



## UN MODELLO TEMPO-DIPENDENTE PER L’AFFIDABILITÀ STRUTTURALE IN CASO DI DANNO SISMICO CUMULATO\*

I. Iervolino

*Dipartimento di Ingegneria Strutturale, Università Federico II, Napoli*

M. Giorgio

*Dipartimento di Ingegneria Aerospaziale e Meccanica, Seconda Università di Napoli*

E. Chioccarelli

*Dipartimento di Ingegneria Strutturale, Università Federico II, Napoli*

### SOMMARIO

In questo lavoro si presenta un modello tempo-dipendente per la valutazione dell’affidabilità strutturale in presenza di danno cumulato dovuto a traumi ripetuti di tipo sismico. Il degrado di capacità viene modellato tramite processo stocastico in grado di cumulare gli effetti degli eventi sismici in un fissato intervallo di tempo. In particolare si considera un semplice sistema ad un grado di libertà bilineare non-evolutivo il cui parametro strutturale scelto, per la quantificazione della capacità, è la duttilità (monotona) al collasso. Se ne deduce, come discusso nel seguito, che gli incrementi di danno sono variabili aleatorie non-negative indipendenti e identicamente distribuite. Tali incrementi vengono modellati attraverso la distribuzione Gamma che, insieme con alcune approssimazioni, permette di derivare espressioni analitiche semplificate per la valutazione della probabilità di collasso durante il ciclo di vita. È possibile, inoltre, ricavare soluzioni in forma chiusa in casi in cui i livelli di conoscenza della storia sismica del sistema differiscano da quelli per la struttura nuova.

### ABSTRACT

A model for time-dependent reliability assessment of structures, subjected to cumulating damage due to point seismic overloads, is presented. The deteriorating structural parameter is the capacity of the structure expressed in terms of kinematic (monotonic) ductility to conventional collapse. A stochastic process is employed to model the progressive loss of capacity during a time interval of interest. The capacity reduction due to earthquake shocks

---

\* Questo lavoro è basato su quanto presentato alla quindicesima conferenza mondiale di ingegneria sismica e discusso nella nota: Iervolino I., Chioccarelli E., Giorgio M.: Time-dependent seismic reliability of damage cumulating non-evolutionary bilinear systems. *Atti del 15<sup>th</sup> World Conference on Earthquake Engineering*, Lisbona, Portogallo, 2012.

is analysed for a simple bilinear structural system, for which earthquake damage increments are non-negative independent and identically distributed random variables. The widely used Gamma distribution is adopted to model damage increments. Some approximations are proposed to get handy expressions for the failure probability in the life-cycle. Moreover, close-form solutions for reliability assessment are derived for those cases when knowledge levels about the seismic history of the system are different from those referred to the structure considered as new.

## 1. INTRODUZIONE

Il rischio sismico può essere considerato, a rigore, dipendente dal tempo, sebbene nell'approccio tradizionale tale dipendenza non appaia esplicitamente. Ciascuno dei tre termini in cui solitamente viene suddiviso nel moderno approccio prestazionale, *pericolosità*, *vulnerabilità* e *perdita* (o *esposizione*) sono, infatti, variabili nel tempo (e.g., Cornell e Krawinkler, 2000). Ad esempio, la pericolosità è dipendente dal tempo in riferimento ai processi di occorrenza dei terremoti sulle singole faglie, alla concentrazione nel tempo delle sequenze sismiche, e all'interazione tra sorgenti vicine. Al contrario, quando diverse sorgenti contribuiscono alla pericolosità dello stesso sito, il processo di occorrenza risultante può essere considerato a incrementi stazionari: questo rappresenta la base dell'analisi probabilistica di pericolosità sismica (PSHA – *probabilistic seismic hazard analysis*) ordinaria (e.g., McGuire, 2004). La perdita può essere considerata tempo-dipendente in relazione ai tassi di investimento degli investimenti finanziari (e.g., Yeo e Cornell, 2009), mentre la vulnerabilità strutturale può essere affetta da due famiglie di fenomeni tempo-dipendenti: (1) il degrado delle caratteristiche meccaniche dei materiali che è continuo nel tempo ed a cui ci si riferisce di solito con il termine *invecchiamento* e (2) l'effetto cumulativo di danni puntuali e ripetuti nel tempo dovuti a fenomeni sismici (e.g., Sanchez-Silva et al., 2011).

Il processo di invecchiamento è spesso relativo a condizioni ambientali particolarmente aggressive che possono deteriorare le caratteristiche meccaniche degli elementi strutturali e avere l'effetto di incrementare la fragilità sismica della struttura (e.g., Rao et al., 2010).

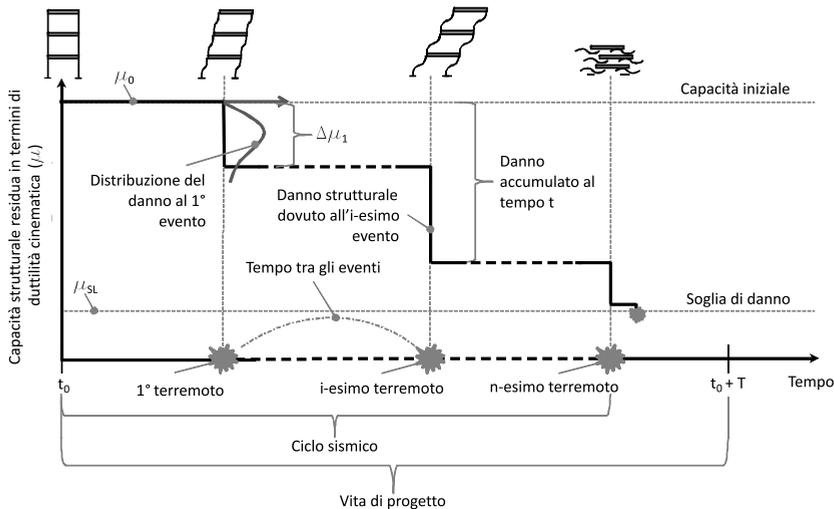
Anche gli eventi sismici potenzialmente producono l'accumulo del danno durante tutta la vita utile della struttura, a meno di interventi di manutenzione e/o ripristino, ma l'effetto cumulato delle scosse sismiche è significativamente diverso dall'invecchiamento, perché può essere rappresentato tramite un processo puntuale, in cui cioè i traumi avvengono con durata istantanea rispetto alla vita utile dell'opera. Inoltre, va ricordato che non tutti gli eventi sismici producono necessariamente danno strutturale.

Nel caso del danno sismico cumulato, le perdite in ogni evento sono da considerarsi variabili aleatorie (v.a.) la cui distribuzione dipende dalla struttura e dal suo stato di danno al momento dell'evento. Questo tipo di vulnerabilità è spesso studiata tramite curve di fragilità stato-dipendenti; e.g., Luco et al. (2004).

Se l'accumulo di danno è misurato tramite riduzione della capacità strutturale, per esempio la duttilità disponibile prima del collasso strutturale,  $\mu(t)$ , allora il processo può essere schematizzato come in Figura 1 dove è riportata la soglia  $\mu_{SL}$  corrispondente al raggiungimento ad un fissato stato limite (SL) di interesse.

La probabilità che la capacità strutturale diminuisca dal valore iniziale (struttura nuova) alla soglia è il complemento a uno dell'affidabilità strutturale nella vita utile della struttura. La modellazione probabilistica di tale fenomeno è l'oggetto del presente studio. Infatti, si discute come modellare probabilisticamente l'effetto di scosse sismiche ripetute sulla capacità residua di un sistema ad un solo grado di libertà (1GDL), con comportamento non evolutivo per il quale si può mostrare che le riduzioni della capacità sono v.a. non-negative (i.e., gli eventi non possono determinare diminuzione del danno), indipendenti e identicamente distribuite (i.i.d.). In tali ipotesi, accettata l'ulteriore assunzione di distribuzione del danno approssimabile come una distribuzione Gamma<sup>1</sup>, è possibile ricavare semplici soluzioni in forma chiusa per la stima dell'affidabilità.

Nel lavoro, il problema generale viene formulato rispetto alle variabili comunemente usate nell'approccio prestazionale e si discutono i vantaggi della rappresentazione Gamma degli incrementi di danno, derivando espressioni analitiche per l'affidabilità strutturale marginale, e condizionata allo stato di danno e/o di conoscenza. In fine, la distribuzione degli incrementi di danno viene calibrata per il sistema a 1GDL considerato.



**Figure 1.** Rappresentazione del ciclo sismico per una struttura soggetta a traumi sismici ripetuti.

## 2. FORMULAZIONE ANALITICA

La misura scalare assunta come parametro del danno cumulato è la duttilità cinematica residua al collasso. Il processo di degrado si può quindi rappresentare come riportato nell'Equazione (1), dove  $\mu_0$  è la capacità residua iniziale nel ciclo di vita,  $D(t)$  è il danno

<sup>1</sup> Una discussione approfondita dell'adattabilità della distribuzione Gamma alla modellazione della distribuzione del danno è importante, sebbene al di fuori dagli scopi di questo lavoro specifico.

cumulato dovuto a tutti gli  $N(t)$  eventi occorsi fino al tempo  $t$ . Si noti che sia il danno per ciascun evento,  $\Delta\mu_i$ , che il numero di eventi sono v.a.

$$\mu(t) = \mu_0 - D(t) = \mu_0 - \sum_{i=1}^{N(t)} \Delta\mu_i \quad (1)$$

Dall'Equazione (1) deriva che la probabilità di collasso strutturale fino al tempo  $t$ ,  $P_f(t)$ , o il complemento a uno dell'affidabilità strutturale  $R(t)$ , è la probabilità che la struttura passi la soglia relativa ad un certo stato limite,  $\mu_{SL}$ , Equazione (2). In altre parole, è la probabilità che in  $(0, t)$  la capacità si riduca della differenza,  $\bar{\mu}$ , tra capacità iniziale e soglia. L'Equazione (2) rappresenta anche la funzione probabilità cumulata della vita utile.

$$1 - R(t) = P_f(t) = P[\mu(t) \leq \mu_{SL}] = P[D(t) > \mu_0 - \mu_{SL}] = P[D(t) > \bar{\mu}] \quad (2)$$

Nel caso classico, in cui l'occorrenza dei terremoti è descritta da un processo di Poisson omogeneo (PPO),  $N(t)$  ha una distribuzione di Poisson con tasso pari a  $\lambda$ . Considerando la dipendenza del danno cumulato dal vettore delle misure di intensità,  $\underline{MI}$ , dei terremoti occorrenti, la probabilità di collasso può essere calcolata come in Equazione (3), scritta facendo uso del teorema delle probabilità totali, e dove l'integrale è di ordine  $k$ .

$$\begin{aligned} P_f(t) &= P[D(t) \geq \bar{\mu}] = \sum_{k=0}^{+\infty} P[D(t) \geq \bar{\mu} | N(t) = k] \cdot P[N(t) = k] = \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} P[D(t) \geq \bar{\mu} | N(t) = k] \cdot \frac{(\lambda \cdot t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda \cdot t} = \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} \int_{\underline{mi}} P\left[\sum_{i=1}^k \Delta\mu_i \geq \bar{\mu} | \underline{MI} = \underline{mi}, N(t) = k\right] \cdot f_{\underline{MI}}(\underline{mi}) \cdot d(\underline{mi}) \cdot \frac{(\lambda \cdot t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda \cdot t} \end{aligned} \quad (3)$$

### 2.1. Affidabilità per incrementi di danno Gamma-distribuiti

In caso di eventi sismici la modellazione dei traumi ripetuti deve essere un processo con incrementi non negativi:  $\Delta\mu_i \geq 0 \forall i$ . Una possibilità vantaggiosa per modellare gli incrementi (di danno in questo caso) nei processi di accumulo che evolvono in una sola direzione è la distribuzione Gamma. Infatti, anche se esistono altre distribuzioni caratterizzate da incrementi non negativi (e.g., la distribuzione lognormale), il vantaggio principale della Gamma è la sua *riproducibilità* (e.g., Erto, 2008). Essa permette spesso di ottenere soluzioni analitiche in forma chiusa per l'affidabilità.

La funzione densità di probabilità (*probability density function* o PDF) per la Gamma, applicata alla perdita di capacità all'occorrenza di un terremoto, è riportata in Equazione (4), dove  $\gamma$  è il parametro di scala,  $\alpha$  è il parametro di forma, e  $\Gamma$  è la funzione Gamma. Si noti che tale modello è applicabile solo ai terremoti che determinano una riduzione della capacità residua mentre non è applicabile agli eventi che non danneggiano la struttura.

$$f_{\Delta\mu}(\delta\mu) = \int_{mi} f_{\Delta\mu}(\delta\mu|MI = mi) \cdot f_{MI}(mi) \cdot d(mi) = \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \cdot e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \quad (4)$$

Se gli incrementi di danno sono i.i.d.<sup>2</sup>, cioè  $f_{\Delta\mu_i}(\delta\mu) = f_{\Delta\mu}(\delta\mu)$ , grazie alla riproducibilità della Gamma, la probabilità di collasso si ottiene come in Equazione (5) in cui il termine condizionato all'occorrenza di  $k_D$  eventi è la *Gamma incompleta* (per cui esistono soluzioni tabellari). Inoltre è importante notare che  $k_D$  si riferisce al processo filtrato di terremoti che producono danno, di parametro  $\lambda_D$ .

$$\begin{aligned} P_f(t) &= P[D(t) \geq \bar{\mu}] = \\ &= \sum_{k_D=0}^{+\infty} \int_{mi} P\left[\sum_{i=1}^{k_D} \Delta\mu_i \geq \bar{\mu} | MI = \underline{mi}, N(t) = k_D\right] \cdot f_{MI}(\underline{mi}) \cdot d(\underline{mi}) \cdot \frac{(\lambda_D \cdot t)^{k_D}}{k_D!} \cdot e^{-\lambda_D \cdot t} = \quad (5) \\ &= \sum_{k_D=0}^{+\infty} \int_{\mu} \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{k_D \cdot \alpha - 1}}{\Gamma(k_D \cdot \alpha)} \cdot e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \cdot d(\delta\mu) \cdot \frac{(\lambda_D \cdot t)^{k_D}}{k_D!} \cdot e^{-\lambda_D \cdot t} \end{aligned}$$

La probabilità di collasso dell'Equazione (5) si può approssimare come riportato in Equazione (6) ricordando l'espressione del numero atteso di terremoti in caso di PPO.

$$\begin{cases} P[D(t) \geq \bar{\mu} | N_D(t) = E[N_D(t)]] = \int_{\mu} \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{\lambda_D \cdot t \cdot \alpha - 1}}{\Gamma(\lambda_D \cdot t \cdot \alpha)} \cdot e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \cdot d(\delta\mu) \\ E[N_D(t)] = \lambda_D \cdot t \end{cases} \quad (6)$$

## 2.2. Probabilità condizionate

Le formulazioni precedenti si riferiscono all'affidabilità marginale nell'intervallo  $(0, t)$ , ma può essere necessario valutare l'affidabilità in diverse finestre temporali e con diversi livelli di conoscenza. Alcuni esempi sono riportati in questa sezione con riferimento alle sole espressioni analitiche finali la cui derivazione è riportata in Iervolino et al. (2012).

Se la struttura è ispezionata al tempo  $t^*$  (ad esempio dopo essere stata colpita da un evento sismico) e la capacità residua è misurata pari a  $\mu(t^*)$ , l'espressione della probabilità di

<sup>2</sup> Da cui deriva che il danno sulla struttura è indipendente dallo stato in cui si trova.

collasso condizionata all'ispezione è analoga a quella riportata sopra a patto di sostituire  $\bar{\mu}$  e  $t$  con  $\bar{\mu}^* = \mu(t^*) - \mu_{SL}$  e  $t - t^*$  rispettivamente, come riportato in Equazione (7). Infatti, per raggiungere il collasso, la struttura deve subire una riduzione di capacità minore ed in minor tempo.

$$P_f(t - t^*) \cong \int_{\frac{\mu}{\bar{\mu}^*}}^{+\infty} \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{\lambda_D \cdot (t - t^*) \alpha - 1}}{\Gamma[\lambda_D \cdot (t - t^*) \cdot \alpha]} e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \cdot d(\delta\mu), \quad t \geq t^* \quad (7)$$

Altro caso interessante è quello in cui alla stima dell'affidabilità va aggiunta l'informazione che la struttura è ancora *in piedi* al tempo  $t^*$ , ma in stato di danno sconosciuto. In questo caso, si può applicare l'Equazione (8).

$$P[\text{collasso in } t > t^* \mid \text{sopravvivenza a } t^*] = 1 - \frac{1 - P_f(t)}{1 - P_f(t^*)} \quad (8)$$

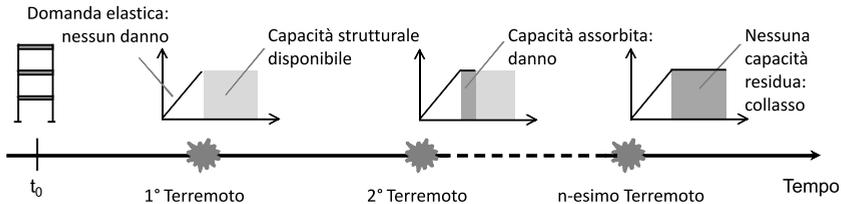
Infine, la probabilità di collasso dato che la struttura non è collassata al tempo  $t^*$  e il numero di eventi che hanno prodotto danno fino al tempo  $t^*$  è pari a  $N(t^*) = k_D$  può essere calcolata come in Equazione (9).

$$P[\text{collasso in } t > t^* \mid \text{sopravvivenza a } t^*, N(t^*) = k_D] = 1 - \frac{\int_0^{\bar{\mu}} \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{k_D \cdot \alpha + \lambda_D \cdot (t - t^*) \alpha - 1}}{\Gamma[k_D \cdot \alpha + \lambda_D \cdot (t - t^*) \cdot \alpha]} \cdot e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \cdot d(\delta\mu)}{\int_0^{\bar{\mu}} \frac{\gamma \cdot (\gamma \cdot \delta\mu)^{k_D \cdot \alpha - 1}}{\Gamma(k_D \cdot \alpha)} \cdot e^{-\gamma \cdot \delta\mu} \cdot d(\delta\mu)} \quad (9)$$

### 3. DANNO CUMULATO PER UN SISTEMA BILINEARE NON EVOLUTIVO

Il sistema strutturale considerato è un sistema a 1GDL bilineare elastico-perfettamente-plastico e non evolutivo, con periodo elastico pari a 0.5s. La massa ha un peso di 100kN e la forza di snervamento è pari a 4.17kN, che corrisponde ad un fattore di riduzione della resistenza pari a 6 quando la massa è soggetta ad un'accelerazione di 0.25g. Il parametro di risposta strutturale con cui è stimata la domanda sismica è la duttilità cinematica definita in termini di spostamento; i.e., la massima domanda di duttilità durante ciascun evento sismico. La scelta di tale parametro corrispondere ad assumere che il collasso sia raggiunto per massimi spostamenti plastici, indipendente dal numero di cicli e dalla quantità di energia isteretica dissipata (Cosenza e Manfredi, 2000). Si assume inoltre che l'accumulo del danno, dovuto a diversi eventi sismici, sia monotono; i.e., tutti gli eventi presentano la massima domanda di duttilità nella stessa direzione (Fig. 2).

Lo stato limite considerato è quello di collasso (SLC) derivato dalla norma FEMA 356 (2000) in cui si assume convenzionalmente che il collasso sia raggiunto quando il massimo spostamento interpiano è pari a 0.04. In riferimento al sistema 1GDL considerato, tale limite corrisponde ad una duttilità capace iniziale pari circa a 15.



**Figura 2.** Schema di accumulo del danno durante una sequenza sismica in termini di duttilità cinematica e per il sistema bilineare elastico-perfettamente-plastico.

Note le caratteristiche del sistema e lo stato limite considerato, è possibile discutere in dettaglio l'ipotesi di incrementi di danno (o equivalentemente riduzioni della capacità) i.i.d. Infatti, grazie al legame costitutivo assunto, la risposta dinamica del sistema è indipendente dall'eventuale spostamento residuo all'inizio dell'analisi o analogamente dalle condizioni in cui l'*i*-esimo evento trova la struttura. Se ne deduce che l'ipotesi discussa precedentemente è verificata per questo sistema: un dato terremoto tende a produrre la stessa riduzione di capacità indipendentemente dalle condizioni iniziali di danneggiamento della struttura. Da ciò si può anche dedurre che un singolo insieme di analisi dinamiche incrementali (ADI) può essere utilizzato per la caratterizzazione della vulnerabilità del sistema caratterizzato da un livello di danno qualunque (si veda anche la sezione seguente).

### 3.1. Stima delle distribuzioni di incremento del danno

In questa sezione verranno valutate le distribuzioni di richiesta di duttilità per il sistema in esame. I risultati delle ADI sono analizzati in termini di risposta di duttilità adimensionalizzata rispetto alla duttilità cui corrisponde il collasso: in tal modo lo SLC è raggiunto se la richiesta di duttilità è maggiore o uguale di 1. La misura dell'incremento di danno strutturale,  $\Delta\mu$ , può essere definita come in Equazione (10) nella quale  $\mu_{prima}$  e  $\mu_{dopo}$  si riferiscono alla duttilità residua capace della struttura rispettivamente prima e dopo il generico evento sismico.

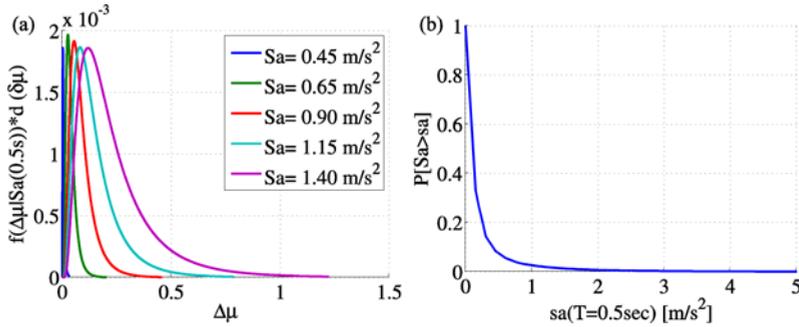
$$\Delta\mu = \frac{\mu_{prima} - \mu_{dopo}}{\mu_0} \quad (10)$$

La PDF marginale di  $\Delta\mu$  può essere calcolata attraverso l'Equazione (11) dove  $f_{MI}(mi)$  deriva dalla curva di pericolosità ottenuta tramite PPO per il sito di costruzione assumendo come misura di intensità del moto sismico l'accelerazione spettrale elastica al periodo della struttura ( $Sa(0.5s)$ ). Il termine  $f_{\Delta\mu|MI}(\delta\mu | MI = mi)$  rappresenta la distribuzione della

domanda sismica condizionata ad un valore di MI. È evidente che può essere derivato direttamente dai risultati delle ADI.

$$f_{\Delta\mu}(\delta\mu) = \int_{im} f_{\Delta\mu|MI}(\delta\mu | MI = mi) \cdot f_{MI}(mi) \cdot d(mi) \quad (11)$$

A titolo di esempio, in Figura 3a sono riportate alcune distribuzioni di richiesta sismica condizionate a fissati valori di MI ottenute per il sistema studiato nell'ipotesi di distribuzioni lognormale della risposta. In Figura 3b è invece riportata distribuzione di probabilità di ( $Sa(0.5s)$ ) ottenuta nell'ipotesi di PPO per un sito del centro Italia con pericolosità medio-alta (Sulmona: 13.96 Lon., 42.05 Lat.). Si noti che tale figura non rappresenta esattamente la pericolosità sismica del sito, essendo la distribuzione dell'intensità condizionata all'occorrenza di un evento sismico.



**Figura 3.** Alcune distribuzioni del danno condizionate a fissati valori di Sa (a) e distribuzione della probabilità di superamento della MI data l'occorrenza di un evento (b).

In effetti, l'Equazione (11) non è del tutto rigorosa in quanto  $\Delta\mu$  non è una variabile continua: infatti non tutti i terremoti danneggiano la struttura, la cui *duttilità capace* si riduce solo se la soglia di snervamento del sistema IGDL viene superata. La distribuzione di probabilità di  $\Delta\mu$ , condizionata all'occorrenza di un evento, non è quindi dotata di espressione elementare e va rappresentata come in Equazione (12).

$$P[\Delta\mu] = \begin{cases} P_0 & \Delta\mu = 0 \\ f_{\Delta\mu}(\delta\mu) \cdot d(\delta\mu) & \Delta\mu > 0 \end{cases} \quad (12)$$

Appare evidente che  $P[\Delta\mu = 0]$  è la probabilità che l'evento non sia abbastanza forte da danneggiare la struttura,  $P[\Delta\mu > 1]$  rappresenta la probabilità marginale che la struttura raggiunga il collasso e  $P[0 < \Delta\mu < 1]$  rappresenta la probabilità di osservare un terremoto

dannoso ma non distruttivo. Nel caso studiato, le masse di probabilità associate a  $\Delta\mu = 0$  e  $\Delta\mu > 1$  sono state trovate pari rispettivamente a 0.91 e 0.007, cioè circa il 9% dei terremoti è dannoso mentre meno dell'1% di essi determina direttamente il collasso strutturale. Il valore atteso di  $\Delta\mu$  vale 0.015, da cui si deduce che ciascun terremoto causa in media una riduzione di capacità della struttura di circa l'1.5% (tenendo conto sia degli eventi dannosi che di quelli non dannosi).

In riferimento alla pericolosità di Sulmona, dato che il numero medio annuo di eventi sismici al sito è 1.95 (Iervolino et al., 2012), la struttura analizzata è soggetta ad una riduzione di capacità media annua pari a  $0.015 \cdot 1.95 = 0.03$  ovvero sono necessari mediamente circa 30 anni affinché la capacità strutturale sia ridotta a zero (in accordo col criterio di collasso considerato).

La parte continua della distribuzione di riduzione di capacità in Equazione (12), nell'intervallo in cui è definita, può essere approssimata da una distribuzione Gamma imponendo l'uguaglianza dei primi due momenti della distribuzione:  $E[\Delta\mu|Danno] = \alpha/\gamma$  e  $Var[\Delta\mu|Danno] = \alpha/\gamma^2$ . Nel caso specifico, i parametri di scala e di forma così ottenuti valgono rispettivamente 0.521 e 0.094. Noti tali parametri, la stima dell'affidabilità strutturale nell'intero ciclo di vita o in porzioni dello stesso può essere effettuata tramite le Equazioni (6), (7), (8) e (9). Maggiori dettagli sulle ADI effettuate, insieme con alcuni esempi, sono riportati in Iervolino et al. (2012).

#### 4. CONCLUSIONI

Nel lavoro è stato introdotto uno strumento analitico per la valutazione dell'affidabilità strutturale di sistemi sottoposti a danneggiamento sismico cumulato. La scala temporale considerata è quella del ciclo di vita della struttura ovvero dell'intervallo temporale tra due interventi di ripristino successivi. L'occorrenza degli eventi sismici al sito in esame è modellata attraverso un processo di Poisson omogeneo.

Si fa riferimento al caso di un sistema strutturale con comportamento bilineare non evolutivo per il quale è possibile dimostrare che la riduzione di capacità dovuta ad un terremoto è indipendente dallo stato di danno in cui la struttura si trova; i.e., gli incrementi di danno possono essere considerati come variabili aleatorie indipendenti e identicamente distribuite. Trattandosi di un problema sito-dipendente, la struttura si è localizzata in un sito a pericolosità medio-alta, per cui, nota l'occorrenza annua degli eventi, è stata ricavata la distribuzione probabilistica dell'intensità sismica, e quindi la distribuzione dell'incremento del danno sulla struttura sulla quale va calibrato il modello di affidabilità proposto. L'approccio stocastico si basa sulla distribuzione Gamma, particolarmente interessante nel caso di cumulo del danno in sistemi strutturali, essendo riproducibile e relativa a variabili non negative.

È importante notare che l'assunzione più vincolante del presente modello è l'indipendenza della risposta sismica dallo stato di danno: tale modello non è infatti appropriato per tutti i casi in cui il danneggiamento dovuto ad un evento sismico dipende anche dallo stato di danno in cui la struttura subisce l'evento stesso. Questo è ad esempio il caso di strutture con comportamento isteretico evolutivo; e.g., degradante in rigidità e/o resistenza. Modelli

più generali stato dipendenti possono comunque essere sviluppati sulla base di quanto presentato. Inoltre modelli non evolutivi come quello analizzato conducono spesso a risultati genericamente applicabili a diversi sistemi di interesse per l'ingegneria strutturale

## 5. RINGRAZIAMENTI

La ricerca è stata sviluppata nell'ambito del progetto *Analisi del Ciclo di Vita di Edifici Esistenti in Cemento Armato* finanziato nel 2008 dal Ministero dell'Università e della Ricerca nell'ambito dei *Programmi di Ricerca Scientifica di Rilevante Interesse Nazionale*. Inoltre, lo studio fa parte delle attività del progetto di ricerca *della Rete dei Laboratori Universitari di Ingegneria Sismica – ReLUIS* finanziato dal Dipartimento della Protezione Civile (2010-2013), e, in ambito AMRA, del progetto *REAKT - Strategies and tools for Real Time Earthquake Risk reduction* (<http://www.reaktproject.eu>) finanziato dalla Comunità Europea attraverso il Seventh Framework Program for Research (FP7) contratto n. 282862.

## BIBLIOGRAFIA

- Cornell C.A., Krawinkler H.: Progress and challenges in seismic performance Assessment. *Peer Center Newsletter*, 3(2), 2000.
- Cosenza E., Manfredi G.: Damage indices and damage measures, *Progress in Structural Engineering and Materials*, 2, 2000, pp. 50-59.
- Erto P.: Probabilità e statistica per le scienze e l'ingegneria. McGraw-Hill Companies, 2008.
- Federal Emergency Management Agency: *Prestandard and Commentary for the Seismic Rehabilitation of Buildings*. Report FEMA 356, 2000, Washington DC, US.
- Iervolino I., Chioccarelli E., Giorgio M.: Time-dependent seismic reliability of damage cumulating non-evolutionary bilinear systems. *Atti di 15<sup>th</sup> World Conference on Earthquake Engineering*, Lisbona, Portogallo, 2012.
- Luco N., Bazzurro P., Cornell C.A.: Dynamic versus static computation of the residual capacity of a mainshock-damaged building to withstand an aftershock. *Atti di 14<sup>th</sup> World Conference on Earthquake Engineering*. Vancouver, Canada, 2004.
- McGuire R.K.: *Seismic Hazard and Risk Analysis*, Earthquake Engineering Research Institute, MNO-10, Oakland, California, 2004.
- Rao A., Lepech M., Kiremidjian A., Sun X.Y.: Time Varying Risk Modeling of Deteriorating Bridge Infrastructure for Sustainable Infrastructure Design. *Atti di 5<sup>th</sup> International Conference on Bridge Maintenance, Safety and Management (IABMAS)*, Philadelphia, PA. USA, 2010.
- Sanchez-Silva M., Klutke G-A., Rosowsky D.V.: Life-cycle performance of structures subject to multiple deterioration mechanisms. *Structural Safety*, 33(3), 2011, pp. 206–217.
- Yeo G.L., Cornell C.A.: Building life-cycle cost analysis due to mainshock and aftershock occurrences. *Structural Safety*, 31(5), 2009, pp. 396–408.