

PROBABILIDAD DE FALLA DE ESTRUCTURAS CON COMPORTAMIENTO NO LINEAL BAJO ACCIONES SÍSMICAS, CON EL MÉTODO DE LA SUPERFICIE DE RESPUESTA

Oscar Möller

*Instituto de Mecánica Aplicada y Estructuras (IMAE)
Universidad Nacional de Rosario – Riobamba y Berutti, 2000 Rosario – Argentina
e-mail: moller@fceia.unr.edu.ar*

RESUMEN

Se presenta una metodología para evaluar la probabilidad de falla en estructuras sismorresistentes con comportamiento no lineal. Considera aleatorias las variables que definen la acción sísmica y las variables de resistencia o capacidad de la estructura. También se tiene en cuenta la incertidumbre del modelo.

Se utiliza el método de la superficie de respuesta, con un nuevo esquema iterativo, para aproximar la función de falla, disminuyendo a un mínimo el número de simulaciones numéricas. Luego con adaptive importance sampling se calcula la probabilidad de falla si ocurre un terremoto, y finalmente como proceso de Poisson se obtiene la probabilidad de falla anual. Se aplica a un pórtico dimensionado con el INPRES-CIRSOC 103, ubicado en la ciudad de Mendoza.

ABSTRACT

A methodology is presented to evaluate the probability of failure of non linear earthquake resistant structures. Random process is considered to define the seismic action, and random variables characterize the structural capacity. It is also taken into account the model uncertainty.

The response surface method is used, with a new iterative scheme, to approximate the actual failure function, reaching a minimum number of numerical simulations. Then the probability of failure, if an earthquake occurs, is calculated with adaptive importance sampling. Finally, as a Poisson process, the annual probability of failure is obtained. It is applied to a frame designed by a code INPRES-CIRSOC 103, sited at Mendoza city.

INTRODUCCIÓN

El objetivo del diseño de una obra civil es lograr un comportamiento aceptable durante el tiempo de su vida útil. Debido a las incertidumbres presentes en las variables que intervienen en el problema, este objetivo sólo puede pensarse en términos probabilísticos, evaluando la probabilidad de falla [1,2].

El tratamiento racional de las incertidumbres puede realizarse a través de la teoría de probabilidades. Así, en este trabajo, se caracteriza la acción sísmica como un proceso estocástico con parámetros reales para una determinada localidad.

Las variables de la resistencia de la estructura también son consideradas aleatorias, como los momentos de fluencia de las secciones, las curvaturas y rotaciones últimas, y la rigidez. Además se tiene en cuenta la incertidumbre del modelo de análisis.

El modelo estructural se conforma con elementos finitos de barra para pórticos planos capaces de representar los diferentes mecanismos que contribuyen al comportamiento histerético [3,4]: regiones extremas del elemento con deformaciones no lineales, de longitud variable dependiendo de la historia de carga, y rotación concentrada en la interfaz barra-nudo por deslizamiento de las armaduras ancladas en el nudo. Debido al carácter dinámico no lineal

del problema, la solución se encuentra mediante integración directa paso a paso con el algoritmo de Newmark y esquema iterativo de Newton-Raphson.

Dos estado límites últimos son considerados: (a) El índice de daño global en la estructura alcanza un valor límite; (b) La distorsión de piso máxima demandada alcanza un valor límite. El índice de daño se calcula con la formulación de Park y Ang [5] para cada sección crítica, y se obtiene el índice de daño global ponderando en toda la estructura los valores locales [6].

La característica dinámica y marcadamente no lineal del problema sismorresistente conduce a la necesidad de evaluar la probabilidad de falla mediante técnicas de simulación [1], debido a que no es posible establecer una relación explícita entre las variables básicas para formular los estados límites, es decir las funciones de falla.

Cada simulación consiste en generar un miembro del proceso aleatorio que representa la acción sísmica (acelerograma), y encontrar la respuesta dinámica no lineal. Es evidente que el método de Monte Carlo standard [1] no es aplicable porque para probabilidades de falla del orden de 10^{-3} a 10^{-4} , usual en estructuras, serían necesarias 10^5 a 10^6 simulaciones.

Una mejora lo constituyen las técnicas de reducción de varianza, mediante los cuales el muestreo se realiza sólo en la región de importancia (Importance Sampling) [1] donde la contribución a la probabilidad de falla es mayor.

Para disminuir aún más el número de simulaciones, se recurre al método de la superficie de respuesta [7,8]. La verdadera superficie de respuesta de la estructura se aproxima con una superficie cuadrática definida por un número mínimo de simulaciones convenientemente orientadas. Un procedimiento iterativo sobre la superficie de respuesta se propone en este trabajo, para ajustar por mínimos cuadrados la mejor aproximación. Sobre dicha superficie se evalúa la probabilidad de falla con Adaptive Importance Samplig [9].

Esta probabilidad de falla, si ocurre un terremoto, se combina con la frecuencia de ocurrencia de eventos sísmicos dentro de un proceso de Piosson para calcular la probabilidad de falla anual ó para un tiempo de vida útil.

La performance de esta metodología se analiza a través de un pórtico de dos pisos ubicado en la ciudad de Mendoza, dimensionado con el método estático equivalente del INPRES-CIRSOC 103, y solicitado por acción sísmica con parámetros obtenidos del estudio de Microzonificación Sísmica del Gran Mendoza [10].

MODELO PROBABILÍSTICO

Incertidumbres

Las incertidumbres consideradas en este trabajo son [1]: Incertidumbres físicas referidas a la naturaleza aleatoria de las variables básicas. Incertidumbres estadísticas sobre los parámetros que representan la distribución de las variables y también sobre la función adoptada para describir dicha distribución. Incertidumbres en la predicción de la confiabilidad de una estructura en un tiempo futuro con la información disponible al presente. Incertidumbre del modelo de comportamiento estructural debido a las hipótesis y aproximaciones utilizadas.

Variables básicas

Son las variables que definen y caracterizan el comportamiento y seguridad en la estructura. Se agrupan en un vector $X(I)$, $I=1,N$. En este trabajo se utilizan dos variables para la acción sísmica $X(1)$: frecuencia central del filtro del suelo; $X(2)$: aceleración máxima del terreno. Tres variables representan la “resistencia” $X(3)$: momentos de fluencia; $X(4)$: curvaturas y rotaciones últimas; $X(5)$ rigidez a flexión.

Modos de falla

La estructura puede fallar de diferentes maneras. Se consideran dos modos de falla, ambos asociados a estados límites últimos. No se tendrán en cuenta estados límites de serviciabilidad. El modo de falla 1 ocurre cuando el índice de daño global en la estructura producido por la acción sísmica alcanza un valor límite, fijado en este caso en $DILIM = 0.75$ [6]. El modo de falla 2 se refiere a la distorsión de piso máxima, y se establece un valor límite $DISLIM = 2\%$.

Los dos modos de falla están correlacionados por estar involucradas las mismas variables básicas. Este hecho es tenido en cuenta para evaluar la probabilidad de falla.

Funciones de falla

Para los modos de falla mencionados, las funciones de falla se escriben:

$$G_1(\mathbf{X}) = DILIM - DIES \quad (1)$$

donde DILIM es el índice de daño límite, DIES es el índice de daño global demandado en la estructura por la acción sísmica y calculado con análisis dinámico no lineal.

$$G_2(\mathbf{X}) = DISLIM - DISTM \quad (2)$$

donde DISLIM es la distorsión de piso límite, DISTM es la distorsión de piso máxima demandada.

Variables aleatorias adicionales

Además de las variables básicas mencionadas, existen otras variables aleatorias como los ángulos de fase en la generación de miembros del proceso aleatorio que representan los acelerogramas.

Se analizan varias secuencias de ángulos de fase y para cada una se realiza el proceso de simulación, que se describe más adelante.

Luego la superficie de respuesta se ajusta por mínimos cuadrados y el error es considerado una variable aleatoria que tiene en cuenta los diferentes acelerogramas, en lo que hace a los ángulos de fase.

Siendo el valor medio nulo (ajuste por mínimos cuadrados), el desvío standard resulta:

$$\sigma_{RS} = \left\{ \frac{1}{N_p - 1} \sum_{i=1}^{N_p} [G(\mathbf{x}_i) - F(\mathbf{x}_i)]^2 \right\}^{1/2} \quad (3)$$

donde $G(\mathbf{x}_i)$ es el valor de la función de falla obtenido con la simulación, y $F(\mathbf{x}_i)$ es el valor de la función de falla con la superficie de respuesta.

La nueva función de falla, para el modo de falla j genérico, es:

$$GXP_j(\mathbf{X}) = F_j(\mathbf{X}) + \sigma_{RS_j} X(N+1) \quad (4)$$

donde $X(N+1)$ es una nueva variable aleatoria con distribución normal $N(0,1)$.

Incertidumbre de modelo

Para considerar las posibles variaciones entre el modelo y la realidad, debido a las hipótesis y aproximaciones realizadas, se agrega otra variable aleatoria a la función de falla:

$$GXPM_j(\mathbf{X}) = GXP_j(\mathbf{X}) + \sigma_{MOD_j} X(N+2) = F_j(\mathbf{X}) + \sigma_{RS_j} X(N+1) + \sigma_{MOD_j} X(N+2) \quad (5)$$

donde $X(N+2)$ es una variable aleatoria con distribución normal $N(0,1)$, $\sigma_{MOD_j} = \delta_{MOD} M_j$ es el desvío standard calculado como el coeficiente de variación δ_{MOD} , dato, y un valor medio M_j que será DILIM para el modo 1 o DISLIM para el modo 2.

Método de la superficie de respuesta

El objetivo es reemplazar la verdadera función de falla $G(\mathbf{X})$, descripta solamente en forma implícita, por una función aproximante $F(\mathbf{X})$, explícita en término de sus variables básicas, mediante la cual los procedimientos computacionales pueden ser simplificados [1,7]:

$$F(\mathbf{X}) = a + \sum_{i=1}^N b_i X_i + \sum_{i=1}^N c_i X_i^2 \quad (6)$$

El número de parámetros libres en (6) es $2N+1$, luego sólo $2N+1$ simulaciones numéricas, es decir evaluaciones de la verdadera $G(\mathbf{X})$, son necesarias para definir la función $F(\mathbf{X})$.

El problema es cómo elegir los $2N+1$ puntos en el espacio de las variables básicas X_i . Como en general $G(\mathbf{X})$ es una función que puede presentar discontinuidades o fuertes gradientes, los $2N+1$ puntos deberían ser elegidos en las proximidades del punto de diseño, lugar de mayor contribución a la probabilidad de falla. Varios algoritmos han sido reportados [7,8,9]. Para este trabajo se propone el siguiente esquema iterativo:

- Se comienza por el punto de los valores medios de las variables X . Allí se construye un hiperplano tangente a $G(\mathbf{X})$ y se encuentra un primer valor de β , que es la menor distancia del plano al origen en el espacio de las variables normales standard no correlacionadas [1,2]. Este punto puede estar lejos de la intersección $G(\mathbf{X}) = 0$,

por lo cual se corrige buscando el punto $G(\mathbf{X}) = 0$ a lo largo de la dirección dada por el versor n recién encontrado. Se logra así un punto inicial \mathbf{x}_0 , ver fig.1(a).

- b) Se evalúa $G(\mathbf{X})$ en \mathbf{x}_0 , $\mathbf{x}_0+2\sigma_{x_i}$, $\mathbf{x}_0-2\sigma_{x_i}$, con $i = 1,N$ cambiando el valor de una variable por vez. Para cada evaluación se recurre a la solución del problema dinámico no lineal mediante el método de elementos finitos. Con estos $2N+1$ puntos y (6) se define una primera superficie $F^1(\mathbf{X})$.
- c) Con esta superficie $F^1(\mathbf{X})$ se encuentra un primer punto de diseño \mathbf{x}_{d1} mediante un algoritmo standard FORM (first order probability method) [1,2], ver fig.1(b).
- d) Se calcula $G(\mathbf{x}_{d1})$. Si $G(\mathbf{x}_{d1}) \approx 0$, con una tolerancia, el proceso finaliza. Si $G(\mathbf{x}_{d1}) \neq 0$, se evalúa $G(\mathbf{X})$ en \mathbf{x}_{d1} , $\mathbf{x}_{d1}+\sigma_{x_i}$, $\mathbf{x}_{d1}-\sigma_{x_i}$. Estos resultados se agregan a los anteriores (del paso b) y ahora por mínimos cuadrados se define una segunda superficie $F^2(\mathbf{X})$, ver fig.1(c).
- e) Se repiten los pasos c y d hasta lograr la convergencia, es decir $G(\mathbf{x}_{dk}) \approx 0$, ver fig.1(d).

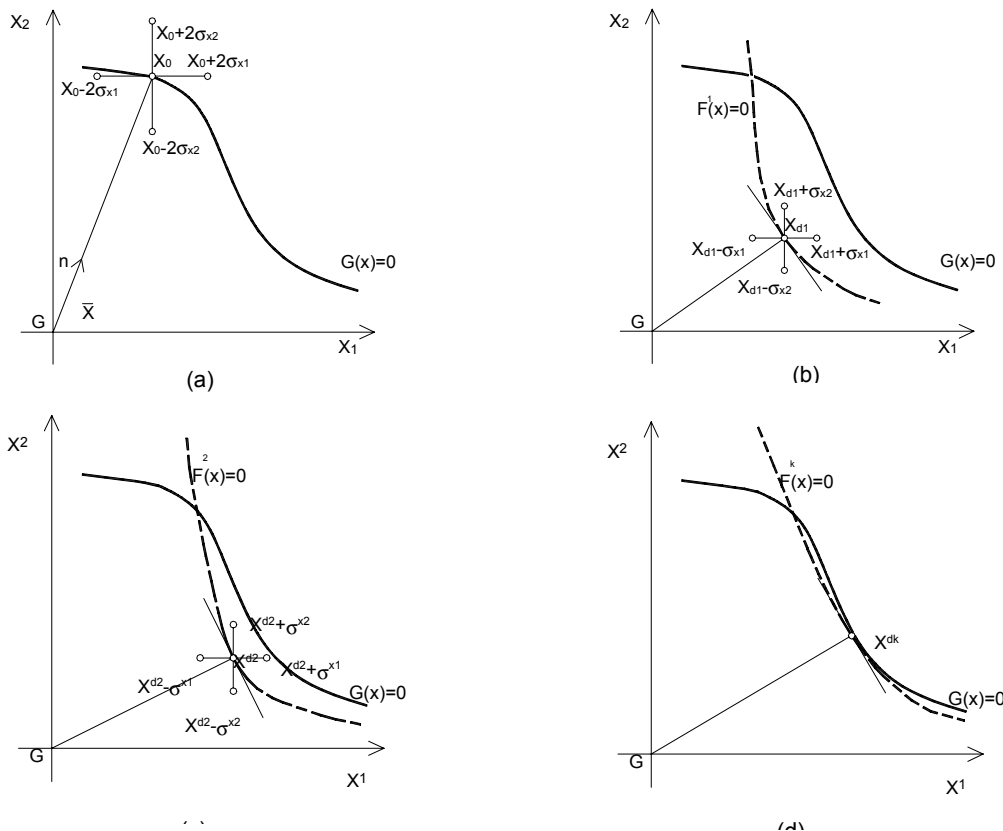


Figura 1 : Proceso iterativo para ajustar la función de falla

Todo este proceso se repite para varias secuencias de ángulos de fase en la generación de registros artificiales como se indicó en variables aleatorias adicionales. Así se barre toda la zona de interés, obteniéndose un conjunto de puntos con los que se define, por mínimos cuadrados, la superficie de respuesta $F(\mathbf{X})$ y se calcula su desvío standard σ_{RS} con (3). El número total de simulaciones es:

$$N_p = (2N + 1) \sum_{l=1}^{NSECUC} k_l \tag{7}$$

siendo NSECUC el número de secuencias de ángulos de fase y k el número de iteraciones para encontrar $G(\mathbf{x}_{dk}) \approx 0$. Finalmente se incorpora la dispersión de la superficie de respuesta (4) y la incertidumbre de modelo (5).

Probabilidad de falla

La ecuación básica para calcular la probabilidad de falla es [1,2]:

$$P_f = \int_{D_f} f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \quad (8)$$

donde $f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x})$ es la función de densidad de probabilidades conjunta del vector de las variables básicas \mathbf{X} , y D_f el dominio de falla.

La idea básica del muestreo en la región de importancia "Importance sampling" [1] es concentrar la distribución de los puntos del muestreo en la región de mayor importancia, es decir la región que más contribuye a la probabilidad de falla, en lugar de muestrear sobre todo el dominio como en el método de Monte Carlo standard.

Entonces el muestreo se realiza sobre una función de densidad $h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x})$, y (8) puede ser estimada numéricamente.

$$P_f \cong \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \left\{ I(g(\mathbf{x}_j) \leq 0) \frac{f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}_j)}{h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x}_j)} \right\} \quad (9)$$

donde $g(\mathbf{x})$ es la función de falla; $I(\cdot)$ es un indicador =1 si $g(\mathbf{x}) \leq 0$ (falla), ó =0 si $g(\mathbf{x}) > 0$ (no falla); \mathbf{x}_j es la muestra a partir de $h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x})$.

Se ha demostrado [9] que el error estadístico de la estimación (9) se reduce a cero si $h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x})$ se elige como la función de densidad de probabilidades original condicionada al dominio de falla:

$$h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x}) = f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x} / \mathbf{x} \in D_f) \quad (10)$$

En la práctica, sin embargo, esto no es posible en general, al no conocerse explícitamente ni $f_{\mathbf{x}}$ ni D_f . Usando un algoritmo iterativo la distribución de la densidad del muestreo a partir de (10) puede ser obtenido para satisfacer al menos el primer y segundo momento:

$$\begin{aligned} E_h(\mathbf{x}) &= E_f(\mathbf{x} / \mathbf{x} \in D_f) \\ E_h(\mathbf{x}\mathbf{x}^T) &= E_f((\mathbf{x}\mathbf{x}^T) / \mathbf{x} \in D_f) \end{aligned} \quad (11)$$

Se elige una función de densidad multinormal, que es definida por su valor medio y covariancia (11). Además como el proceso se lleva a cabo en el espacio de las variables normales standard no correlacionadas, la correspondiente función de densidad conjunta es: $h_{\mathbf{y}}(\mathbf{x}) = h_1(\mathbf{x}), h_2(\mathbf{x}), \dots, h_n(\mathbf{x})$.

En este trabajo $g(\mathbf{x})$ se reemplaza por la aproximación GXPM(\mathbf{X}) construida a partir de la superficie de respuesta $F(\mathbf{X})$ y de acuerdo a (5). Utilizando un algoritmo FORM se evalúa el punto de diseño. Éste se utiliza como valor medio μ_{hi} inicial para las funciones $h_i(\mathbf{x})$, con desvío standard $\sigma_{hi} = 1.00$.

Se hace una primera estimación de P_f con (9) y se actualizan μ_{hi} y σ_{hi} , repitiéndose así las iteraciones, adaptive sampling, hasta que en dos evaluaciones sucesivas la P_f no varíe en más de una tolerancia.

La construcción de la superficie de respuesta y la evaluación de la probabilidad de falla se realiza para cada modo de falla. Se considera que los modos de falla forman un sistema en serie, utilizándose los límites de Ditlevsen [1,2] para acotar la probabilidad de falla final:

$$P_{f1} + \sum_{i=2}^M (P_{fi} - \sum_{j=1}^{i-1} P_{fij}) \leq P_f \leq \sum_{i=1}^M P_{fi} - \sum_{i=2}^M \max_{j=1}^{i-1} P_{fij} \quad (12)$$

MODELO DE COMPORTAMIENTO ESTRUCTURAL

Tipo de elemento finito

Para representar los diferentes mecanismos que contribuyen al comportamiento histerético de las regiones críticas de miembros de hormigón armado, el elemento de barra para pórticos planos se descompone en subelementos [3,4], de acuerdo a la fig.2.

- Subelemento elastoplástico: representa el comportamiento elástico lineal y la respuesta no lineal de las regiones extremas con una difusión gradual de las deformaciones inelásticas por flexión dentro del elemento, función de

la historia de carga. La relación-momento curvatura sigue la regla de Clough, y los parámetros que la definen se obtienen de un análisis previo detallado de la sección tipo.

- Suelelemento conexión: simula la rotación concentrada que se produce en la interfaz barra nudo debido al deterioro de la adherencia y deslizamiento de la armadura anclada en el nudo. La relación constitutiva momento-rotación del resorte, que simula este efecto, sigue una ley de carga, descarga y recarga cuyos parámetros son obtenidos de un análisis previo detallado de cada conexión.
- Extremos rígidos tienen en cuenta dimensiones de nudos no despreciables.

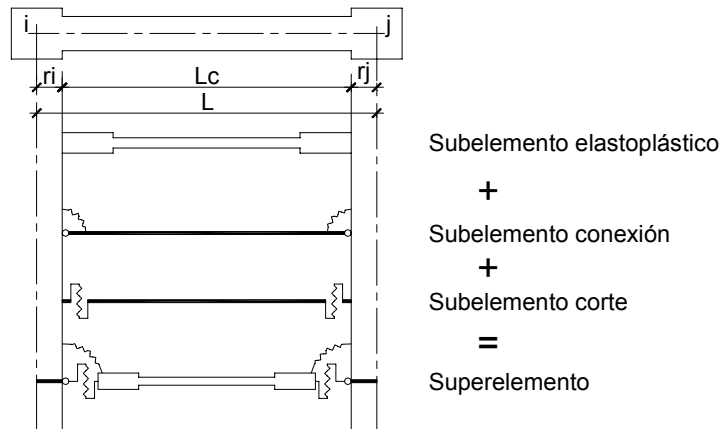


Figura 2 : Descomposición de la barra en subelementos

Solución del problema dinámico no lineal

El sistema de ecuaciones de equilibrio dinámico se formula dentro de un esquema lagrangiano actualizado, para tener en cuenta grandes desplazamientos. Se resuelve utilizando integración directa paso a paso con el método implícito de Newmark, y un esquema iterativo modificado de Newton Raphson dentro de cada paso.

Modelo de daño

Para evaluar el daño en la estructura se utiliza el índice de Park y Ang [5] que combina dos parámetros de daño:

$$DI = \frac{\theta}{\theta_u} + \beta \frac{E_H}{M_y \theta_u} \quad (13)$$

donde θ y θ_u son los valores demandado y último de curvatura ó rotación, E_H es la energía histerética disipada, M_y el momento de fluencia, y β una constante que depende de las características del detallamiento de las secciones. θ , E_H representan demandas calculadas con análisis dinámico no lineal, β , M_y , θ_u representan capacidades.

El índice de daño (13) se evalúa en cada extremo de barra y conexión barra-nudo, y luego se combinan para obtener el índice de daño global en la estructura [6]:

$$DIES = \sum w_i DI_i \quad (14)$$

El factor de peso es el propio índice de daño local normalizado:

$$w_i = \frac{DI_i}{\sum DI_i} \quad (15)$$

CARACTERIZACIÓN DE LA ACCIÓN SÍSMICA

El movimiento del terreno se representa como un proceso estocástico tipo ruido blanco filtrado con función de densidad espectral de potencia dado por [11]:

$$S_{XX}(f) = S_0 \frac{1 + 4\xi_g^2 (f/f_g)^2}{[1 - (f/f_g)^2]^2 + 4\xi_g^2 (f/f_g)^2} \frac{(f/f_f)^4}{[1 - (f/f_f)^2]^2 + 4\xi_f^2 (f/f_f)^2} \tag{16}$$

donde S_0 es la densidad espectral de potencia del ruido blanco, f_g, ξ_g son la frecuencia característica del suelo y su relación de amortiguamiento, y f_f, ξ_f son los parámetros del filtro pasa alta que atenúa las componentes de muy baja frecuencia, ver fig.3.

A partir de (16) un miembro del proceso, es decir un acelerograma artificial, se define [12] con:

$$x(t) = I(t) \sum_{i=1}^n [4 S_{XX}(i \Delta f) \Delta f]^{1/2} \sin(2\pi i \Delta f t + \theta_i) \tag{17}$$

donde n es el número de frecuencias f_i equiespaciadas en el dominio de interés, y θ_i son los ángulos de fase aleatorios con distribución uniforme entre 0 y 2π .

El proceso es no estacionario en amplitudes, a través de la función de modulación $I(t)$ mostrada en la fig.4.

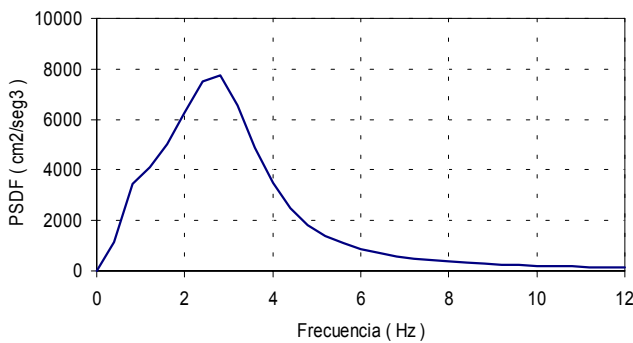


Figura 3 : Función de densidad espectral de potencia

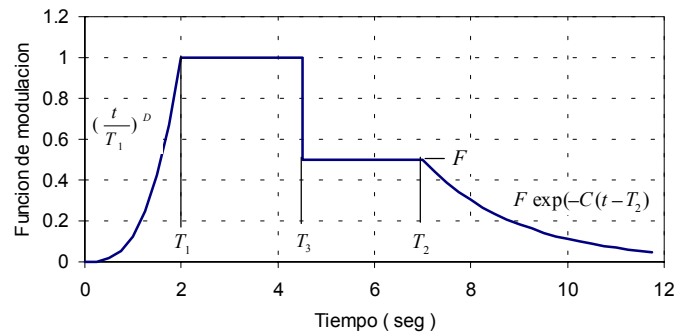


Figura 4 : Función de modulación

A la función (17) se le corrige la línea de base para minimizar el valor cuadrático medio de la velocidad [12], y se escala para ajustar la aceleración máxima.

Los parámetros son seleccionados a partir de la información contenida en el estudio de Microzonificación Sísmica del Gran Mendoza [10], y del análisis de registros reales ocurridos durante el sismo de Mendoza de 1985. Resulta:

Para $S_{XX}(f)$: f_g : variable aleatoria básica $X(1)$ con distribución normal $N(3.0; 0.3)$ Hz; $\xi_g = 0.4$; $f_f = 0.5$ Hz; $\xi_f = 0.6$.

Para $I(t)$: $T_1 = 2$ seg.; $T_3 = 4.5$ seg.; $T_2 = 7$ seg.; $T = 12$ seg.; $C = 0.5$; $D = 3$; $F = 0.5$

Para caracterizar la aceleración pico del suelo, variable básica $X(2)$, se parte del dato $a_D = 0.6$ g con probabilidad del 10% de ser superado en 50 años, en la ciudad de Mendoza [10], y de una frecuencia anual de ocurrencia de terremotos, de magnitud $M \geq 5$, de $v = 0.2$.

Considerando un proceso de Piosson, la probabilidad anual que ocurra un evento con aceleración $a \geq a_D$ es:

$$P_a(a > a_D) = 1 - \exp[-v_E] = \frac{1}{475}, \quad v_E = v P_E(a > a_D) \tag{18}$$

donde v es el número de terremotos por año, y P_E la probabilidad de excedencia si ocurre un terremoto. Resulta:

$$P_E(a > a_D) = -\frac{1}{v} \ln \frac{474}{475} = 0.0105 \tag{19}$$

Modelizando la aceleración máxima como variable lognormal, se obtiene:

$$\bar{a}_G = \frac{a_D \sqrt{1 + \delta_{a_G}^2}}{\exp(R_N \sqrt{\ln(1 + \delta_{a_G}^2)})} = \frac{0.6 \text{ g} \sqrt{1 + 0.25^2}}{\exp(2.31 \sqrt{\ln(1 + 0.25^2)})} = 0.35 \text{ g} \tag{20}$$

donde R_N en una variable normal $N(0,1)$ y cuyo valor se obtiene de P_E ($a > a_D$), siendo en este caso $R_N = 2.31$. δ_{aG} es el coeficiente de variación, igual a 0.25 a partir de los datos disponibles en [10].

Con estos parámetros, del análisis de confiabilidad resulta una probabilidad de falla anual si ocurre un terremoto P_{fE} . Finalmente la probabilidad de falla total para un tiempo t , considerando un proceso de Poisson es:

$$P_f(t) = 1 - \exp(-\nu P_{fE} t) \tag{21}$$

EJEMPLO

Con la metodología descrita, se analiza un pórtico de dos pisos ubicado en la ciudad de Mendoza. Fue dimensionado con el método estático equivalente del Reglamento INPRES-CIRSOC 103. La estructura obtenida se muestra en la fig.5.

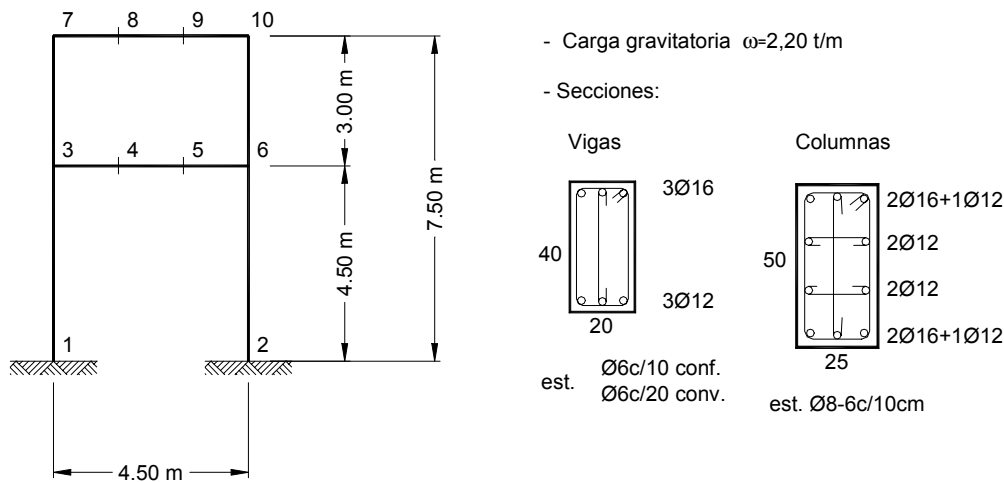


Figura 5 : Geometría del pórtico de 2 pisos en la ciudad de Mendoza

El análisis previo momento-curvatura de las secciones tipo, y momento-rotación de las conexiones viga-columna produjo los siguientes resultados:

Tabla 1 : Momento – curvatura de secciones

Elem.	EI (tcm ²)	My (+/-) (tcm)	h (+/-)	ϕ_u (+/-) (rad/cm)
Columna	0.216 E8	1629	0.0158	0.224 E-2
Viga apoyo	0.894 E7	502 -861	0.0174 0.0267	0.233 E-2 -0.237E-2
Viga tramo	0.841 E7	502 -861	0.0173 0.0237	0.197 E-2 -0.163E-2

Tabla 2 : Momento – rotación de conexiones

Conex.	K (+/-) (tcm)	My (+/-) (tcm)	h (+/-)	θ_u (+/-) (rad)
Viga - nudo	0.534 E6 0.796 E6	520 -886	0.0519 0.0579	0.140 E-1 -0.100E-1

Los valores límites para las funciones de falla (1) y (2) son: $DILIM = 0.75$, $DISLIM = 2\%$. La incertidumbre de modelo (5) se tuvo en cuenta con $\delta_{MOD} = 0.1$.

Se analizaron dos secuencias de ángulos de fase. Para ajustar la superficie de respuesta (6), en el modo de falla 1 fueron necesarias 4 iteraciones para cada secuencia, haciendo un total de simulaciones (7): $N_p = 48$. Para el modo de falla 2 el número de iteraciones fueron 4 para la primera secuencia y 1 para la segunda, resultando $N_p = 30$. Los correspondientes desvíos standard (3) son: $\sigma_{RS1} = 0.177$, $\sigma_{RS2} = 0.214$.

De acuerdo con el modelo probabilístico descripto, los datos de las variables aleatorias básicas y sus valores que resultan para el punto de diseño en los modos de falla 1 y 2 se muestran en la tabla 3.

Tabla 3 : Datos de variables básicas y puntos de diseño

Descripción	X(I)	Tipo	Valor medio	Desv. stand.	Pto.dis. modo 1	Pto.dis. modo 2
Frec. suelo	X(1)	normal	3 Hz	0.3 Hz	2.723	2.463
Aceler. max	X(2)	lognormal	343 cm/s ²	86 cm/s ²	521.2	754.0
Resistencia	X(3)	normal	0	0.075	-0.102	-0.00207
Cur./rot. ultima	X(4)	normal	0	0.15	-0.490	0.000
Rigidez	X(5)	normal	0	0.075	-0.0426	-0.0375

Para las variables X(3) a X(5) el valor que corresponde a cada sección del pórtico es $R = R_M (1+X(I))$, donde R es momento de fluencia (resistencia), curvatura / rotación última, o rigidez, y R_M su valor medio, ver tablas 1 y 2. Esta representación significa considerar a todas las secciones perfectamente correlacionadas.

De todas las simulaciones, se muestran en la fig.6 las correspondientes a los puntos de diseño.

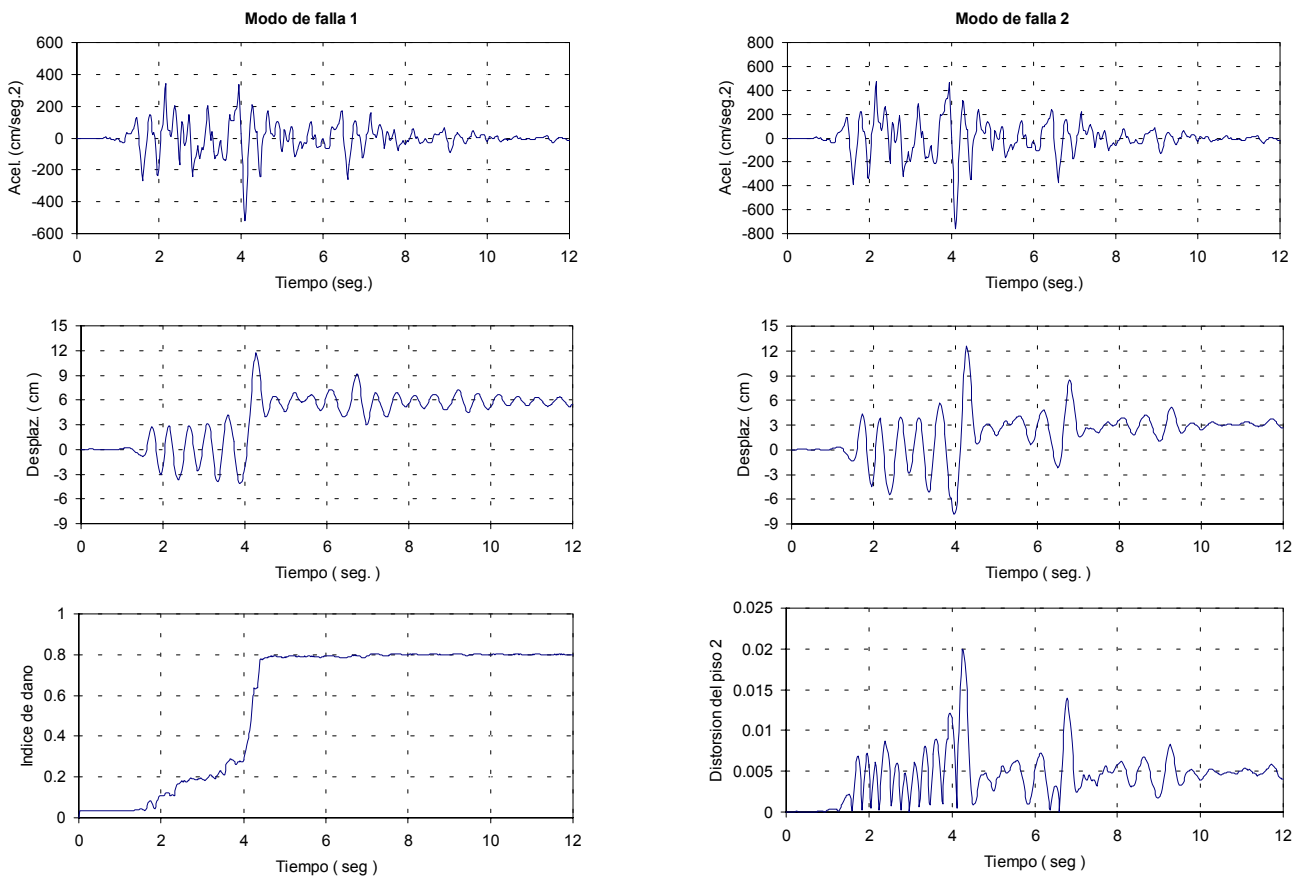


Figura 6 : Acelerogramas y respuesta estructural para puntos de diseño de los modo de falla 1 y 2

Con todos estos resultados se definieron las funciones de falla final (5), para cada modo, y con la técnica numérica de Adaptive Importance Sampling se obtuvieron las probabilidades de falla anual si ocurre un terremoto:

$P_{FE}(\text{modo 1}) = 2.673 \cdot 10^{-4}$, $P_{FE}(\text{modo 2}) = 2.865 \cdot 10^{-3}$. Límites como sistema en serie, coincidiendo el límite inferior con el superior: $P_{FE} = 3.129 \cdot 10^{-3}$, que corresponde a un índice de confiabilidad $\beta = 2.734$.

Finalmente la probabilidad de falla anual se obtiene con (21) para $t = 1$ año:

$$P_f(1 \text{ año}) = 1 - \exp(-0.2 \times 3.129 \cdot 10^{-3} \times 1) = 6.256 \cdot 10^{-4} \rightarrow \beta = 3.23$$

Para la probabilidad anual de exceder un estado límite último, como este caso, Paulay y Priestley [13] recomiendan un valor de $2 \cdot 10^{-4}$, mientras que el Applied Technology Council sugiere $4.21 \cdot 10^{-4}$ que corresponde a 10% de excedencia en 250 años.

El resultado obtenido para este ejemplo está dentro del orden de los valores recomendados.

CONCLUSIONES

Se ha desarrollado una metodología para calcular la probabilidad de falla en estructuras sismorresistentes. En ella se consideran aleatorias tanto las variables que definen a la acción sísmica, como las variables de resistencia o capacidad. El análisis dinámico de la estructura se realiza con un modelo de comportamiento no lineal realista.

Se utiliza el método de la superficie de respuesta, modificada mediante un proceso iterativo, para aproximar las funciones de falla en las proximidades del punto de diseño. Dos modos de falla para estado límite último son considerados: índice de daño y distorsión máxima de piso.

Se logra disminuir el número de simulaciones numéricas (análisis dinámico no lineal), a un número razonablemente accesible, utilizando sólo 5 variables aleatorias básicas. Variables aleatorias adicionales y dispersión en la superficie de respuesta se incorporan, a la función de falla, en una segunda fase junto con la incertidumbre del modelo.

Finalmente la técnica de adaptive sampling es empleada para calcular la probabilidad de falla para cada modo, y como sistema en serie se calcula la probabilidad de falla conjunta, que es anual y si ocurre un terremoto. Como proceso de Poisson se estima la probabilidad de falla final.

Dos observaciones importantes se extraen de los resultados del ejemplo:

- La metodología propuesta permite calcular la probabilidad de falla con un número pequeño, razonable, de simulaciones numéricas, aún para estructuras con comportamiento no lineal y bajo sollicitaciones dinámicas.
- El valor de la probabilidad de falla anual obtenido para este pórtico, dimensionado con el INPRES-CIRSOC 103 para la ciudad de Mendoza, está en el orden de los valores sugeridos.

REFERENCIAS

- [1] Melchers,R.E., Structural Reliability – Analysis and Prediction, John Wiley & Sons, 1987.
- [2] Thoft Christensen,P., Baker,M.J., Structural Reliability - Theory and Applications, Springer Verlag, 1982.
- [3] Möller,O., Etse,G., Rubinstein,M., “Análisis computacional no lineal para pórticos sismorresistentes”, Mecánica Computacional Vol. XVIII, 405-414, AMCA, 1997.
- [4] Möller,O., Etse,G., Giuliano,A., Rubinstein,M., “Computational analysis of non linear dynamic behavior of reinforced concrete frames”, Computational Mechanics: New Trends and Applications, CD PartII, Section 5, Title 9, CIMNE IACM, 1998.
- [5] Park,Y.J., Ang,A-H.S., “Mechanistic seismic damage model for reinforced concrete”, J.Struct.Eng., Vol.III, 4, 722-739, 1985.
- [6] Williams,M.S., Sexsmith,R.G., “Seismic damage indices for concrete structure: a state of the art review”, Earthquake Spectra, Vol.11, 2, 319-349, 1995.
- [7] Bucher,C.G., Bourgund,U., “A fast and efficient response surface approach for structural reliability problems”, Structural Safety, Vol.7, 57-66, 1990.
- [8] Kim,S-H., Na,S-W., “Response surface method using vector projected sampling points”, Structural Safety, Vol.19, 1, 3-19, 1997.
- [9] Bucher,C.G., “Adaptive Sampling – An iterative fast Monte Carlo procedure”, Structural Safety, Vol.5, 2, 119-126, 1998.
- [10] INPRES, “Microzonificación Sísmica del Gran Mendoza”, Publ. Técnica Nro.19, 1995.
- [11] Cloug,R.W., Penzien,J., Dynamic of Structures, Mc Graw Hill, 1975.
- [12] Barbat,A., Orosco,L., Hurtado,J.E., Galindo,M., “Definición de la acción sísmica”, Monografías de Ing. Sísmica, CIMNE IS-10, 1994.
- [13] Paulay,T., Priestley,M.J.N., Seismic Design of Reinforced Concrete and Masonry Buildings, John Wiley & Sons, 1992.