristiche di scelta dei set obiettivo. Per continuare a chiamare questi accelerogrammi *ordinari*, i nuovi set target sono stati comparati statisticamente con i target già utilizzati per stabilire l'ipotesi sulla selezione, non trovando significative differenze. Inoltre, anche se si è cercato di evitare il più possibile record con pulsazioni al loro interno, esiste nel set denominato NT1 una registrazione di questo tipo (Northridge 1994/01/17 12:31 – 77 Rinaldi Receiving Station), ma questo accelerogrammi non è di tipo normale alla faglia ed è stato verificato che non condiziona statisticamente i risultati ottenuti.

Sono stati preparati due set target per la questione dello scaling. Per essere sicuri che questi fossero abbastanza forti, il primo è stato scelto considerando i 10 accelerogrammi provenienti da 5 eventi diversi con la maggiore mediana delle accelerazioni spettrali a 4 periodi (0.1, 0.85, 1.5 e 4 sec). Ciò corrisponde a scegliere quelle registrazioni con gli spettri mediamente più grandi evitando effetti picco-valle che possono capitare scegliendo semplicemente accelerogrammi con la più grande accelerazione spettrale al periodo d'interesse. Con questo criterio si è costruito il set denominato NT1.

Un altro set è stato generato scegliendo a caso gli accelerogrammi *near field* tra gli eventi di magnitudo massima, questo set si chiama NT3. In Tabella 7 sono riportati fattori di scala dei set arbitrari (rimasti gli stessi) rispetto ai nuovi target. Per semplicità sono stati fusi i set A_i A_j per ogni i .

Tabella 7. Fattori di scala con i nuovi set target.

1.5 s			0.85 s			0.1 s			4 s		
A	NT1	NT3	A	NT1	NT3	A	NT1	NT3	A	NT1	NT3
A1	3.6	1.7	A1	5.2	2.6	A1	4.3	2.9	A1	2.3	2.0
A2	5.5	2.2	A2	6.3	3.1	A2	4.3	2.9	A2	2.8	2.4
A3	4.3	2.0	A3	4.3	2.1	A3	4.2	2.8	A3	2.8	2.4
A4	3.1	1.5	A4	3.5	1.7	A4	3.1	2.0	A4	1.7	1.5
A5	3.6	1.8	A5	4.6	2.3	A5	2.8	1.9	A5	2.6	2.3
A	3.9	1.8	A	4.7	2.3	A	3.7	2.5	A	2.4	2.1

L'ultima riga della Tabella 7 mostra le mediane dei fattori di scala su tutti i set arbitrari.

Come previsto questi set mostrano fattori di scala maggiori rispetto al caso precedente essendo stati scelti attentamente per rappresentare la differenza maggiore di accelerazione spettrale rispetto ai set arbitrari. I sistemi ad un grado di libertà sono stati analizzati nuovamente in questo caso; un altro SDOF a $T = 0.85$ secondi è stato aggiunto ed analizzato ad entrambi i livelli di duttilità target secondo il set NT1. I risultati, ancora una volta per lo SDOF a $T = 1.5$ sec, stavolta per duttilità 6, sono riportati in Tabella 8 e Tabella 9.

Tabella 8. Risultati dello scaling per lo SDOF a T = 1.5 sec bi-lineare.

$\mu \approx 6$	NT1	NT3	$\mu \approx 2$	NT1	NT3
A1a	1.09 <i>0.17</i>	0.95 <i>0.10</i>	A1a	0.98 <i>0.11</i>	0.88 <i>0.13</i>
A2a	1.31 <i>0.21</i>	1.09 <i>0.15</i>	A2a	1.12 <i>0.12</i>	1.01 <i>0.14</i>
A3a	1.16 <i>0.19</i>	0.95 <i>0.12</i>	A3a	1.03 <i>0.08</i>	0.95 <i>0.11</i>
A4a	1.09 <i>0.18</i>	0.89 <i>0.13</i>	A4a	1.00 <i>0.09</i>	0.91 <i>0.12</i>
A5a	1.12 <i>0.19</i>	0.94 <i>0.13</i>	A5a	1.01 <i>0.11</i>	0.91 <i>0.13</i>
A1b	1.25 <i>0.18</i>	1.07 <i>0.13</i>	A1b	1.07 <i>0.09</i>	0.98 <i>0.12</i>
A2b	1.39 <i>0.29</i>	0.98 <i>0.21</i>	A2b	1.18 <i>0.17</i>	0.99 <i>0.15</i>
A3b	1.18 <i>0.20</i>	0.99 <i>0.14</i>	A3b	1.08 <i>0.08</i>	0.96 <i>0.12</i>
A4b	1.21 <i>0.19</i>	1.02 <i>0.13</i>	A4b	1.10 <i>0.10</i>	0.98 <i>0.12</i>
A5b	0.85 <i>0.18</i>	0.72 <i>0.12</i>	A5b	0.94 <i>0.10</i>	0.87 <i>0.12</i>
A	1.14 <i>0.15</i>	0.96 <i>0.07</i>	A	1.04 <i>0.07</i>	0.95 <i>0.11</i>

Tabella 9. Risultati dello scaling per lo SDOF a T = 1.5 sec tri-lineare.

$\mu \approx 6$	NT1	NT3	$\mu \approx 2$	NT1	NT3
A1a	1.15 <i>0.67</i>	0.72 <i>0.42</i>	A1a	0.61 <i>0.38</i>	1.00 <i>0.20</i>
A2a	4.21 <i>0.47</i>	1.75 <i>0.53</i>	A2a	0.94 <i>0.13</i>	1.27 <i>0.25</i>
A3a	2.21 <i>0.47</i>	1.41 <i>0.43</i>	A3a	0.86 <i>0.13</i>	1.15 <i>0.22</i>
A4a	1.64 <i>0.40</i>	1.00 <i>0.41</i>	A4a	0.88 <i>0.13</i>	1.02 <i>0.22</i>
A5a	0.88 <i>0.79</i>	1.39 <i>0.49</i>	A5a	0.47 <i>0.45</i>	1.15 <i>0.19</i>
A1b	1.21 <i>0.56</i>	0.92 <i>0.41</i>	A1b	0.73 <i>0.27</i>	1.06 <i>0.19</i>
A2b	2.17 <i>0.49</i>	1.19 <i>0.51</i>	A2b	0.94 <i>0.14</i>	1.44 <i>0.31</i>
A3b	2.22 <i>0.47</i>	1.92 <i>0.40</i>	A3b	0.89 <i>0.13</i>	1.04 <i>0.22</i>
A4b	3.09 <i>0.40</i>	1.57 <i>0.45</i>	A4b	0.89 <i>0.13</i>	1.10 <i>0.22</i>
A5b	1.15 <i>0.67</i>	0.72 <i>0.42</i>	A5b	0.61 <i>0.38</i>	1.00 <i>0.20</i>
A	4.21 <i>0.47</i>	1.75 <i>0.53</i>	A	0.94 <i>0.13</i>	1.27 <i>0.25</i>

7 CONCLUSIONI E QUESTIONI APERTE

Nel problema della selezione riassunto nelle tabelle 4 e 5, nessuno dei rapporti tra le mediane nei casi a duttilità 2 è stato trovato statisticamente differente da 1 al livello di significatività del 6%. Altri casi sono meno favorevoli, il caso dello SDOF con T = 1.5 sec con legame costitutivo

tri-lineare ed il $T = 4$ sec bi-lineare hanno 6/60 e 5/60 rispettivamente. Entrambi questi casi eccedono il 6% atteso se l'ipotesi di rapporto tra le mediane fosse vera. In ogni caso questo risultato negativo è smentito se si fondono i set a dimostrare che la dimensione del campione ha una incidenza non trascurabile indicando che i rapporti tra le mediane nei 60 casi non sono indipendenti del tutto.

In ogni caso è stato mostrato come i rapporti z possano essere indifferentemente al di sopra o al di sotto dell'unità. Guardando singolarmente il caso tri-lineare a $T = 1.5$ sec e bi-lineare a $T = 0.1$ sec si potrebbe evincere che i set arbitrari producono risposta alta per alti livelli di duttilità mentre è il contrario per $T = 4$ sec. Tuttavia questi risultati non possono essere supportati statisticamente vista la grande dispersione associata. Infatti, se presi nel loro complesso, i risultati non danno indicazioni che confermino la necessità di una scelta accurata (in termini di magnitudo e distanza) degli accelerogrammi per la stima della risposta non-lineare delle strutture.

Per quanto riguarda la questione dello scaling i casi a periodo breve o moderato non presentano casi significativamente diversi da 1 (al 6%) il che significa che fattori di scala di almeno 4 non condizionano la risposta strutturale per questi sistemi sia a bassa che alta duttilità.

Il caso tri-lineare suggerisce che lo scalare può indurre una sovrastima della risposta anche se questo risultato è confutato nel caso in cui si fondano i set arbitrari. La situazione opposta si presenta per $T = 4$ sec.

Considerando anche i risultati degli MDOF si può concludere che sebbene le conclusioni siano affette dalla limitatezza del numero di accelerogrammi particolarmente intensi, non c'è alcuna evidenza che lo scaling causi un condizionamento sistematico della risposta.

In conclusione questo studio non ha trovato prova della necessità di porre particolare attenzione nella scelta e scaling in ampiezza delle registrazioni, quantomeno per l'obiettivo di produrre una risposta non condizionata. I casi analizzati arrivano a fattori di scala di 4 e duttilità target oltre 6. Il complesso di strutture analizzato non è grande in numero, ma relativo a casi significativi. Lo studio dello scaling è limitato dalla disponibilità degli accelerogrammi.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Benjamin, J.R., Cornell C.A., 1970. *Probability, Statistics and Decision for Civil Engineers*, McGraw-Hill.
- Gupta A, Krawinkler H., 1999. *Seismic Demands for Performance Evaluation of Steel Moment Resisting Frame Structures (SAC Task 5.4.3)*. Report No. 132, John A. Blume Earthquake Engineering Center, Stanford University, Stanford, California.
- Foutch D.A., Shi S., 1996. *Connection element (type 10) for DRAIN-2DX*. Urbana Champaign, Illinois: Department of Civil Engineering, UIUC.
- Jalayer F., 2003. *Direct Probabilistic Seismic Analysis: Implementing Non-Linear Dynamic Assessments*. Ph.D. Thesis, Dept. of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, Stanford, CA, 2003. [<http://www.stanford.edu/group/rms/>] Advisor: C. A. Cornell.
- Luco N., Cornell C.A., 2000. *Effects of Connection Fractures on SMRF Seismic Drift Demands*, Journal of Structural Engineering, ASCE, Vol. 126, No. 1.
- McGuire, R.K., 1995. *Probabilistic Seismic Hazard Analysis and Design Earthquakes: Closing the Loop*. BSSA, Vol. 85, No. 5.
- Porter K.A., Beck J.L., Shaikhutdinov R.V., 2002. *Investigation of Sensitivity of Building Loss Estimates to Major Uncertain Variables for the Van Nuys Testbed*, PEER Report Series.
- Shome, N., Cornell, C.A., Bazzurro, P., Carballo, J.E., 1998. *Earthquakes, Records and Nonlinear Responses*, *Earthquake Spectra*, Vol. 14, No. 3.
- Somerville G., Smith N.F., Graves R.W., e Abrahamson N.A., 1997. *Modification of Empirical Strong Ground-motion Attenuation Relations to Include the Amplitude and Duration Effects of Rupture Directivity*, *Seismological Research Letters*, Vol. 68, No. 1.