



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE INGENIERÍA

DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO

**ANÁLISIS DE CONFIABILIDAD DE EDIFICIOS DE
CONCRETO EN ZONAS SÍSMICAS CONSIDERANDO
LA ACUMULACIÓN DE DAÑO ESTRUCTURAL
DURANTE LA VIDA DE SERVICIO.**

T E S I S

**QUE PARA OBTENER EL GRADO DE:
MAESTRO EN INGENIERIA
(ESTRUCTURAS)**

**P R E S E N T A :
CARLOS CRUZ CRISÓSTOMO**



ASESOR: DR. ERNESTO HEREDIA ZAVONI

Ciudad Universitaria

2007



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Dedico este trabajo a:

A ese ser divino que me ha dado la oportunidad de cumplir una meta más en la vida, a ti Dios.

A aquellas personitas que a lo largo de mi vida han gozado mis alegrías y sufrido mis tristezas, a mis padres Luisa y Darío.

A esas niñas que siempre están conmigo, mis hermanitas Cris y Caro.

Agradezco este trabajo a:

Universidad Nacional Autónoma de México, por haberme recibido en sus aulas y enseñarme que aun hay mucho que aprender.

CONACYT, por su apoyo económico brindado a lo largo de estos dos años.

Dr. Ernesto Heredia Zavoni, por sus observaciones y sus recomendaciones para la elaboración de esta tesis.

Dr. Jorge Luis Alamilla López y Dr. Roberto J. Montes Iturrizaga por ser partes fundamentales de este trabajo, debido a sus estudios realizados.

Drs., Luis Esteva Maraboto, Eduardo Reinoso Ángulo, José A. Escobar Sánchez y Orlando J. Díaz López, por su revisión y ser parte del jurado.

JURADO ASIGNADO:

Presidente: Dr. Luis Esteva Maraboto
Secretario: Dr. Orlando Javier Díaz López
Vocal: Dr. Ernesto Heredia Zavoni
1er. Suplente: Dr. Eduardo Reinoso Angulo
2do. Suplente: Dr. José Alberto Sánchez Escobar

Lugar donde se realizó la tesis:

Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Ingeniería.

TUTOR DE TESIS:

Dr. Ernesto Heredia Zavoni.

A handwritten signature in blue ink is written over a horizontal line. The signature is stylized and appears to be the name of the tutor, Dr. Ernesto Heredia Zavoni.

FIRMA

CONTENIDO

	Página
1. INTRODUCCIÓN	1
2. DAÑO ACUMULADO Y RIESGO ESTRUCTURAL	5
2.1 <i>Distribución de probabilidad del daño acumulado</i>	5
2.2 <i>Índice de daño</i>	7
2.3 <i>Matriz de Probabilidad de Transición de Daño (MPTD)</i>	10
2.4 <i>Riesgo estructural: costos esperados futuros</i>	12
2.5 <i>Variación con el tiempo de la confiabilidad estructural</i>	15
3. EJEMPLO DE APLICACIÓN	17
3.1 <i>Matrices de Probabilidad de Transición de Daño</i>	21
3.2 <i>Costos esperados de daño y reparación</i>	34
3.3 <i>Variación de la confiabilidad estructural</i>	41
4. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES	46
REFERENCIAS	50
APÉNDICE A. OBTENCIÓN DE EDIFICIOS CON PROPIEDADES MEDIAS.	54
APÉNDICE B. COMBINACIÓN DE MAGNITUD $M=m$, Y DISTANCIA $R=r$ QUE DAN LUGAR A CIERTA INTENSIDAD $Y=y$.	57

RESUMEN

En esta tesis se desarrolla un procedimiento para la evaluación de la confiabilidad y el riesgo sísmico durante la vida de servicio de edificios de concreto reforzado desplantados en zonas sísmicas. La acumulación de daño estructural durante la secuencia de sismos futuros a los que puede estar sometida la estructura del edificio se modela como una cadena de Markov. Se utiliza un índice de daño basado en la formulación del índice de daño por fatiga. Las probabilidades de transitar de los posibles estados de daño inicial a los posibles estados de daño final, producto de un sismo futuro de cierta intensidad, se estiman mediante simulación de Monte Carlo considerando las incertidumbres en la excitación sísmica y las propiedades medias de las estructuras. Se calcula la variación de la confiabilidad estructural con el tiempo y el riesgo se evalúa en términos de costos futuros esperados por daño y reparación. Se estudia como caso de aplicación tres modelos de edificios de concreto reforzado de diez niveles diseñados de acuerdo con las Normas Técnicas Complementarias para Diseño por Sismo del Reglamento de Construcciones del Distrito Federal usando diferentes coeficientes sísmicos. Se analiza la influencia del coeficiente sísmico en la variación de la confiabilidad y el riesgo sísmico.

ABSTRACT

In this thesis a procedure is implemented for assessing the structural reliability and seismic risk of reinforced concrete buildings in earthquake prone areas during their service life. The accumulation of structural damage due to the series of earthquakes that may occur during the service life of the building is modeled by means of a Markov chain. A damage index based on the traditional formulation of a fatigue damage index is used. The transition probabilities from the possible states of initial damage to the possible final states, as a result of a future earthquake of given intensity, are estimated through Monte Carlo simulation considering the uncertainties in the seismic excitation and the mean properties of the structures. The variation of reliability over time is assessed and risk is quantified in terms of expected future costs associated to damage and repair. A case study is presented for three models of ten storey buildings designed according to Mexico City Seismic Design Provisions using different seismic coefficients. The influence of the seismic coefficient on the variation of structural reliability and seismic risk is analyzed.

1. INTRODUCCIÓN

El presente trabajo aborda el estudio de edificios de concreto reforzado ubicados en zonas de peligro sísmico. Bajo la acción de sismos de cierta intensidad, las estructuras de los edificios pueden responder en el rango inelástico y por lo tanto desarrollar daño estructural. Con la ocurrencia de sismos sucesivos durante la vida de servicio de los edificios, el daño estructural se acumula, lo que conlleva a una reducción de capacidad de desempeño de la estructura debido a la disminución de sus propiedades de resistencia y rigidez. A medida que se reduce dicha capacidad de desempeño de la estructura se incrementa su vulnerabilidad ante posibles sismos futuros. La eventual falla de estas estructuras durante su vida de servicio, debido a la acción de los sismos y la reducción de su capacidad de desempeño, pueden conducir a consecuencias severas, tales como, la pérdida de vidas humanas, el daño o pérdida de los edificios, la pérdida de sus contenidos y la interrupción de los servicios que dichas estructuras deben prestar, entre otras. Para efectos del diseño de estas estructuras, es de interés poder evaluar el riesgo debido a las acciones sísmicas durante la vida de servicio, entendido el riesgo como el resultado del peligro sísmico, la vulnerabilidad estructural y las consecuencias económicas de falla estructural. La evaluación del riesgo es una herramienta que se puede usar para la generación de criterios de diseño que permitan tomar decisiones respecto de parámetros de diseño optimizando los costos asociados con la construcción de las estructuras así como las consecuencias económicas esperadas. La evaluación del riesgo permite también al analista tomar decisiones óptimas sobre acciones de mitigación del riesgo, tales como la inspección y el mantenimiento. Por estas razones es de interés poder contar con procedimientos para evaluar la variación con el tiempo de la

confiabilidad de edificios en zonas sísmicas, considerando el deterioro estructural, así como la valoración cuantitativa del riesgo asociado.

Se han llevado a cabo algunos estudios sobre la variación con el tiempo de la confiabilidad de edificios en zonas sísmicas. Las referencias a los principales trabajos sobre este tema se pueden encontrar en Montes-Iturrizaga *et al.* (2003). García (2001) y García y Díaz (2002) llevan a cabo un estudio de confiabilidad de estructuras considerando el daño en los elementos de concreto reforzado, el daño global en función del daño en sus elementos y el daño acumulado ante la presencia de sismos de diversas intensidades. En dicho trabajo se considera la evaluación de la respuesta de estructuras en términos del nivel de daño que desarrolla antes de que colapse, y la influencia de éste en la confiabilidad. Se define un índice de daño que permite visualizar en forma cuantitativa el comportamiento de las estructuras. En este estudio se establecen relaciones del daño final en una estructura dado un daño inicial y ante un temblor de intensidad sísmica, es decir, funciones de daño acumulado. Sin embargo, no se toma en cuenta la probabilidad de transición para diferentes estados de daño ni la descripción probabilista de la ocurrencia e intensidad de sismos, ni la evaluación de costos futuros esperados.

Alamilla (2001) propuso un procedimiento que permite tomar en cuenta indicadores cuantitativos del estado del daño asociado al mecanismo de falla del sistema. Consideró los modos de falla más probables y evaluó las principales fuentes de incertidumbre relativas al movimiento del terreno en el sitio, así como las asociadas a la estructura. Dicho estudio se enfocó a estudios de costo-beneficio que conducen a diseños racionales de estructuras en zonas sísmicas. En dicho trabajo no se toma en cuenta la acumulación de daño para sismos futuros. Montes-Iturrizaga (2000) y Montes-Iturrizaga *et al.* (2003) desarrollaron un modelo probabilista para establecer políticas óptimas de mantenimiento de estructuras en zonas sísmicas considerando el efecto del daño estructural acumulado. El proceso de acumulación de daño de una estructura sometida a una

serie de perturbaciones sísmicas durante su ciclo de vida se modela mediante una cadena de Markov. En este modelo, el daño al final de un evento sísmico de una cierta intensidad depende del nivel de daño al inicio de dicho evento. La formulación permite incorporar información sobre el daño acumulado a través de registros de respuesta, empleándose así distribuciones de probabilidad actualizadas para la distribución de probabilidad inicial del daño. El modelado probabilista del proceso de acumulación de daño está enfocado a establecer un umbral del índice de daño para llevar a cabo acciones de reparación. La formulación no toma en cuenta la incertidumbre en las propiedades mecánicas y geométricas de las estructuras, y estima los valores de la matriz de probabilidad de transición entre estados de daño para un sistema sencillo de un grado de libertad usando un modelo de función de daño.

Bueno y Díaz (1994), emplean modelos con leyes de comportamiento histerético e incorporan en ellos el concepto de deterioro de rigidez y resistencia de elementos de concreto reforzado ante cargas cíclicas, y analizan la respuesta de marcos estructurales ante secuencias de sismos de diferentes intensidades con el fin de estudiar la evolución del daño. La medida que determina las condiciones de funcionalidad de los marcos en su forma local, a nivel de entrepiso y en su forma global, se establece a partir de índices de daño los cuales son acordes al modelo de comportamiento histerético utilizado. En este trabajo no se toma en cuenta la probabilidad de transición para diferentes estados de daño ni la descripción probabilista de la ocurrencia e intensidad de sismos, ni la evaluación de costos futuros esperados.

Esteva *et al.* (2002) presentan una formulación para la determinación de valores óptimos de las propiedades mecánicas de un sistema estructural expuesto a riesgo sísmico. Los resultados proveen un soporte para el establecimiento de criterios por desempeño y parámetros para diseño sísmico. Se desarrolla un método para la determinación de funciones de daño esperado en términos de modelos simplificados de sistemas no-lineales complejos. Las incertidumbres

asociadas para estimar la respuesta dinámica son tomadas en cuenta por medio de sus segundos momentos. La principal aportación es la metodología desarrollada para la estimación de funciones de daño esperado asociados con diferentes alternativas de diseño sísmico y costos esperados por daño y falla por unidad de tiempo. Con base en lo anterior, se plantea y se desarrolla el presente estudio.

Los objetivos del presente trabajo son: (1) llevar a cabo un procedimiento para evaluar la variación con el tiempo de la confiabilidad estructural de edificios de concreto reforzado en zonas sísmicas, mediante un modelo de Markov para el daño estructural acumulado; (2) evaluar el riesgo sísmico en términos de costos esperados de daño y reparación; y (3) efectuar un análisis de la influencia del coeficiente sísmico de diseño en la variación de la confiabilidad y el riesgo sísmico. La presente tesis está compuesta de cuatro capítulos y dos apéndices. En el capítulo 2, se presenta el procedimiento propuesto para la evaluación de la confiabilidad y el riesgo sísmico. Se discute la función de distribución de daño para sismos futuros, la formulación de un índice de daño, el procedimiento propuesto para generar la matriz de probabilidad de transición del daño mediante simulación de Monte Carlo, y los modelos empleados de costos de reparación y de daños. En el capítulo 3 se describen los ejemplos de aplicación. Se estudia el caso de los marcos de tres edificios de concreto reforzado diseñados de acuerdo con las Normas Técnicas Complementarias para Diseño por Sismo del RCDF, considerando diferentes valores del coeficiente sísmico. Se analizan y discuten los datos y resultados. Por último en el capítulo 4 se presentan los comentarios finales y las conclusiones del trabajo. Se anexan dos apéndices: en el Apéndice A se describe de forma general el procedimiento para la generación de las propiedades medias de los edificios; en el apéndice B se describe brevemente el modelo para la obtención de intensidades sísmicas en función de la magnitud y la distancia a la fuente sísmica, así como el método de simulación de aceleraciones del terreno.

2. DAÑO ACUMULADO Y RIESGO ESTRUCTURAL

La acumulación de daño estructural durante la secuencia de sismos a los que se somete una estructura durante su vida útil puede modelarse como un proceso markoviano. El daño estructural al final de un temblor de una cierta intensidad depende del daño estructural al inicio de dicho evento. A su vez, el daño inicial depende del daño al final del temblor previo y de las acciones de reparación o mantenimiento que puedan haberse tomado. En este estudio no se consideran acciones de reparación o mantenimiento y por lo tanto el daño inicial es igual al daño al final del temblor previo. Para el modelado de la distribución de probabilidad del daño acumulado al final de un temblor futuro es necesario estimar las probabilidades de transitar de un estado de daño inicial a posibles estados de daño final producto de un sismo futuro de cierta intensidad. Para ello es necesario caracterizar los posibles estados de daño estructural mediante un índice de daño y proponer un procedimiento para la estimación de las probabilidades de transición de daño. Con este modelado se puede entonces estimar costos esperados por daño sísmico y reparación en el tiempo de vida de servicio de la estructura si se cuenta con modelos de costos en función del índice de daño y un modelo de ocurrencia de temblores. La evaluación de costos esperados futuros es uno de los componentes de una evaluación de riesgo estructural. A continuación se abordan estos temas.

2.1 Distribución de probabilidad del daño acumulado

Considérese un edificio desplantado en una zona de peligro sísmico. La estructura estará sometida a una secuencia de temblores de ciertas intensidades durante el intervalo de tiempo $t \in (0, T]$, donde T es la vida de servicio. Como resultado de

dicha secuencia de temblores, la estructura acumulará daño estructural, lo cual se reflejará en un cambio en sus propiedades de rigidez así como en una disminución de su capacidad resistente y, por lo tanto, en una disminución de su confiabilidad estructural ante sismos futuros.

Considérese un índice de daño que toma el valor cero cuando la estructura se encuentra en su condición intacta y el valor 1.0 cuando, producto del daño acumulado, la estructura colapsa. Sean $d_1 < d_2 < \dots < d_{ne}$, un número de ne estados discretos del índice de daño; $d_1=0$ (estructura sin daño) y $d_{ne}=1.0$ (colapso). Sean D_o^k y D^k los índices de daño al inicio y al final del k -ésimo sismo de una cierta intensidad, digamos $A = a$. Sea ϕ_{ij}^k la probabilidad de que al final del k -ésimo sismo el índice de daño se encuentre en el estado de daño d_j si al inicio de dicho temblor se encontraba en el estado d_i ,

$$\phi_{ij}^k = P[D^k = d_j | D_o^k = d_i]; \quad i, j = 1, 2, \dots, ne \quad (2.1)$$

Como sugiere la ec. (2.1) el daño se puede modelar como una cadena de Markov. Se puede entonces definir una matriz de probabilidad de transición de daño (MPTD) como sigue:

$$\Phi(k) = \{\phi_{ij}^k; i, j = 1, 2, \dots, ne\} \quad (2.2)$$

La MPTD es una matriz triangular superior ya que al final de un temblor el índice de daño solamente se puede encontrar en el mismo estado que al inicio o en un estado superior; la probabilidad de que al final del temblor el índice de daño se encuentre en un estado de daño inferior al inicial es cero. Sean $P(k)$ y $P_o(k)$ los vectores de probabilidad de daño al final y al inicio del k -ésimo temblor, entonces,

$$P(k) = P_o(k)\Phi(k) \quad (2.3)$$

Los componentes j -ésimo de cada uno de los vectores en la ec. (2.3), es decir P_{oj}^k o P_j^k , representan la probabilidad de que la estructura se encuentre en el estado de daño d_j al inicio y al final del k -ésimo sismo futuro de intensidad $A = a$, respectivamente.

Si se considera que la cadena de Markov es estacionaria, lo que es una hipótesis razonable para sismos de una determinada intensidad, entonces la MPTD es constante y finalmente la ec. (2.3) se puede escribir como:

$$P(k) = P(0)\Phi^k \quad (2.4)$$

donde $P(0)$ es el vector de probabilidad de daño inicial en el tiempo $t=0$.

2.2 Índice de daño

El daño estructural durante eventos sísmicos intensos depende del número de ciclos inelásticos de carga y descarga, y de las amplitudes de la respuesta estructural, por lo que para aplicar las formulaciones anteriores se requiere caracterizar el daño en la estructura a través de un índice de daño que tome en cuenta los desplazamientos inelásticos a partir de un análisis dinámico no-lineal.

El daño sísmico en estructuras puede ser evaluado usando información de registros de respuesta estructural. Comúnmente, la aceleración es el único componente de la respuesta estructural directamente medible en estructuras durante sismos. La aceleración puede ser usada en análisis apropiados para estimar la respuesta fuerza-deformación de una estructura, la cual a su vez puede ser usada en funciones de daño para obtener una medida cuantitativa de la condición de la estructura. Stephens y Yao (1987) propusieron la siguiente función para evaluar la condición de daño producto de un sismo en estructuras de concreto reforzado de varios grados de libertad:

$$\Delta di = \left(\frac{\Delta i}{\Delta f} \right)^\alpha \quad (2.5)$$

donde Δdi es el incremento en el daño en el ciclo de respuesta i ; Δi es el desplazamiento inelástico relativo en el semiciclo i ; Δf es el desplazamiento de falla ante carga monotónica creciente; $\alpha = 1 - (b)(\delta r)$ es un exponente de daño por fatiga y b se conoce como coeficiente de deformación. Generalmente se supone que $\alpha = 1.77$ y $b=0.77$; estos valores se han tomado de resultados de pruebas de elementos de concreto reforzado (Stephens y Yao, 1987). El factor δr en la definición de α es la deformación relativa, definida como el cociente entre el cambio negativo en la deformación plástica en el ciclo i , $\Delta \delta pc$, y el cambio positivo de dicha deformación en el ciclo i , $\Delta \delta pt$, $\delta r = \Delta \delta pc / \Delta \delta pt$. Las variables de la ec. (2.5) se ilustran en la fig. 2.1 para una respuesta cíclica genérica.

Con base en la función de Stephens y Yao (1987), se define el siguiente índice de fatiga I_F asociado con n ciclos de respuesta:

$$I_F = \sum_{i=1}^{i=n} \Delta di \quad (2.6)$$

En función de los ciclos de respuesta estructural inelástica ante una excitación de una cierta intensidad sísmica, se define el siguiente índice de daño usando el índice de fatiga I_F :

$$D = \frac{I_F}{I_C} \quad (2.7)$$

donde I_C es el valor del índice de fatiga asociado con el colapso de la estructura. El índice I_C se calcula modificando las amplitudes de la excitación mediante un factor de escala tal que la estructura alcance el colapso. En sistemas no lineales de múltiples grados de libertad, I_C , no sólo depende de las propiedades de la

estructura, sino también de la historia detallada del movimiento del terreno, (ver Apéndice B).

Consideremos el caso de una estructura que parte de un estado de daño inicial y se somete a una excitación sísmica de una cierta intensidad. Sean $D_o^k = d_i$ el índice de daño al inicio del k -ésimo sismo de una intensidad determinada, y D^k el índice de daño al final de dicho temblor. Sea ΔD el incremento de daño durante dicho sismo; ΔD está dado por

$$\Delta D = \frac{I_F(d_i)}{I_C(d_i)} \quad (2.8)$$

donde $I_F(d_i)$ e $I_C(d_i)$ son el índice de fatiga y el índice de fatiga a la falla, respectivamente, para la estructura con daño inicial $D_o^k = d_i$. Nótese que $I_F(d_i)$ e $I_C(d_i)$ se deben calcular considerando que la estructura se encuentra en el estado de daño inicial $D_o^k = d_i$

Tomando en cuenta que el índice de daño acumulado solamente puede tomar valores en el intervalo $[0,1]$, el índice de daño final D^k se obtiene de:

$$D^k = D_o^k + \Delta D(1 - D_o^k) \quad (2.9)$$

de donde

$$D^k = d_i + \frac{I_F(d_i)}{I_C(d_i)}(1 - d_i) \quad (2.10)$$

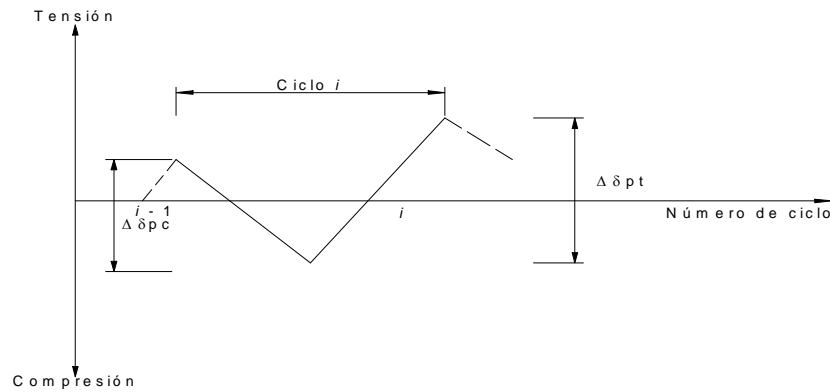


Fig. 2.1. Respuesta cíclica genérica.

2.3 Matriz de Probabilidad de Transición de Daño (MPTD)

Para estimar los elementos de la matriz de probabilidad de transición de daño (MPTD) se propone el siguiente procedimiento:

- i) Se selecciona o diseña el edificio a analizar. Se pueden especificar sus propiedades nominales, o se pueden obtener las propiedades medias de las dimensiones y propiedades mecánicas de los elementos estructurales del edificio, a fin de trabajar con valores cercanos a los más probables.
- ii) Se efectúa un análisis de carga incremental monótonica (*pushover*) y se determina el desplazamiento de falla Δ_f .
- iii) Se selecciona una intensidad sísmica de interés, digamos Y , la cual se puede especificar en términos de la correspondiente aceleración espectral asociada a un periodo de interés.
- iv) Se simula un ensamble de N acelerogramas $a_i(t)$, $i=1,2,\dots, N$, de la misma intensidad Y .
- v) Para cada acelerograma se calcula el factor de escala, digamos F_C , que lleva a la estructura a una condición de colapso inminente. Con la información de la respuesta estructural correspondiente se calcula el índice de fatiga a la falla I_C .

- vi) Se definen ne estados discretos del índice de daño, $d_j, j=1,2,\dots, ne$, donde d_1 se refiere al estado inicial sin daño de la estructura y d_{ne} se refiere al colapso.
- vii) Se obtienen las respuestas de la estructura para los N acelerogramas y se calculan los correspondientes índices de fatiga I_F . Se genera así una población de N valores de índices de daño $D = I_F / I_C$, con la cual se calculan los porcentajes de índices de daño, digamos P_j , que se encuentran en cada uno de los estados discretos de daño $d_j, j=1,2,\dots,ne$.
- viii) Se estiman los valores de la primera fila de la MPTD, $\phi_{0j}, j=1,2,\dots,ne$, con los porcentajes obtenidos: $\phi_{0j} = P_j$
- ix) Para estimar las siguientes filas de la MPTD se requiere que la estructura se encuentre en un estado inicial de daño antes de ser sometida a la acción del sismo. Para cada acelerograma se calcula el factor de escala F_i que lleva a la estructura al estado de daño $d_i, i=1,2,\dots, ne$; es decir se calcula el factor de escala F_i para el cual se obtiene un índice de daño $D = I_F / I_C = d_i$.
- x) Partiendo del estado de daño d_i se calcula un nuevo factor de escala F_{Ci} que lleva a la estructura, desde dicha condición inicial de daño, a una condición de colapso inminente. Con la información de la respuesta estructural correspondiente se calcula el nuevo índice de fatiga a la falla $I_C(d_i)$
- xi) Se calculan las respuestas de la estructura con daño inicial d_i sometida a los acelerogramas simulados y se calculan los correspondientes índices de fatiga $I_F(d_i)$.
- xii) Con esta información se obtiene el incremento de daño $\Delta D = \frac{I_F(d_i)}{I_C(d_i)}$ y el valor del índice de daño final, $D^k = d_i + \frac{I_F(d_i)}{I_C(d_i)}(1 - d_i)$. Con la población de valores de daño final se calculan los porcentajes de índices de daño,

digamos P_{ij} , que se encuentran en cada uno de los estados discretos de daño final $d_j, j=1,2,\dots, ne, i \leq j$.

- xiii) Se estiman los valores de los elementos de la MPTD con los porcentajes obtenidos: $\phi_{ij} = P_{ij}, j=1,2,\dots, ne, i \leq j$.

2.4 Riesgo estructural: costos esperados futuros

El riesgo puede evaluarse en forma cuantitativa mediante el cálculo de costos totales esperados durante la vida de servicio de la estructura. En general, se puede expresar el riesgo como la suma de los costos iniciales y los costos esperados futuros asociados al daño del sistema estructural. Algunos estudios se han llevado a cabo para estimar consecuencias económicas del daño estructural debido a sismos. El costo de los daños después de un sismo (Cd) se puede expresar como sigue:

$$Cd = C_r + C_c + C_a + C_h + C_f \quad (2.11)$$

donde C_r son los costos de reparación, C_c son las pérdidas económicas de contenidos, C_a son las pérdidas económicas debida a la interrupción de actividades, C_h son los costos por víctimas heridas y C_f los costos de pérdidas humanas. Con base en información de edificios dañados, Ang y De León (1996) propusieron las siguientes funciones de costos en dólares americanos en términos del nivel de daño:

a. Costos por reparación (C_r)

$$\begin{aligned} C_r &= 1.64 C_i D && ; 0 \leq D < 0.5 \\ C_r &= C_i && ; D \geq 0.5 \end{aligned} \quad (2.12)$$

donde C_i es el costo de reemplazo de la estructura original y D es el índice de daño. En (2.12) se considera que el límite para reparación es $D=0.5$; para $D>0.5$ la reparación equivale al reemplazo.

b. Pérdida económica de contenidos (C_c)

$$\begin{aligned} C_c &= 0.5 C_i D && ; 0 \leq D < 1.0 \\ C_c &= 0.5 C_i && ; D \geq 1.0 \end{aligned} \quad (2.13)$$

c. Pérdida por interrupción de actividades (C_a)

$$\begin{aligned} C_a &= 480 A D^2 && ; 0 \leq D < 1.0 \\ C_a &= 480 A && ; D \geq 1.0 \end{aligned} \quad (2.14)$$

donde A es el área total (m^2) en el caso de edificios de departamentos para habitación.

d. Costo por víctimas heridas (C_h)

$$\begin{aligned} C_h &= 221 A D^2 && ; 0 \leq D < 1.0 \\ C_h &= 221 A && ; D \geq 1.0 \end{aligned} \quad (2.15)$$

e. Costo por fatalidades humanas (C_f)

$$\begin{aligned} C_f &= 1228.5 A D^2 && ; 0 \leq D < 1.0 \\ C_f &= 1228.5 A && ; D \geq 1.0 \end{aligned} \quad (2.16)$$

En las funciones de costo propuestas por Ang y De León, el daño se mide mediante el índice de daño de Park y Ang (1985), el cual varía entre cero 0 (estructura sin daño) y uno (colapso), como es el caso del índice de daño descrito en la sección 2.1. Las funciones de costo propuestas por Ang y De León se utilizan en este estudio.

El costo esperado por daño para el k -ésimo sismo que ocurre en el tiempo de vida servicio de la estructura, se puede estimar como sigue (Montes, 2000; Montes *et al.*, 2003):

$$E^k [C_d'] = \int_{a_{min}}^{a_{max}} \left[\sum_{j=1}^{ne} Cd(d_j) P_j^k(a) \right] f_A(A) da \quad (2.17)$$

donde $Cd(d_j)$ es el costo definido en la ec. (2.11), como función del nivel de daño, d_j , $P_j^k(a)$ es la probabilidad de alcanzar el estado de daño j al final del k -ésimo sismo de intensidad $A = a$, y $f_A(A)$ es la función de densidad de probabilidad de la intensidad sísmica. Nótese que en la ec. (2.17) el cálculo del costo esperado involucra una suma ponderada respecto de las probabilidades de las intensidades sísmicas. El valor esperado de los costos para el sismo k , en valor presente, pueden ser calculadas como:

$$E^k [Cd] = \int_0^T E^k [C_d'] \exp(-\gamma t) f_{T_k | T_k \leq T} dt \quad (2.18)$$

donde T es la vida útil de la estructura, o la vida remanente de servicio, γ es la tasa de descuento o interés, y $f_{T_k | T_k \leq T}$ es la función de densidad de probabilidad del tiempo de ocurrencia del k -ésimo sismo condicional a que $T_k \leq T$. Suponiendo que la ocurrencia de sismos se puede modelar mediante un proceso de Poisson simple, entonces se puede demostrar que

$$E^k [Cd] = E^k [C_d'] \frac{\Gamma((\nu + \gamma)T, K)}{\Gamma(\nu T, K)} \left[\frac{\nu}{\nu + \gamma} \right]^k \quad (2.19)$$

donde $\Gamma(\bullet)$ es la función gamma, $\Gamma(\bullet, \bullet)$ es la función gamma incompleta, y v es la tasa anual de ocurrencia de sismos de intensidades significativas en la zona donde se encuentra construida la estructura.

La probabilidad de que el número de sismos en el tiempo t sea $N_t = n$, está dada por:

$$P[N_t = n] = [(vt)^n \exp(-vt)]/n! \quad (2.20)$$

El valor esperado de los costos por daño sísmico se obtiene entonces considerando el número de posibles sismos que pueden ocurrir durante la vida útil de la estructura, como sigue:

$$E[Ca] = \sum_{n=1}^{\infty} \left[\sum_{k=1}^n E^k [C_d'] \frac{\Gamma((v+\gamma)T, K)}{\Gamma(vT, K)} \left[\frac{v}{v+\gamma} \right]^k \right] \frac{(vT)^n}{n!} \exp(-vT) \quad (2.21)$$

La suma interior representa el costo esperado total (en valor presente) si es que ocurriera n sismos. El término que multiplica a dicha sumatoria toma en cuenta la probabilidad de que efectivamente el número de sismos durante el tiempo T sea $N_t = n$; la suma exterior toma en cuenta todos los posibles valores de n .

2.5 Variación con el tiempo de la confiabilidad estructural

Dado que se considera que la estructura falla cuando el índice de daño es igual a uno, la probabilidad de falla estructural, al final del i -ésimo sismo, puede evaluarse entonces como (Montes, 2000; Montes *et al.*, 2003):

$$P^i [D = 1] = \sum_{j=1}^{N_{int}} P^i [D = 1 | A = a_j] P[A = a_j] \quad (2.22)$$

Donde N_{int} es el número de intensidades sísmicas consideradas en el análisis. Para cierto número de años $t > 0$, considerando la ocurrencia de sismos como un proceso de Poisson, la probabilidad de falla será:

$$P^t [D = 1] = \sum_{i=0}^{\infty} P^i [D = 1] \frac{(vt)^i}{i!} e^{-vt} \quad (2.23)$$

En la expresión anterior se observa que cuando $t \rightarrow 0$, la probabilidad de falla tiende a la probabilidad de alcanzar el último estado de daño (colapso) del vector de daño inicial multiplicada por la probabilidad de intensidades sísmicas $f_A(A)$.

Finalmente, la confiabilidad estructural, después de t (años) estará dada por:

$$R(t) = 1 - P^t [D = 1] \quad (2.24)$$

3. EJEMPLO DE APLICACIÓN

Se consideraron tres edificios de concreto reforzado de 10 niveles integrados por marcos estructurales a base de trabes y columnas. Las estructuras fueron analizadas y diseñadas de acuerdo con los procedimientos del Reglamento de Construcciones del Distrito Federal. Con base en estas normas se aplicaron los procedimientos de diseño por marco dúctil, por lo que el factor de comportamiento sísmico de diseño fue de 4. Se consideró un coeficiente sísmico distinto para el diseño de cada uno de los tres edificios: Edificio E-1 (Coeficiente Sísmico $C=0.3$); Edificio E-2 (Coeficiente Sísmico $C=0.4$); y Edificio E-3 (Coeficiente Sísmico $C=0.5$). Para la distorsión máxima tolerable se consideró un valor de 0.012. Además, para el diseño se consideró una resistencia nominal del concreto de 250 kg/cm^2 y para el acero estructural un esfuerzo de fluencia nominal de 4200 kg/cm^2 . Las características geométricas se presentan en la tabla 3.1, con un recubrimiento nominal de 5 cm., y espesor de losa nominal de 13 cm. A partir de estos valores se obtuvieron las estructuras con propiedades medias siguiendo la metodología propuesta en Alamilla (2001), (ver Apéndice A). Los valores estadísticos de los datos anteriores se muestran en la tabla 3.2 (Mirza y MacGregor, 1979). Además se consideraron las acciones verticales siguientes: carga viva media de 75.1 kg/m^2 , (Ruiz y Soriano, 1997); carga muerta nominal de losa igual a 600 kg/m^2 , con peso medio del concreto de 2400 kg/m^3 y coeficiente de variación de 0.08. El área de acero de refuerzo longitudinal considera una media igual a 1.01 y coeficiente de variación de 0.04.

Se seleccionó como intensidad sísmica la ordenada del espectro de pseudoaceleración del registro SCT del temblor del 19 de septiembre de 1985 correspondiente a un periodo fundamental del suelo de 2s; dicha ordenada es

igual a 1g. Con base en esta intensidad se aplicó el método propuesto en Alamilla (2001) para simular pares de valores de magnitud y distancia epicentral que generen acelerogramas con dicha intensidad (ver Apéndice B).

La respuesta dinámica no lineal se calculó con base en un marco plano típico del conjunto estructural, tal como el que se muestra en la fig. 3.1. Se consideró masas concentradas en cada nivel y empotramiento en la base de los marcos. El periodo fundamental de vibrar de cada marco fue de 2.17, 1.41 y 1.42 s, para los edificios diseñados con coeficientes sísmicos $C=0.3$, $C=0.4$ y $C=0.5$, respectivamente. La respuesta sísmica inelástica se calculó por medio del programa de computadora Drain 2D, desarrollado por Powell (1973) y usando el modelo de Wang y Shah (1987) modificado por Campos y Esteva (1997) para considerar comportamiento histerético con degradación de rigidez y resistencia. Se consideraron 11 estados discretos del índice de daño: 0.0, (0,0.1], (0.1,0.2], (0.2,0.3], (0.3,0.4], (0.4,0.5], (0.5,0.6], (0.6,0.7], (0.7,0.8], (0.8,0.9], (0.9,1.0].

Secciones de trabes			
Niveles	E-1 (C=0.3), cm.	E-2 (C=0.4), cm.	E-3 (C=0.5), cm.
1 – 5	30 x 50	30 x 65	30 x 65
6 – 8	30 x 45	30 x 60	30 x 60
9 – 10	25 x 40	25 x 50	25 x 50

Secciones de columnas			
Niveles	E-1 (C=0.3), cm.	E-2 (C=0.4), cm.	E-3 (C=0.5), cm.
1 – 4	55 x 55	80 x 80	70 x 70
5 – 7	45 x 45	65 x 65	65 x 65
8 – 10	40 x 40	50 x 50	50 x 50

Tabla 3.1. Secciones geométricas para los edificios de 10 niveles con diferentes coeficientes sísmicos

Hay que considerar que en el diseño de los edificios de 10 niveles no se realizó una optimización de las secciones, solo que cumplieran con la norma mencionada para una distorsión de entrepiso de 0.012.

Secciones de trabes		
	Valor medio de sus sesgos (cm)	Desv. Estándar (cm)
Ancho	0.254	0.366
Peralte	-0.280	0.544
Recubrimiento inferior	0.160	1.112
Recubrimiento superior	0.320	1.590

Secciones de columnas		
	Valor medio de sus sesgos (cm)	Desv. Estándar (cm)
Ancho	0.159	0.635
Largo	0.159	0.635
Recubrimiento ^{&}	-0.637	0.604

Sección de losa		
	Valor medio (cm)	Desv. Estándar (cm)
Espesor	0.080	1.190

Propiedades mecánicas		
	Valor medio (kg/cm ²)	Desv. Estándar (kg/cm ²)
F _y ^{&}	8.43	0.0584
F'c	268	44.60

[&]Valores lognormales.

Tabla 3.2. Valores estadísticos de las secciones y de las propiedades mecánicas de los edificios de 10 niveles, (Mirza y MacGregor, 1979)

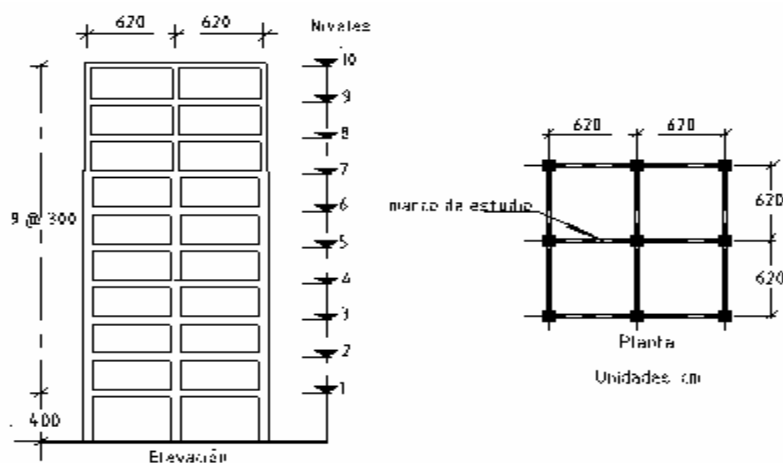


Fig. 3.1. Configuración geométrica para los tres edificios de 10 niveles a base de trabes y columnas

Para la obtención del desplazamiento de falla Δ_f (ec. 2.5) , se realizaron análisis de carga monotónica estática o *pushover*. En la tabla 3.3 se muestran los parámetros asociados a la curva cortante basal versus desplazamiento del extremo superior del edificio; dichos factores son, el desplazamiento de fluencia δ_y , que corresponde al cortante basal resistente V_y ; el desplazamiento δ_M , asociado al cortante máximo V_{MAX} ; y el desplazamiento δ_F asociado a $0.8V_{MAX}$. La fig. 3.2 muestra las curvas cortante basal versus desplazamiento obtenidas para los marcos de los edificios E-1, E-2 y E-3.

Coefficiente Sísmico	δ_y (cm)	δ_M (cm)	δ_F (cm)	V_y (kg)	V_{MAX} (kg)
C=0.3	23.29	47.95	55.97	75 596.29	109 981.51
C=0.4	14.93	38.57	44.45	113 952.94	159 829.65
C=0.5	16.00	42.49	42.87	128 920.62	183 407.18

Tabla 3.3. Parámetros asociados a la curva de cortante basal-desplazamiento de los marcos de los edificios con propiedades medias.

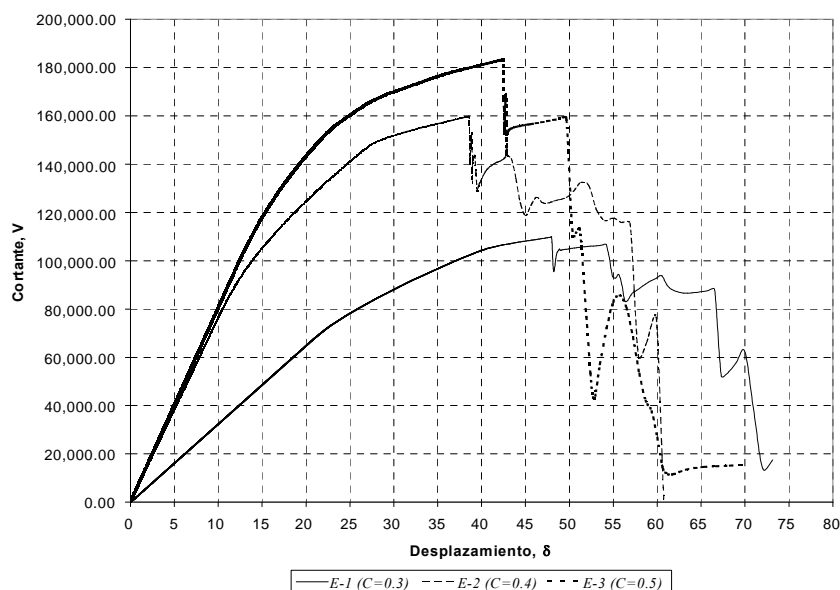


Fig. 3.2. Curvas cortante en la base contra desplazamiento en el extremo superior para los marcos de cada edificio

Se observa que en el intervalo elástico el marco de la estructura de E-1 ($C=0.3$) tiene menor rigidez que los marcos de E-2 ($C=0.4$) y E-3 ($C=0.5$); el marco de E-1 tiene además una menor capacidad en términos de cortante último. Como se muestra en la tabla 3.3 la estructura de E-1 es más flexible que las de E-2 y E-3. Por otro lado, se observa en la fig. 3.2 que los marcos de E-2 y E-3 tienen para efectos prácticos la misma rigidez elástica inicial y valores similares de cortante basal último. Como se muestra en la tabla 3.1, los marcos de E-2 y E-3 tienen características muy similares de masa y de dimensiones (existe una diferencia de 14% en las secciones de las columnas de los primeros 4 niveles).

Para la intensidad sísmica seleccionada, se simuló un conjunto de 100 acelerogramas. Las aceleraciones espectrales en periodo 2s de los acelerogramas simulados se encuentran en un intervalo de $\pm 25\%$ alrededor de la intensidad sísmica seleccionada. La fig. 3.3 muestra los espectros de respuesta del conjunto de acelerogramas así como el espectro promedio.

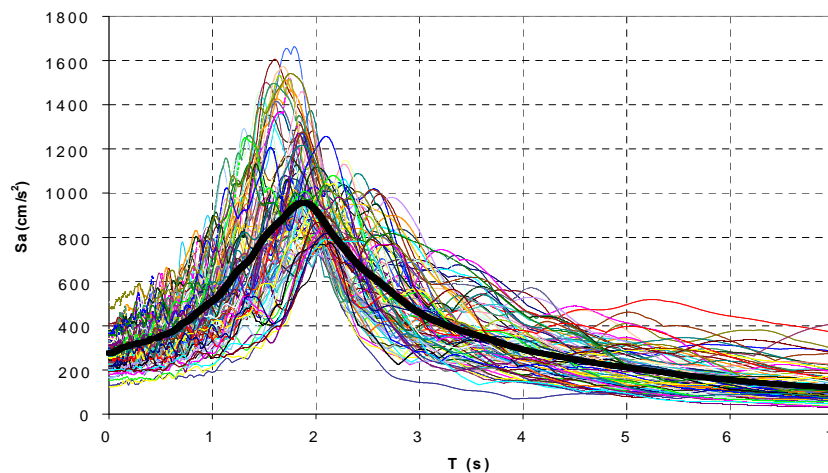


Fig. 3.3 Espectros de pseudoaceleraciones

3.1 Matrices de Probabilidad de Transición de Daño

Se siguió el procedimiento descrito en la sección 2.3 para el conjunto de acelerogramas simulados. Se obtuvieron los factores de escala asociados a un

estado inicial sin daño, así como los correspondientes a los estados discretos del índice de daño. Se generaron las muestras de índices de daño y se estimaron los elementos de la MPTD. Los valores de los factores de escala y los correspondientes valores del índice de daño en cada uno de los estados de daño discretos que se han considerado se muestran en las figs. 3.4, 3.5 y 3.6 para el caso de estructuras con daño inicial nulo. Se observa que dependiendo del acelerograma simulado, el factor de escala requerido para alcanzar el estado de daño previo al colapso puede ser menor o mayor que la unidad. Esto implica que en el conjunto simulado habrá acelerogramas para los cuales es necesario incrementar sus amplitudes a efectos de que la estructura alcance la falla, mientras que en otros casos, el acelerograma sin escalar conducirá a la falla de la estructura.

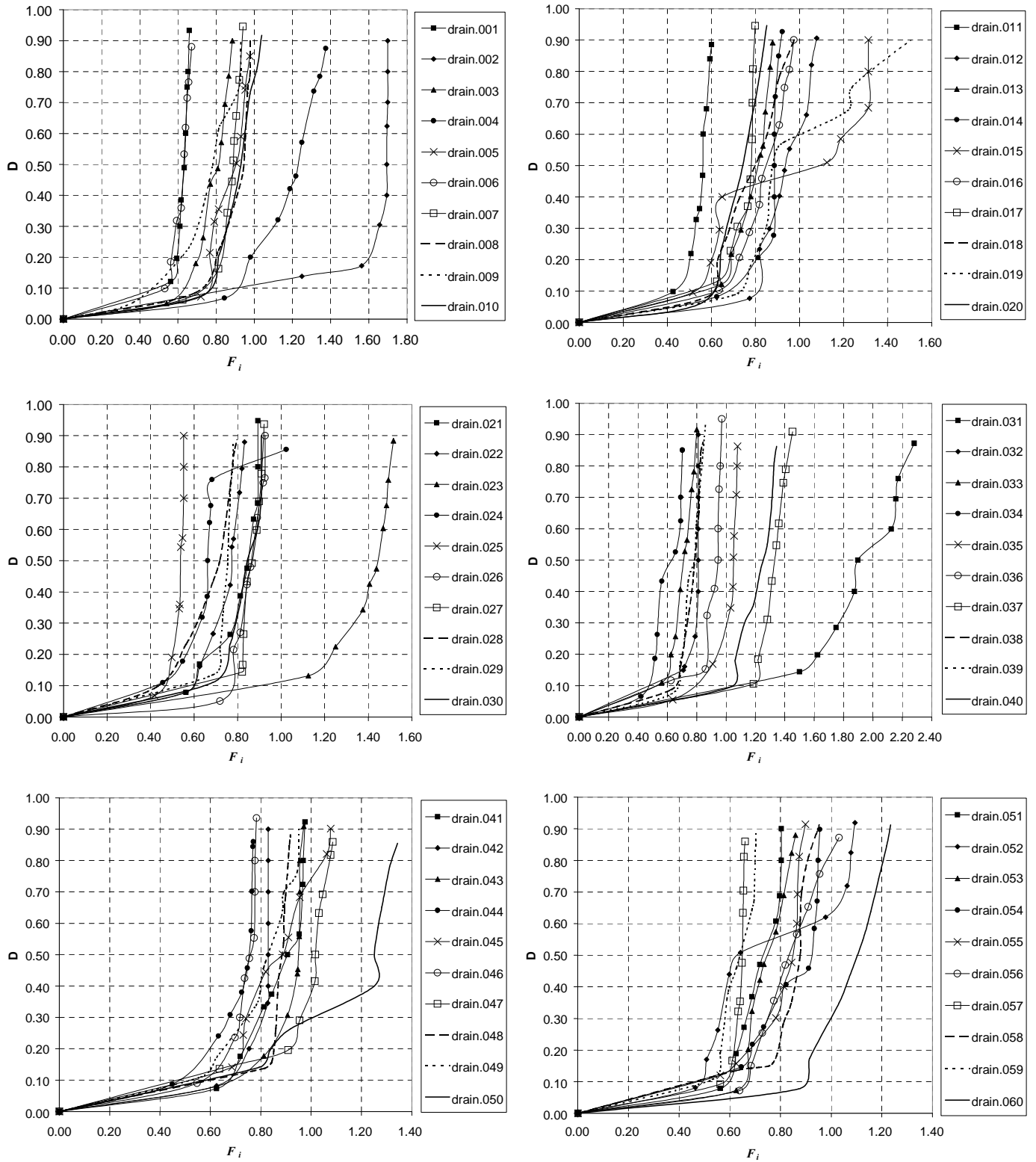


Fig. 3.4. Curvas de daño para E-1 (C=0.3)

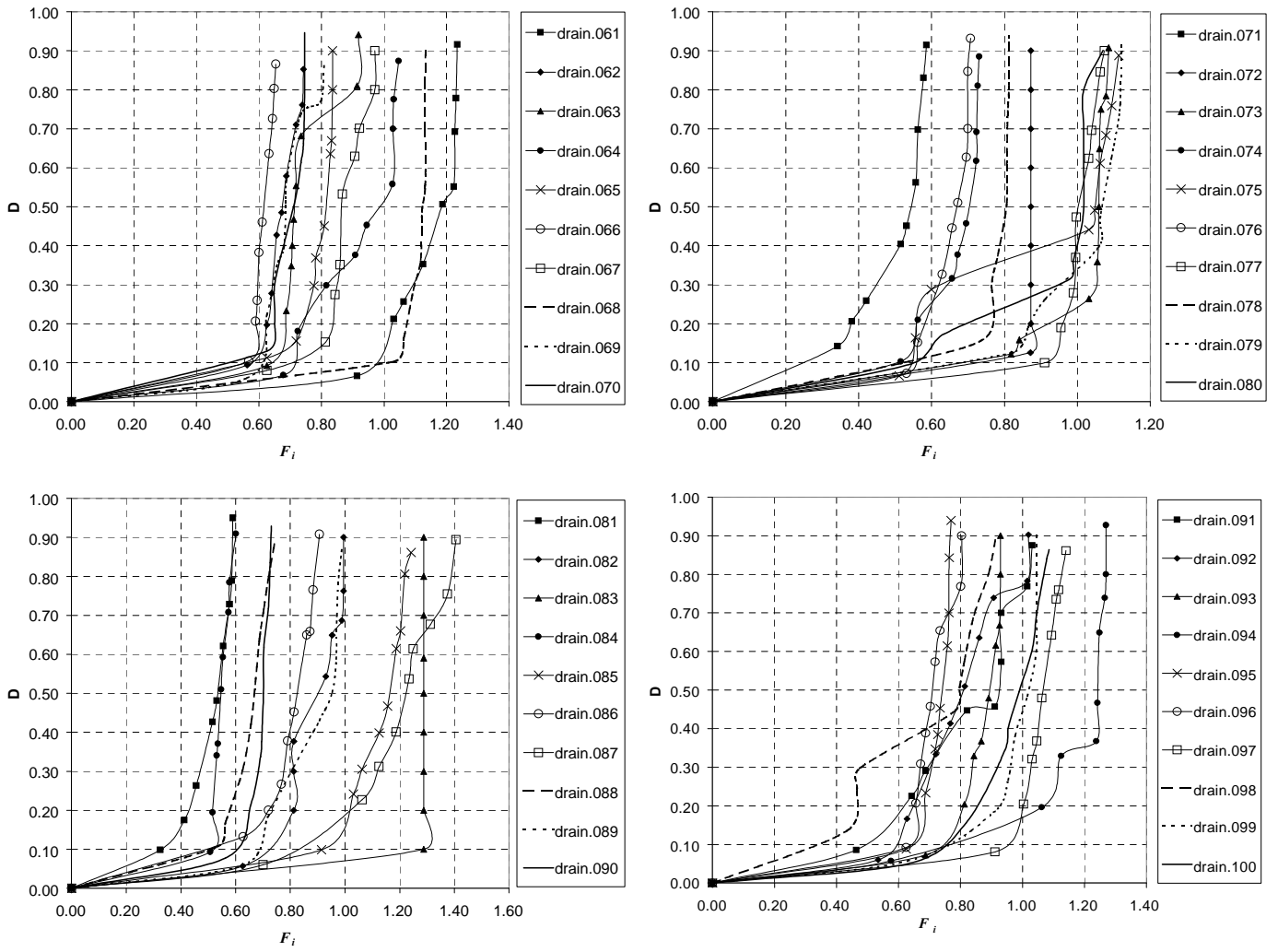


Fig. 3.4. Curvas de daño para E-1 (C=0.3), *continuación*.

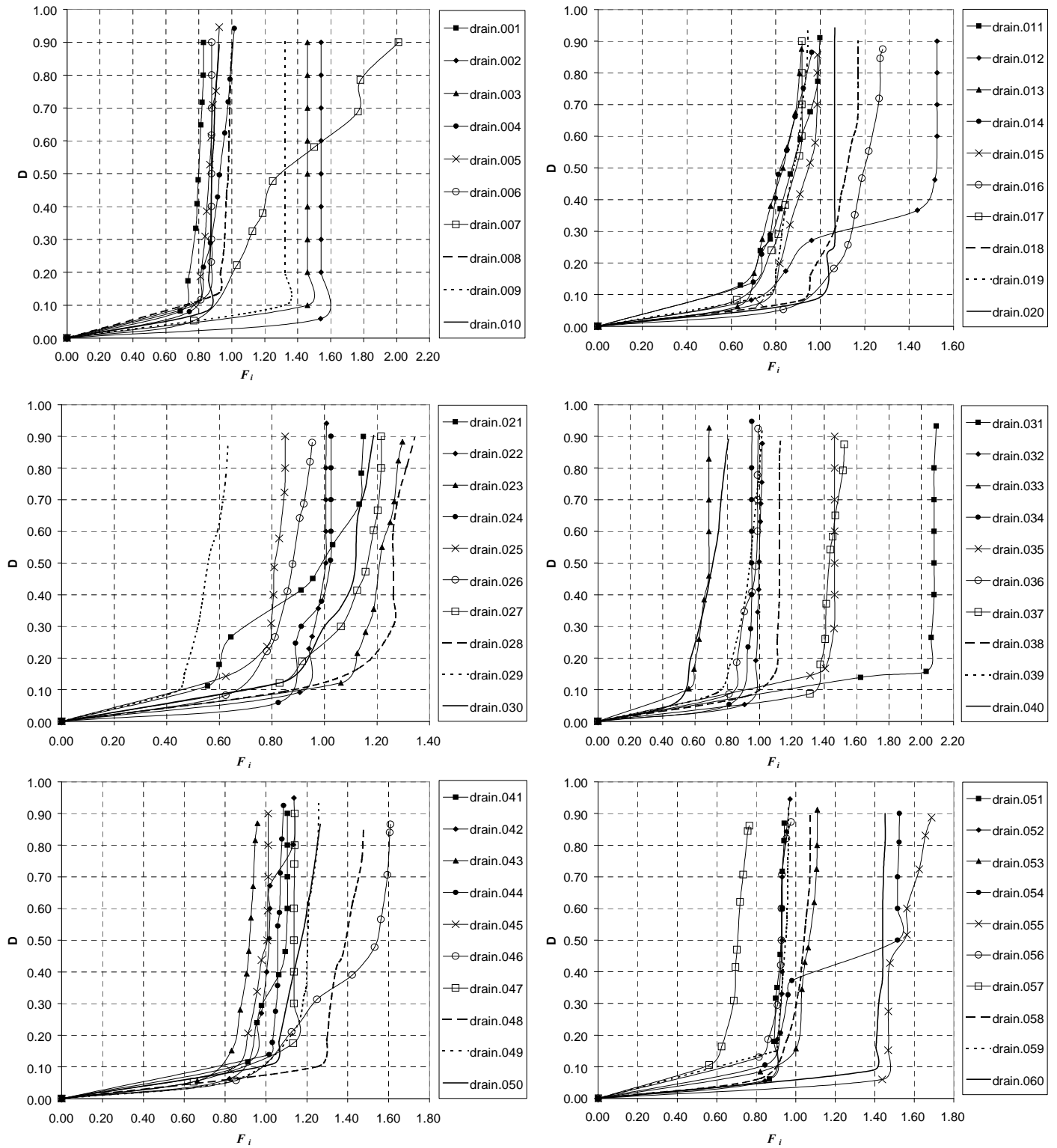


Fig. 3.5. Curvas de daño para E-2 (C=0.4)

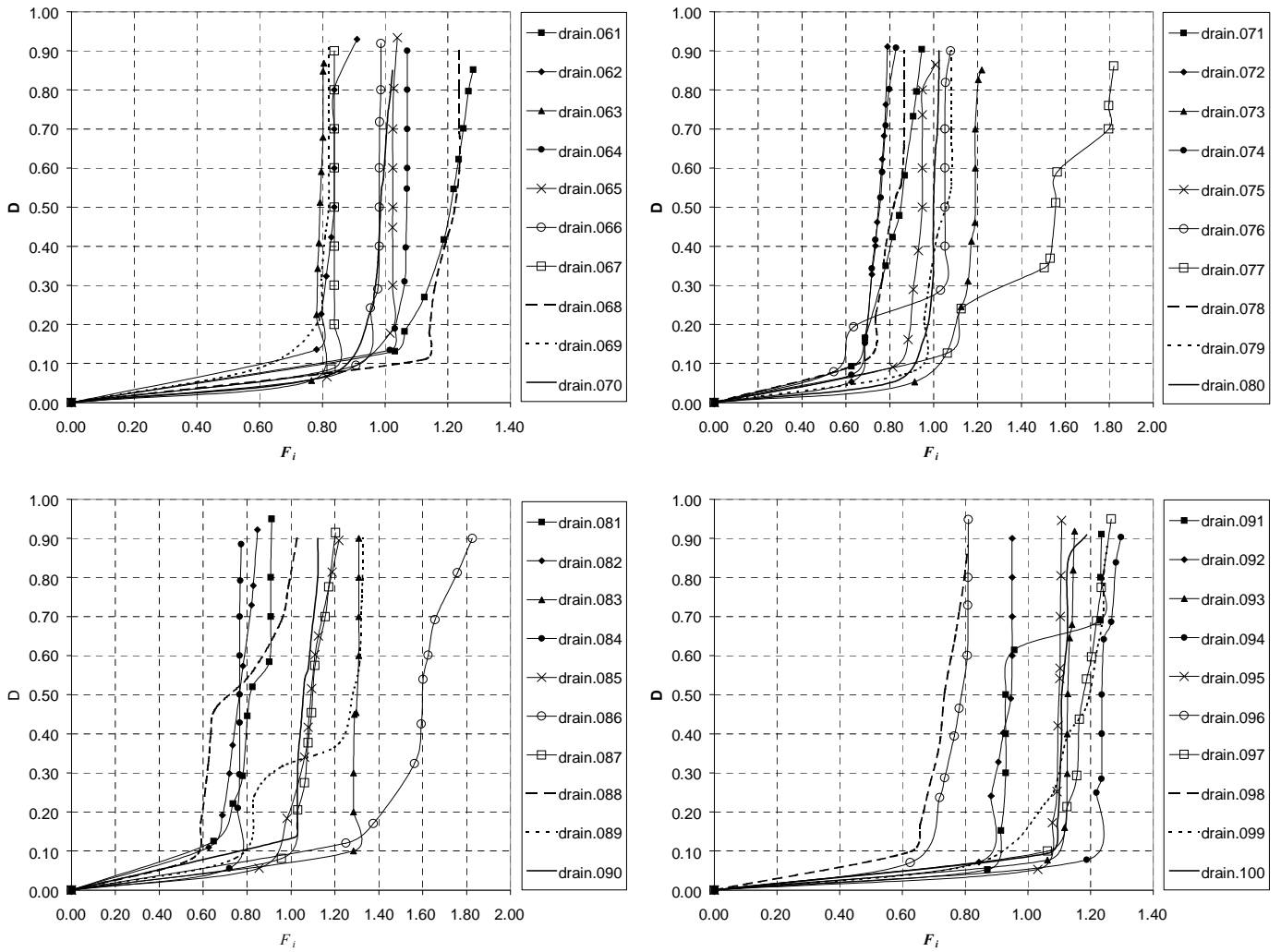


Fig. 3.5. Curvas de daño para E-2 (C=0.4), *continuación*.

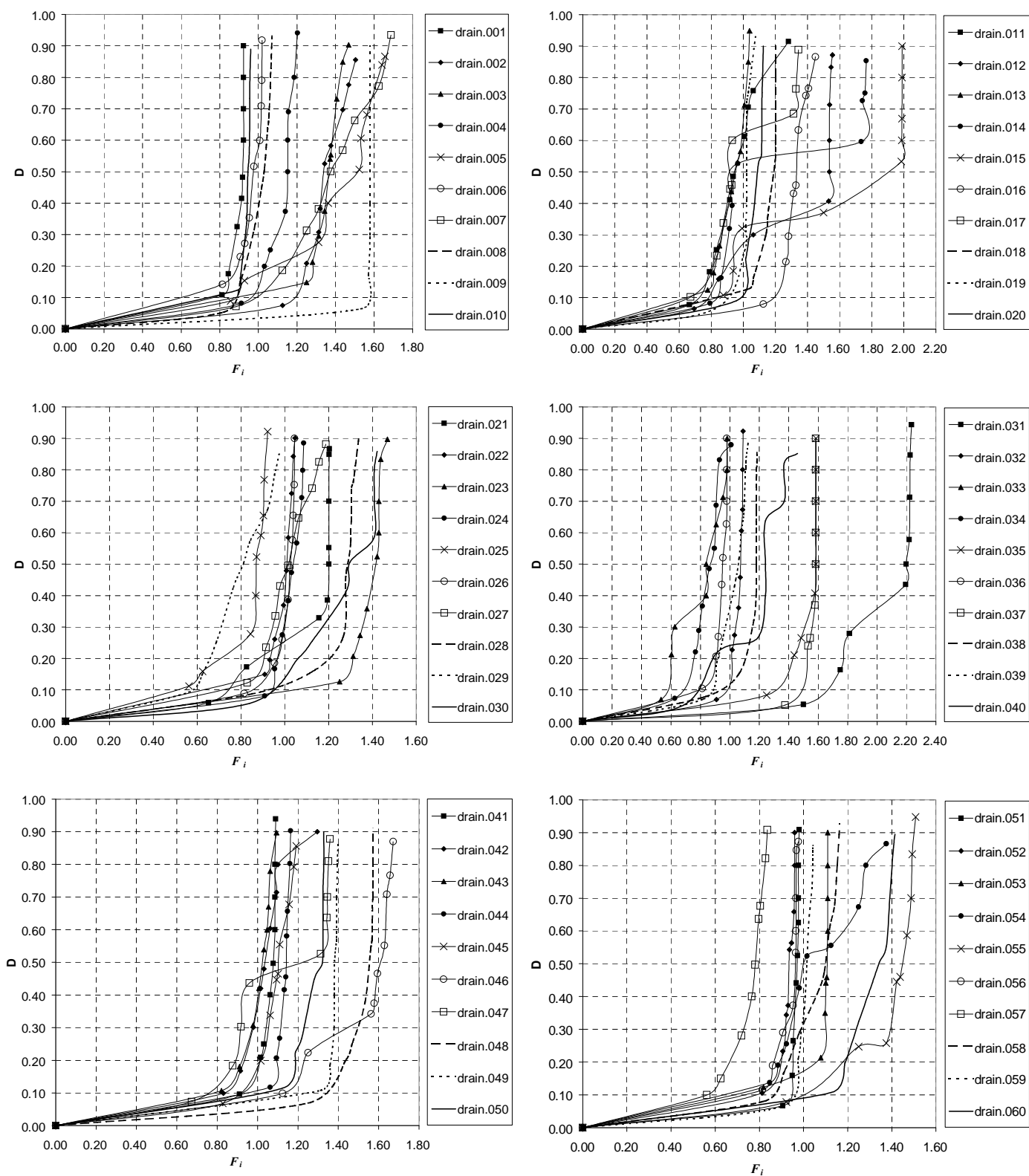


Fig. 3.6. Curvas de daño para E-3 (C=0.5)

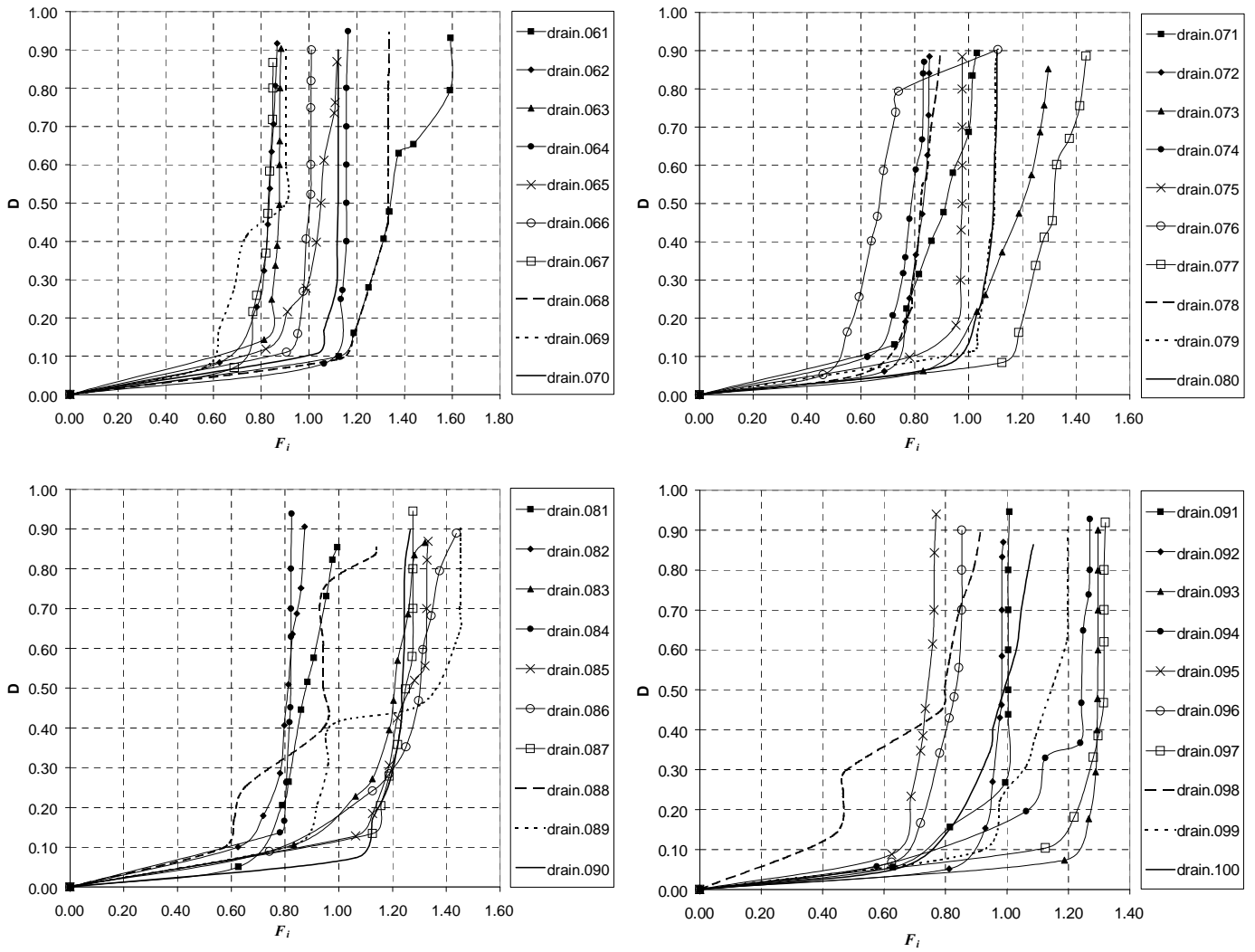


Fig. 3.6. Curvas de daño para E-3 ($C=0.5$), *continuación*.

Es de interés comparar la relación factor de escala versus índice de daño para las estructuras diseñadas con diferente coeficiente sísmico. La fig. 3.7 muestra dicha relación para los marcos de E-1 ($C=0.3$) y E-3 ($C=0.5$) para tres de los acelerogramas simulados. En el caso del marco de E-1 los factores de escala son menores que uno. Para factores de escala del orden de entre 0.80 y 0.95, la estructura alcanza el estado de daño previo al colapso. La estructura alcanza el estado de daño de colapso al ser sometida a la acción de estos acelerogramas. Por otro lado, en el caso del marco de E-3 se requiere de factores de escala mayores que uno para superar el primer estado de daño; y se requieren factores de escala del orden de entre 1.45 y 1.70 para que la estructura alcance el estado de daño previo al colapso. Estas diferencias habrán de reflejarse en los porcentajes de veces que la estructura, partiendo de daño inicial nulo o no, alcance los estados de daño considerados y, por lo tanto, habrá de reflejarse en los valores de las probabilidades de transición de daño.

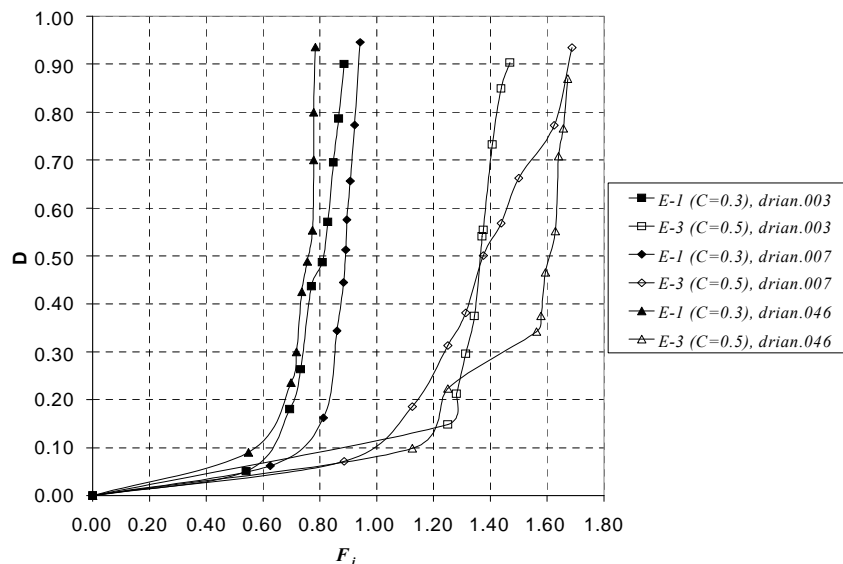


Fig. 3.7 Comparación de la relación factor de escala versus índice de daño para E-1 y E-3

Los histogramas para calcular los elementos de la MPTD se muestran en las figs. 3.8, 3.9 y 3.10; las MPTD se listan en las tablas 3.4, 3.5 y 3.6. Se observan diferencias notables entre la MPTD para los marcos de E-1 y E-3. En el caso de E-1, lo más probable es que la estructura alcance el estado de daño asociado al

colapso, independientemente de su estado de daño inicial. De la MPTD en la tabla 3.4 se obtiene que cuando la estructura parte de un estado sin daño inicial, la probabilidad de que después de un temblor, de la intensidad seleccionada, el índice de daño se encuentre en cualquier estado menor que el de colapso es igual a 36%, mientras que la probabilidad de alcanzar el estado de daño de colapso es de 64%. Por otro lado, para cualquier estado de daño inicial la probabilidad de que después de un temblor de la intensidad seleccionada se alcance el estado de daño de colapso es al menos del 80%. En el caso del marco del edificio E-3 es significativamente menos probable alcanzar el estado de daño de colapso. Por ejemplo, si se parte de un estado sin daño inicial, entonces hay sólo un 26% de probabilidad de alcanzar el estado de daño de colapso; y la probabilidad de que la estructura no sobrepase el tercer estado de daño, $d_3=(0.1,0.2]$, es del 45%. Se observa que para que la probabilidad de llegar al estado de colapso sea al menos 80%, se requiere que la estructura se encuentre en el estado de daño inicial $d_6=(0.4,0.5]$.

ESTADO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0.04	0.03	0.06	0.04	0.04	0.03	0.04	0.03	0.02	0.03	0.64
2	0.00	0.06	0.06	0.02	0.03	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.80
3	0.00	0.00	0.02	0.03	0.04	0.04	0.01	0.01	0.00	0.01	0.84
4	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.02	0.02	0.03	0.01	0.85
5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.04	0.02	0.02	0.01	0.86
6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	0.05	0.00	0.02	0.89
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.03	0.92
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	0.02	0.94
9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.02	0.95
10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.97
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Tabla 3.4. Matriz de Probabilidad de Transición de Daño (MPTD) para E-1 (C=0.3)

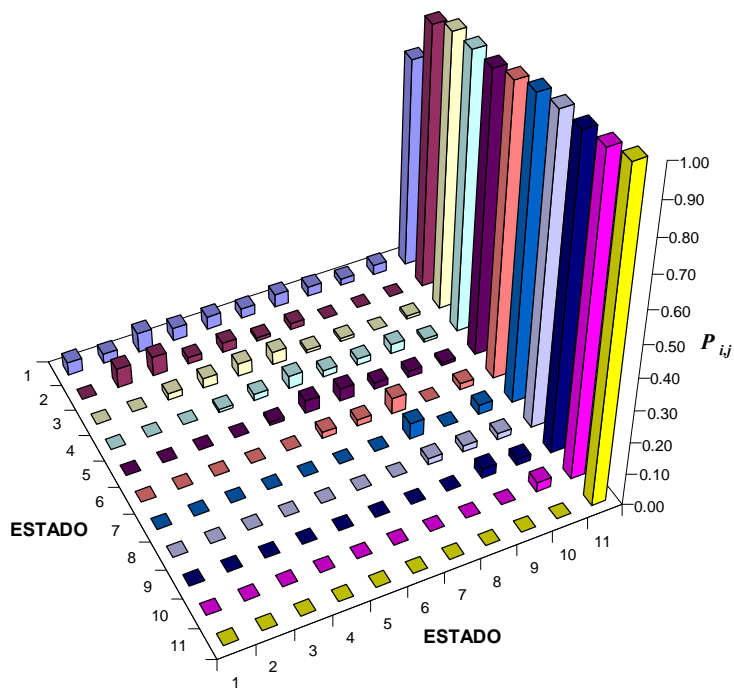


Fig. 3.8. Histograma de la MPTD para E-1 (C=0.3)

ESTADO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0.14	0.16	0.10	0.06	0.06	0.02	0.03	0.00	0.03	0.06	0.34
2	0.00	0.20	0.03	0.00	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.00	0.66
3	0.00	0.00	0.09	0.00	0.01	0.05	0.02	0.02	0.03	0.02	0.76
4	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01	0.85
5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.04	0.01	0.89
6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.05	0.02	0.90
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	0.02	0.92
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.05	0.93
9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	0.96
10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.97
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Tabla 3.5. Matriz de Probabilidad de Transición de Daño (MPTD) para E-2 (C=0.4)

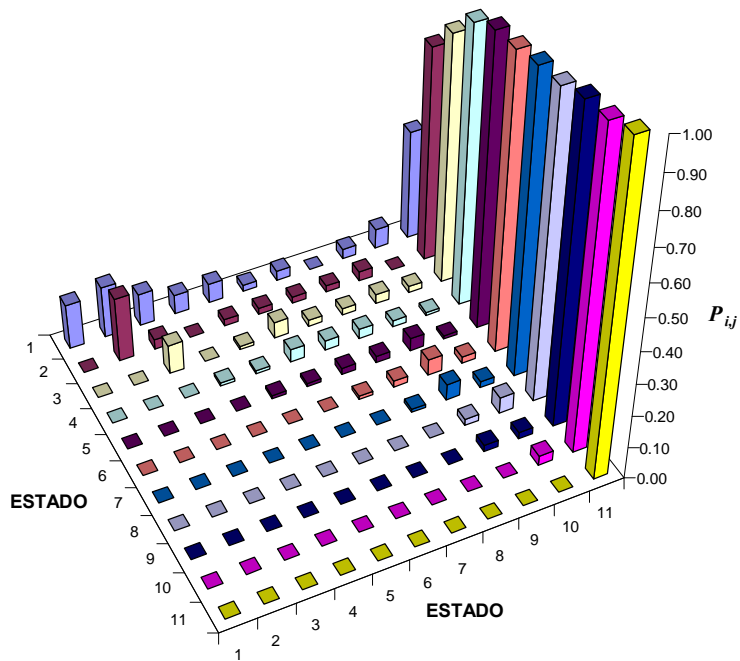


Fig. 3.9. Histograma de la MPTD para E-2 (C=0.4)

ESTADO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0.17	0.14	0.14	0.09	0.06	0.05	0.04	0.02	0.01	0.02	0.26
2	0.00	0.03	0.15	0.08	0.10	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04	0.43
3	0.00	0.00	0.04	0.06	0.06	0.07	0.07	0.01	0.08	0.06	0.55
4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.05	0.07	0.05	0.08	0.03	0.67
5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.08	0.03	0.08	0.00	0.76
6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.07	0.09	0.00	0.79
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08	0.09	0.03	0.80
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.11	0.06	0.81
9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.12	0.82
10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.87
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Tabla 3.6. Matriz de Probabilidad de Transición de Daño (MPTD) para E-3 (C=0.5)

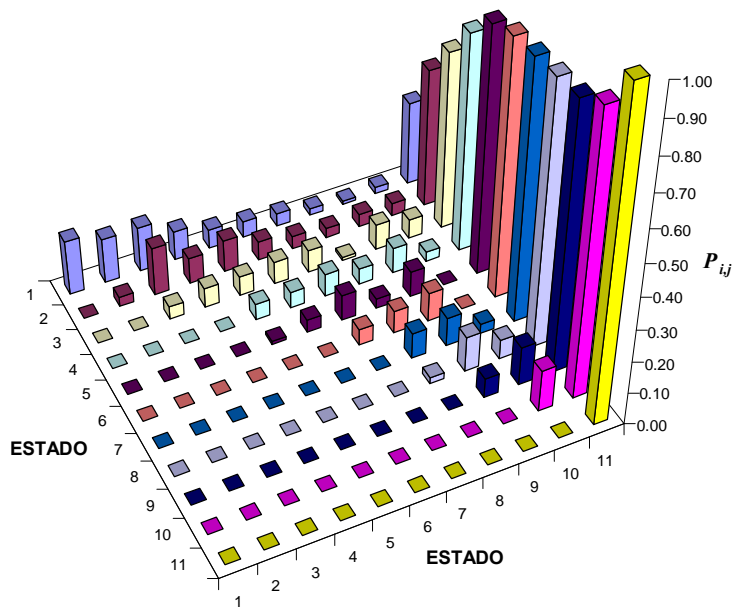


Fig. 3.10. Histograma de la MPTD para E-3 (C=0.5)

3.2 Costos esperados de daño y reparación

Usando las matrices de probabilidad de transición de daño del modelo de Markov y las funciones de costo descritas en el capítulo 2, se calcularon las distribuciones de probabilidad del daño acumulado para sismos futuros así como el valor esperado de las pérdidas ocasionadas por sismo. Para la evaluación de costos se tomaron periodos T de vida de servicio de 1, 5, 10, 20, 30 y 50 años. Se empleó una tasa de descuento $\gamma=0.1$. El área de piso en cada nivel es de 153.76 m² (12.40 m x 12.40 m) y considerando los 10 niveles del edificio se obtiene un área total $A=1537.60$ m². Las máximas aceleraciones del terreno en el conjunto de acelerogramas simulados se encuentran en el intervalo entre 80 y 460 cm/s². Para calcular la probabilidad de masa de la aceleración máxima del suelo se usó la función de distribución

$$F_A(a) = 1 - \frac{80}{v} a^{-1.6} \left[1 - \frac{a}{500} \right] \quad (3.1)$$

donde $v=v(0.05g)=0.142$ 1/año, para sismos con $a \geq 0.05g$ (Esteve y Ruiz, 1989; Montes, 2000). De (3.1) se obtuvo que $P[80 \leq A \leq 460] = F_A(460) - F_A(80) = 0.997525547 - 0.573285943 = 0.42$.

De acuerdo a un análisis de precios unitarios, se obtienen los costos por mano de obra y materiales. Sobre la base de estos costos se considera un incremento del 15%, por labores de demolición, limpieza y por diseño de la nueva estructura (Ang y De León, 1996), obteniéndose así los costos iniciales (C_i), mostrados en la tabla 3.7. Estos costos se obtienen de las secciones mostradas en la Tabla 3.1

Estructura	C_i (Dólares)
E-1 (C=0.3)	\$ 320,000.00
E-2 (C=0.4)	\$ 360,000.00
E-3 (C=0.5)	\$ 350,000.00

Tabla 3.7. Costos iniciales C_i para los edificios de 10 niveles

Se utilizaron para el daño inicial en $t=0$ las funciones de densidad de probabilidad (*fdp*) mostradas en las figs. 3.11 y 3.12. La *fdp* uniforme de la fig. 3.11 considera que todos los estados de daño inicial son igualmente probables de ocurrir. La *fdp* lineal de la fig. 3.12 se escogió por su simplicidad; esta *fdp* representa el caso donde son más probables los estados de daño inicial más bajos. Se pueden considerar otras *fdp* como el caso en que el daño en $t=0$ es determinísticamente nulo, pero ese estudio puede servir para futuras investigaciones. Los costos esperados a largo plazo por reparación y por daño sísmico, normalizados respecto del costo inicial, para ambas distribuciones de probabilidad del daño inicial, se listan en las tablas 3.8 y 3.9. Las figs. 3.13 a 3.16 muestran la variación de los costos esperados versus el tiempo de vida de servicio en función del coeficiente sísmico.

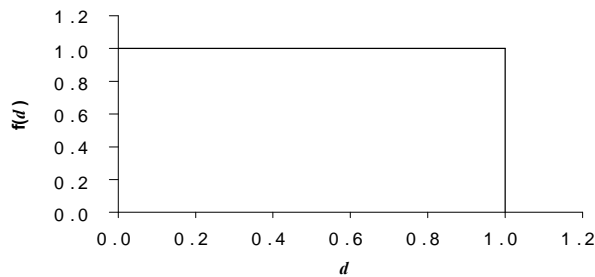


Fig. 3.11. *fdp* inicial uniforme del daño inicial

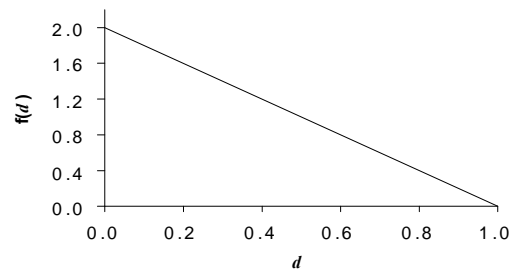


Fig. 3.12. *fdp* inicial lineal del daño inicial

T (años)	E-1 (C=0.3)		E-2 (C=0.4)		E-3 (C=0.5)	
	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$
1	0.055485	1.435550	0.054251	1.368800	0.053953	1.339470
5	0.230454	3.246110	0.226122	2.973600	0.225194	2.881100
10	0.371464	4.731090	0.365516	4.298720	0.364366	4.186900
20	0.509609	6.204800	0.502848	5.622000	0.501651	5.517490
30	0.560576	6.752360	0.553708	6.115850	0.552515	6.020230
40	0.579340	6.954340	0.572459	6.298330	0.571267	6.206760
50	0.586245	7.028700	0.579362	6.365550	0.578170	6.275570

Tabla 3.8. Costos esperados (en valor presente) por reparación y por daño sísmico normalizados con C_i para una probabilidad de daño inicial uniforme, ($\gamma=0.1$).

T (años)	E-1 (C=0.3)		E-2 (C=0.4)		E-3 (C=0.5)	
	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$	$E[C_r]/C_i$	$E[C_d]/C_i$
1	0.054494	1.413830	0.052187	1.335900	0.051660	1.293600
5	0.227166	3.173250	0.219065	2.860710	0.217420	2.721780
10	0.367141	4.634520	0.356018	4.146380	0.353975	3.969940
20	0.504858	6.098040	0.492214	5.451110	0.490081	5.272430
30	0.555783	6.644520	0.542939	5.942710	0.540812	5.771610
40	0.574543	6.846390	0.561673	6.124930	0.559549	5.957700
50	0.581447	6.920740	0.568574	6.192120	0.566450	6.026450

Tabla 3.9. Costos esperados (en valor presente) por reparación y por daño sísmico normalizados con C_i para una probabilidad de daño inicial lineal, ($\gamma=0.1$).

Para ambas distribuciones de probabilidad del daño inicial se puede observar que los costos esperados por reparación y por daño sísmico disminuyen conforme aumenta el coeficiente sísmico. Esto se explica debido a que la probabilidad de alcanzar estados superiores de daño, o el colapso, es menor para el caso de E-3 (C=0.5). Las figs. 3.13 y 3.14 muestran el incremento en los costos esperados por daños y reparación con el incremento de la vida de servicio de la estructura. Se observa que, para los datos de este ejemplo de aplicación, el valor esperado de los costos por daños se incrementa considerablemente respecto del costo inicial en un lapso de 30 años, llegando a ser del orden de 6 a 7 veces el costo inicial. Este resultado es un indicador de la conveniencia de implementar políticas de mantenimiento óptimo con el fin de reparar la estructura al alcanzar un cierto umbral de daño y evitar que el daño se incremente progresivamente durante la vida de servicio de la estructura. Comparando las figs. 3.13 y 3.14 se observa también que el valor esperado del costo de reparación es pequeño comparado con el costo esperado por daños. Al final de la vida de servicio considerada, $T=50$ años, el costo esperado de reparación varía entre 8% (E-1) y 9% (E-3) del costo esperado por daños. Ciertamente en estos valores influye la forma funcional para los diferentes conceptos de costos asociado con daño de las ecs. 2.12 a 2.16 propuestas por Ang y De León (1996). Los costos de reparación tienen menor peso que aquellos asociados con interrupción de actividades, lesiones y pérdidas de vidas humanas.

Las figs. 3.15 y 3.16 muestran variaciones de costo esperado para el caso de la distribución de probabilidad lineal para el daño inicial. Se observa que los valores de costo esperado son menores que aquellos para una distribución de daño inicial uniforme. Esto se explica considerando que la probabilidad de alcanzar un cierto estado de daño es menor en el caso de la distribución lineal, dado que, en comparación con la distribución uniforme, es más probable que el daño inicial se encuentre entre los primeros estados de daño y es menos probable que el daño inicial se encuentre entre los últimos estados de daño avanzado. Sin embargo, en términos de los valores de costo esperado se observa también que el costo de reparación es del orden del 8% al 9% del costo por daños.

Las figs. 3.17 y 3.18 muestran la variación de los costos esperados por daños y reparación versus el coeficiente sísmico en función de la vida de servicio, para el caso de la distribución de probabilidad uniforme del daño inicial. Se observa que la variación del costo esperado de daños es más sensible al coeficiente sísmico que el costo de reparación. Del modelo de costos utilizado, expresado como se explica en el capítulo 2 en términos del índice de daño, no se deriva una variación significativa del costo esperado de reparación en función del coeficiente sísmico. El efecto de diseñar con un coeficiente sísmico determinado se refleja de manera más significativa en la reducción del costo esperado por daño. Tendencias similares de los costos esperados se muestran en las figs. 3.19 y 3.20 para el caso de la distribución de probabilidad lineal para el daño inicial.

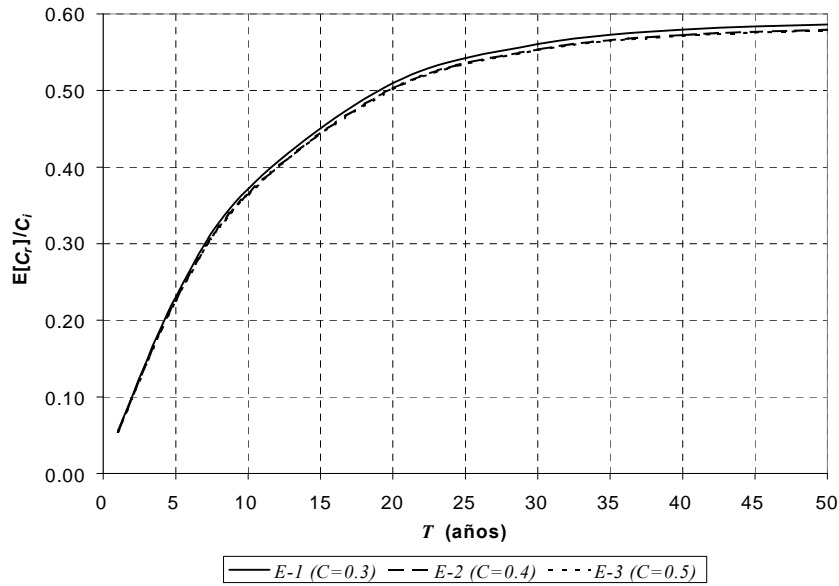


Fig. 3.13. Costos esperados (valor presente) a largo plazo por reparación versus el tiempo de servicio T , distribución de probabilidad de daño inicial uniforme, ($\gamma=0.1$).

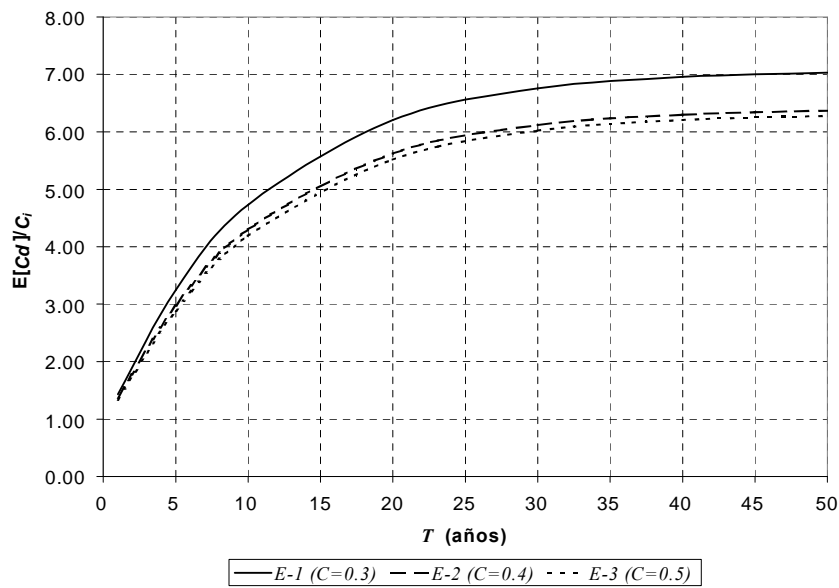


Fig. 3.14. Costos esperados (valor presente) a largo plazo por daño sísmico versus el tiempo de servicio T , distribución de probabilidad de daño inicial uniforme, ($\gamma=0.1$).

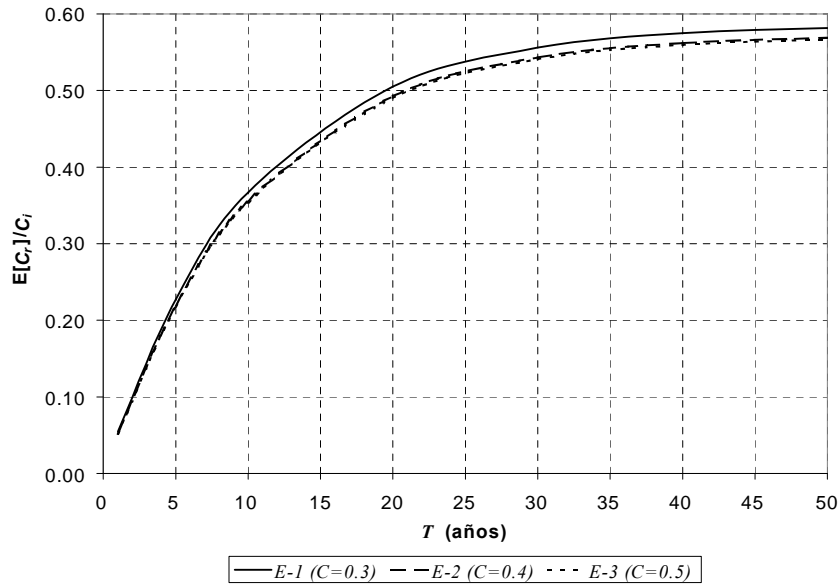


Fig. 3.15. Costos esperados (valor presente) a largo plazo por reparación versus el tiempo de servicio T , distribución de probabilidad lineal para el daño inicial, ($\gamma=0.1$).

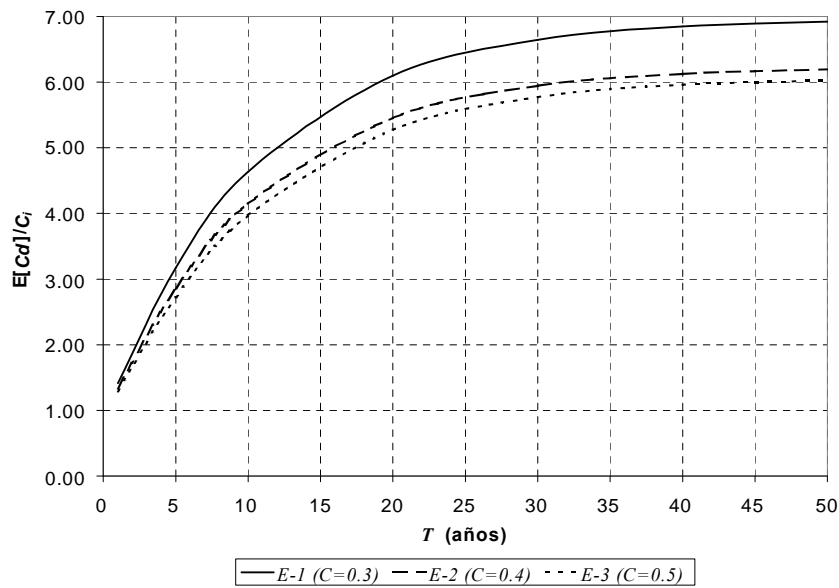


Fig. 3.16. Costos esperados (valor presente) a largo plazo por daño sísmico versus el tiempo de servicio T , distribución de probabilidad lineal para el daño inicial, ($\gamma=0.1$).

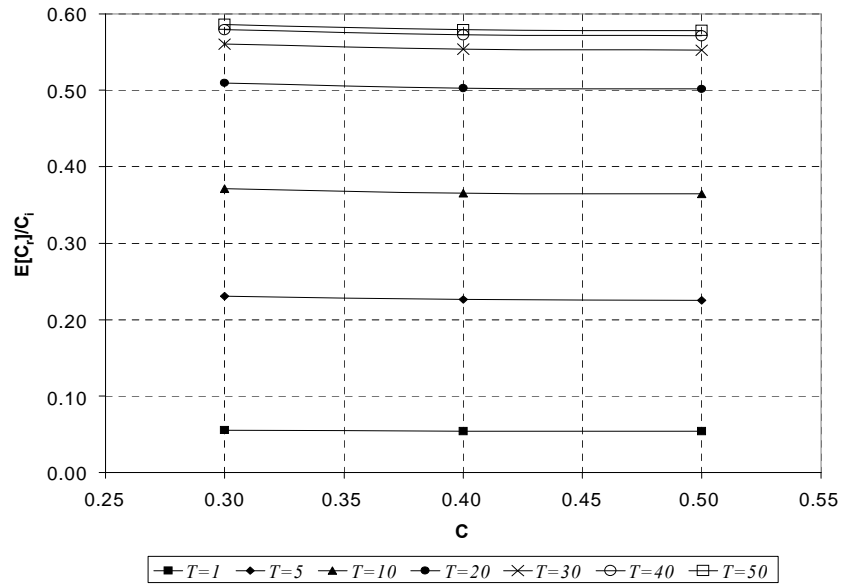


Fig. 3.17. Costos esperados (valor presente) por reparación versus coeficiente sísmico C; distribución uniforme del daño inicial, ($\gamma=0.1$).

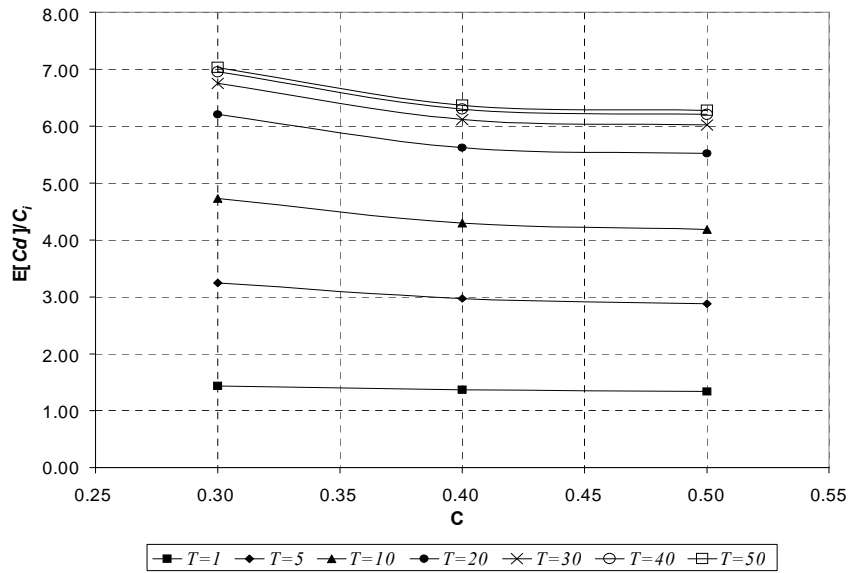


Fig. 3.18. Costos esperados (valor presente) por daño sísmico versus coeficiente sísmico C; distribución uniforme del daño inicial, ($\gamma=0.1$).

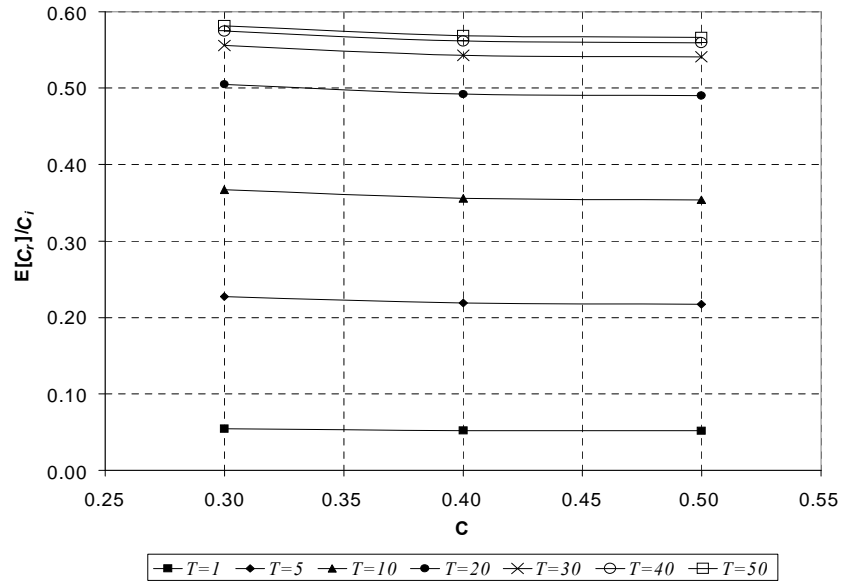


Fig. 3.19. Costos esperados (valor presente) por reparación versus coeficiente sísmico C; distribución lineal del daño inicial, ($\gamma=0.1$).

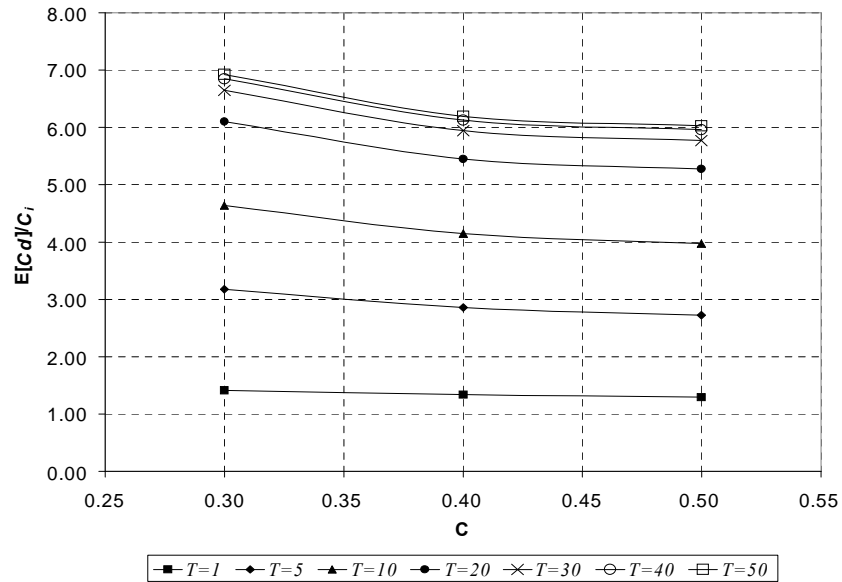


Fig. 3.20. Costos esperados (valor presente) por daño sísmico versus coeficiente C, distribución lineal del daño inicial, ($\gamma=0.1$).

3.3 Variación de la confiabilidad estructural

Se calculó la confiabilidad de los marcos de los sistemas estructurales para los tiempos $t=1, 5, 10, 20, 30$ y 50 años. Los valores de confiabilidad obtenidos se

listan en las tablas 3.10 y 3.11 para las distribuciones uniforme y lineal de daño inicial, respectivamente.

t (años)	E-1 (C=0.3)	E-2 (C=0.4)	E-3 (C=0.5)
	R	R	R
0	0.979000	0.979000	0.979000
5	0.793804	0.799343	0.822128
10	0.694434	0.700666	0.725870
20	0.612676	0.616611	0.631986
30	0.589293	0.591152	0.598161
40	0.582633	0.583411	0.586244
50	0.580744	0.581048	0.582119

Tabla 3.10. Evaluación de la confiabilidad para una probabilidad de daño inicial uniforme.

t (años)	E-1 (C=0.3)	E-2 (C=0.4)	E-3 (C=0.5)
	R	R	R
0	0.998950	0.998950	0.998950
5	0.810132	0.820694	0.847501
10	0.706028	0.717918	0.748155
20	0.617491	0.625004	0.644113
30	0.591049	0.594596	0.603586
40	0.583230	0.584714	0.588450
50	0.580938	0.581518	0.582966

Tabla 3.11. Evaluación de la confiabilidad para una probabilidad de daño inicial lineal.

Se observa en las tablas 3.10 y 3.11 que para cada marco se obtienen en general mayores valores de confiabilidad para el caso la distribución lineal de daño inicial. Como se comentó con anterioridad, esto se debe a que se obtendrán mayores probabilidades para los estados superiores de daño en el caso de la distribución de daño inicial uniforme. Debido a la forma de las distribuciones, en $t=0$ es más significativa la diferencia en la confiabilidad de la estructura obtenida con ambas distribuciones; para cualquier otro tiempo dichas diferencias son pequeñas.

La variación de la confiabilidad versus el tiempo, en función del coeficiente sísmico, se muestra en forma gráfica en las figs. 3.21 y 3.22. Las mayores diferencias en los valores de confiabilidad de los marcos se observan en el

intervalo de 5 a 30 años. Para tiempos mayores, los valores de la confiabilidad tienden a 0.58. La tendencia de las curvas de confiabilidad para efectos prácticos a un valor constante con el tiempo t , que para este estudio $t=50$ años, se debe a la forma en la que la probabilidad de alcanzar el último estado de daño (colapso) varía con el número de sismos

En la fig. 3.23 se muestra, para los marcos de E-1 y E-3, la variación de la probabilidad de alcanzar el estado de daño de colapso o de falla estructural (ec. 2.22), versus el número de sismos para el caso de la distribución de daño inicial uniforme. Como se puede observar, tanto para E-1 como para E-3, la probabilidad de que la estructura se encuentre en el estado de daño de colapso tiende rápidamente a 0.42 con el número de sismos, para una vida de servicio $t=50$ años. Después de los primeros sismos, la probabilidad de alcanzar el colapso es, para efectos prácticos, constante para ambas estructuras. Por ejemplo, después del tercer temblor, la probabilidad de haber alcanzado el estado de daño de colapso es igual a 0.4196 para el marco de E-1, y es 0.4136 para el marco de E-3. El hecho de que la probabilidad de colapso alcance rápidamente dicho valor con el número de sismos conduce a que las curvas de confiabilidad tengan un valor constante para el intervalo de tiempo estudiado. Hay que tomar en cuenta que la probabilidad de falla tiende a 1.0 (aunque muy lentamente) cuando $t \rightarrow \infty$. Esto es consecuencia de que la probabilidad de falla es finita para un evento. Si el número de estos tiende a infinito, eventualmente se alcanzará la falla.

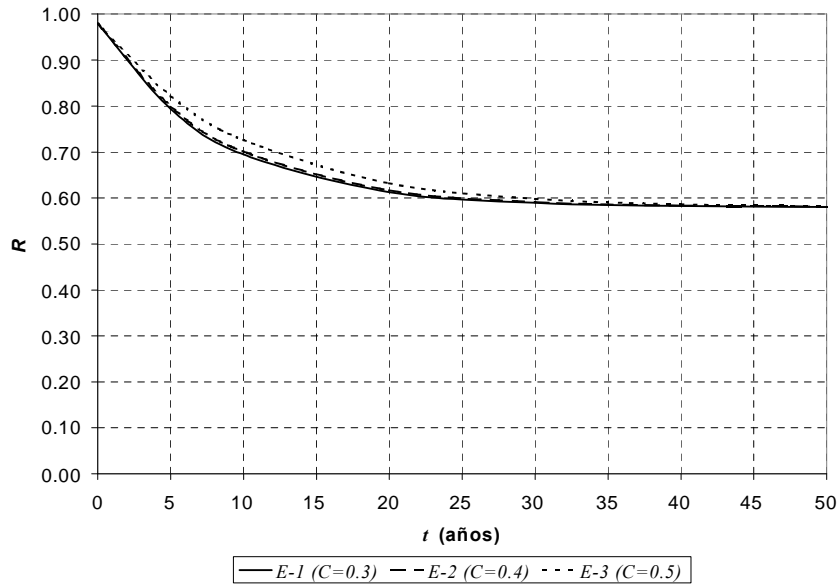


Fig. 3.21. Evaluación de la confiabilidad versus t , distribución de probabilidad de daño inicial uniforme.

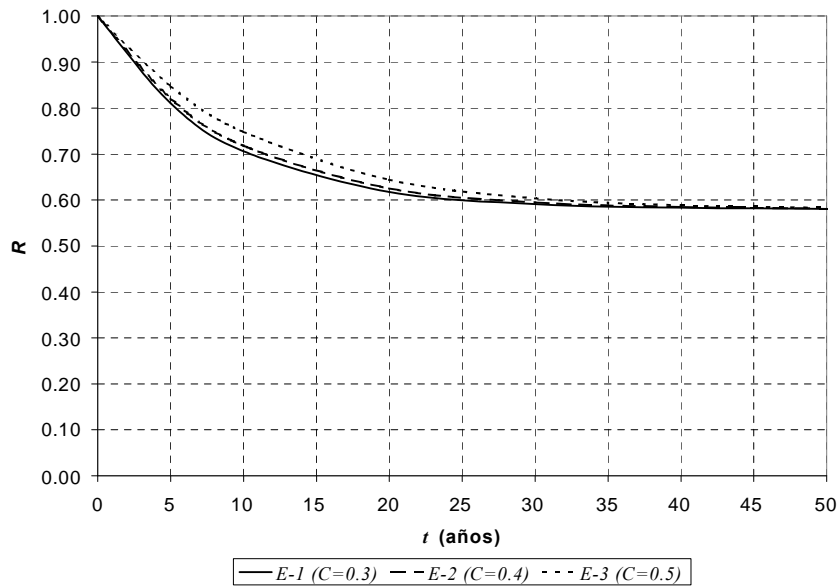


Fig. 3.22. Evaluación de la confiabilidad versus t , distribución de probabilidad lineal para el daño inicial.

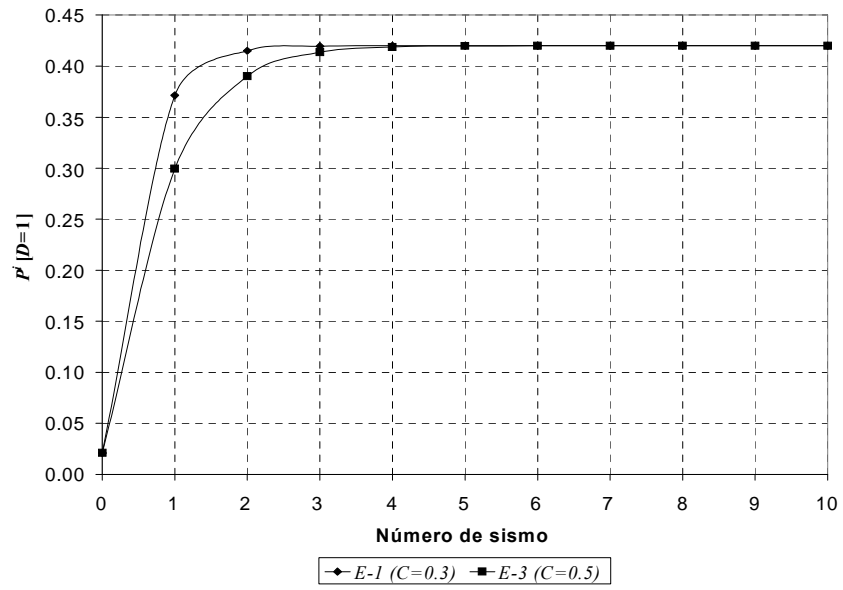


Fig. 3.23. Probabilidad de falla $P[D=1]$, después del k -ésimo sismo en función del coeficiente sísmico

4. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES

En esta tesis se desarrolló un estudio de la variación con el tiempo de la confiabilidad de modelos de edificios de concreto reforzado en zonas sísmicas considerando la acumulación de daño estructural como resultado de la serie de temblores que pueden presentarse durante la vida de servicio. Se desarrolló también un análisis de riesgo con base en la cuantificación del valor esperado de los costos futuros, considerando tanto pérdidas como daños.

El movimiento del terreno se especificó en términos de temblores de intensidad dada ($Y=1g$), definida como la ordenada para un periodo de $T=2s$ en el espectro de pseudoaceleración del registro de aceleraciones del sismo del 19 de septiembre de 1985 en la estación SCT. El acelerograma de un sismo se consideró como un proceso gaussiano no estacionario con propiedades estadísticas dependientes de la magnitud M y la distancia a la fuente R . Se simularon combinaciones de magnitudes $M=m$, y distancias $R=r$. Se obtuvieron registros sísmicos y espectros de respuesta con características estadísticamente similares al registro de aceleraciones de SCT.

Se obtuvieron estructuras con propiedades medias a partir del diseño de tres edificios de concreto reforzado con coeficientes sísmicos de $C=0.3$, $C=0.4$ y $C=0.5$. Para la estimación del daño estructural acumulado se utilizó la función de daño de Stephens y Yao (1987) y se definió un índice de daño $D = I_F / I_C$, en términos de un índice de fatiga asociado a los desplazamientos inelástico de carga y descarga en la respuesta a una excitación, I_F , y de dicho índice asociado con el colapso de la estructura, I_C . El proceso de acumulación de daño se modeló como

una cadena estacionaria de Markov. Se propuso un procedimiento para estimar la matriz de probabilidad de transición de daño (MPTD) con base en simulaciones de Monte Carlo. Para el cálculo de la probabilidad de transición de daño, se modifica la amplitud de los acelerogramas por un factor de escala de tal manera que la estructura alcance un estado de daño final partiendo de un estado de daño previo o de un estado inicial sin daño, y obtener muestras del índice I_F . Este procedimiento se aplica también para modificar la amplitud de los acelerogramas por un factor de escala que lleva a la estructura al colapso y calcular el índice I_C . Se generan poblaciones de valores de índices de daño $D = I_F / I_C$, con las cuales se estiman las probabilidades de transitar a estados discretos de daño y se ensambla la MPTD.

Considerando que la ocurrencia de temblores se puede modelar mediante un proceso de Poisson, se calculó la variación de la probabilidad de falla de marcos de los edificios con el tiempo. La falla se definió como el evento en el que el índice de daño acumulado alcanza un valor unitario. Utilizando expresiones que relacionan el índice de daño con los costos de pérdidas y reparación, se estimaron costos futuros para diferentes tiempos de servicio.

Se pudo observar la influencia del coeficiente sísmico de diseño en los valores del factor de escala de los acelerogramas para alcanzar cierto estado de daño. Se identificó acelerogramas para los cuales en el marco del edificio diseñado para $C=0.3$ los factores de escala asociados al colapso fueron menores que la unidad, por lo que para dichas excitaciones la estructura alcanza el estado de daño de colapso. Por otro lado, en el caso del marco del edificio diseñado para $C=0.5$ se requiere de factores de escala mayores que uno para superar el primer estado de daño al someter al marco a las mismas excitaciones. Estas diferencias se vieron reflejadas en los estimados de las probabilidades de transición de daño. Mientras que en el caso del diseño con $C=0.3$ lo más probable es que la estructura alcance el estado de daño asociado al colapso, independientemente de su estado de daño inicial, en el caso del diseño para $C=0.5$ es significativamente menos probable

alcanzar el estado de daño de colapso: si se parte de un estado sin daño inicial, entonces hay sólo un 26% de probabilidad de alcanzar el estado de daño de colapso. Sin embargo, si esta estructura se encuentra en un estado de daño acumulado correspondiente a un índice de daño de 0.5, entonces la probabilidad de transitar al estado de colapso durante el siguiente temblor es al menos 80%.

Se pudo cuantificar el impacto del coeficiente sísmico de diseño en los costos futuros esperados de reparación y daños. Los costos esperados por reparación y por daño sísmico disminuyen conforme aumenta el coeficiente sísmico, debido a que la probabilidad de alcanzar estados superiores de daño, o el colapso, es menor para el caso del diseño con $C=0.5$. Se observó que, para los datos del caso de estudio, el valor esperado de los costos por daños, hacia el final de la vida de servicio, puede ser del orden de 6 a 7 veces el costo inicial. Este resultado es un indicador de la conveniencia de implementar políticas de mantenimiento óptimo con el fin de reparar la estructura al alcanzar un cierto umbral de daño y evitar que el daño se incremente progresivamente durante la vida de servicio de la estructura. Sobretudo considerando que: (1) el valor esperado del costo de reparación es pequeño comparado con el costo esperado por daños (del orden del 10% en este estudio); y (2) el costo esperado de reparación no tiene una variación significativa con el coeficiente sísmico: el efecto de diseñar con un coeficiente sísmico determinado se refleja de manera más significativa en la reducción del costo esperado por daño.

Se pudo observar que a largo plazo, no existen diferencias significativas en los valores de confiabilidad para los diseños con diferentes coeficientes sísmicos. Las diferencias en confiabilidad se aprecian más bien en intervalos de tiempo cortos. Esto se debe a que la probabilidad de que la estructura alcance el colapso tiende a un valor constante para efectos prácticos con el número de sismos, para una vida de servicio de 50 años. En el caso de estudio, la probabilidad de alcanzar el colapso es prácticamente constante después del tercer temblor y es, además, muy similar para los diseños con diferentes coeficientes sísmicos. Por tal razón, las

curvas de confiabilidad obtenidas, que consideran la probabilidad de ocurrencia de los sismos, tienden a un valor constante en el intervalo de tiempo de 50 años.

Los resultados anteriores indican de la conveniencia de implementar políticas de mantenimiento óptimo con el fin de reparar la estructura al alcanzar un cierto umbral de daño y evitar que el daño se incremente progresivamente durante la vida de servicio de la estructura. Se recomienda desarrollar trabajos futuros considerando umbrales de daño de reparación, con base en los estimados de confiabilidad obtenidos con el procedimiento formulado en este trabajo. Valores óptimos del índice de daño para reparación se pueden obtener para el menor costo futuro esperado. De esta manera se podrían generar criterios de mantenimiento óptimo con base en el análisis de riesgo. Con un planteamiento similar de costo esperado mínimo para la vida de servicio de la estructura, se podrían desarrollar criterios de diseño, tomando como variable de optimación el coeficiente sísmico. La metodología desarrollada en esta tesis es congruente con la filosofía de diseño sísmico basado en desempeño (Cornell y Krawinkler, 2000; Moehle y Deierlein, 2004), en el sentido de que, con base en los resultados obtenidos, se podrían obtener tasas medias de excedencia de un cierto umbral por una variable de diseño.

REFERENCIAS

- 1. Alamilla J. (1997)**, "Simulación de temblores en el valle de México mediante procesos estocásticos modulados en amplitud y frecuencia", Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Maestro en Ingeniería.
- 2. Alamilla J. (2001)**, "Criterios de diseño sísmico basados en confiabilidad para estructuras apertadas", Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Doctor en Ingeniería.
- 3. Alamilla J., Esteva L., García-Perez J., Díaz-López O. (2001a)**, "Simulating earthquake ground motion at a site, for given intensity and uncertain source location", *Journal of Seismology* 5: 475-485.
- 4. Alamilla J., Esteva L., García-Perez J., Díaz-López O. (2001b)**, "Evolutionary properties of stochastic models of earthquake accelerograms: Their dependence on magnitude and distance", *Journal of Seismology* 5: 1-21.
- 5. Ang A. H.-S. y De León D. (1996)**, "Determination of optimal target reliabilities for design and upgrading of structures", 11th World Conference on Earthquake Engineering, Acapulco, Mexico.
- 6. Bueno A. y Díaz-López O. (1994)**, "Daño acumulado por sismo en marcos estructurales de concreto reforzado", Memoria del IX Congreso Nacional de Ingeniería Estructural, Zacatecas, Zacatecas, México. Vol. 1. Octubre-Noviembre. 366-375

7. Campos-Arias D. y Esteva L. (1997), “Modelo de comportamiento histerético y de daño para vigas de concreto reforzado”, Memoria del XI Congreso Nacional de Ingeniería Sísmica, Veracruz, Ver. México. Vol. 1. 567-573.

8. Cornell C. A. y H. Krawinkler (2000), “Progress and challenges in seismic performance assessment”, PEER Center News, Spring 2000.

<http://peer.berkeley.edu/news/2000spring/index.html>

9. Esteva L., Díaz-López O., García-Pérez J., Sierra G., Ismael E. (2002), “Life-cycle optimization in the establishment of performance-acceptance parameters for seismic design”, Journal of Structural Safety, 24, 187-204

10. Esteva L. y Ruiz S. (1989), “Seismic failure rates of multistory frames”, Journal of Structural Engineering (ASCE), Vol. 115, No. 2, 268-284.

11. García F. (2001), “Daño acumulado y confiabilidad estructural en marcos de edificios”, Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Maestro en Ingeniería.

12. García F. y Díaz-López O. (2002), “Confiabilidad de marcos de edificios sujetos a secuencias de temblores”, VIII Jornadas Chilenas de Sismología e Ingeniería Antisísmica, Valparaíso, Chile, abril.

13. Grigoriu M., Ruiz S. E. y Rosenblueth E. (1988), “The Mexico earthquake of September 19, 1985- nonstationary models of seismic ground acceleration”, Earthquake Spectra, Vol. 4, No.3, 551-568.

14. Heredia-Zavoni E. y Santa-Cruz S. (2000), “Conditional simulation of a class of nonstationary space time random fields”, Journal of Engineering Mechanics, Vol 126, No 4, 398-404

- 15. McGuire R. K. (1995)** "Probabilistic seismic hazard analysis and design earthquakes: Closing the loop", Bull. Seism. Soc. Am., 85, 5, 1275-1284
- 16. Mirza S. A. y MacGregor J. G. (1979)**, "Variations in dimensions of reinforced concrete members", Journal of the Structural Division (ASCE), Vol. 105, No. ST4, 751-766.
- 17. Moehle J. y G. G. Deierlein (2004)**, "A framework methodology for performance-based earthquake engineering", Proceedings, 13th World Conference on Earthquake Engineering, Vancouver, Canada, August 1-6, 2004. (CD-ROM).
- 18. Montes-Iturrizaga R. (2000)**, "Estrategias de mantenimiento óptimo de estructuras instrumentadas en zonas sísmicas", Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Doctor en Ingeniería.
- 19. Montes-Iturrizaga R., Heredia-Zavoni E. y Esteva L. (2003)**, "Optimal maintenance strategies for structures in seismic zones", Earthquake Engineering and Structural Dynamics 32: 245-264.
- 20. Park Y.-J y Ang A. H.-S. (1985)**, "Mechanistic seismic damage model for reinforced concrete", Journal of structural Engineering (ASCE), Vol. 111, No. 4, 722-739
- 21. Powell G. H. (1973)**, "DRAIN 2D User's Guide", Report No EERC 73-22, Earthquake Engineering Research Center, University of California, Berkeley.
- 22. Ruiz S. E. y Soriano A. (1997)**, "Design live loads for office buildings in Mexico and the United States", Journal of Structural Engineering (ASCE), Vol. 123, No. 6.

23. Stephens J. E. y Yao J. T. P. (1987), "Damage assessment using response measurements", Journal of Structural Engineering (ASCE), Vol. 113, No. 4, 787-801.

24. Wang M.-L. y Shah S., (1987), "Reinforced concrete hysteresis model based on the damage concept", Earthquake Engineering and Structural Dynamics, Vol. 15, 993-1003

25. Yeh C. H. y Wen Y. K. (1989), "Modelling of nonstationary earthquake ground motion and biaxial and torsional response of inelastic structures", Civil Engineering Studies, Structural Research Series Report No. 546, University of Illinois

APÉNDICE A

OBTENCIÓN DE EDIFICIOS CON PROPIEDADES MEDIAS.

Una etapa importante durante el diseño de una estructura es la que tiene que ver con el dimensionamiento de los elementos de concreto; es decir, con las propiedades geométricas de los elementos, como son: ancho, largo, peraltes efectivos, espesor de losa, recubrimientos, área de acero, etc. Sin embargo, estas propiedades difieren cuantitativamente de las que resultan después de haberse construido el edificio, lo que implica que en el análisis de confiabilidad deban tomarse en cuenta estas variaciones, ya que influyen en las estimaciones de rigidez, resistencia y deformación de los elementos estructurales. Por otro lado, se debe considerar también la incertidumbre en las propiedades de los materiales, cuyas variaciones pueden influir también en el comportamiento estructural respecto del estimado en la etapa de proyecto y diseño de la estructura.

Alamilla (2001) analizó el efecto de la incertidumbre sobre algunas variables y parámetros en la sobre-resistencia y en la disipación de energía de deformación de elementos estructurales de edificios de concreto sometidos a excitación sísmica. Las incertidumbres que se consideraron más importantes, por su influencia en la respuesta dinámica del sistema fueron las asociadas con las características geométricas de las secciones transversales de los elementos estructurales, con las propiedades mecánicas de los materiales (concreto y acero de refuerzo), así como con las acciones verticales (carga muerta y viva). En dicho estudio se evaluaron las propiedades estadísticas, media y desviación estándar, de las diferencias o errores entre las dimensiones reales de secciones transversales de elementos y las correspondientes dimensiones proyectadas. Los

errores se consideraron como variables aleatorias correlacionadas con distribución de probabilidad Normal.

Estas correlaciones se estimaron a partir de la metodología que se muestra a continuación (Alamilla, 2001) y empleando para ello los primeros momentos estadísticos de las variables en cuestión y bajo la suposición de que los valores de las propiedades estadísticas de las variables provienen de la misma muestra de secciones transversales. También, se considera que las variabilidades de los errores son estadísticamente independientes entre secciones de diferentes elementos.

Sean las variables aleatorias positivas Y_i , Y_j , ambas con media \bar{Y} , coeficiente de correlación, ρ . Estas variables pueden representarse de la siguiente forma

$$Y_i = X \quad (A.1)$$

$$Y_j = \beta X \quad (A.2)$$

donde X es una variable aleatoria independiente con media $\bar{X} = \bar{Y}$, y coeficiente de variación, V_x . $\beta = \frac{Y_j}{Y_i}$, se supone con media unitaria y coeficiente de variación V_β . De acuerdo con lo anterior, las varianzas $\text{var}[Y_i]$ y $\text{var}[Y_j]$ de Y_i y Y_j , respectivamente, así como la covarianza entre dichas variables, $\text{cov}[Y_i, Y_j]$, están dadas por las siguientes ecuaciones

$$\text{var}[Y_i] = \text{var}[X] \quad (A.3)$$

$$\text{var}[Y_j] = \bar{\beta}^2 \bar{X}^2 (V_\beta^2 + V_x^2 + V_\beta^2 V_x^2) \quad (A.4)$$

$$\text{cov}[Y_i, Y_j] = \bar{\beta} \text{var}[X] \quad (A.5)$$

De acuerdo con estas ecuaciones, el coeficiente de correlación se define como sigue

$$\rho = \frac{1}{\sqrt{1 + V_{\beta}^2 \left(1 + \frac{1}{V_X^2}\right)}} \quad (\text{A.6})$$

La probabilidad de que β se encuentre entre los valores ε y $1/\varepsilon$, con $0 < \varepsilon < 1$, vale P_{ε} . Esto equivale a que la probabilidad de que $U = \ln \beta$ esté comprendida entre los valores $u_1 = \ln \varepsilon$ y $u_2 = -\ln \varepsilon$ sea igual a P_{ε} . La esperanza de U es igual a cero y su varianza, $\text{var}[U]$, se determina de la condición presentada en el renglón anterior. Dado $\text{var}[U]$ es posible obtener V_{β} a partir de la siguiente ecuación que es una propiedad de la distribución lognormal

$$V_{\beta}^2 = \exp[\text{var}[U] - 1] \quad (\text{A.7})$$

Una vez obtenido V_{β} y dado V_X se obtiene el coeficiente de correlación ρ por medio de la ec. A.6.

Para obtener valores representativos de las variaciones que experimentan las características geométricas de las secciones durante el proceso de construcción, se obtienen los errores de las variables descritas y, posteriormente, estos valores se suman a las dimensiones proyectadas de diseño. Esto para las variables aleatorias que involucran las funciones que describen las propiedades mecánicas de los materiales: resistencia a la compresión, módulo tangente y resistencia a la tensión del concreto; comportamiento mecánico y porcentaje del acero longitudinal; propiedades de rigidez y comportamiento por carga cíclica del concreto reforzado, obteniendo así estructuras con propiedades medias. Las variables aleatorias que se menciona se describen y desarrollan en forma detallada en Alamilla (2001).

APÉNDICE B
COMBINACIÓN DE MAGNITUD $M=m$, Y DISTANCIA $R=r$
QUE DAN LUGAR A CIERTA INTENSIDAD $Y=y$.

Cuando se trata de establecer criterios de diseño sísmico, es común representar la intensidad de diseño en términos de la ordenada espectral que corresponde a un periodo de recurrencia dado, o alternativamente como la probabilidad de ser excedida durante un intervalo de tiempo dado.

Para esto, surge el problema de definir la combinación de magnitud y distancia que dan lugar a dicha intensidad. La selección de esta combinación es importante, pues determina los parámetros del movimiento del terreno que describen la evolución de la intensidad y el contenido de frecuencia en el tiempo. Para resolver este problema, McGuire (1995) propuso una metodología a partir de estimar la sismicidad en el sitio basada en seleccionar la combinación más probable de M y R condicionada a un nivel de intensidad específico. Alamilla *et al.* (2001a) presenta una metodología más general, basada explícitamente en evaluar la distribución de probabilidad conjunta condicionada a cualquier medida de intensidad. Esta metodología se describe a continuación.

Aplicando el teorema de Bayes, la función de distribución conjunta de M y R para un valor dado de intensidad $Y=y$, se representa por la siguiente ecuación:

$$f_{M,R}(m,r | y) = k f_Y(y | m,r) f_{M,R}(m,r) \quad (B.1)$$

donde, $f_{M,R}(m,r)$ es la función de distribución conjunta de M y R de la fuente sísmica potencial que domina el peligro sísmico en el sitio, $f_Y(y|m,r)$ es la función de distribución de la intensidad Y para valores dados de $M=m$ y $R=r$, k es un factor de normalización tal que la integral de $f_{M,R}(m,r|y)$ sobre los posibles valores de M y R es igual a la unidad.

En problemas reales, los temblores que determinan el peligro sísmico en un sitio pueden ser generados en diferentes fuentes. Cada fuente está caracterizada por una localización espacial respecto al sitio, así como por diferentes tasas de actividad y diferente distribución de magnitudes. Así, para el caso de varias fuentes sísmicas la función de densidad de probabilidad de M y R dado un valor de la intensidad $Y=y$, se obtiene de B.1 como sigue,

$$f_{M,R}(m,r|y) = kf_Y(y|m,r) \sum p_j f_{(M,R)_j}(m,r) \quad (B.2)$$

donde, $p_j = \frac{\lambda_{0j}}{\lambda_0}$ es la probabilidad de que un temblor ocurra en la j-ésima fuente; λ_{0j} es la tasa de ocurrencia de temblores mayores que una magnitud suficientemente baja, tal que valores menores que dicha magnitud no contribuyen al peligro sísmico en el sitio; λ_0 es la suma total de λ_{0j} para todas las fuentes que contribuyen a la actividad sísmica en el sitio.

Para cada fuente sísmica, es posible considerar $f_{M,R}(m,r) = f_R(r|m)f_M(m)$, donde $f_M(m)$ se estima a partir de considerar una distribución uniforme de la sismicidad $f_R(r|m)$, así como $f_Y(y|m,r)$ se estiman a partir de una función de atenuación adecuada y del error estadístico.

Por otra parte, si no se contara con ninguna información acerca de R, la función de densidad de probabilidad de M condicionada a un valor de intensidad $Y=y$, sería

$$f_M(m|y) = k \sum p_j \int f_Y(y|m,r) f_{(M,R)j}(m,r) dr \quad (B.3)$$

De la ecuación anterior, en el integrando la j-ésima fuente está representada por $f_{(M,R)j}(m,r|y)/k_j$, en donde k_j es un factor de normalización tal que la integral de esta función de distribución sea igual a la unidad. De acuerdo con esto, es posible representar la ec. B.3 por medio de la siguiente ecuación:

$$f_M(m|y) = \sum_j \alpha_j \int f_{(M,R)j}(m,r|y) dr \quad (B.4)$$

donde, $\alpha_j = p_j k / k_j$, y $\sum_j \alpha_j = 1$. Se puede proceder mediante el método de Monte

Carlo para obtener valores simulados de M y R para intensidades dadas mediante la siguiente metodología:

- La fuente que origina el temblor se selecciona aleatoriamente, se simula el valor de $J=j$ que identifica la fuente donde se origina el temblor, considerando que dicho índice es una variable aleatoria con distribución multinomial con parámetros α_j , $j=1, \dots, N_f$, donde N_f es el número de fuentes.
- Una vez que la fuente ha sido identificada, un valor de M es generado a partir de la siguiente función de densidad de probabilidad

$$f_{Mj}(m|y) = k_j \int f_Y(y|m,r) f_{(M,R)j}(m,r) dr \quad (B.5)$$

- Dado un valor de $M=m$, se genera un valor de R a partir de la siguiente función de distribución de probabilidad que se asocia a la misma fuente

$$f_{Rj}(r | m, y) = \frac{f_{(M,R)j}(m, r | y)}{f_{Mj}(m | y)} \quad (\text{B.6})$$

Supóngase que se registra una historia de aceleraciones similar a la estación de SCT durante el sismo del 19 de septiembre de 1985 (fig. B.1), realizándose combinaciones de magnitudes $M=m$ y distancias $R=r$, en función de la máxima intensidad sísmica del espectro de pseudoaceleraciones (fig. B.2) $Y=980 \text{ cm/s}^2$ y un periodo fundamental del movimiento del terreno $T=2 \text{ seg}$.

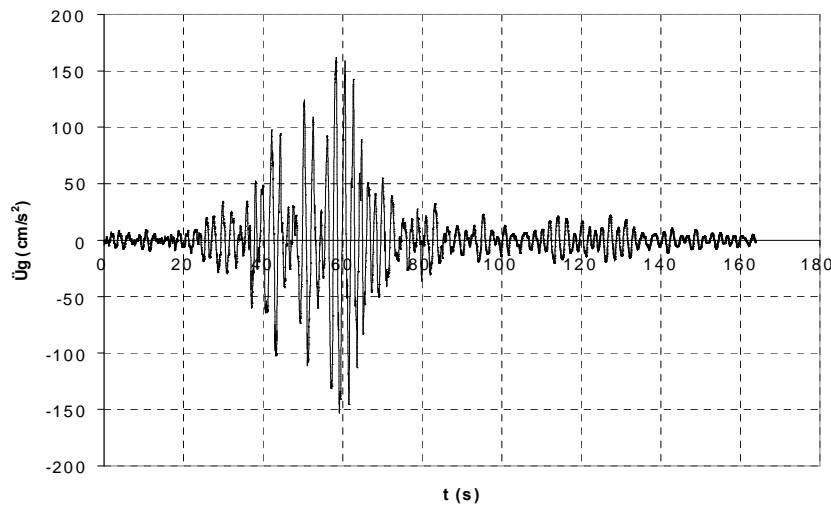


Fig. B.1. Registro de aceleraciones en la estación SCT, componente EW, durante el sismo del 19 de septiembre de 1985.

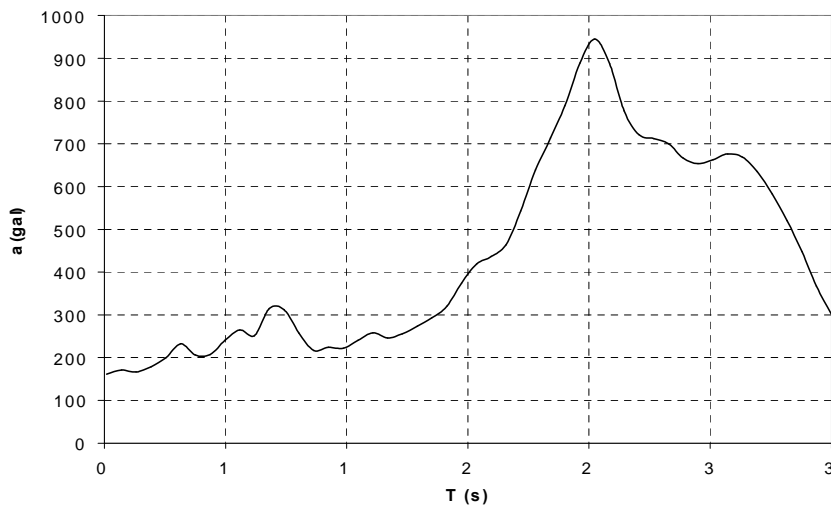


Fig. B.2. Espectro de pseudoaceleraciones en la estación SCT, componente EW, durante el sismo del 19 de septiembre de 1985.

Las magnitudes M obtenidas se encuentran en valores de 7.5 a 8.2 en la escala de Richter, con distancias R dentro de los intervalos de 250 a 400 Km, todas ellas provenientes de diferentes fuentes sísmicas de acuerdo a los diferentes tipos de fallas: de *falla inversa*, *falla normal* y *sismicidad difusa*.

SIMULACIÓN DE REGISTROS SÍSMICOS

El modelado del movimiento del suelo por medio de acelerogramas sintéticos permite generar registros de sismos postulados, de cierta magnitud en un sitio de interés en particular. La gran ventaja del uso de este tipo de herramientas radica, entre otras, en que se pueden generar para fines de análisis probabilístico una muestra de acelerogramas representativos para un sismo supuesto con los cuales se puede obtener un ensamble de respuestas y caracterizar en términos probabilísticos el comportamiento estructural.

De acuerdo con Grigoriu *et al.* (1988) y Yeh y Wen (1989) es posible considerar un acelerograma como una realización de un proceso gaussiano modulado en amplitud y frecuencia:

$$\xi(t) = I(t)\zeta(\phi(t)) \tag{B.2}$$

donde $\xi(t)$ es la aceleración del movimiento del terreno como función del tiempo, t ; $I(t)$ es una función determinista que constituye la envolvente que controla la amplitud de $\xi(t)$; $\zeta(\phi(t))$ es un ruido blanco filtrado en ϕ ; y $\phi(t)$ transforma la escala de tiempos: es la función de modulación de frecuencias que determina la tasa de cambios de las frecuencias dominantes de $\xi(t)$. Dicho procedimiento ha sido utilizado ampliamente en la simulación de acelerogramas considerando la no estacionariedad (ver por ejemplo Heredia y Santa-Cruz, 2000). El procedimiento para obtener simulaciones del movimiento del terreno donde el acelerograma de un sismo es considerado como un proceso gaussiano no estacionario con propiedades estadísticas dependientes de la magnitud M y distancia a la fuente R ,

definido por un conjunto de funciones que describen la evolución de las amplitudes y contenido de frecuencias durante un temblor, a los que se ajustan funciones semi-empíricas de atenuación, se desarrolla en forma detallada en Alamilla (1997), Alamilla (2001) y Alamilla *et al.* (2001b).