

01181



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE INGENIERÍA
DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO

TESIS

CRITERIOS DE DISEÑO SÍSMICO
BASADOS EN CONFIABILIDAD
PARA ESTRUCTURAS APORTICADAS

PRESENTADA POR:

JORGE LUIS ALAMILLA LÓPEZ

PARA OBTENER EL GRADO DE:

DOCTOR EN INGENIERÍA
(ESTRUCTURAS)

DIRIGIDA POR:

DR. LUIS ESTEVA MARABOTO

CIUDAD UNIVERSITARIA, 2001





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 con mucho cariño este trabajo a:

mi madre: **Miriam**

mi compañera y amada esposa: **Cesiah**

mis hijas: **Priscilla y Carolina**

Agradezco:

al Todopoderoso por darme vida y concederme el privilegio de realizar este trabajo

a mi maestro el Dr. Luis Esteva por la formación académica, por mostrarme y enseñarme una visión única de lo que es la ingeniería sísmica. Este trabajo representa una pequeña parte de sus enseñanzas, ideas y contribuciones a la ingeniería sísmica.

los valiosos comentarios y agudas observaciones de los miembros del Comité Tutorial, los Doctores*: Gustavo Ayala, José Alberto Escobar, Ernesto Heredia, Oscar López, Eduardo Reinoso y Sonia Ruiz. También agradezco las asesorías y observaciones que durante el desarrollo del presente trabajo hicieron los Doctores: Orlando Díaz y Jaime García.

al Dr. Carlos Reyes por calcular especialmente para este trabajo los valores que describen a la función de atenuación de las intensidades en Ciudad Universitaria.

al M. en I. Oscar Méndez por proporcionarme las estructuras simuladas con secciones no agrietadas.

al Ing. Santiago Loera por la asesoría en el cálculo de los edificios que incluyen muros en su configuración.

a Magui Hernández, el apoyo incondicional en los problemas no académicos.

a la Unidad de Servicios de Información, USI, por proporcionar mucha de la valiosa bibliografía.

al Consejo de la Ciencia y de la Tecnología CONACYT, por patrocinar el presente trabajo. También, agradezco el apoyo y patrocinio del Instituto de Ingeniería a través de su equipo, instalaciones y proyectos de investigación..

** en orden alfabético por apellido*

CONTENIDO

Resumen
Abstract

CAPITULO 1. INTRODUCCIÓN

1.1 Antecedentes	1
1.2 Objetivo general	6
1.3 Objetivos específicos	6
1.4 Alcances y limitaciones	7
1.5 Contribuciones del trabajo	11

CAPITULO 2. ANÁLISIS DE INCERTIDUMBRE EN EL MOVIMIENTO DEL TERRENO EN DIFERENTES SITIOS

2.1 Análisis de incertidumbre sobre características del movimiento del terreno durante sismos	13
2.2 Análisis de incertidumbre asociada a las aportaciones de las diversas fuentes sísmicas a las probabilidades de ocurrencia de temblores de intensidades dadas en el sitio de interés	21

CAPITULO 3. MODELOS PROBABILÍSTICOS DE LAS CARACTERÍSTICAS ESTRUCTURALES QUE DEFINEN EL COMPORTAMIENTO DE EDIFICIOS DE MÚLTIPLES NIVELES

3.1 Cargas vivas en edificios	50
3.2 Cargas muertas en edificios	56
3.3 Incertidumbre en características geométricas de elementos estructurales	57
3.4 Incertidumbre en la resistencia a compresión del concreto en la estructura	58
3.5 Incertidumbre en la resistencia a tensión del concreto en la estructura	60
3.6 Incertidumbre en el módulo tangente del concreto	62

3.7 Incertidumbre en el comportamiento mecánico del acero estructural	63
3.8 Incertidumbre en el porcentaje de acero longitudinal	66
3.9 Propiedades de rigidez y comportamiento por carga cíclica de elementos de concreto reforzado	66

CAPITULO 4. ANÁLISIS DE RIESGO SÍSMICO PARA ESTRUCTURAS DE MULTIPLES NIVELES EN DIFERENTES SITIOS

4.1 Criterio de falla y probabilidad de falla para intensidades dadas	72
4.2 Tasa de falla en términos de funciones de confiabilidad	74
4.3 Probabilidades de falla para periodos de tiempo dados	76
4.4 Relación entre respuestas de sistemas complejos de múltiples niveles y sistemas simples de cortante de un grado de libertad	77
4.5 Análisis de confiabilidad	78
4.6 Descripción general de estructuras estudiadas	82
4.7 Características específicas de sistemas estructurales con propiedades estadísticas medias	83
4.8 Curvas de amenaza sísmica	84
4.9 Funciones de confiabilidad	85
4.10 Influencia del modelo estructural sobre la función de confiabilidad	90

CAPITULO 5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

REFERENCIAS

APÉNDICE A

Simulación de variables aleatorias correlacionadas a partir de distribuciones de probabilidad marginales	I
---	---

APÉNDICE B

Estimación del coeficiente de correlación entre variables aleatorias con base en información subjetiva sobre la variabilidad de su cocienteIV

APÉNDICE C

Estimación del coeficiente de correlación entre una variable aleatoria Y y la función aleatoria $Z = \bar{X}$ a partir de los primeros momentos estadísticos de sus distribuciones de probabilidad marginalesVI

APÉNDICE D

Estimación de respuestas sísmicas de sistemas no lineales de múltiples grados de libertad por medio de sistemas simplificados equivalentesIX

RESUMEN

En esta disertación se plantea un modelo para el análisis de confiabilidad de estructuras en zonas sísmicas. La confiabilidad se evalúa en términos de índices de confiabilidad para intensidades dadas, tasas de falla por unidad de tiempo y probabilidades de falla para lapsos de tiempo dados. Estas formas de medir la probabilidad de falla están referidas a un margen de seguridad que se relaciona con el desplazamiento del extremo superior de la estructura con respecto a su base. Este desplazamiento se vincula directamente con la configuración desplazada en el instante de la falla, que es función de las peculiaridades del movimiento del terreno sobre las características de la estructura. El movimiento se especifica en términos de temblores de intensidades dadas, que se miden por medio de la ordenada espectral de pseudoaceleración de un oscilador de un grado de libertad con periodo natural igual al periodo fundamental de la estructura analizada. El modelo considera las fuentes de incertidumbre que pueden ser significativas en la respuesta estructural; entre ellas están las referidas al movimiento del terreno, las que tienen que ver con las propiedades geométricas y mecánicas de los elementos estructurales, así como las asociadas con la masa estructural, caracterizada por cargas vivas y muertas actuantes. Las características detalladas del movimiento del terreno se representan mediante un proceso estocástico modulado en amplitud y frecuencia, en el que sus propiedades evolutivas, tales como duración, amplitud y contenido de frecuencias, se tratan como variables inciertas dependientes de la distancia al foco sísmico y de la magnitud. Estas últimas cantidades también son inciertas para niveles de intensidades dadas, por lo que dicha incertidumbre se trata por medio del teorema de Bayes en términos de atenuación y de la sismicidad de las fuentes cercanas. Por lo que se refiere a las características estructurales, estas se representa por medio de funciones de distribución de probabilidad, de las que resultan valores similares a los encontrados en estructuras reales construidas.

El modelo de confiabilidad propuesto se aplica a edificios de concreto reforzado de múltiples niveles, integrados por traveses y columnas, así como a estructuras que en su configuración incluyen muros de concreto reforzado. Dichas estructuras se consideran desplantadas en dos sitios de terreno blando del valle de México con características similares a la de los sitios SCT y 44.

ABSTRACT

In this dissertation a model for reliability analysis of structures located in seismic zones is developed. The reliability is evaluated in terms of reliability indexes for given intensities, annual failure rates and failure probabilities during given time intervals. These ways of evaluating the failure probability are related to a safety margin that is linked directly to the displacement of the roof of the structure with respect to its base. This displacement is related to the displacement configuration at the instant of the failure, that is function of the peculiarities of the ground motion and of the structural characteristics. The ground motion is specified in terms of earthquakes of given intensities. The intensity is given in terms of pseudoacceleration spectral ordinates of a single degree of freedom system with a natural period equal to that of the structure studied. The model considers the major uncertainties in the structural response, which includes those related with the ground motion, the mechanical and geometrical properties of the structural elements, and the structural mass due to live and dead loads. The characteristics of the ground motion are represented by a stochastic process modulated in amplitude and frequency. The evolutionary properties like duration, amplitude and frequency content are random variables that depend on magnitude and distance to the seismic source. These quantities are treated by Bayes theorem in terms of attenuation functions and the seismicity of the near seismic sources. The structural characteristics are represented by probability distribution functions, whose values are similar to those of existing structures. The reliability model is applied to multistory building frames and combined frame-wall systems. These systems are assumed to be located at the SCT and 44 sites.

CAPITULO 1. INTRODUCCIÓN

1.1. Antecedentes

Actualmente, las normas de diseño sísmico en México especifican el movimiento del terreno mediante un espectro que relaciona aceleraciones máximas efectivas con periodos naturales de estructuras de un grado de libertad. Este espectro se define a través de coeficientes sísmicos y parámetros que caracterizan su forma, de acuerdo con el tipo de terreno en el que será proyectada la estructura. Además, las normas de diseño proveen fórmulas simples que determinan una distribución lateral de fuerzas y toman en cuenta la disipación de energía, asociada con la posible incursión de la estructura en el intervalo inelástico mediante la reducción de las fuerzas sísmicas.

A pesar de su sencillez y facilidad para las condiciones de la práctica profesional, las normas mencionadas simplifican un problema muy complejo, ya que se basan en suposiciones y en experiencias obtenidas del comportamiento de las estructuras durante sismos ocurridos, lo que tiene como consecuencia que la confiabilidad o probabilidad de supervivencia de estructuras sometidas a excitaciones sísmicas no esté establecida con claridad en las normas de diseño.

De acuerdo con Esteva y col. (2001) el objetivo final de toda norma de diseño es lograr que las estructuras construidas tengan un óptimo desempeño durante su ciclo de vida; por lo tanto las propiedades mecánicas, rigidez y resistencia, de un sistema deberían ser determinadas sobre las bases de un análisis de optimación como el propuesto por Rosenblueth (1976). De acuerdo con los autores mencionados, este análisis debe tomar en cuenta las incertidumbres en las acciones a las que se somete la estructura durante su ciclo de vida, así como la variabilidad en las propiedades geométricas y mecánicas de los elementos que integran dicha estructura. Dicho análisis requiere de un estudio de confiabilidad donde intervengan las incertidumbres mencionadas y un análisis de costo-beneficio donde se maximicen las utilidades esperadas. Así, el primer paso es efectuar un análisis de confiabilidad que de acuerdo con Esteva (1995) consiste en los siguientes puntos: 1) un estudio de análisis de daños para temblores de intensidades dadas, que tome

en cuenta las incertidumbres en las propiedades estructurales como son, las características geométricas de los elementos, propiedades mecánicas, e incertidumbres en las acciones verticales y acciones sísmicas, entre otros efectos. 2) un análisis de peligro sísmico a fin de evaluar las probabilidades de ocurrencia de temblores para intervalos dados de tiempo.

En México se han dedicado esfuerzos a estudiar varios de los conceptos mencionados; entre ellos destacan los trabajos siguientes: Esteva y Villaverde (1973) representan aceleraciones y velocidades máximas de las excitaciones sísmicas mediante funciones de atenuación, Ordaz y col. (1994) caracterizan el espectro de amplitudes de Fourier de las aceleraciones sísmicas del terreno por medio de funciones de atenuación; Ordaz y col. (1995) obtienen historias sísmicas mediante funciones de Green empíricas; Grigoriu y col. (1988) representan las características detalladas del movimiento del terreno por medio de procesos estocásticos modulados en amplitud y frecuencia; Ordaz y col. (1988) estiman ordenadas espectrales máximas mediante la técnica de vibraciones aleatorias; Esteva (1969, 1970, 1976) desarrolla un método probabilista para evaluar la sismicidad de las fuentes cercanas; Ruiz y Soriano (1997) estiman cargas vivas sobre edificios de oficinas; Mendoza (1984, 1991), Meli y Mendoza (1991) y Rodríguez y Botero (1996) mediante estudios experimentales caracterizan las propiedades estadísticas del concreto y del acero estructural. Sin embargo, poco se ha hecho por unificar estos conceptos e integrarlos en un formato de análisis de confiabilidad con el fin de evaluar el desempeño estructural de manera que incorpore las principales fuentes de incertidumbres que intervienen en la seguridad estructural. Dentro de los pocos trabajos que van en esta dirección es posible mencionar los trabajos de Esteva y col. (1989, 2000a, 2000b 2001), Heredia-Zavoni y col. (2000) y Montes-Iturrizaga y col. (2001). En Estados Unidos destacan los trabajos de Sewell y Cornell (1987), Bazurro y Cornell (1994) y Collins y col. (1996). En lo que sigue se discuten algunas de las aportaciones y limitaciones de estos últimos trabajos.

Esteva y Ruiz (1989) calculan tasas esperadas de falla de estructuras de concreto reforzado sujetas a acciones sísmicas inciertas. Las características geométricas y mecánicas, así como las acciones verticales, son simuladas aplicando el método de Monte Carlo. En dicho trabajo, el mecanismo de falla estructural se evalúa en términos del mínimo factor de

seguridad en los entresijos que integran el conjunto estructural. Este factor es estimado a partir de la ductilidad demandada por las acciones sísmicas, y la ductilidad disponible. Para esta última ductilidad se adopta una función de distribución logarítmico normal. Un paso importante con respecto al anterior son los trabajos de Esteva y col. (2000b, 2001) quienes calculan índices de confiabilidad de sistemas de múltiples niveles y los relacionan con ductilidades esperadas de un sistema de cortante de un grado de libertad, cuyas propiedades mecánicas se estiman a partir de un sistema estructural complejo. Además, se toma en cuenta la variabilidad del movimiento del terreno en términos de las características de fuente, así como también se estudia la sensibilidad de dicho índice con respecto a la fuerza cortante basal de diseño y al tipo de función constitutiva utilizada para describir el comportamiento de los elementos cuando están sujetos a cargas cíclicas. Estos autores concluyen que el índice de confiabilidad varía linealmente con el logaritmo de la ductilidad y que es independiente de las características de rigidez y resistencia del sistema. En los trabajos de Esteva y col. (2001a) además de la capacidad del sistema en términos de ductilidades de entrepiso se propone un indicador de colapso en términos de la capacidad de deformación máxima, asociada a un estado de fuerzas laterales que da como resultado una configuración desplazada en el primer modo de vibrar de la estructura. La principal limitante en estos trabajos se debe a que la configuración desplazada del sistema que se adopta para establecer la capacidad de deformación estructural es independiente de las características de rigidez y resistencia del sistema, y de las características del movimiento del terreno.

Heredia-Zavoni y col. (2000) proponen un modelo de daño para evaluar la respuesta inelástica de estructuras en términos de daño inicial, amplitudes de desplazamientos máximos y rigideces secantes asociadas a cada nivel de desplazamiento. A partir de este modelo y de respuestas sísmicas registradas o analíticas los autores evalúan la función de densidad de probabilidad del daño al inicio de cada evento sísmico. Con base en el planteamiento anterior, Esteva y Heredia-Zavoni (2000) y Montes-Iturrizaga y col. (2001) desarrollan un modelo probabilista para establecer políticas óptimas de mantenimiento de estructuras instrumentadas en zonas sísmicas, para ello el proceso de acumulación de daño de una estructura sometida a una serie de perturbaciones sísmicas durante su ciclo de vida

es modelado mediante un proceso de Markov. En este modelo, el daño al final de un evento sísmico depende del nivel de daño al inicio de dicho evento, siendo ésta una de las principales virtudes del modelo. Además de que dicho modelo puede ser orientado a establecer criterios de diseño sísmico; sin embargo, esto no es considerado por los autores.

Por otra parte, Sewell y Cornell (1987) y Bazurro y Cornell (1994) calculan espectros de peligro uniforme para varios estados de daño en estructuras de múltiples niveles. El nivel de daño en estos trabajos está dado en términos de ductilidades globales que se obtienen a partir del desplazamiento experimentado en el extremo superior del edificio. De acuerdo con esto, para alcanzar un estado de daño específico, la estructura se somete a una excitación sísmica multiplicada por un factor adecuado que se obtiene mediante un procedimiento iterativo de análisis de respuesta. La principal aportación de estos trabajos consiste en que el nivel de daño esperado se relaciona con la configuración estructural desplazada impuesta por las características del movimiento en cuestión. Sin embargo, dichos trabajos tienen el inconveniente de que las propiedades de la estructura se suponen conocidas en forma determinista; además, no se estima el nivel de daño en la estructura en relación con el estado del daño asociado con el colapso de la estructura.

Collins y col. (1996) proponen un procedimiento probabilista para evaluar el desempeño de estructuras sujetas a excitaciones sísmicas. Dicho procedimiento consiste en evaluar la respuesta de la estructura por medio de un sistema equivalente de un grado de libertad, de manera que la historia de la respuesta del sistema equivalente represente de manera simple y confiable la historia de desplazamientos en el extremo superior del edificio. En dicho trabajo, el desempeño de la estructura se representa por medio del desplazamiento máximo de la historia de desplazamientos previamente obtenida, y es afectado por factores que toman en cuenta la influencia de las características del sitio en cuestión y la incertidumbre entre el sistema equivalente y el sistema de múltiples niveles. Dicha metodología tiene la virtud de ser simple, además tiene la ventaja de que la respuesta del sistema equivalente es posible relacionarla directamente con espectros de peligro uniforme. Sin embargo, igual que en los trabajos del párrafo anterior, no es posible evaluar cuantitativamente el nivel de daño de la estructura con respecto al estado del daño de colapso de la estructura; además no

se toma en cuenta la contribución de todo el posible intervalo de intensidades sísmicas que pueden afectar el comportamiento de la estructura y por lo tanto, no se tiene idea de la probabilidad de falla del sistema.

De acuerdo con lo anterior, sería deseable contar con un método de análisis de confiabilidad que supere los inconvenientes mencionados arriba, que permita tomar en cuenta indicadores cuantitativos del estado del daño asociado al mecanismo de falla del sistema, donde se tomen en cuenta sus modos más probables de falla y se evalúen las principales fuentes de incertidumbre relativas al movimiento del terreno en el sitio, así como las asociadas a la estructura. Dicho formato de confiabilidad debe ser general y debe poder emplearse para evaluar la seguridad de estructuras específicas, así como para estudios de costo-beneficio futuros que conduzcan a diseños racionales de estructuras en zonas sísmicas. Con base en lo anterior, se plantea y se desarrolla el presente trabajo.

1.2. Objetivo general

Se trata de desarrollar una *metodología* aplicable en condiciones de la práctica profesional para estimar la confiabilidad de estructuras de concreto reforzado sujetas a perturbaciones sísmicas definidas por su intensidad. La metodología tomará en cuenta las incertidumbres significativas en la evaluación de la confiabilidad y se espera que pueda usarse tanto para la formulación de normas y reglamentos de diseño sísmico con formatos similares a los convencionales, como para el estudio de estructuras específicas.

1.3. Objetivos específicos

1. *Plantear un modelo de análisis de confiabilidad* de estructuras en zonas sísmicas que considere todas las fuentes de incertidumbre que puedan ser significativas en la respuesta estructural.
2. *Analizar y evaluar cada fuente de incertidumbre*, además de definir la forma en que se tomará en cuenta con el fin de llegar a métodos y algoritmos que sean aplicables en condiciones prácticas, tanto para el establecimiento de criterios de diseño para condiciones prefijadas de seguridad, como para la evaluación de la seguridad de estructuras específicas.
3. *Desarrollar y calibrar algoritmos* para obtener estimaciones aproximadas de respuesta estructural e índices de confiabilidad.
4. *Realizar estudios paramétricos* para analizar la sensibilidad de los índices de confiabilidad con respecto a algunas variables importantes en estructuras típicas (secciones transversales modeladas con agrietamiento y sin agrietamiento). Aprovechar los resultados para *definir los valores de los índices de confiabilidad implícitos en las normas de diseño* de sistemas que deberán servir como bases de referencia o calibración para establecer recomendaciones aplicables a otras construcciones.

5. *Formular recomendaciones* para la aplicación de los criterios y resultados obtenidos en problemas de la práctica profesional.

1.4. Alcances y limitaciones

Para establecer criterios de diseño sísmico basados en confiabilidad de estructuras sujetas a perturbaciones sísmicas, es indispensable representar la probabilidad de falla aceptable mediante alguna de las siguientes alternativas: a) en términos de la tasa esperada de falla por unidad de tiempo ante temblores de distintas intensidades que puedan ocurrir, b) en términos de la probabilidad de falla durante la vida útil de la estructura, o c) a través de la probabilidad de falla para un temblor de intensidad especificada, o para la intensidad que corresponde a un periodo de recurrencia dado. Los casos *a* y *b* se basan en descripciones más completas del peligro sísmico, ya que dan medidas globales de la probabilidad de falla, y por tanto, de la confiabilidad; se basan en descripciones globales del peligro sísmico, debido a que en el análisis se integra sobre todas las posibles ocurrencias e intensidades sísmicas del movimiento del terreno en el sitio. Sin embargo, si el proceso de ocurrencia de temblores es de Poisson, el caso *a* es más general que el *b*, ya que contiene la información completa, mientras que para estimar este último se necesita conocer el intervalo de tiempo entre eventos sísmicos.

La intensidad sísmica del movimiento del terreno puede expresarse, por ejemplo: 1) en términos de la ordenada espectral que corresponde al periodo natural de vibración de la estructura, 2) en función de la máxima ordenada espectral que corresponde a un periodo de recurrencia dado, 3) a través de la intensidad de Arias (1971), que se define como la cantidad de energía contenida en el intervalo de tiempo que comprende a la fase intensa del movimiento del terreno en el sitio, y 4) por medio de la intensidad de Housner (1952), que se define como el área del espectro de pseudo velocidad contenida en un intervalo de periodos. El caso 1 conduce a resultados con menos dispersión en cuanto a las respuestas estructurales que los casos 2, 3 y 4, debido a la estrecha relación entre la intensidad y dichas respuestas. Cualquier definición de intensidad que se emplee es posible relacionarla con la combinación más probable de magnitud *M*, y distancia *R*, que puede afectar a una

determinada estructura en el sitio de interés; en esta combinación están implícitas las características de fuente que influyen en la respuesta de cada estructura.

De manera práctica y con fines de establecer criterios de diseño sísmico, la probabilidad de falla aceptable debe estar asociada con todas las intensidades que puedan ocurrir en el sitio. Con base en esto, en este trabajo dicha probabilidad se representará en términos de tasas de falla por unidad de tiempo; para conseguir esto, un paso intermedio es obtener índices de confiabilidad de estructuras de múltiples grados de libertad como funciones de intensidades sísmicas. Estos índices se relacionarán con la respuesta de un sistema de un grado de libertad de comportamiento no lineal, y la intensidad se representará en términos de la ordenada espectral que corresponde al periodo fundamental de vibración de la estructura.

Para calcular tasas de falla por unidad de tiempo, es esencial estimar la probabilidad de falla ante temblores de distintas intensidades, o su complemento, la probabilidad de supervivencia. La forma más simple para estimar estas probabilidades es a través de un índice de confiabilidad, basado en la media y desviación estándar de un margen o factor de seguridad que considere los modos de falla más significativos. Aquí, dicho factor se expresará en términos del coeficiente por el que se debe multiplicar un registro sísmico para alcanzar la falla de la estructura y tomará en cuenta los modos más probables de falla del sistema estructural, así como la posible participación de modos superiores. Además, en este trabajo se calculan probabilidades de falla para lapsos de tiempo dados, que se obtienen a partir del proceso de ocurrencia de intensidades y del criterio de falla adoptado. De esta manera la probabilidad de falla aceptable es evaluada por las tres alternativas descritas arriba.

Por otra parte, cuando se trata de establecer criterios de diseño es común que las excitaciones sísmicas se representen por medio de espectros de peligro uniforme; de manera que, para una estructura en particular, la excitación del movimiento del terreno esté caracterizada por la ordenada espectral que corresponde al periodo de vibración del sistema para un intervalo de recurrencia dado. Sin embargo, para establecer dichos criterios, es importante tomar en cuenta otras características que son relevantes durante el movimiento

del terreno y que pueden afectar radicalmente el desempeño de los sistemas estructurales. De particular importancia, entre otras características, están: la duración de la excitación, la evolución de la varianza instantánea de la aceleración, así como la evolución del contenido de frecuencias durante la misma. Además, rigurosamente, debe considerarse la variabilidad de estas características con las peculiaridades de fuente, como pueden ser, entre otras, la magnitud M y la distancia R . No obstante, evaluar las características detalladas del movimiento en función de M y R no basta para especificar criterios de diseño; es necesario, además, definir en términos de fuente las características de la excitación que dominan la amenaza sísmica en el sitio, o más específicamente, es esencial evaluar cuáles son las características detalladas de la excitación en términos de M y R que son más probables de ocurrir y que afectan a una estructura dada, con características conocidas o inciertas. También es importante definir cómo se afectan las características detalladas del movimiento debido a las características de fuente cuando la excitación se asocia a un determinado nivel de intensidad.

En esta investigación, las características estadísticas del movimiento del terreno durante sismos, que tienen que ver con la evolución de la varianza instantánea de la aceleración, así como la evolución del contenido de frecuencias y duración, se representan mediante un proceso estocástico modulado en amplitud y frecuencia. Estas características se relacionan con las variables de fuente, M y R , que controlan la historia detallada del movimiento del terreno durante cada evento sísmico. Además, para representar adecuadamente dicha historia detallada, cuando ésta es definida por un nivel de intensidad dado, se evalúa la distribución conjunta de M y R para intensidades dadas y se desarrolla un modelo de simulación con base en el método de Monte Carlo para estimar pares de valores de M y R , o la combinación más probable de M y R que afecta a una estructura en particular.

Por otra parte, cuando se llevan a cabo estudios de peligro sísmico es común asumir que las incertidumbres en la excitación controlan la amenaza sísmica en el sitio, y que la incertidumbre sobre las características de la estructura no influyen radicalmente en los resultados. Por ello, una gran cantidad de estos estudios considera a la estructura como un sistema de un grado de libertad con propiedades deterministas; mientras que solo unos

pocos consideran a la estructura como un sistema de múltiples grados de libertad con propiedades estructurales nominales o, en estudios más refinados con propiedades medias. Esto trae como consecuencia que las estimaciones de respuesta estructural estén sesgadas en menor o mayor grado.

En este estudio se plantean modelos de múltiples grados de libertad que toman en cuenta la aparición de los posibles modos de falla, así como la aparición de modos superiores, entre otros efectos, que es necesario evaluar para estimar confiabilidades de estructuras sujetas a sismo. Además, se estiman las incertidumbres asociadas con las características propias de la estructura, que se consideran más importantes, que influyen en la sobre-resistencia, así como en la disipación de energía de deformación de los elementos estructurales y, como consecuencia, sobre la respuesta dinámica del sistema. Dichas incertidumbres están asociadas con las características geométricas de las secciones transversales de los elementos, con las propiedades mecánicas de los materiales (concreto y acero de refuerzo), así como con las acciones verticales (carga muerta y viva).

Las aplicaciones de este estudio se limitan a sistemas estructurales de concreto reforzado a base de trabes y columnas de 5, 10 y 15 niveles, así como estructuras con muros de concreto reforzado de 10, 15 y 20 niveles. Estas aplicaciones se efectuarán para dos sitios de terreno blando del valle de México.

Por otra parte, este trabajo está sujeto a las siguientes observaciones y restricciones: no se considera la influencia de la interacción suelo-estructura; se considera que los elementos no estructurales, como son muros divisorios, puertas, ventanas, instalaciones y barandales, entre otros, están suficientemente desligados de la estructura principal, por lo que no contribuyen a la rigidez y resistencia total de la estructura. Con base en las normas de diseño, se considera que la falla por flexión es más probable de ocurrir que la falla por cortante o carga axial; y finalmente, el error en el modelo de las estimaciones de respuesta dinámica no se contempla en el cálculo de la probabilidad de falla.

1.5. Contribuciones del trabajo

1. Se desarrolla un modelo para obtener acelerogramas artificiales. Cada historia de tiempo es considerada un proceso estocástico gaussiano no estacionario con propiedades estadísticas dependientes de la magnitud y la distancia al sitio.
2. Se desarrolla un modelo para obtener distribuciones probabilísticas condicionales de magnitud y distancia al sitio para intensidades dadas, aplicando el teorema de Bayes. Este modelo toma en cuenta las contribuciones de las diversas fuentes sísmicas a las probabilidades de ocurrencia de temblores en el sitio de estudio y para la simulación de movimientos sísmicos de intensidades dadas con magnitud y distancia inciertos.
3. Con base en los modelos probabilistas de cargas vivas más recientes se obtienen expresiones para evaluar la matriz de covarianzas de cargas en un edificio dado. En esta matriz están contenidas las correlaciones de las cargas de un piso a otro, así como la correlación espacial de las cargas en un piso dado.
4. Se desarrolla un método para obtener en forma aproximada simulaciones de variables aleatorias correlacionadas con base en las distribuciones marginales de las variables en cuestión. Estas variables pueden ser de cualquier tipo.
5. Se desarrolla una metodología para obtener sistemáticamente índices de confiabilidad, tasas de falla por unidad de tiempo y probabilidades de falla para periodos de tiempo dados, de edificios con propiedades y excitaciones sísmicas inciertas. La contribución de esta metodología se relaciona con los siguientes aspectos:
 - El criterio propuesto es aplicable a cualquier sistema estructural. No se limita a sistemas de marcos planos de edificios como los que se tratan en este trabajo.

- El daño depende de las características del sistema, así como de las características detalladas de la excitación sísmica, por lo que no se necesita adoptar una configuración preestablecida para estimar la capacidad de deformación.
- Los índices de confiabilidad, tasas de falla y probabilidades de falla para periodos de tiempo están asociados con las características e incertidumbres en las acciones sísmicas de intensidades dadas que pueden ocurrir durante el ciclo de vida de la estructura.
- Esta metodología toma en cuenta que las características detalladas de la excitación, tales como su duración, la evolución de la varianza instantánea de la aceleración y el contenido de frecuencias, están relacionadas con las características de fuente en términos de magnitud y distancia. También toma en cuenta la influencia de las características de la fuente sísmica sobre las características del movimiento, para un determinado nivel de intensidad.

6. Los criterios propuestos pueden servir de base para formular criterios para diseño sísmico con metas especificadas de confiabilidad

CAPITULO 2. ANÁLISIS DE INCERTIDUMBRE EN EL MOVIMIENTO DEL TERRENO EN DIFERENTES SITIOS

2.1 Análisis de incertidumbre sobre características del movimiento del terreno durante sismos

Para caracterizar acertadamente la respuesta estructural es necesario contar con historias detalladas del movimiento del terreno durante sismos; sin embargo, con frecuencia las muestras disponibles de acelerogramas registrados durante sismos no son suficientes para llevar a cabo un análisis de confiabilidad; por ello se han destinado esfuerzos a desarrollar modelos matemáticos de procesos estocásticos para representar las características detalladas del movimiento del terreno durante posibles eventos futuros. Entre estos modelos es posible mencionar el método de las funciones de Green propuesto por Hartzell (1978), y mejorado por Ordaz y col. (1995). Dicho método utiliza un acelerograma pequeño como función de Green y parámetros sismológicos de dicha función y del sismo objetivo. La historia del movimiento del terreno durante un temblor de magnitud elevada se obtiene como la superposición en el tiempo de un conjunto de movimientos de temblores de menor magnitud, generados en la misma fuente, y cuyos tiempos de inicio están desfasados. Una de las desventajas de dicho método es que necesita previamente una historia de aceleraciones sísmicas para poder obtener un registro simulado, además de que el número de superposiciones de la función de Green aumenta y el factor de escala disminuye a medida que el temblor objetivo crece con respecto a la función de Green, lo que trae como consecuencia un aumento en la varianza y por lo tanto, la verosimilitud del registro simulado decrece. Otro método en el que es posible involucrar parámetros de fuente con las características del movimiento del terreno en el sitio, es el método de las funciones de atenuación generalizadas que relaciona las propiedades evolutivas del movimiento, amplitud y frecuencia, en términos de magnitud y distancia, entre otros. Este método tiene la ventaja de ser aplicable a cualquier combinación de parámetros de fuente que se requiera; sin embargo, para definir las propiedades estadísticas de los parámetros que controlan el movimiento se requiere de una muestra de acelerogramas registrados en el sitio de interés.

En este trabajo se adopta un modelo de simulación de registros sísmicos análogo al desarrollado por Alamilla y col. (2001a). Este modelo es definido por un conjunto de funciones que describen la evolución de las amplitudes y contenido de frecuencias durante un temblor. La forma de dichas

funciones, así como sus correspondientes parámetros, se determinan a partir de la información de historias de aceleraciones de sismos ocurridos en diferentes fuentes sísmicas. Estos parámetros se relacionan directamente con M y R , a los que se ajustan funciones semi-empíricas de atenuación con el fin de caracterizar las propiedades estadísticas de las funciones que controlan la evolución del movimiento del terreno durante un sismo.

Aquí, el acelerograma de un sismo es considerado como un proceso gaussiano no estacionario con propiedades estadísticas dependientes de M y R , y con el fin de representar adecuadamente las características de las funciones que controlan las características evolutivas del movimiento del terreno, se define un conjunto de parámetros que posteriormente se transforman en los originales para la etapa de simulación.

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

$$\xi(t) = I(t)\zeta(\phi(t)) \quad (2.1)$$

Aquí, $\xi(t)$ 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 ; $\phi(t)$ transforma la escala de tiempos, es la función de modulación de frecuencias que determina la tasa de cambios de las frecuencias dominantes de $\xi(t)$. El procedimiento para obtener simulaciones del movimiento del terreno se desarrolla en forma detallada en un trabajo realizado por Alamilla (1997).

Si se adopta una forma adecuada para cada una de las funciones que aparecen en el segundo miembro de la ec 2.1, los parámetros correspondientes permitirán estimar en función de M y R las funciones moduladoras siguientes:

- Función de energía acumulada, $W(t)$, cuya derivada con respecto al tiempo es la función $I^2(t)$, y que aquí se representa por cinco segmentos, en correspondencia con

los intervalos de la escala del tiempo mostrados en la fig 2.1. En esta figura, los instantes $t_{0.25}$, $t_{.25}$, $t_{.75}$ y $t_{.975}$ corresponden a valores de $W(t)$ iguales a 0.025, 0.25, 0.75 y 0.975 de W_1 . Aquí, W_1 representa la energía total acumulada al final de la excitación. Analíticamente los segmentos mostrados en la fig 2.1 se representan mediante las siguientes funciones

$$b_1t \quad 0 \leq t \leq t_{0.25} \quad (2.2a)$$

$$b_1t + b_2(t-t_{0.25})^n \quad t_{0.25} \leq t \leq t_{.25} \quad (2.2b)$$

$$W(t) = b_3 + b_4t + b_5t^2 \quad t_{.25} \leq t \leq t_{.75} \quad (2.2c)$$

$$b_6 + b_7t + b_8t^2 \quad t_{.75} \leq t \leq t_{.975} \quad (2.2d)$$

$$W_0(1 - e^{-\epsilon t}) \quad t \geq t_{.975} \quad (2.2e)$$

En estas ecuaciones, b_1 a b_8 , n y ϵ son parámetros que se estiman a través de condiciones de continuidad del valor de la energía y pendiente, en los puntos de unión.

- Función de modulación de frecuencias. Depende del número medio de cruces por cero y de acuerdo con Yeh y Wen (1989) está dada por $\phi(t) = \mu_0(t)/\mu_0'(t_0)$. $\mu_0(t)$ es la función que describe el número de veces que las aceleraciones sísmicas cruzan por cero, la prima denota la primera derivada y $t_0 = \frac{t_{.75} + t_{.25}}{2}$ corresponde a un tiempo de referencia para el que se obtiene la densidad espectral del proceso. En este estudio se supone que $\mu_0(t)$ está dada por

$$\mu_0(t) = p[2 - \exp(-qt) - \exp(-rt)] \quad (2.3)$$

donde p , q y r , son parámetros por determinar. Además de estas funciones, para describir el movimiento del terreno se requiere la densidad espectral en un instante dado. De acuerdo con Yeh y Wen (1989) esta adopta la forma de la función de Clough-Penzien, definida por los parámetros S_0 , ω_g , ζ_g , ω_f , ζ_f , donde S_0 representa un factor de escala y los demás la forma de la densidad espectral del proceso modulado.

Con el fin de estimar los parámetros que definen las características del proceso no estacionario del movimiento del terreno en términos de M y R, se adopta el siguiente conjunto de parámetros que se toman como base para la simulación de la excitación sísmica.

a) para representar la función de modulación de amplitudes del movimiento

$$\Delta = t_{75} - t_{25} \quad (2.4a)$$

$$\alpha = \frac{t_{25} - t_{025}}{\Delta} \quad (2.4b)$$

$$\beta = \frac{t_{975} - t_{75}}{\Delta} \quad (2.4c)$$

Aquí, cada parámetro corresponde a cierta fase de tiempo de la distribución de la energía del movimiento del terreno. Δ está relacionada con la duración de la parte más intensa del movimiento en el sitio, durante el cual $W(t)$ varía entre el 25 y 75% de W_0 . α define en forma normalizada con respecto a Δ el intervalo que corresponde a valores de $W(t)$ comprendidas entre el 2.5 y el 25% de W_0 . β define, también en forma normalizada la parte del movimiento que corresponde a energías acumuladas entre el 75 y el 97.5% de W_0 . En este trabajo, el movimiento se representa hasta el tiempo t_{975} , que corresponde al 97.5 % de la energía total. Se considera que la parte final del movimiento no influye en los análisis de respuesta. Por no ser un valor crucial en los parámetros que caracterizan al movimiento, el tiempo t_{025} , que corresponde al 2.5% de la energía total que representa la fase inicial del movimiento, se toma como el valor promedio de la muestra de acelerogramas que se tienen.

La varianza instantánea de la aceleración se caracteriza por un parámetro global z , definido por la ec 2.5. Este parámetro representa el 50% de la energía total W_0 , normalizada por la duración de la fase intensa del movimiento, Δ .

$$z^2 = \frac{W_0}{2\Delta} \quad (2.5)$$

b) La evolución del contenido de frecuencias en el tiempo se estima a través de la esperanza del número de veces que el proceso cruza el eje del tiempo; tal esperanza está dada por la ec 2.3. y se representa en la fig 2.2. Es conveniente caracterizar esta función a través de los parámetros de las ecs 2.6a-2.6e. Estos parámetros representan el número esperado de cruces que corresponde a un segmento de tiempo, normalizado por la duración de dicho segmento. Estos segmentos de tiempos están asociados a los instantes definidos arriba

$$\eta_{0.25} = \frac{\mu_{0.25}}{t_{0.25}} \quad (2.6a)$$

$$\eta_{.25} = \frac{\mu_{.25} - \mu_{0.25}}{t_{.25} - t_{0.25}} \quad (2.6b)$$

$$\eta_0 = \frac{\mu_0 - \mu_{.25}}{t_0 - t_{.25}} \quad (2.6c)$$

$$\eta_{.75} = \frac{\mu_{.75} - \mu_0}{t_{.75} - t_0} \quad (2.6d)$$

$$\eta_{.975} = \frac{\mu_{.975} - \mu_{.75}}{t_{.975} - t_{.75}} \quad (2.6e)$$

Aquí, μ_n es el número de cruces acumulado hasta el tiempo t_n ; t_0 es el tiempo que corresponde en forma aproximada al 50% de la energía total del movimiento.

c) La densidad espectral evolutiva se obtiene aplicando las funciones moduladoras de amplitud y de frecuencias a la densidad espectral para el instante de referencia t_0 . Dicha densidad se representa por la función de Clough-Penzien (1975) y su estimación para valores dados de M y R se logra a partir de leyes semi-empíricas de atenuación de los parámetros ω_g , ζ_g , ω_f y ζ_f , que definen la forma del filtro. Estimados los parámetros anteriores, S_0 resulta de la condición de varianza unitaria del proceso modulado que de acuerdo con Yeh y Wen (1989) se define como

$$S_0 = \frac{1}{\pi} \frac{2\zeta_g\zeta_f \left[(\omega_g^2 - \omega_f^2)^2 + 4\omega_g^2\omega_f^2(\zeta_g^2 + \zeta_f^2) + 4\zeta_g\zeta_f\omega_g\omega_f(\omega_g^2 + \omega_f^2) \right]}{\omega_g^4 (\zeta_g\omega_f + \zeta_f\omega_g) + 4\zeta_g^2\omega_g^3 [\zeta_g\omega_f^3 + \zeta_f\omega_g^3 + 4\zeta_g\zeta_f\omega_g\omega_f(\zeta_g\omega_f + \zeta_f\omega_g)]} \quad (2.7)$$

Actualmente no se cuenta con soluciones analíticas al problema de predecir las propiedades estadísticas evolutivas del movimiento del terreno durante un temblor, incorporando las incertidumbres inherentes de dichas propiedades. Debido al gran número de variables involucradas, se utiliza el método de Monte Carlo, que es la única opción disponible hasta ahora. Para aplicar dicho método es necesario evaluar a partir de acelerogramas registrados en el sitio de estudio, el vector de medias y la matriz de covarianzas de los parámetros: z , Δ , α , β , $\eta_{0.25}$, η_{25} , η_{50} , η_{75} , $\eta_{97.5}$, ω_g , ζ_g , ω_f y ζ_f , todos en función de M y R. Aquí, la matriz de covarianzas se asume independiente de M y R. Por simplicidad, se supone que la función de distribución conjunta de estos parámetros es logarítmico normal. De acuerdo con lo anterior, para simular un acelerograma se necesita realizar los siguientes pasos:

- Dados M y R, simular los parámetros de la función de atenuación que describen el movimiento del terreno en el sitio
- Estimar los parámetros de las funciones moduladoras a partir de los parámetros simulados del paso anterior.
- Simular el acelerograma condicionado a los parámetros anteriores.

El modelo descrito se calibró a partir de 8 sismos ocurridos en la costa del Pacífico que van de magnitudes de 5.6 a 8.1, tal como se muestra en la fig 2.3, registrados en dos sitios de terreno blando ubicados en la zona blanda del valle de México. Dichos sitios corresponden a dos estaciones acelerograficas, la primera ubicada en el sótano del edificio de la Secretaria de Comunicaciones y Transportes ubicado sobre la avenida Eje Central, y la segunda estación ubicada en una unidad habitacional del Instituto Mexicano del Seguro Social, cercana a las avenidas Reforma y Chapultepec. En lo que sigue, a la primera se le denominará estación SCT y a la segunda, estación 44.

En la figs 2.4 y 2.5 se muestran respectivamente, los espectros de respuesta lineal de los acelerogramas reales registrados en las estaciones SCT y 44 que se emplearon para calibrar el modelo estocástico. De éstas figuras se observa que el periodo dominante del terreno en SCT es

cercano a 2 segundos, mientras que en la estación 44 es cercano a 1.2 segundos; sin embargo, estos valores pueden variar de temblor a temblor, como se muestra en las figuras mencionadas.

Por otra parte, a cada parámetro involucrado se ajustó una ecuación en función de M y R. Así, la variable z se representa como

$$\ln z = \ln k + aM - b \ln(R + R_0) \quad (2.8)$$

donde $R_0 = ce^{dM}$; y k, a, b, c y d son constantes estimadas. Al resto de los parámetros (Δ , α , β , $\eta_{.25}$, $\eta_{.25}$, $\eta_{.5}$, $\eta_{.75}$, $\eta_{.975}$, ω_g , ζ_g , ω_f y ζ_f) se ajustó una función de la forma

$$\ln X = a + bM + cR \quad (2.9)$$

donde $\ln X$ denota el logaritmo natural del parámetro en cuestión. a, b y c son coeficientes ajustados. Estos coeficientes toman valores diferentes para cada parámetro.

En las tablas 2.1 y 2.3 se muestran los valores que tomaron los coeficientes de las funciones de atenuación generalizadas descritas por las ecuaciones 2.8 y 2.9. También en las tablas 2.2 y 2.4 se consigna la varianza del logaritmo natural de cada parámetro, así como los coeficientes de correlación entre ellos.

En las figuras 2.6, 2.7, 2.11 y 2.12 se muestra en escala logarítmica la variación del parámetro z en términos de M y R en las estaciones acelerográficas de estudio. Se observa que dicho parámetro no muestra sensibilidad alguna con R, mientras que con M, los valores de z crecen, lo que significa que la energía por unidad de tiempo durante la fase intensa del movimiento del terreno crece con la magnitud del temblor.

En las figuras 2.8 y 2.13 se muestran en escala logarítmica los valores medios de los parámetros Δ , α y β que describen la forma de la variación de las amplitudes del movimiento en función de M y R para las dos estaciones de estudio. En éstas figuras se observa que Δ decrece con M y aumenta con R, mientras que los valores de los parámetros α y β aumentan con M y disminuyen

con R . Un mejor análisis de los parámetros descritos y de la dependencia existente entre ellos se obtiene a partir de los coeficientes de correlación que se muestran en las tablas 2.2 y 2.4. De estos coeficientes se observa que al aumentar z con M , los valores de Δ disminuyen y, α y β aumentan. Esto significa que mientras el número de ciclos, asociado con el 50% de la energía total entre los tiempos t_{-} y t_{+} disminuye con M , las amplitudes del movimiento crecen en este intervalo, también se observa que mientras esto ocurre, la duración del movimiento crece en términos de los parámetros α y β .

Los parámetros $\eta_{0.25}$, $\eta_{0.25}$, η_0 , η_{75} y $\eta_{0.75}$ que caracterizan el número medio de cruces por cero y describen la evolución de las frecuencias en el tiempo se muestran en las figuras 2.9 y 2.14 para las dos estaciones de interés. Puede verse que los valores de dichos parámetros decrecen con R , lo que indica que a mayor distancia menor número de cruces por cero, es decir las ondas de alta frecuencia se atenúan con la distancia. Sin embargo esto no se observa en la estación 44, donde se muestra insensibilidad de estos parámetros en términos de R . También, en las figuras 2.9 y 2.14 se observa una disminución sistemática de los parámetros de cruces con la magnitud, lo que significa que a mayor magnitud menor número de cruces, es decir a mayor magnitud mayor generación de ondas de periodo largo, lo que está de acuerdo con lo que se conoce del proceso geofísico.

La sensibilidad de los parámetros que describen la forma de la densidad espectral del proceso modulado, representados por ω_g , ζ_g , ω_f y ζ_f , se muestran en las figuras 2.10 y 2.15. De las tablas 2.2 y 2.4 se observa que el parámetro ω_g que caracteriza a las frecuencias dominantes muestra buena correlación con los parámetros de cruces, especialmente con η_0 , que es la variable central que define el intervalo de mayor intensidad del movimiento del terreno. De los parámetros ζ_g , ω_f y ζ_f no es posible señalar detalle alguno debido a la carencia de significado físico de estas variables.

En las figuras 2.16 y 2.17 se aprecian acelerogramas simulados en las estaciones SCT y 44 respectivamente, para varias combinaciones de M y R , así como sus espectros de respuesta lineal para 5% de amortiguamiento crítico. Se observa que estos espectros son similares en forma a los

espectros de respuesta lineal de acelerogramas reales de las figuras 2.4 y 2.5 respectivamente. Esto denota que el contenido de frecuencias de los acelerogramas simulados está de acuerdo con los de la muestra utilizada. Un análisis estadístico de valores correlacionados simulados de los parámetros: z , Δ , α , β , $\eta_{0.25}$, η_{25} , η_{50} , η_{75} , $\eta_{97.5}$, ω_g , ζ_g , ω_f y ζ_f mostró que los primeros momentos estadísticos de estas variables son similares a los de la muestra empleada. De acuerdo con lo anterior y con base en las figuras 2.16 y 2.17 es posible enunciar que la variabilidad en las características detalladas de los acelerogramas simulados son similares a los de la muestra de acelerogramas reales utilizados para calibrar el modelo en los dos sitios de estudio.

Por otra parte, la calidad de los acelerogramas puede mejorarse a medida de que se cuente con una mayor cantidad de acelerogramas útiles de sismos ocurridos, además de que las propiedades estadísticas de los parámetros que controlan el movimiento puedan referirse a zonas sísmogenicas con características peculiares. También dicha calidad puede lograrse mediante el desarrollo de nuevas alternativas para caracterizar principalmente el contenido de frecuencias del proceso modulado.

2.2 Análisis de incertidumbre asociada a las aportaciones de las diversas fuentes sísmicas a las probabilidades de ocurrencia de temblores de intensidades dadas en el sitio de interés

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. Esto conduce a ciertas limitaciones importantes. Usualmente las ordenadas de un espectro de peligro uniforme reflejan las contribuciones de diferentes fuentes sísmicas en la vecindad del sitio, mientras que las formas espectrales e intensidades asociadas con el movimiento del terreno varían de acuerdo con las condiciones de fuente, expresadas en términos de magnitud y distancia. Esto trae como consecuencia que los valores relativos de las contribuciones de las ondas sísmicas de cada fuente sísmica a las ordenadas espectrales no sean constantes al variar la frecuencia.

Una segunda limitación, es que no se toma en cuenta explícitamente la influencia de magnitud y distancia sobre la duración efectiva de la excitación sísmica o la evolución instantánea de la intensidad y el contenido de frecuencias de la aceleración del suelo. La influencia de estas

variables son determinantes en la respuesta no lineal de sistemas estructurales; en general de ella dependerán la degradación de rigidez y resistencia de los elementos.

Por otra parte, si se aplicara el modelo de simulación descrito arriba para obtener realizaciones del movimiento del terreno para una intensidad dada y que corresponde a una M y R dados, 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. En este trabajo se presenta una metodología más general, desarrollada por Alamilla y col. (2001b) 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

$$f_{M,R}(m,r|y) = kf_Y(y|m,r)f_{M,R}(m,r) \quad (2.10)$$

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 $Y=y$, en vez de la ec 2.10 se obtiene la siguiente

$$f_{M,R}(m,r|y) = k f_Y(y|m,r) \sum p_j f_{(M,R)_j}(m,r) \quad (2.11)$$

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

$$f_M(m|y) = k \sum p_j \int f_Y(y|m,r) f_{(M,R)_j}(m,r) dr \quad (2.12)$$

De la ecuación anterior, es fácil ver que 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 2.12 por medio de la siguiente ecuación

$$f_M(m|y) = \sum_j \alpha_j \int f_{(M,R)_j}(m,r|y) dr \quad (2.13)$$

donde $\alpha_j = p_j k_j / k$. Es posible demostrar que $\sum_j \alpha_j = 1$. Esto trae la posibilidad de aplicar fácilmente 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 $\alpha_j, j=1, N_f$, 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

$$f_{M_j}(m | y) = k_j \int f_Y(y | m, r) f_{(M,R_j)}(m, r) dr \quad (2.14)$$

- 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

$$f_{R_j}(r | m, y) = \frac{f_{(M,R_j)}(m, r | y)}{f_{M_j}(m | y)} \quad (2.15)$$

Para evaluar las características detalladas del movimiento sísmico que pueden generar un nivel de intensidad dado en una estructura con características dinámicas conocidas, es fundamental evaluar en términos de la sismicidad de las fuentes cercanas y de atenuación los valores más probables de M y R para intensidades dadas que controlan el peligro sísmico en el sitio de estudio. Para aplicar la metodología descrita a los sitios mencionados, se consideró que la amenaza sísmica en el valle es controlada principalmente por la actividad sísmica que ocurre en la región acotada que se muestra en la fig 2.18 y que obedece al proceso de subducción que se desarrolla en la costa del Pacífico de México. La actividad sísmica en dicha región se representa en la figura por medio de los epicentros ocurridos durante la última mitad del siglo XX, de acuerdo con el catálogo elaborado por el Instituto de Geofísica. La actividad sísmica en dicha región se clasificó de acuerdo con el trabajo de Díaz y col. (1999) como la superposición de tres procesos individuales de generación de temblores, el primero denominado mecanismo de *falla inversa*, asociado con el proceso de ruptura que ocurre en la interfase entre la placa oceánica de subducción y la placa continental subducida; el segundo, asociado a un mecanismo de *falla normal* que es originado por la ruptura de la placa subducida en su región baja, y por último el

proceso de generación de temblores asociado a fallas secundarias en la placa continental denominado *sismicidad difusa*.

La localización espacial de cada evento, asociado a alguno de los mecanismos de generación de temblores, se determinó en función de la profundidad y la distancia a la trinchera de perfiles de la frontera superior de la placa subducida estimados por Pardo (1993). Así, de acuerdo con Díaz y col (1999) los eventos generados sobre una franja de 20 kilómetros por encima y debajo de la traza del perfil de la placa subducida y hasta una profundidad de 40 km, como se muestra en la fig. 2.19, se asociaron al mecanismo de falla inversa, mientras que por debajo de esta profundidad, los eventos se relacionaron con el mecanismo de falla normal. Los sismos ocurridos por encima de la franja que contiene a los eventos de falla inversa y normal se tomaron pertenecientes a la zona continental y por lo tanto, a la sismicidad difusa.

Considerando que la sismicidad es uniforme en las regiones que se muestran en las figs 2.18 y 2.19, se calcularon las tasa de magnitudes de cada proceso, como se muestra en la fig. 2.20. De acuerdo con el trabajo de Díaz y col (1999) las tasas de magnitudes de los mecanismos de falla inversa y normal se representan por medio de la función

$$\lambda(M) = \begin{cases} \lambda_{M_1}(M) + \lambda_{M_2}(M) & M_0 \leq M < M_1 \\ \lambda_{M_1}(M) & M_1 \leq M < M_2 \end{cases} \quad (2.16)$$

donde

$$\lambda_{M_1}(M) = \alpha_1 \left[1 - \frac{1}{\gamma} \exp[-(M_1 - M)] (1 + \gamma \exp[-\gamma(M_2 - M)]) \right] \quad (2.17)$$

$$\lambda_{M_2}(M) = \alpha_2 \frac{\exp(-\beta M) - \exp(-\beta M_0)}{\exp(-\beta M_0) - \exp(-\beta M_1)} \quad (2.18)$$

En estas ecuaciones α_1 , α_2 , β y γ son coeficientes ajustados que controlan la forma de la tasa de magnitudes. M_0 , M_1 y M_2 son los valores límites de magnitudes que caracterizan a dicha

tasa, de manera que a los eventos ocurridos en el intervalo de magnitudes $M_0 \leq M < M_1$ se les conoce como temblores de actividad de fondo y se asocian a un proceso de Poisson, mientras que a los ocurridos en el intervalo de magnitudes $M_1 \leq M < M_2$ se les conoce como temblores característicos y se asocian a un proceso de Renovación. La magnitud M_1 que sirve de frontera entre estos dos tipos de temblores se muestra en la fig. 2.20 mediante un cambio abrupto en las pendientes que describen a la tasa de magnitudes, por lo que dichas tasas se representan por las funciones 2.17 y 2.18. Aquí, los valores que toman los parámetros de dichas funciones son los siguientes: para el proceso de falla inversa $\alpha_1 = 0.0968$, $\alpha_2 = 0.0024$, $\beta = 1.2002$, $\gamma = -0.7006$, $M_0 = 3.0$, $M_1 = 6.1$ y $M_2 = 8.3$. Para el proceso de falla normal $\alpha_1 = 0.0330$, $\alpha_2 = 0.0006$, $\beta = 1.3005$, $\gamma = 0.1311$, $M_0 = 3.0$, $M_1 = 6.1$ y $M_2 = 7.9$. Para la sismicidad difusa se ajustó una función de la forma $\lambda_{af}(M) = \lambda_{ntc}(M)$, con parámetros $\alpha_1 = 0.0018$, $\beta = 1.317$, $M_0 = 3.0$ y $M_1 = 6.1$. En la fig 2.20 se muestra la forma que toman las funciones ajustadas para cada uno de los procesos de generación de temblores descritos y se observa que dichas funciones representan adecuadamente los valores observados de la sismicidad de la zona de estudio.

Con base en la ec. 2.16, que caracteriza a los procesos de falla inversa y normal, se adoptaron dos funciones de probabilidad, la primera asociada con los temblores de actividad de fondo y la segunda, asociada con los temblores característicos. La función de densidad de probabilidad para los temblores de actividad de fondo adopta la siguiente forma

$$f_{MAF}(M) = - \frac{1}{\lambda_{SAF} - \lambda_{NTC}} \frac{d}{dM} [\lambda_{MI}(M) + \lambda_{M2}(M)] \quad M_0 \leq M < M_1 \quad (2.19)$$

Aquí, el operador $d[\cdot]/dM$ indica derivada con respecto a M , $(\lambda_{SAF} - \lambda_{NTC})$ es la tasa de actividad total del proceso y los coeficientes λ_{SAF} y λ_{NTC} representan, respectivamente, la tasa de actividad sísmica asociada a las magnitudes M_0 y M_1 . Al sustituir estas magnitudes en la ec 2.16 los valores de dichos coeficientes se obtienen como sigue

$$\lambda_{SAF} = \alpha_1 \left[1 - \frac{1}{\gamma} \exp[-(M_2 - M_0)] (1 + \gamma \exp[-\gamma(M_2 - M_0)]) \right] + \alpha_2 \quad (2.20)$$

$$\lambda_{\text{ortc}} = \alpha_1 \left[1 - \frac{1}{\gamma} \exp[-(M_2 - M_1)] (1 + \gamma \exp[-\gamma(M_2 - M_1)]) \right] \quad (2.21)$$

La densidad de probabilidad de los temblores característicos esta dada por la ecuación

$$f_{\text{ortc}}(M) = -\frac{1}{\lambda_{\text{ortc}}} \frac{d\lambda_{\text{ortc}}(M)}{dM} \quad M_1 \leq M < M_2 \quad (2.22)$$

Para la sismicidad difusa la función de densidad de probabilidad esta dada por

$$f_{\text{msd}}(M) = -\frac{1}{\alpha_2} \frac{d\lambda_{\text{msd}}(M)}{dM} \quad M_0 \leq M < M_1 \quad (2.23)$$

Por otra parte, las distancias se calcularon a partir de la localización espacial de los epicentros de la fig 2.18 y de las coordenadas del sitio. Aquí, estos sitios están referidos a las estaciones SCT y 44 del valle de México; sin embargo, por simplicidad y debido a que no se introducen errores significativos en las distancias calculadas se asume que las distancias referidas a la estación SCT son similares a las de la estación 44 y por lo tanto, también las funciones de distribución de probabilidad de dichas distancias.

Con base en las distancias calculadas, se adoptaron funciones de distribución logaritmico normal de R para cada mecanismo de falla descrito. Así, los primeros momentos estadísticos de dichas distribuciones, media del logaritmo $\bar{L}_r(\cdot)$, y desviación estándar del logaritmo σ_L , de cada mecanismo adoptaron las siguientes funciones, para falla inversa $\bar{L}_r(M) = 5.813 - 0.008M$, $\sigma_L = 0.140$, para falla normal $\bar{L}_r(M) = 5.424 - 0.017M$, $\sigma_L = 0.223$, y para sismicidad difusa $\bar{L}_r = 5.503$, $\sigma_L = 0.250$. En la fig. 2.21 los valores del logaritmo natural de las distancias L_r , se representan en papel de probabilidad normal en términos de la variable $U = [L_r - \bar{L}_r(M)] / \sigma_L$, de la que se observa que las funciones de distribución logarítmicas representan adecuadamente el comportamiento estadístico de las distancias calculadas, al menos en el intervalo de interés.

Por otra parte, la distribución de probabilidad $f(y|M,R)$ de las intensidades y , para M y R dados, se define a partir de funciones de atenuación y del error estadístico. Aquí, la metodología se aplicó a los dos sitios de estudio, en los que se asume desplantada una estructura típica con periodo fundamental T , de un segundo. Los niveles de intensidad se definen en términos de aceleraciones espectrales por medio de una función de distribución de probabilidad lognormal con media del logaritmo dada por $\bar{y}(M,R) = q_1 + q_2 M - q_3 \log(R + q_4)$ y desviación del logaritmo σ_y . En la estación SCT los coeficientes q_i y σ_y toman los siguientes valores: $q_1 = -0.1657$, $q_2 = 0.8636$, $q_3 = 0.3434$, $q_4 = 984.5$ y $\sigma_y = 0.6935$; mientras que en la estación 44 adoptan los valores siguientes: $q_1 = 6.9138$, $q_2 = 1.0743$, $q_3 = 1.7232$, $q_4 = 1.1679$ y $\sigma_y = 0.4059$.

Una vez definidas las funciones de distribución de probabilidad que intervienen en el problema, es posible estimar las características del movimiento en términos de M y R , y por lo tanto inferir las características detalladas que causan un determinado nivel de intensidad en la estructura. Así, los valores de M y R que controlan la amenaza sísmica en los sitios de estudio para una aceleración de $y=250 \text{ cm/s}^2$ en la estructura descrita, se muestran en la figs 2.22 y 2.23. En estas figuras la contribución de dicha amenaza se muestra en términos de frecuencias relativas en intervalos de M y R . En general se observa que es poco probable que dicho nivel de intensidad pueda ser causado por una magnitud menor a 6.5 o por eventos generados a distancias menores que 150 km, y mayores que 400 km. La combinación mas probable en la estación SCT resultó en el intervalo de magnitudes que va de 7.8 a 8.0, y distancias en el intervalo de 300 a 350 km. Para la misma estructura, ubicada en la estación 44 la combinación mas probable resultó en el intervalo de magnitudes que va de 7.5 a 7.7, y distancias en el intervalo de 250 a 300 km. De acuerdo con esto, en la estación SCT la amenaza sísmica para la intensidad de estudio es controlada por magnitudes y distancias mayores que las correspondientes a la estación 44, lo que obedece a que el factor de amplificación en esta última estación sea mayor para el periodo de la estructura de estudio.

Tabla 2.1 Parámetros estimados de funciones generalizadas en estación SCT.

Coeficientes ajustados de funciones generalizadas					
Parámetro	a	b	c	d	k
$\ln Z$	1.42E+00	1.15E-01	2.60E+01	5.96E-01	1.07E-03
$\ln \Delta$	3.36E+00	-2.03E-01	3.61E-03		
$\ln \alpha$	-2.05E+00	3.33E-01	-2.13E-03		
$\ln \beta$	-2.76E+00	5.15E-01	-1.02E-03		
$\ln \eta_{0.25}$	5.23E-01	2.18E-01	-2.82E-03		
$\ln \eta_{.25}$	1.08E+00	3.85E-02	-2.25E-03		
$\ln \eta_{0}$	2.17E+00	-1.78E-01	-1.57E-03		
$\ln \eta_{.75}$	1.97E+00	-2.01E-01	-8.56E-04		
$\ln \eta_{.975}$	9.67E-01	-8.23E-02	-9.66E-05		
$\ln \omega_g$	1.86E+00	-4.39E-02	-1.09E-03		
$\ln \zeta_g$	-6.64E-01		-2.66E-03		
$\ln \omega_f$	-1.35E+00	6.36E-02	1.33E-03		
$\ln \zeta_f$	-2.94E-02				

Tabla 2.2 Coeficientes de correlación de parámetros del movimiento del terreno en estación SCT.

		Coeficientes de correlación													
Parámetro	Varianza	$\ln Z$	$\ln \Delta$	$\ln \alpha$	$\ln \beta$	$\ln \eta_{0.25}$	$\ln \eta_{.25}$	$\ln \eta_0$	$\ln \eta_{.75}$	$\ln \eta_{.975}$	$\ln \omega_g$	$\ln \zeta_g$	$\ln \omega_f$	$\ln \zeta_f$	
$\ln Z$	0.7	1.00													
$\ln \Delta$	0.13	-0.74	1.00												
$\ln \alpha$	0.17	0.57	-0.74	1.00											
$\ln \beta$	0.19	0.83	-0.72	0.73	1.00										
$\ln \eta_{0.25}$	0.24	-0.40	0.44	-0.27	-0.27	1.00									
$\ln \eta_{.25}$	0.09	-0.58	0.27	-0.16	-0.50	0.63	1.00								
$\ln \eta_0$	0.09	-0.69	0.51	-0.79	-0.75	0.43	0.49	1.00							
$\ln \eta_{.75}$	0.06	-0.34	0.07	-0.43	-0.51	0.28	0.65	0.60	1.00						
$\ln \eta_{.975}$	0.04	-0.41	0.18	0.32	-0.36	0.03	0.24	0.46	0.50	1.00					
$\ln \omega_g$	0.02	-0.41	0.21	-0.23	-0.39	0.45	0.39	0.49	0.24	-0.07	1.00				
$\ln \zeta_g$	0.04	0.06	-0.25	0.01	-0.08	0.13	0.28	0.02	0.47	-0.31	0.30	1.00			
$\ln \omega_f$	0.50	-0.14	-0.33	-0.08	0.02	0.44	-0.13	0.06	-0.44	0.07	0.04	0.26	1.00		
$\ln \zeta_f$	0.90	-0.09	-0.20	-0.13	-0.26	-0.45	0.04	0.29	0.38	0.30	-0.09	0.37	-0.55	1.00	

Tabla 2.3 Parámetros estimados de funciones generalizadas en estación 44

Coeficientes ajustados de funciones generalizadas					
Parámetro	a	b	c	d	k
$\ln Z$	2.76E+00	1.70E+00	1.11E+00	1.07E+00	3.06E-02
$\ln \Delta$	1.58E+00	-8.41E-02	4.91E-03		
$\ln \alpha$	-4.07E+00	4.79E-01	6.22E-04		
$\ln \beta$	2.13E+00		-4.17E-03		
$\ln \eta_{0.025}$	1.54E+00				
$\ln \eta_{0.25}$	3.87E+00	-4.71E-01			
$\ln \eta_0$	6.33E-01	2.29E-02			
$\ln \eta_{0.75}$	9.53E-01	-3.17E-02			
$\ln \eta_{0.975}$	2.58E+00	-2.77E-01			
$\ln \omega_g$	1.14E+00	8.09E-02			
$\ln \zeta_g$	-1.27E+00	-4.74E-03			
$\ln \omega_f$	3.80E+00		-8.41E-03		
$\ln \zeta_f$	-1.00E+00				

Tabla 2.4 Coeficientes de correlación de parámetros que controlan el movimiento del terreno en estación 44

Coeficientes de correlación														
Parámetro	Varianza	$\ln Z$	$\ln \Delta$	$\ln \alpha$	$\ln \beta$	$\ln \eta_{0.025}$	$\ln \eta_{0.25}$	$\ln \eta_0$	$\ln \eta_{0.75}$	$\ln \eta_{0.975}$	$\ln \omega_g$	$\ln \zeta_g$	$\ln \omega_f$	$\ln \zeta_f$
$\ln Z$	0.42	1.00												
$\ln \Delta$	0.02	-0.10	1.00											
$\ln \alpha$	0.01	0.07	-0.32	1.00										
$\ln \beta$	0.15	0.08	-0.09	0.02	1.00									
$\ln \eta_{0.025}$	0.27	-0.36	0.38	0.06	0.57	1.00								
$\ln \eta_{0.25}$	0.36	-0.82	0.04	0.10	0.49	0.67	1.00							
$\ln \eta_0$	0.06	-0.19	-0.51	0.17	-0.02	0.06	0.15	1.00						
$\ln \eta_{0.75}$	0.07	-0.37	0.55	-0.27	-0.34	0.34	0.12	-0.05	1.00					
$\ln \eta_{0.975}$	0.02	-0.60	0.32	-0.14	-0.58	0.23	0.19	0.28	0.80	1.00				
$\ln \omega_g$	0.02	0.26	-0.43	0.19	0.57	0.30	0.10	0.48	-0.04	-0.26	1.00			
$\ln \zeta_g$	0.13	-0.30	0.54	0.26	-0.23	0.53	0.24	-0.37	0.55	0.53	-0.30	1.00		
$\ln \omega_f$	0.41	0.04	0.09	0.72	0.44	0.66	0.35	0.16	-0.01	-0.08	0.46	0.43	1.00	
$\ln \zeta_f$	1.60	-0.03	-0.17	-0.50	-0.59	-0.65	-0.40	0.33	-0.10	0.22	-0.39	-0.51	-0.78	1.00

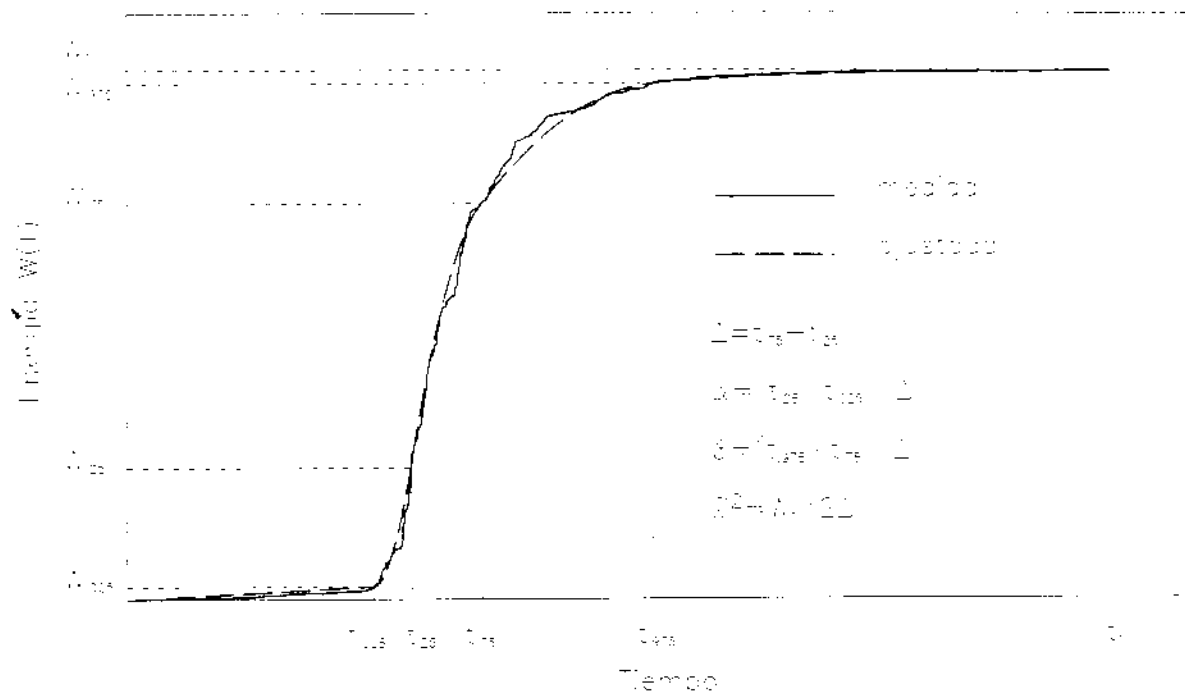


Fig. 2.1 Función de energía de las aceleraciones de terreno.

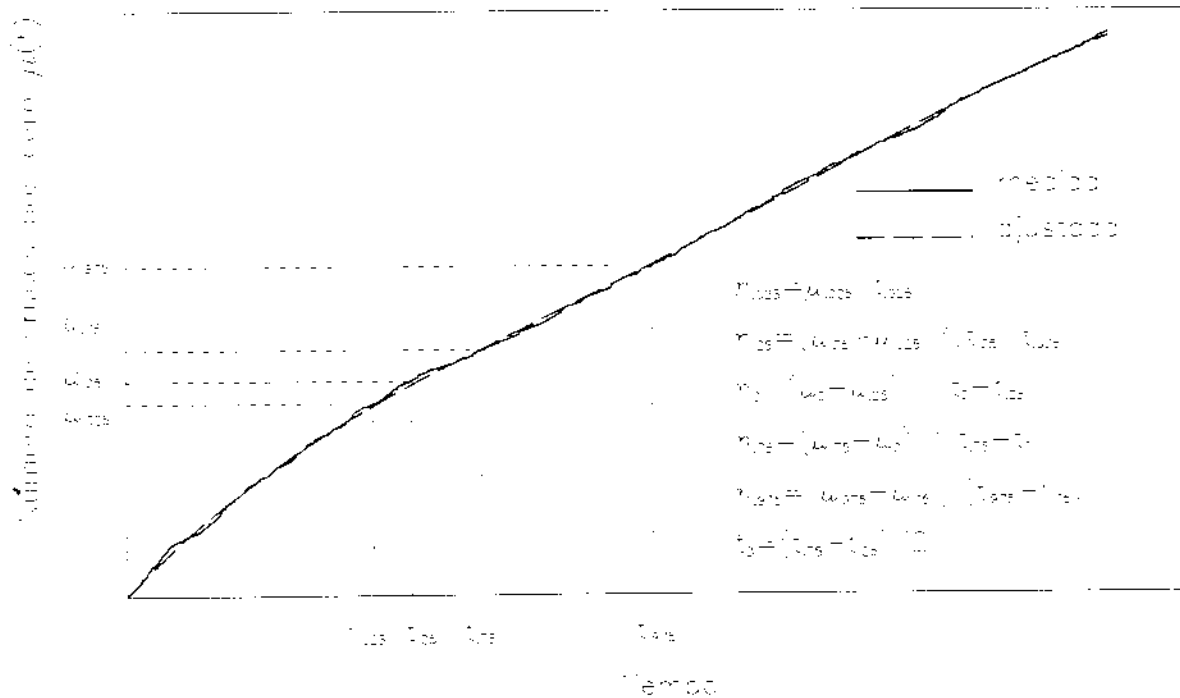


Fig. 2.2 Función de número de cruces con signo de las aceleraciones de terreno.

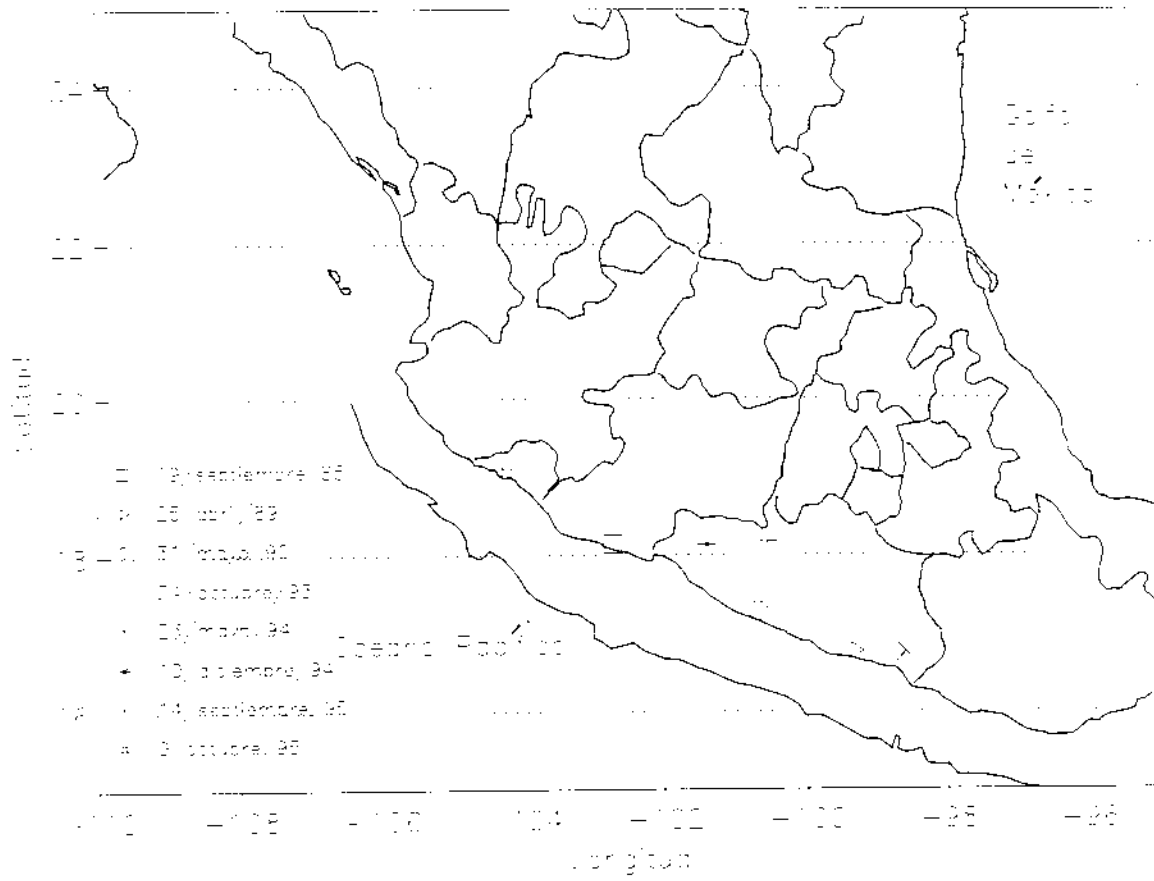


Fig. 2.1.3 Epicentros de sismos registrados que se incluyen en el nuestro estudio.

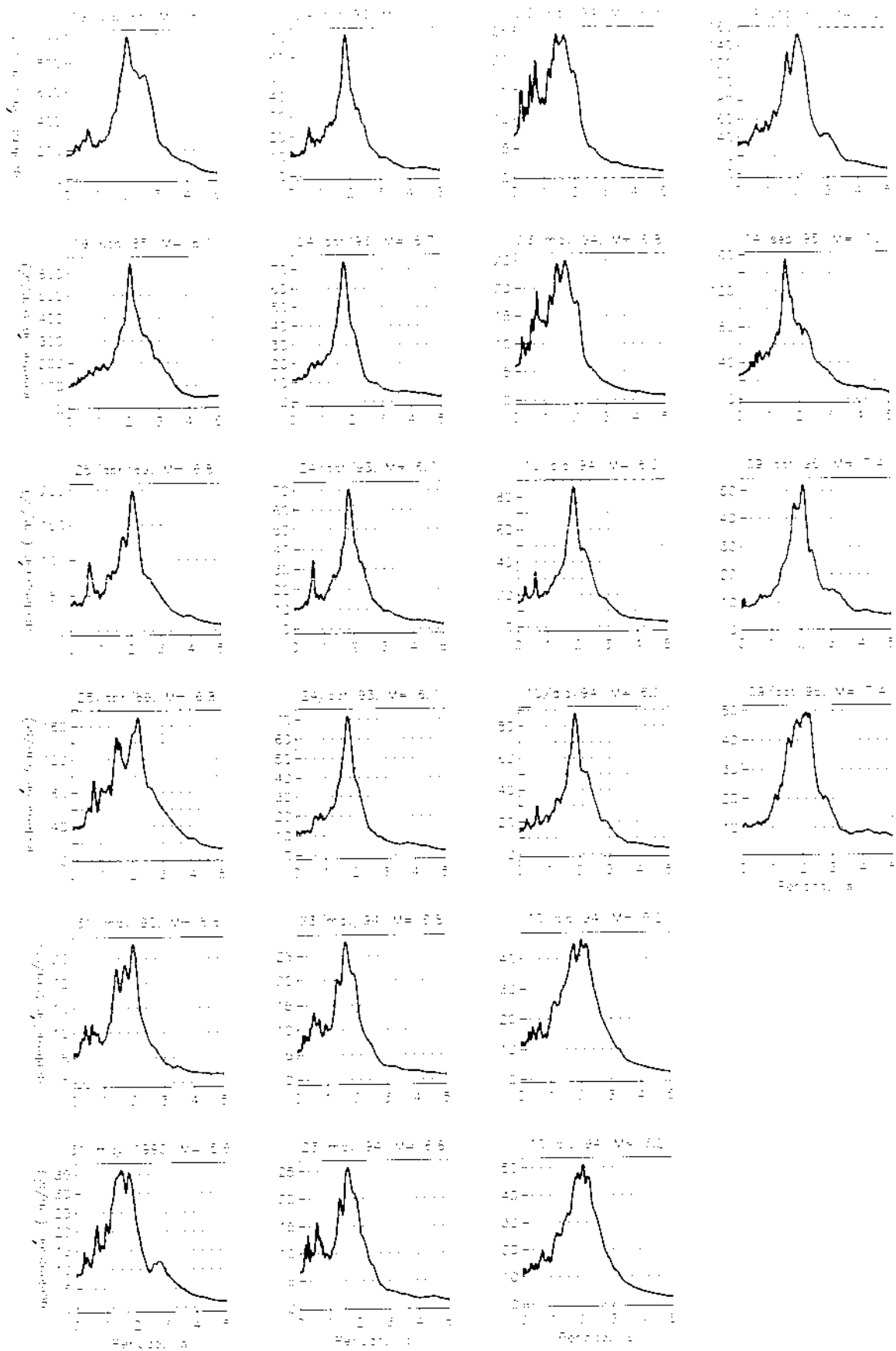


Fig. 1.4. Aproximación de los registros medidos con $\frac{1}{g}$ de amplitud, en función de los registros registrados en la estación ST1.

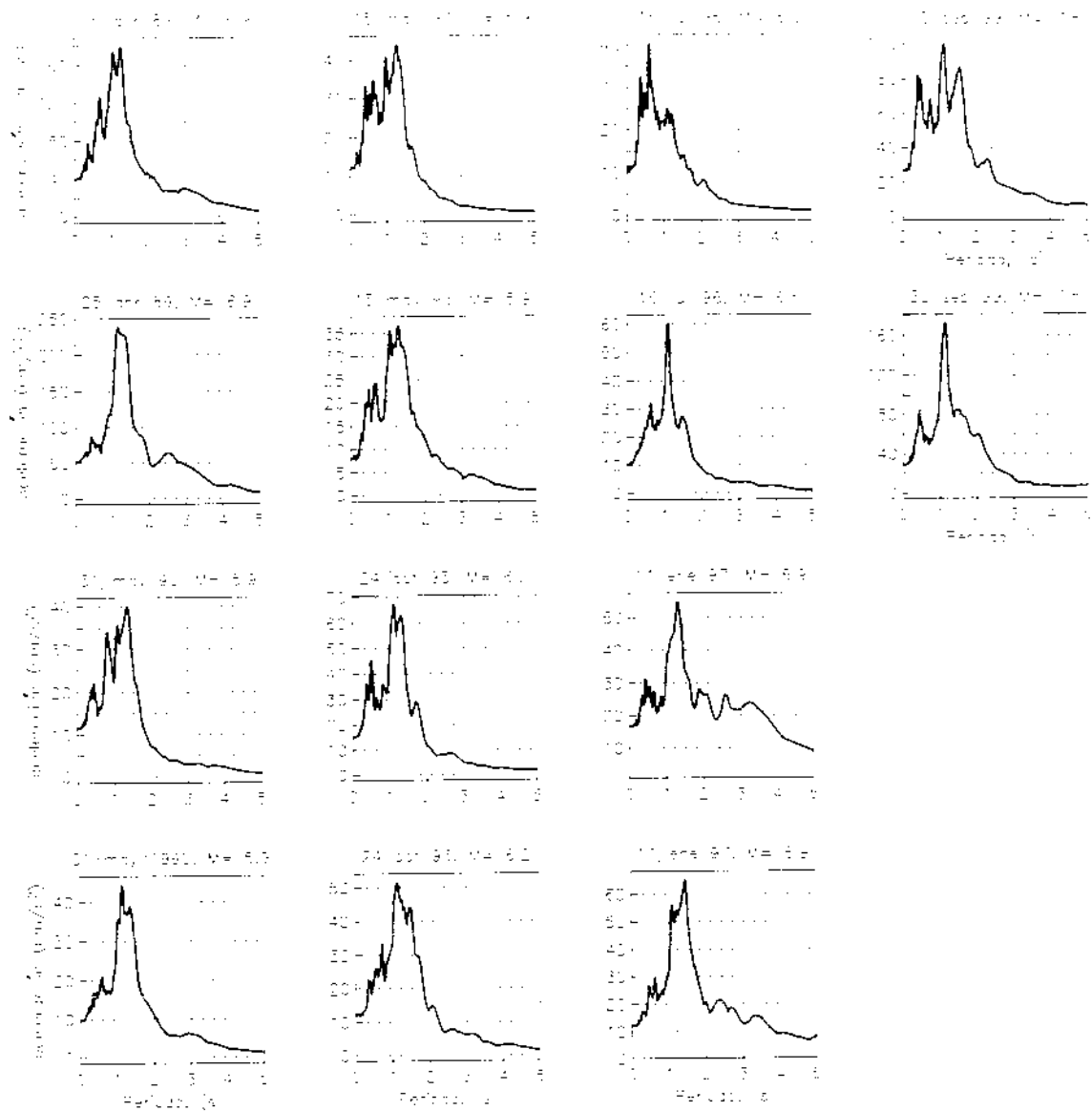


Fig. 1.0. Evolução de resíduos (resíduo em 5%) de inseticida *fenitrotion* de um programa registrado em 1998 (Lima, 1998).

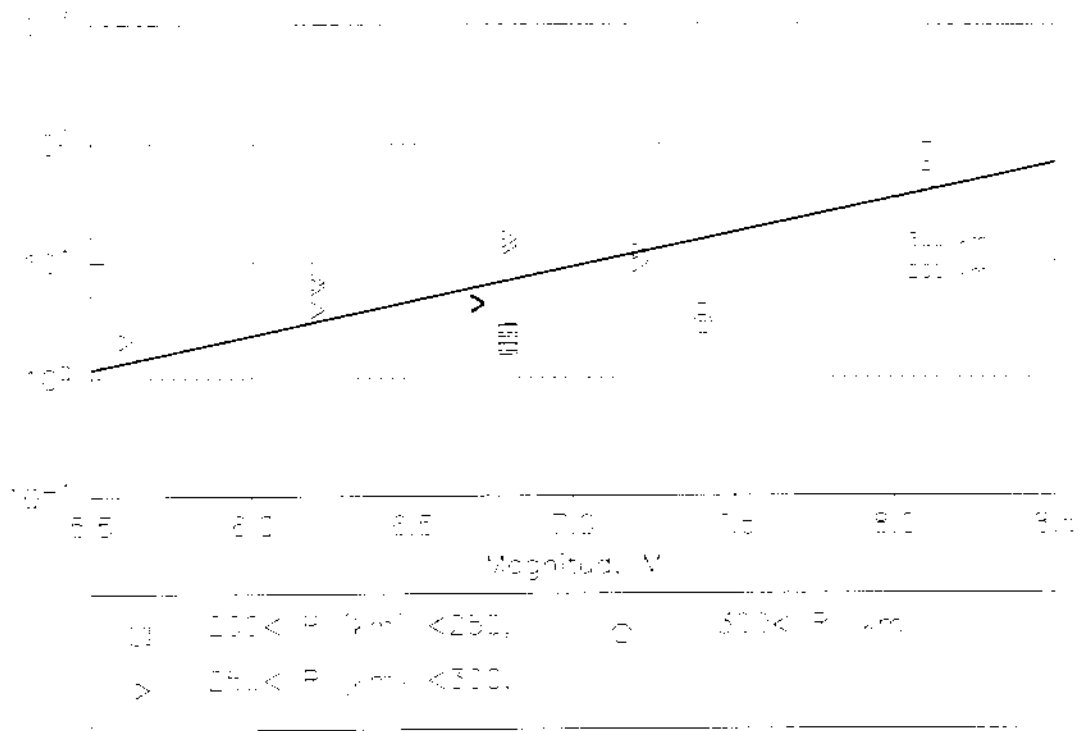


Fig. 2.8 Perímetro z contra magnitud, M , en el sector 317. Son líneas continuas e valor medio para diferentes distancias, P .

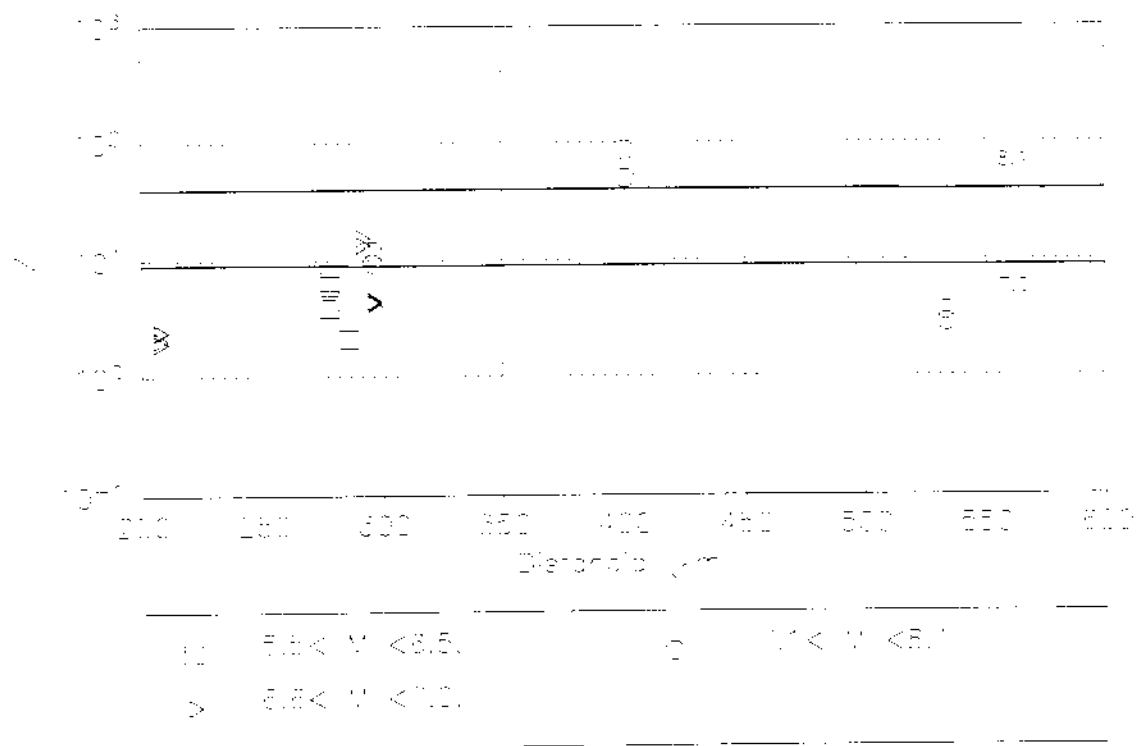
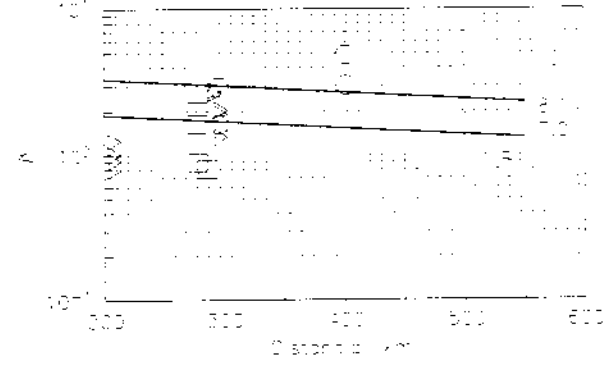
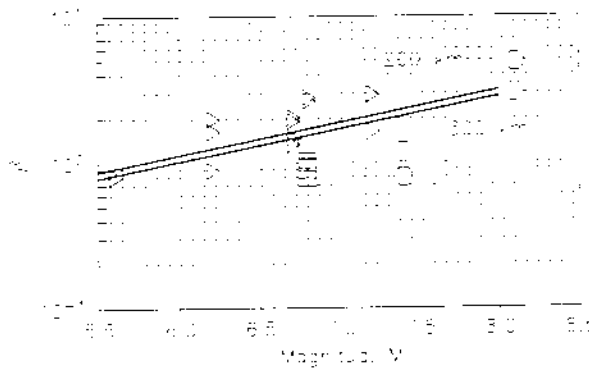
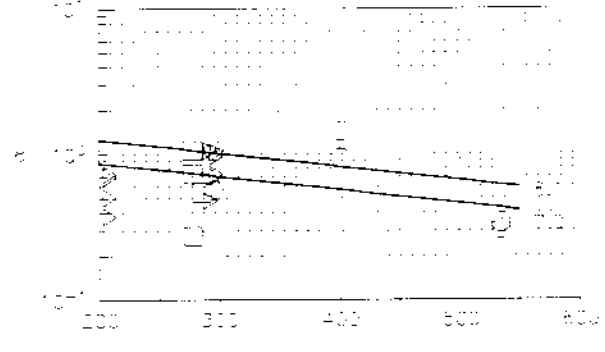
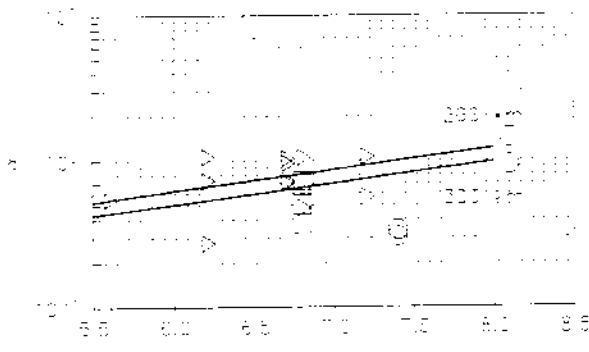
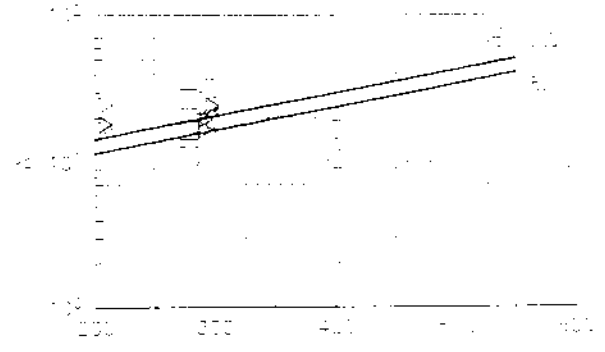
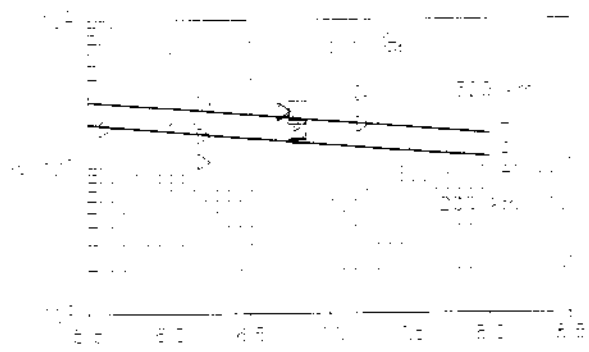


Fig. 2.9 Perímetro z contra distancia, R , en el sector 317. Son líneas continuas e valor medio para diferentes magnitudes, M .



\square $8.5 < M < 8.75$, \triangle $8.75 < M < 9.0$
 \circ $9.0 < M < 9.25$

\square $200 < D < 300$, \triangle $300 < D < 400$
 \circ $400 < D < 600$

Fig. 2.9 Parámetros L , a y d contra magnitud M , y distancia D , en estas $D > 200$. Los tres conjuntos de datos medicados diferentes combinados en M y D .

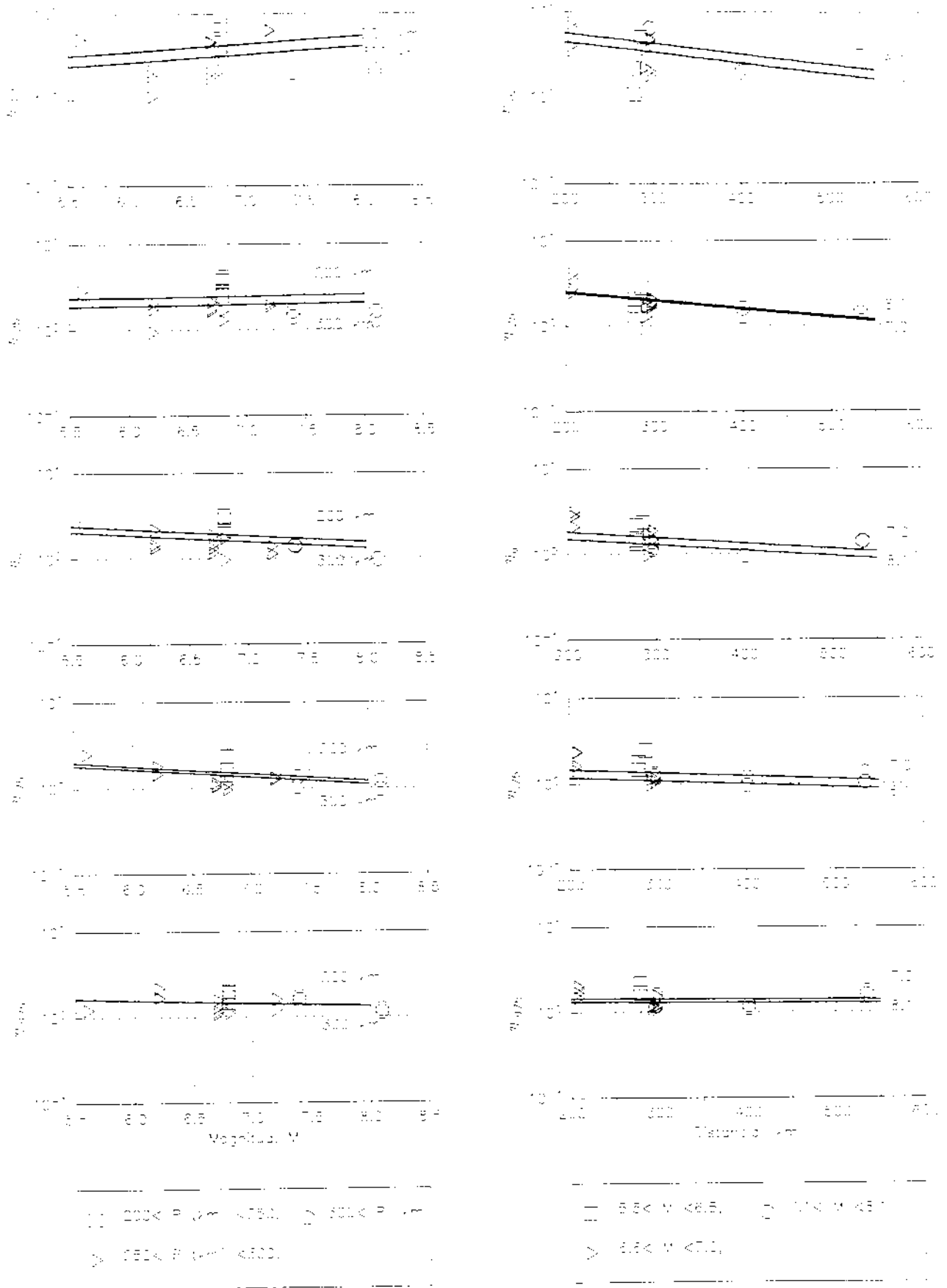


Fig. 2.8. Parámetros α_{mag} , α_{dist} , β_{mag} y β_{dist} contra magnitud, M , y distancia, R , en unidades de 10^7 , por tres continos e α de medio cono diferentes combinaciones de M y R .

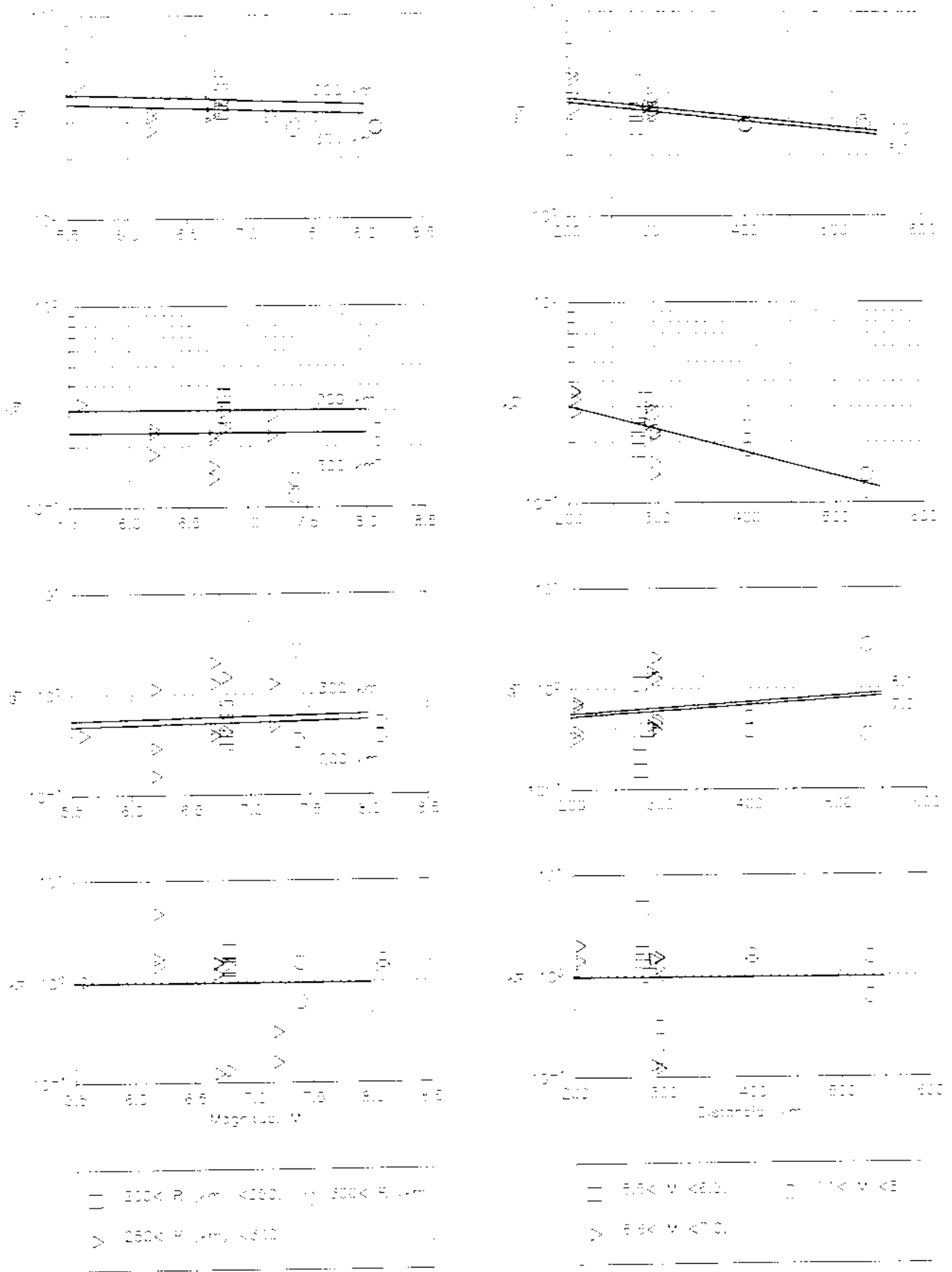


Fig. 2.10 Parâmetros $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ contra magnitude, M , e distância, D , em estrelas de 100, 1000 e 10000 estrelas contínuas e 100, 1000 e 10000 estrelas com diferenças de magnitude de 5, 10 e 15.

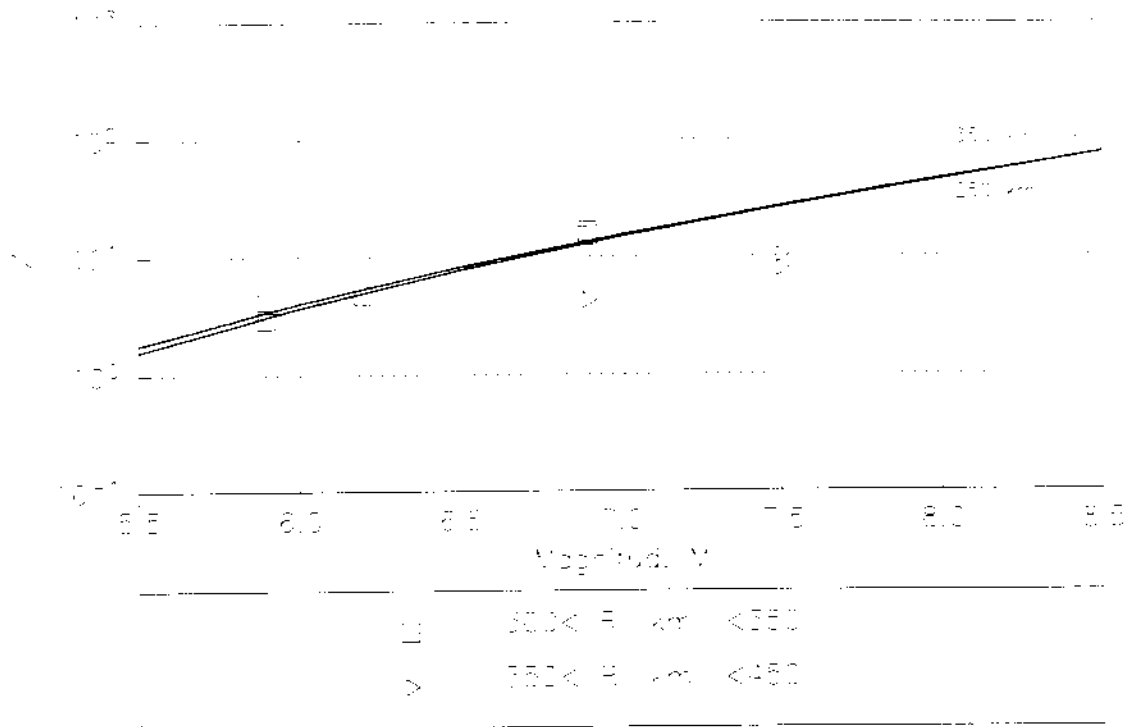


Fig. 2.11. Espectro de aceleración a contra magnitud, M , en la estación 44. Con líneas continuas e \pm error medio para diferentes distancias, R .

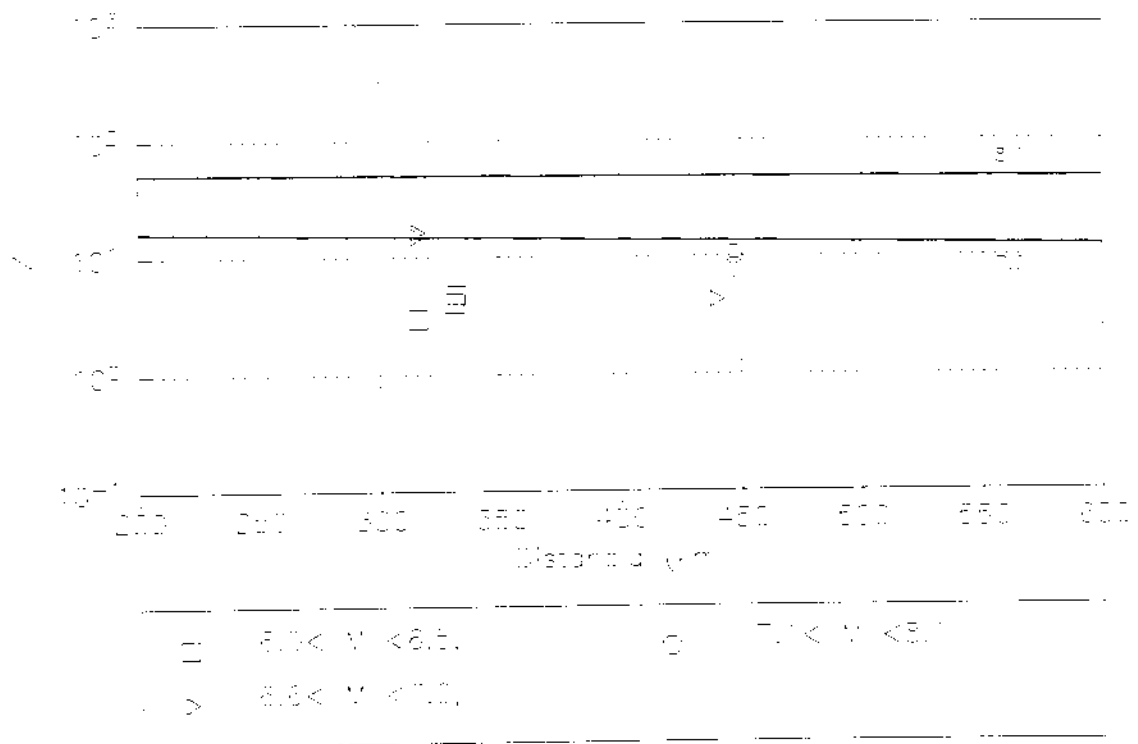
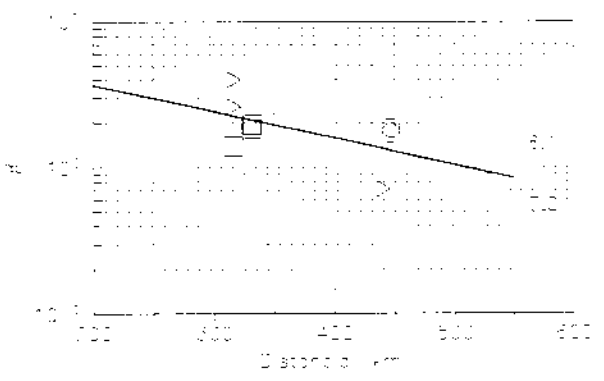
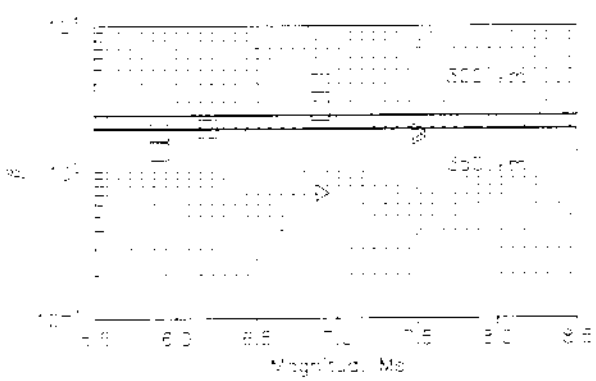
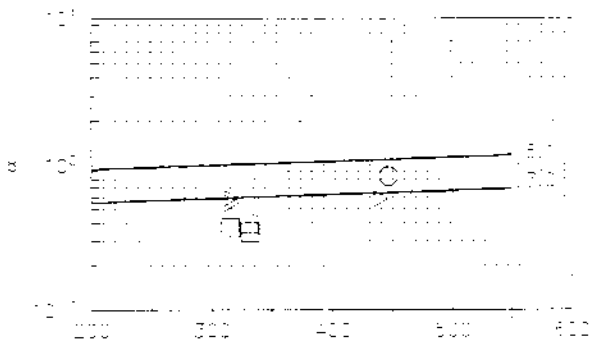
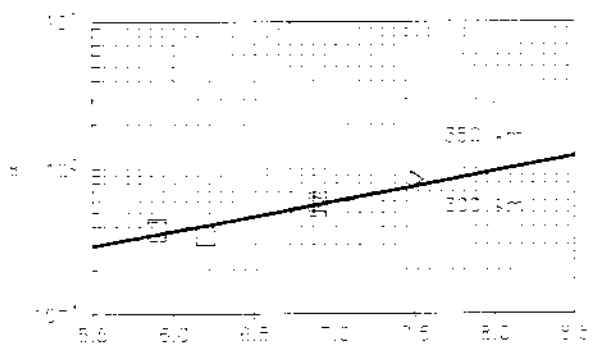
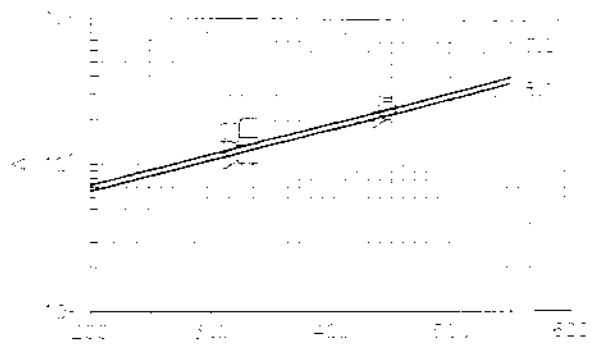
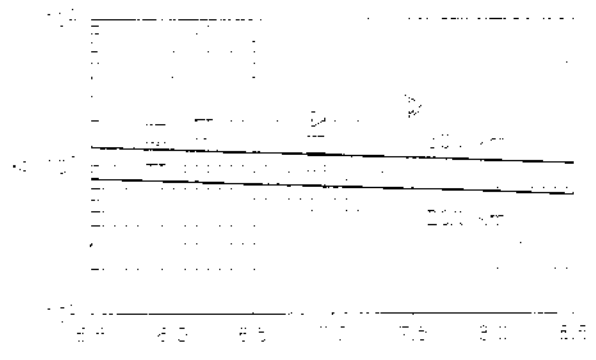


Fig. 2.12. Espectro de aceleración a contra distancia, R , en la estación 44. Con líneas continuas e \pm error medio para diferentes magnitudes, M .



\square $300 < R \leq 350$
 \triangleright $350 < R \leq 400$

\square $60 < V \leq 65$ \triangleright $71 < V \leq 80$
 \triangleright $66 < V \leq 70$

Fig. 2.12. Parámetros α , β contra magnitud, M_s , y distancia, R , en estación 44. Por línea continua se valor medio para diferentes combinaciones de M_s y R .

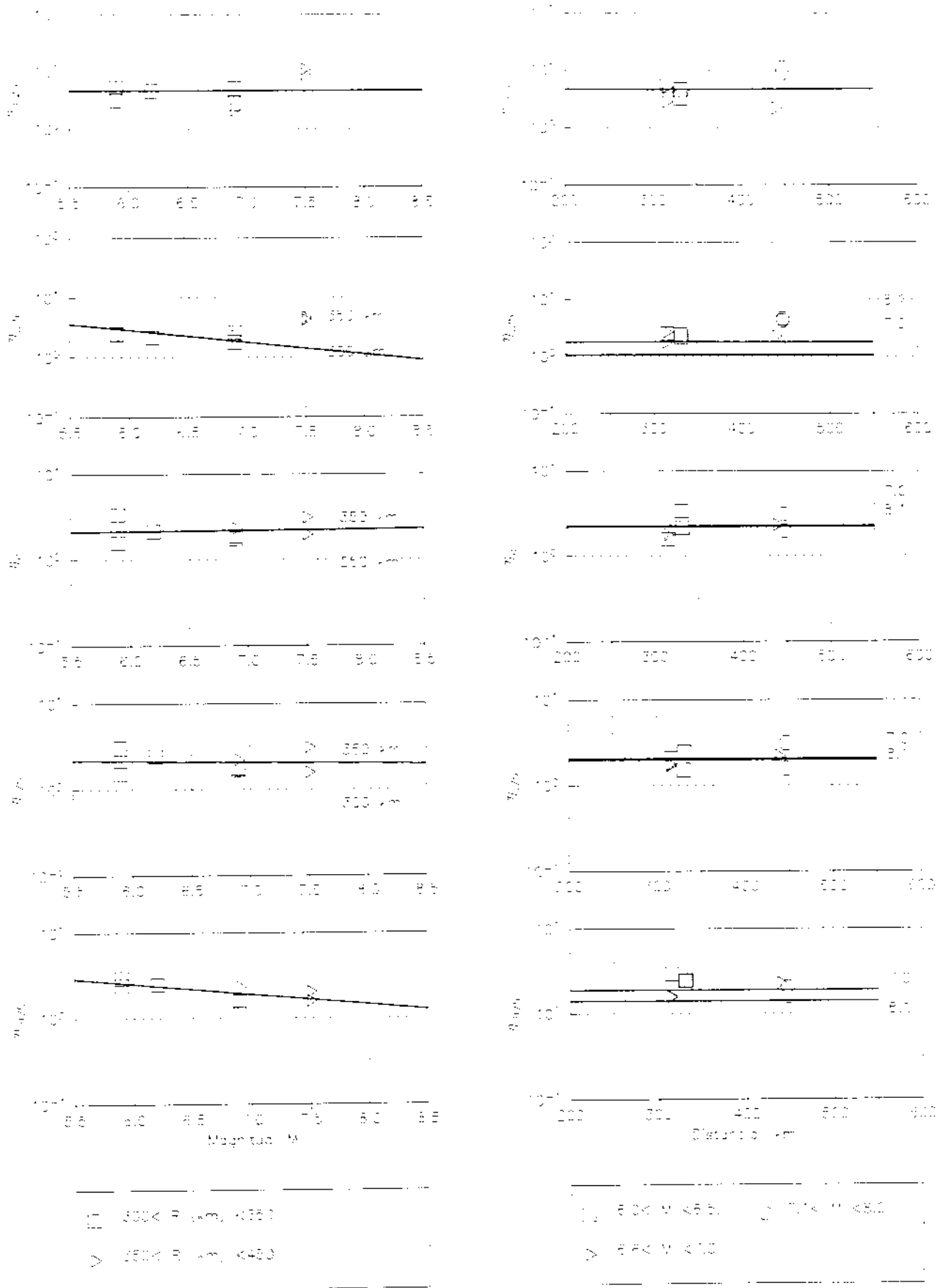
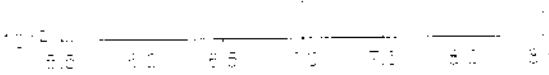
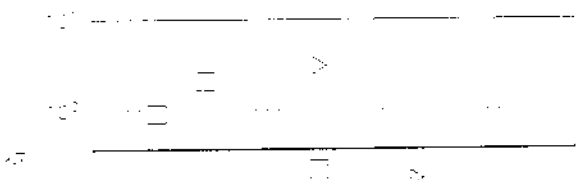
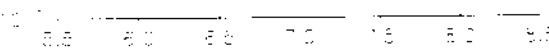
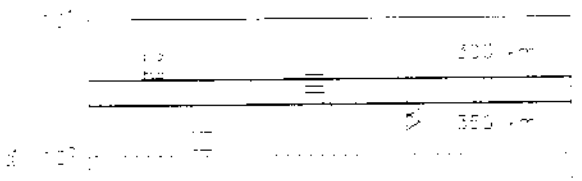
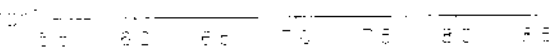
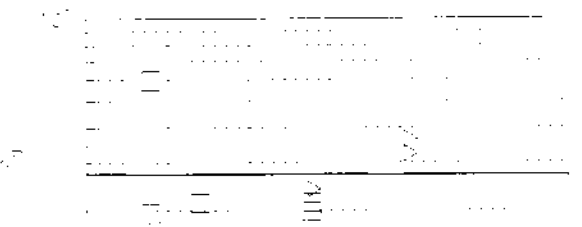
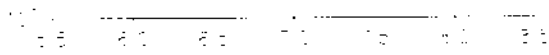
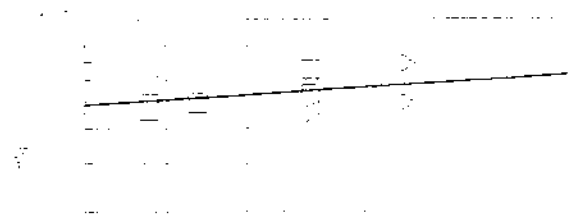
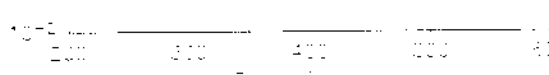
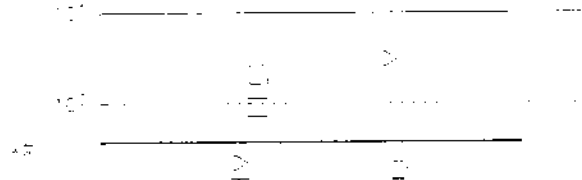
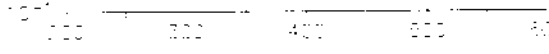
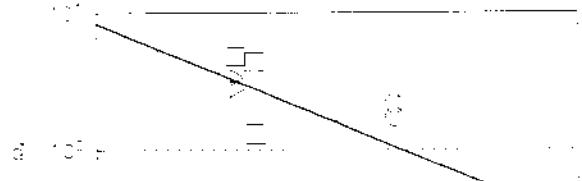
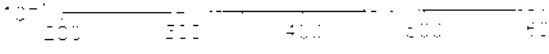
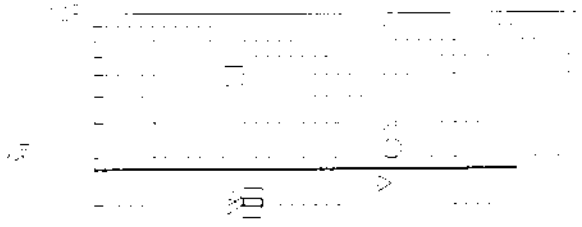
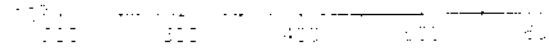
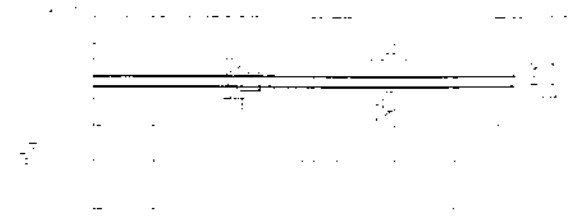


Fig. 114. Barómetris M_{max} y R_{max} contra magnitud M , y distancia, R , en estrato 4A. Se muestran círculos e varas media para diferentes combinaciones de M_{max} y R_{max} .



(○) $200 < R < 300$, (□) $300 < R < 400$,
 (△) $400 < R < 500$,
 (◇) $500 < R < 600$.



(○) $6.5 < M < 7.0$, (□) $7.0 < M < 7.5$,
 (△) $7.5 < M < 8.0$, (◇) $8.0 < M < 8.5$.

Fig. 1.15 Parámetros $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7, \alpha_8$ contra magnitud, M , y distancia, R , en el sector 44. Las líneas continuas se obtuvieron mediante diferentes combinaciones de M y R .

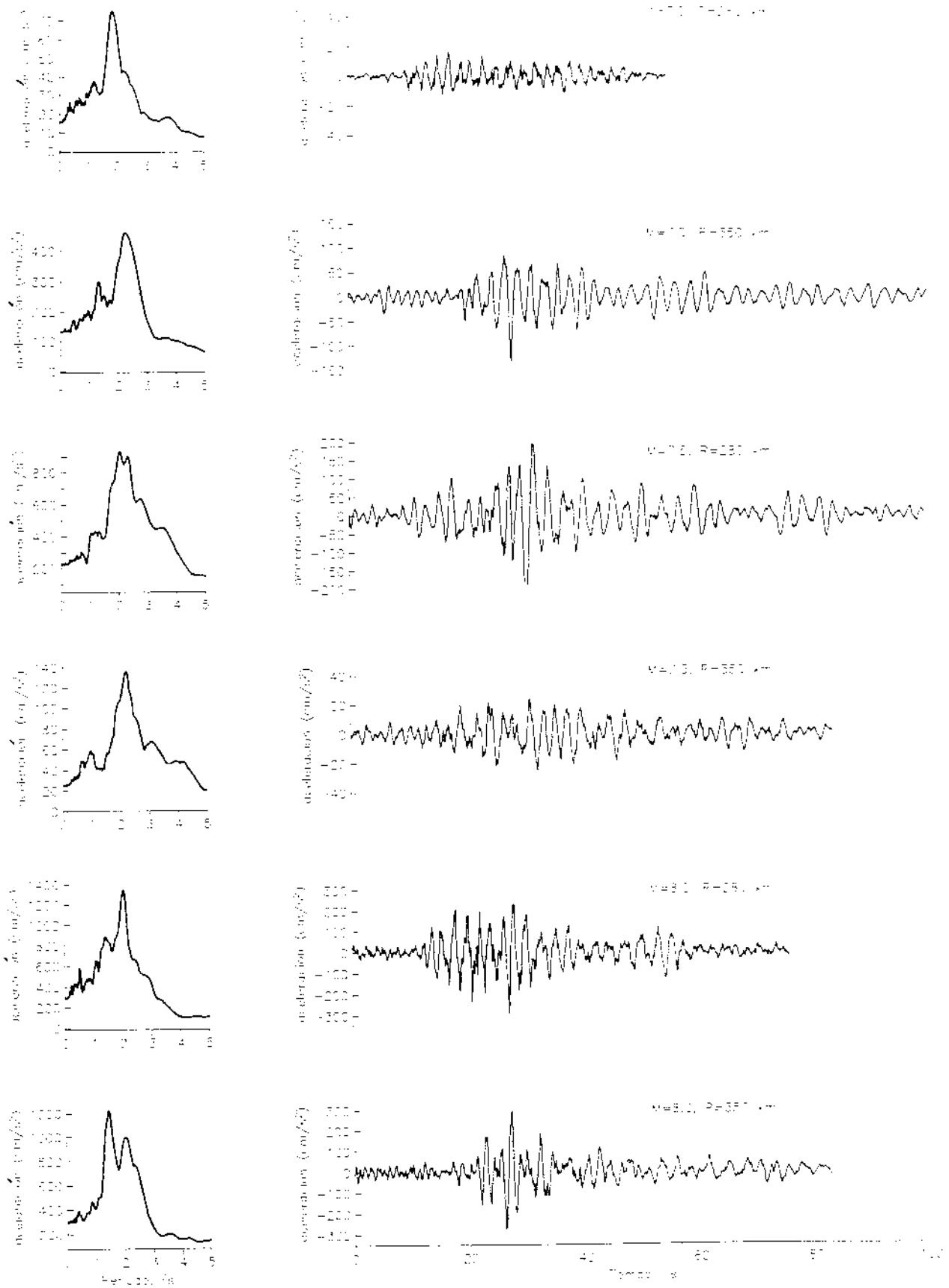


Fig. 2.18. Acelerogramas simulados en acelerómetro SD1 para diferentes combinaciones de magnitud M_0 y distancia R_0 y sus correspondientes espectros de respuesta lineal para 5% de amortiguamiento artificial.

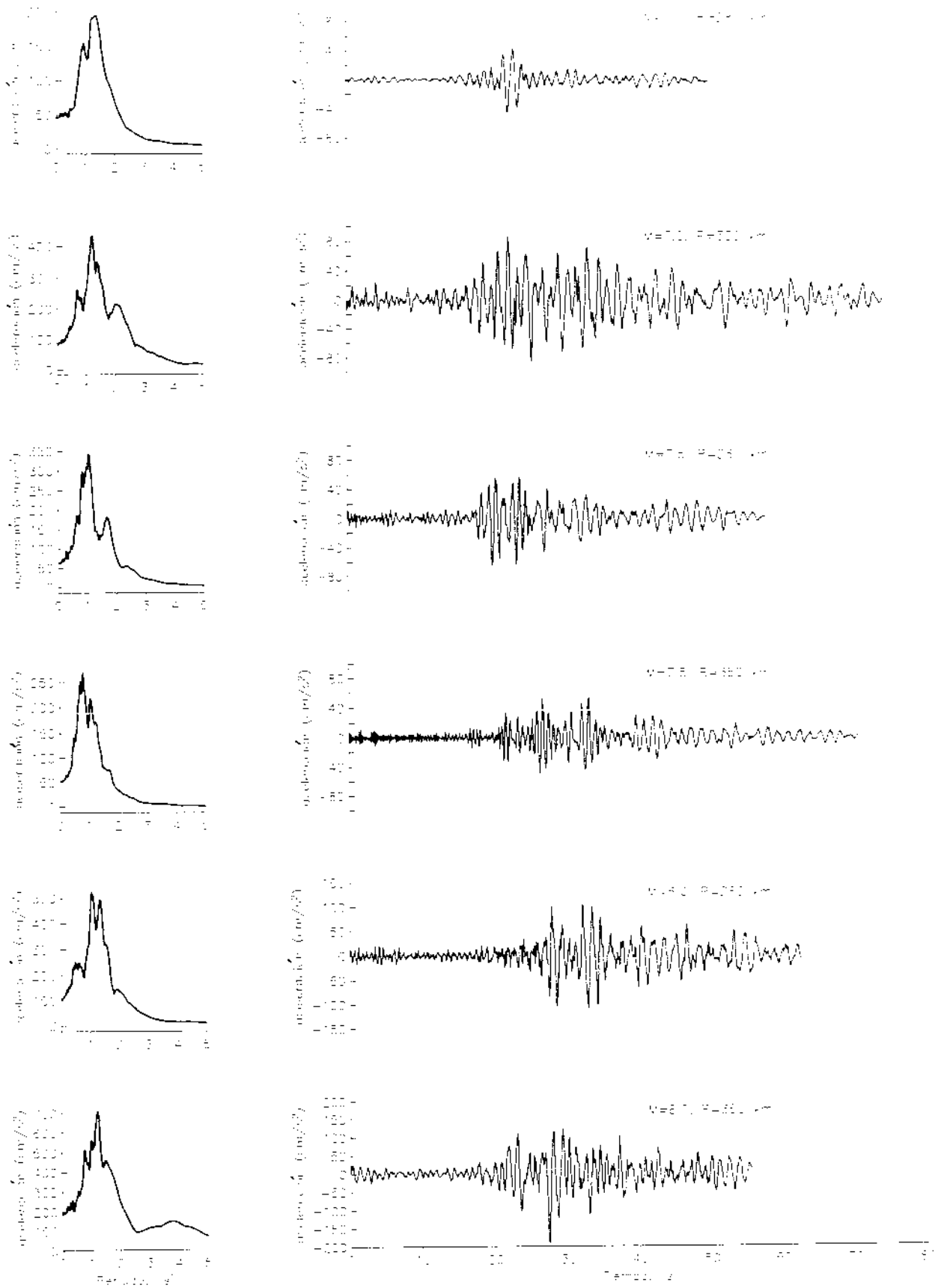


Fig. 10. Accelerograms simulados en estación 44 para diferentes magnitudes de momento M , y distancia R , y sus correspondientes espectros de respuesta lineal con 5% de amortiguamiento crítico.

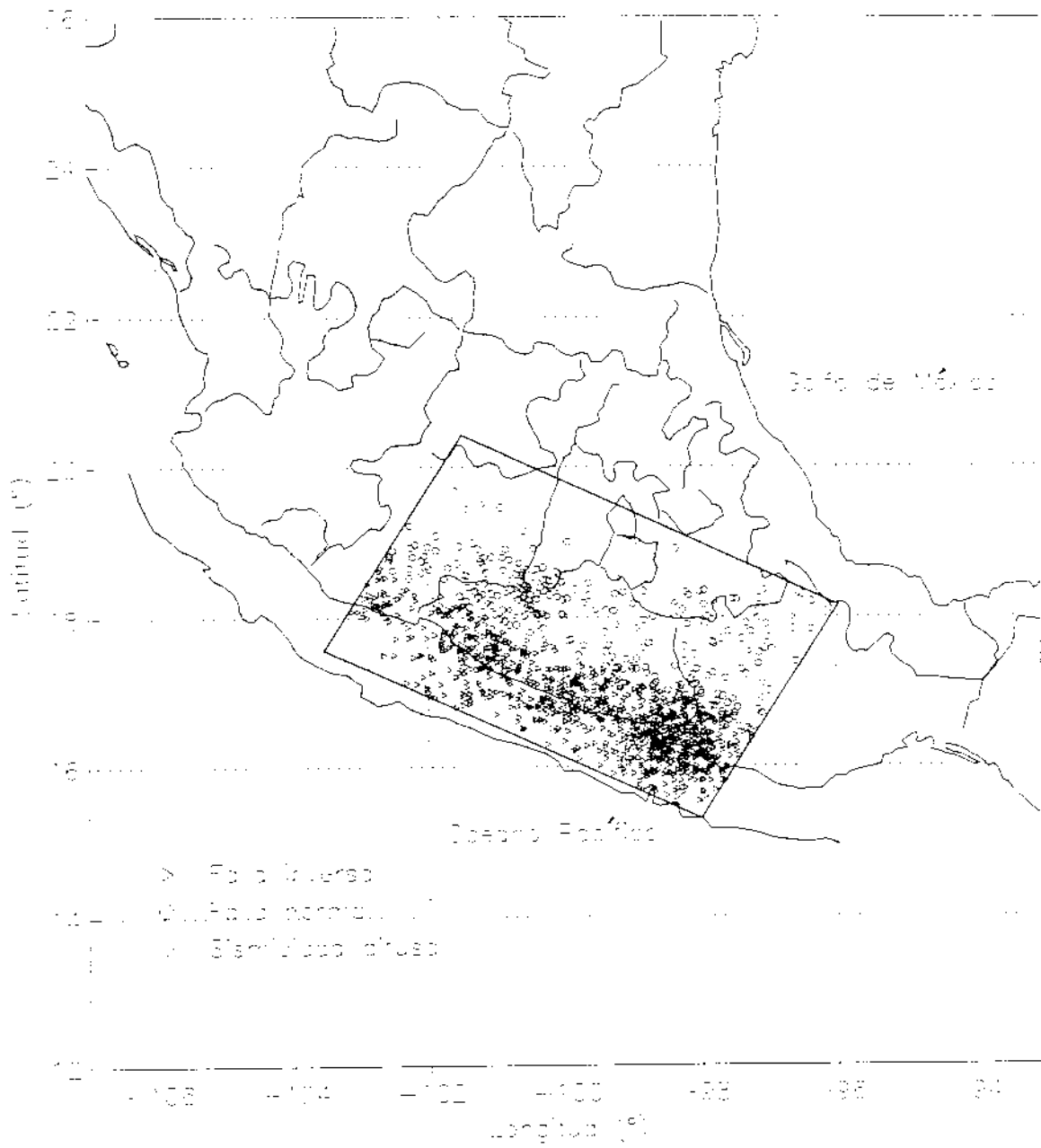


Fig. 2.18 Epicentros de terremotos ocurridos entre la costa occidental de México, caracterizados en el período 1900-1980.

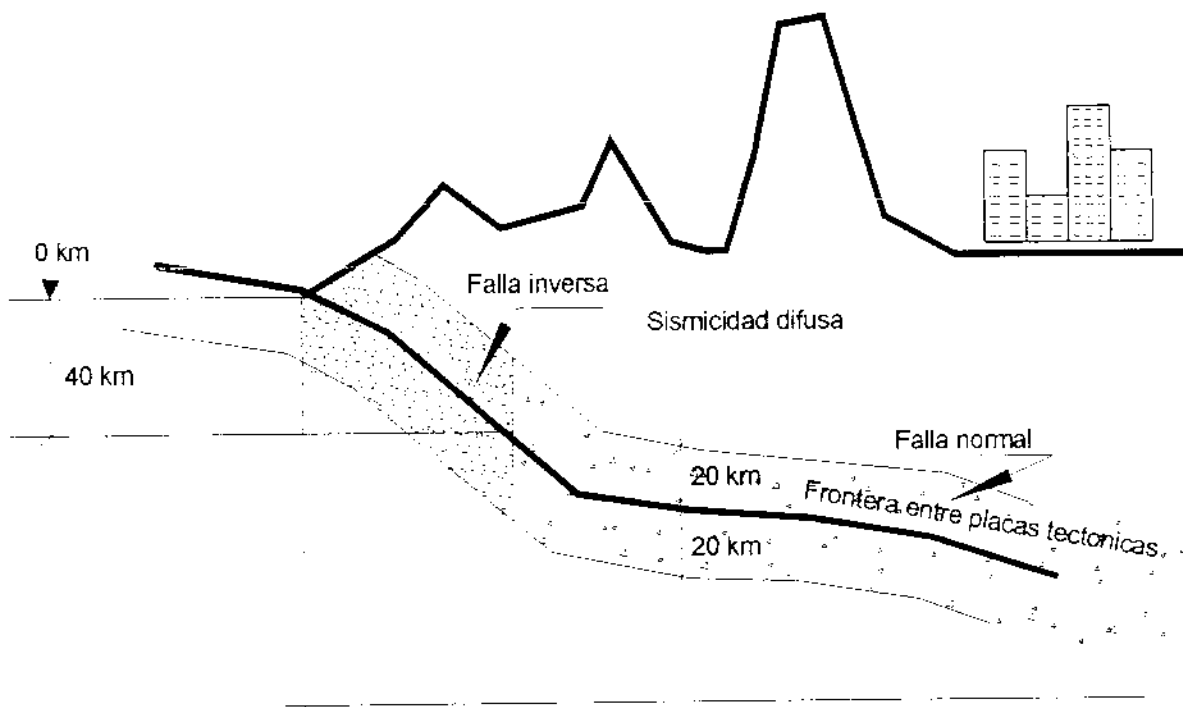


Fig. 2.19 Perfil de interfase entre placas tectónicas

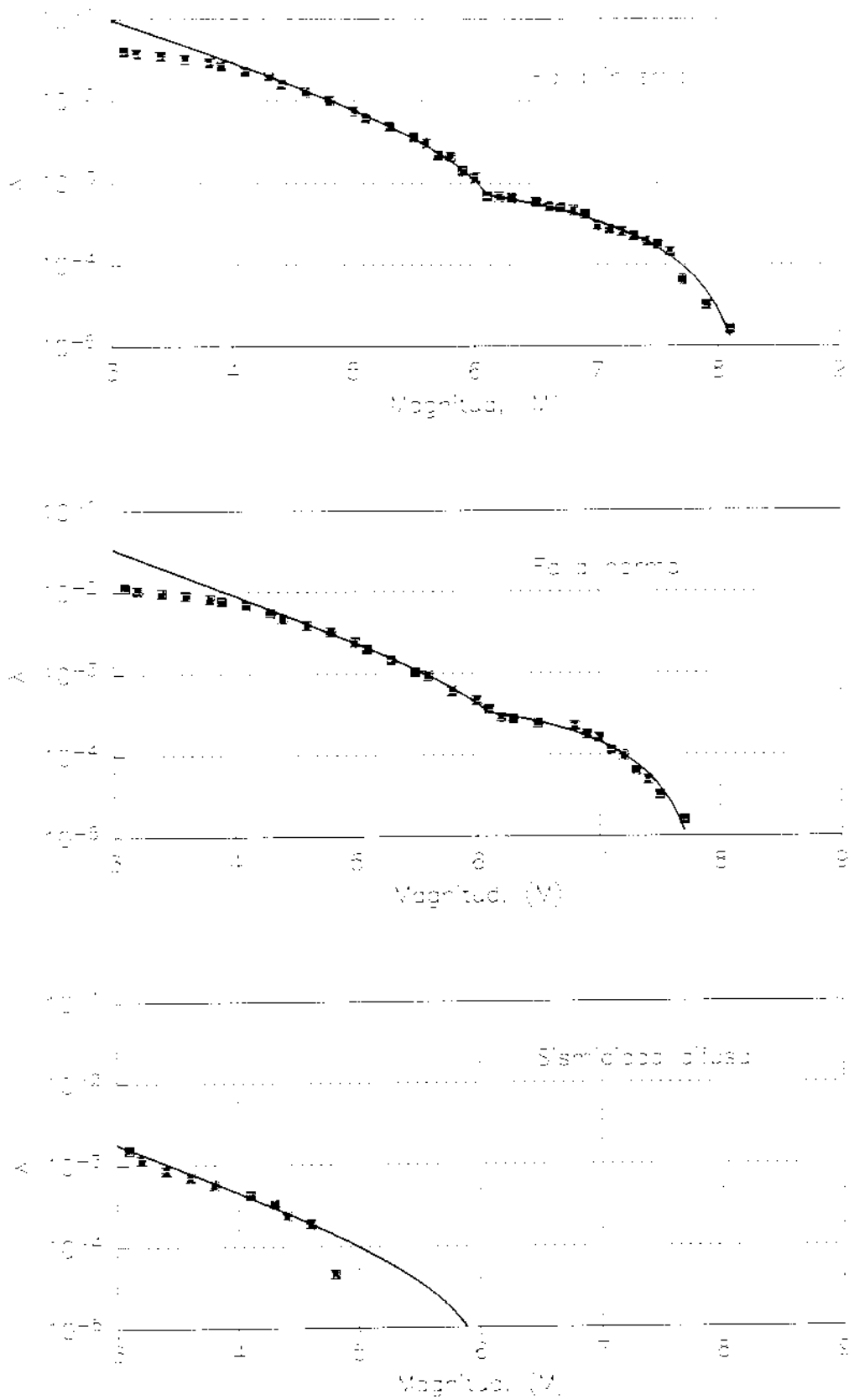


Fig. 3.10 Sismicidad en la costa de Pacífico debido a tres mecanismos de falla intra placa. Ver línea puntilla de función ajustada.

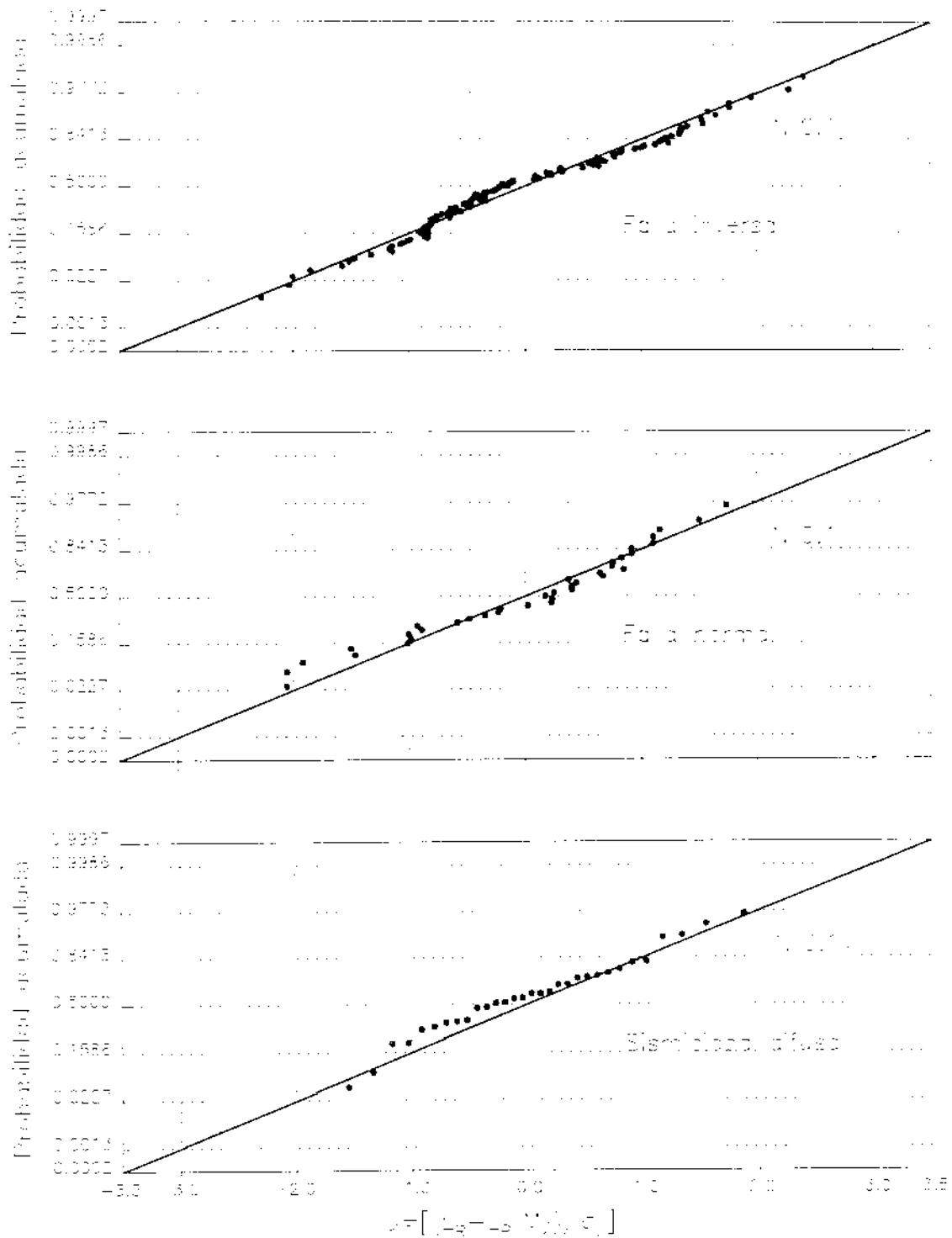


Fig. 2.21. Valores de logaritmo natural de la distancia d_{ij} , normalizados en términos de la media, d_{ij}^m , y de la desviación estándar, σ_{ij} , de logaritmo natural, en caso de origen por fallo a) inverso, b) normal, c) para diferentes mecanismos de fallo introducidos.

T=1 s; $\gamma=250 \text{ cm/s}^2$; estación SCT

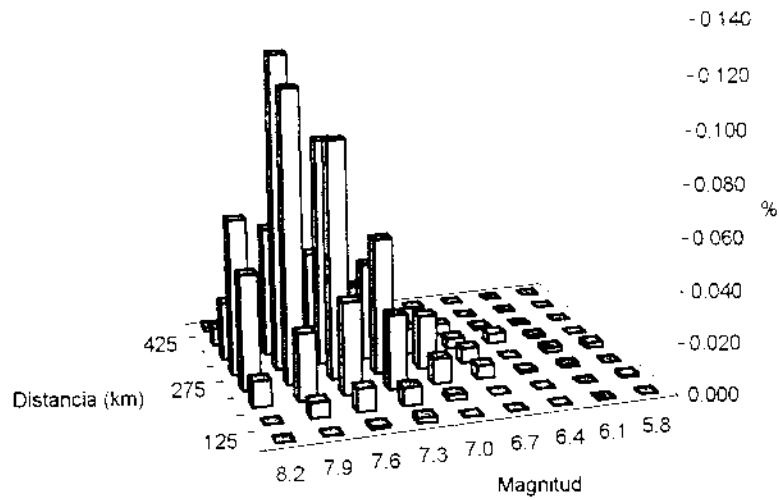


Fig. 2.22 Histograma de magnitudes y distancias para una intensidad de 250 cm/s^2 en una estructura de un segundo de periodo de vibración, en la estación SCT.

T=1 s; $\gamma=250 \text{ cm/s}^2$; estación 44

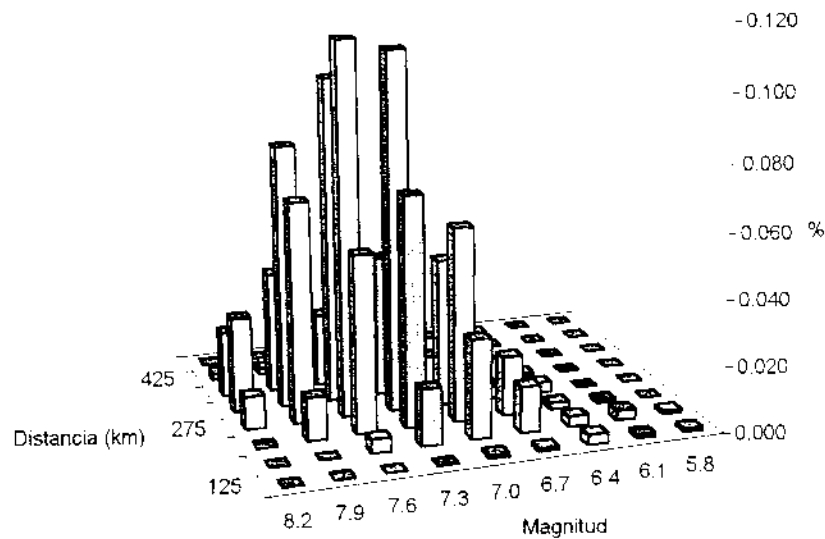


Fig. 2.23 Histograma de magnitudes y distancias para una intensidad de 250 cm/s^2 en una estructura de un segundo de periodo de vibración, en la estación 44.

CAPITULO 3. MODELOS PROBABILÍSTICOS DE LAS CARACTERÍSTICAS ESTRUCTURALES QUE DEFINEN EL COMPORTAMIENTO DE EDIFICIOS DE MÚLTIPLES NIVELES

3.1 Cargas vivas en edificios

De acuerdo con Pier y Cornell (1973) la intensidad de la carga viva sostenida $w(x,y)$, en un punto con coordenadas horizontales x, y , sobre un piso dado, se puede representar por medio del modelo probabilista definido por la ec 3.1. En este modelo, el coeficiente m representa la carga viva media para la población de estructuras con el mismo tipo de ocupación: oficinas, departamentos, etc. γ_b y γ_f son variables aleatorias independientes con media cero, la primera toma en cuenta la variabilidad de la intensidad de la carga de un edificio a otro, y la segunda, de un piso a otro, en un mismo edificio. $\varepsilon(x,y)$ es una variable aleatoria independiente, con media cero, que representa la variación espacial de la intensidad de la carga sobre un piso, en un mismo edificio; esta variable es función de las coordenadas horizontales x y y , lo que implica que esté correlacionada espacialmente.

$$w(x, y) = m + \gamma_b + \gamma_f + \varepsilon(x, y) \quad (3.1)$$

Las propiedades estadísticas: esperanza, $E[\cdot]$, y covarianza, $cov[\cdot]$, de w en dos sitios (x_0, y_0) y (x_1, y_1) , sobre un mismo piso, están dadas por las siguientes ecuaciones:

$$E[w(x, y)] = m \quad (3.2)$$

$$cov[w(x_0, y_0), w(x_1, y_1)] = \sigma_b^2 + \sigma_f^2 + cov[\varepsilon(x_0, y_0), \varepsilon(x_1, y_1)] \quad (3.3)$$

donde σ_b^2 y σ_f^2 son las varianzas de γ_b y γ_f , respectivamente. De acuerdo con lo autores, el último término de la ec 3.3 se representa adecuadamente por medio de la función $cov[\varepsilon(x_0, y_0), \varepsilon(x_1, y_1)] = \sigma_{sp}^2 e^{-r^d}$; donde σ_{sp}^2 es la varianza de ε , r es la distancia horizontal entre (x_0, y_0) y (x_1, y_1) y d es una constante estimada. No obstante, cuando dos puntos (x_0, y_0) y (x_2, y_2) , están localizados en diferentes pisos, la ecuación anterior adopta la

forma, $\text{cov}[\varepsilon(x_1, y_1), \varepsilon(x_2, y_2)] = \rho_c \sigma_{sp}^2 e^{-\gamma d}$; donde, ρ_c representa la correlación espacial de la intensidad de las cargas en dos pisos diferentes. Esta correlación se da cuando los inquilinos que habitan un edificio tienden a cargar de la misma manera los pisos, y en general, depende del número de pisos; sin embargo, por simplicidad se toma como constante.

Para fines de aplicaciones prácticas, el modelo de cargas se representa en términos de cargas unitarias por unidad de área, $U(A)$. Para ello, $w(x,y)$ se integra sobre un área dada y posteriormente se divide entre el área de integración. Así, para un área rectangular de un piso dado, la esperanza y la varianza de $U(A)$ están dadas por las siguientes ecuaciones

$$E[U(A)] = m \quad (3.4)$$

$$\text{var}[U(A)] = \sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_c^2 \frac{K(A)}{A} \quad (3.5)$$

donde

$$\sigma_c^2 = \pi d \sigma_{sp}^2 \quad (3.6)$$

$$K(A) = \left[\text{erf}\left(\sqrt{\frac{A}{d}}\right) - \sqrt{\frac{d}{A\pi}} \left(1 - e^{-\frac{A}{d}}\right) \right]^2 \quad (3.7)$$

$$\text{erf}(z) = \frac{2}{\pi} \int_0^z e^{-t^2} dt \quad (3.8)$$

Para n pisos con área rectangular común de un edificio dado, las propiedades estadísticas del modelo están dadas por

$$E[U(A_n)] = m \quad (3.9)$$

$$\text{var}[U(A_n)] = \sigma_b^2 + \frac{\sigma_f^2}{n} + \frac{\sigma_v^2 K(A)}{nA} + \rho_c \left(\frac{n-1}{n} \right) \frac{\sigma_{sp}^2 K(A)}{A} \quad (3.10)$$

Pier y Cornell (1973) calibraron el modelo descrito mediante el ajuste a casos reales de los coeficientes de variación $\frac{\text{var}[U(A)]}{m^2}$ contra A , y $\frac{\text{var}[U(A_n)]}{m^2}$ contra n . El valor de la media en el ajuste del modelo resultó igual a $m = 57.6 \text{ kg/m}^2$ (11.8 psf) y los valores de los parámetros estimados fueron los siguientes: $\sigma_b^2 + \sigma_f^2 = 482.7 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$ (20.25 (psf)²); $\sigma_b^2 = 71.5 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$ (3 (psf)²); $\sigma_{sp}^2 = 6197.9 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$ (260 (psf)²); $\rho_c = 0.7$; $d = 0.836 \text{ m}^2$ (9 (ft)²). De acuerdo con los autores mencionados, basados en un trabajo de Mitchel y Woodgate, $U(A)$ se distribuye de acuerdo con una función de densidad de probabilidad gamma $G(k, \lambda)$, con parámetros k y λ , definidos por las siguientes ecuaciones

$$k = \frac{E[U(A)]^2}{\text{var}[U(A)]} = \frac{m^2}{\sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_v^2 \frac{K(A)}{A}} \quad (3.11)$$

$$\lambda = \frac{E[U(A)]}{\text{var}[U(A)]} = \frac{m}{\sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_v^2 \frac{K(A)}{A}} \quad (3.12)$$

Los parámetros del modelo de cargas vivas descrito arriba se ajustaron con datos de cargas vivas de edificios desplantados en Inglaterra y Estados Unidos, donde las cargas sobre las áreas de influencia son menores comparadas con las cargas sobre los edificios desplantados en la ciudad de México. Este hecho obedece a una mayor demanda de espacios y consecuentemente, indica que el valor medio de cargas vivas en la ciudad de México es mayor que la media empleada en el ajuste de los parámetros del modelo descrito arriba. Esto puede observarse en un estudio estadístico de cargas vivas sobre edificios de oficinas

desplantados en la ciudad de México, realizado por Ruiz y Soriano (1997), donde el valor medio de la carga viva de cuatro edificios resultó igual a $m_0=75.1 \text{ kg/m}^2$.

El utilizar el modelo con los parámetros estadísticos obtenidos por Pier y Cornell (1973) y aplicarlo directamente a casos de edificios en la ciudad de México, conduciría a una modelación errónea de las cargas, dado que la media empleada no es la representativa para edificios construidos en la ciudad de México. Una solución a este problema, es utilizar el valor medio de la carga viva dada por Ruiz y Soriano (1997) y expresar la incertidumbre en el modelo citado en términos de coeficientes de variación para calcular los parámetros que definen al modelo de cargas vivas para edificios construidos en la ciudad de México. Esta suposición se justifica, ya que los datos estadísticos expresados en términos de coeficientes de variación de cargas vivas de edificios desplazados en la ciudad de México se ajustan adecuadamente al modelo ajustado por Pier y Cornell (1973) como se muestra en la fig 3.1. De acuerdo con lo anterior, dados los valores de las varianzas σ_b^2 , σ_f^2 , σ_v^2 del modelo ajustado y la media de las cargas m y m_0 , los nuevos valores ($\sigma_{b_0}^2$, $\sigma_{f_0}^2$ y $\sigma_{v_0}^2$) que toman dichas varianzas se obtienen como sigue: $\sigma_{f_0}^2 = (m_0/m)^2 \sigma_f^2 = 698.72 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$, $\sigma_{b_0}^2 = (m_0/m)^2 (\sigma_b^2 + \sigma_f^2) - \sigma_{f_0}^2 = 121.52 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$ y $\sigma_{v_0}^2 = (m_0/m)^2 \sigma_v^2 = 27664 \text{ (kg/m}^2\text{)}^2$. Los valores de los parámetros ρ_c y d permanecen sin cambios.

Actualmente, para describir las cargas que actúan sobre los diferentes niveles de un edificio se emplean modelos probabilistas, ya que dichas cargas son inciertas. Por ello en este trabajo se adoptan métodos de Monte Carlo para obtener cargas gravitacionales sobre edificios. Para realizar esto se emplea el modelo cargas propuesto por Pier y Cornell (1973), con parámetros estadísticos representativos de cargas vivas sobre edificios de la ciudad de México. Para aplicar dicho método y obtener cargas unitarias utilizando el modelo mencionado, es necesario contar con la distribución marginal de probabilidades de las variables involucradas γ_b , γ_f , y ϵ , de manera que $U(A)$ se comporte de acuerdo con una función de distribución de probabilidad gamma, con propiedades estadísticas definidas por las ecs 3.3 y 3.4. Además, ϵ debe tener la característica de ser multivariada debido a que esta variable toma en cuenta la correlación espacial entre dos pisos diferentes. Sin embargo,

no se cuenta con las distribuciones marginales de probabilidad que intervienen en el modelo. Con base en el modelo de cargas descrito, la única información disponible es que $U(A)$ posee función de distribución gamma con propiedades estadísticas dadas por las ecs 3.3 y 3.4; y las variables involucradas, γ_b , γ_{ii} y ε , son independientes, con esperanzas nulas, varianzas conocidas y con funciones de distribución de probabilidad no definidas. Para satisfacer las condiciones del modelo, se evalúan los coeficientes de correlación entre diferentes pisos, de manera que se considere el efecto de todas las variables aleatorias involucradas. En lo que sigue se determinan dichas correlaciones a partir del modelo de cargas vivas unitarias actuantes en dos pisos diferentes.

Sean las variables $U_{ij}(A_j)$, y $U_{kl}(A_l)$, definidas en las ecs 3.13 y 3.14, cargas vivas unitarias en dos entrepisos diferentes, donde el primer sub-índice indica el entrepiso, y el segundo la columna asociada a un área de influencia, A .

$$U_{ij}(A_j) = m + \gamma_b + \gamma_{ii} + \varepsilon_{ij}(A_j) \quad (3.13)$$

$$U_{kl}(A_l) = m + \gamma_b + \gamma_{lk} + \varepsilon_{kl}(A_l) \quad (3.14)$$

En estas ecuaciones, m es el valor medio de la carga viva unitaria y las variables aleatorias γ_b , γ_{ii} y $\varepsilon(A)$ están definidas en el modelo descrito arriba. De acuerdo con esto, la covarianza entre estas variables está dada en forma general por la siguiente ecuación

$$\text{cov}[U_{ij}(A_j), U_{kl}(A_l)] = E[\gamma_b^2] + E[\varepsilon_{ij}(A_j)\varepsilon_{kl}(A_l)] \quad (3.15)$$

para el caso en que las variables aleatorias U_{ij} y U_{kl} correspondan a la misma área de influencia, es decir, si $j=l$, la ec 3.15 adopta la siguiente forma

$$\text{cov}[U_i(A), U_k(A)] = \sigma_b^2 + \rho_c \sigma_{\varepsilon}^2 \frac{K(A)}{A} \quad (3.16)$$

por lo tanto, el coeficiente de correlación entre estas variables aleatorias se define como sigue

$$\rho_{U_i, U_k} = \frac{\sigma_b^2 + \rho_c \sigma_c^2 \frac{K(A)}{A}}{\sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_c^2 \frac{K(A)}{A}} \quad (3.17)$$

Para el caso en que las variables aleatorias U_{ij} y U_{kl} de la ec 3.15 correspondan a diferentes áreas de influencia, es decir si $j \neq l$, es aceptable considerar la hipótesis de independencia entre los términos ε_{ij} y ε_{kl} debido a que la correlación espacial decrece con la distancia, por lo que la ec 3.15 adopta la siguiente forma

$$\text{cov}[U_{ij}, U_{kl}] = \sigma_b^2 \quad (3.18)$$

por lo tanto, bajo esta hipótesis el coeficiente de correlación entre las variables U se obtiene como sigue

$$\rho_{U_{ij}, U_{kl}} = \frac{\sigma_b^2}{\sqrt{\sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_c^2 \frac{K(A_j)}{A_j}} \sqrt{\sigma_b^2 + \sigma_f^2 + \sigma_c^2 \frac{K(A_l)}{A_l}}} \quad (3.19)$$

Dadas las propiedades estadísticas anteriores y la función de distribución conjunta de las variables gamma, es posible obtener estimaciones de cargas vivas sobre edificios; sin embargo, esta función conjunta no está definida en la literatura, ni se cuenta con procedimientos para obtener simulaciones de estas variables. En este trabajo se desarrolla una metodología, que se muestra en el apéndice A para obtener estimaciones de variables multivariadas, cuando únicamente se conoce la distribución marginal de las variables involucradas, así como las correlaciones entre ellas. De esta manera se satisfacen las condiciones necesarias para aplicar el método de Monte Carlo y obtener estimaciones de cargas vivas en edificios.

3.2 Cargas muertas en edificios

Las estimaciones de cargas muertas actuantes en edificios son afectadas cuantitativamente por las variaciones en las dimensiones de los elementos, así como por las variaciones en los pesos específicos de los materiales empleados. Actualmente no se cuenta con datos estadísticos que describan la variabilidad espacial de la carga muerta en los edificios; la única información disponible es la que se refiere a la variabilidad en los pesos específicos de los materiales, de la que es posible inferir en forma aproximada la cargas muertas actuantes sobre las estructuras.

El reglamento de construcciones del Departamento del Distrito Federal establece, para fines de diseño, un valor nominal de carga muerta. Dicho valor corresponde a una probabilidad de ser excedida que en general varía entre 2 y 5%. De acuerdo con Meli (1976) la relación entre el valor nominal de carga muerta w_n , y la media de la carga, m_{cm} , se expresa adecuadamente mediante la siguiente expresión

$$m_{cm} = \frac{w_n}{1 + 2Cv} \quad (3.20)$$

donde Cv es el coeficiente de variación de la carga muerta que puede tomarse igual a 0.08, como valor típico. Este coeficiente de variación resulta ser muy pequeño si se compara con el coeficiente de variación de carga viva para un área dada, que toma valores entre 0.6 y 0.4, para áreas grandes. Sin embargo, la media de la carga muerta puede tomar valores superiores a la correspondiente a carga viva, lo que significa que la variabilidad en la intensidad de la carga muerta puede ser mayor que la que corresponde a carga viva.

Debido a que no se cuenta con algún modelo que describa el comportamiento probabilístico de la carga muerta sobre las estructuras, en este estudio las magnitudes de las cargas se consideran como variables aleatorias correlacionadas de piso a piso. Por cada entrepiso se adopta una variable aleatoria, caracterizada por una función de distribución marginal tipo gamma, con media dada por la ec 3.20 y coeficiente de variación igual a $Cv=0.08$. La correlación entre cargas que proviene de diferentes niveles se obtuvo en forma subjetiva a

partir de la distribución del cociente entre cargas, como se muestra en el apéndice B. Esta correlación se evaluó de manera que la probabilidad de que dicho cociente tomara valores entre 0.8 y 1.25 fuera igual a 0.90. De ello resultó un coeficiente de correlación igual a 0.5. De acuerdo con lo anterior, es posible aplicar la metodología descrita en el apéndice A para obtener simulaciones de valores de cargas muertas en edificios, aplicando el método de Monte Carlo.

3.3 Incertidumbre en características geométricas de elementos estructurales

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, altura, ancho, área de acero, altura de losa, peraltes efectivos, 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.

Mediante una recopilación de trabajos, de mediciones en edificios construidos en varios países, incluido México, Mirza y MacGregor (1979) 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. Con base en el trabajo mencionado, las propiedades geométricas de secciones transversales de elementos de concreto que se consideraron más importantes y que se evalúan en este estudio son: altura, ancho, recubrimientos de concreto y espesores de losa. Aquí, los errores de dichas propiedades geométricas se consideran como variables aleatorias correlacionadas con distribución de probabilidad Normal. Estas correlaciones se estimaron a partir de la ec B.6 del apéndice B, 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.

Para obtener valores representativos de las variaciones que experimentan las características geométricas de las secciones durante el proceso de construcción, se aplica el método de Monte Carlo. Para llevar a cabo esto, se obtienen simulaciones de los errores de las variables descritas y, posteriormente, estos valores simulados se suman a las dimensiones proyectadas de diseño.

3.4 Incertidumbre en la resistencia a compresión del concreto en la estructura

Convencionalmente la resistencia a compresión del concreto se estima a partir de cilindros de concreto ensayados en laboratorio a los 28 días después de haberse realizado el colado. En esta fabricación y ensaye, intervienen muchas variables que afectan en cierta forma la resistencia final del cilindro, de tal forma que dicha resistencia varía una cierta cantidad con respecto a la resistencia a compresión especificada, f'_c , que en lo que sigue se denominará resistencia nominal a compresión del concreto.

Por otra parte, la resistencia del concreto en una estructura difiere de la de los cilindros; en general, tiende a ser menor por diversas condiciones, como son procedimientos de curado, cantidad de agua en ciertas zonas debido a la altura del elemento, tamaño y forma de los elementos, temperatura, humedad y efecto de los diferentes regímenes de esfuerzo a los que es sometida la estructura.

De acuerdo con Mendoza (1991) las propiedades estadísticas de la resistencia a compresión del concreto en la estructura, como función de la resistencia media obtenida de ensayos experimentales de cilindros de concreto, están dadas por las relaciones $\bar{f}_{cc} = 0.95\bar{f}'_c$ y $V_{cc} = 1.15V_c$, donde \bar{f}_{cc} es la resistencia media del concreto a compresión en la estructura, \bar{f}'_c es la resistencia media de ensayos de cilindros de concreto sometidos a compresión, V_{cc} es el coeficiente de variación de la resistencia a compresión de concreto en la estructura y V_c es el coeficiente de variación de la resistencia a compresión que proviene de ensayos de cilindros de concreto.

Con base en pruebas de cilindros de concreto de resistencias nominales especificadas, Meli y Mendoza (1991) estimaron los primeros momentos estadísticos de la resistencia a compresión de concretos, y determinaron que es posible representar dicha resistencia mediante una función de distribución de probabilidad Normal. De acuerdo con estos investigadores, para una resistencia nominal igual a $f'_c = 250 \text{ kg/cm}^2$, que es la que se utiliza en este trabajo, la resistencia a compresión del concreto en cilindros tiene media igual a $\bar{f}_c = 268 \text{ kg/cm}^2$ y coeficiente de variación, $V_c = 0.167$.

En la construcción de edificios de concreto es común que la resistencia de los elementos en un entrepiso dado provenga de una misma mezcla de concreto, fabricada y colocada bajo las mismas condiciones ambientales, lo que significa que las resistencias en un mismo elemento, así como la de diferentes elementos en un mismo entrepiso, estén fuertemente correlacionadas. También, es común que las mezclas de concreto que se utilicen en todo el edificio provengan de una misma planta mezcladora, lo que implica que exista una alta probabilidad de que se emplee el mismo tipo de agregado en toda la estructura, así como el mismo tipo de cemento y calidad de agua, entre otros factores que influyen en la resistencia final del concreto. Esto sugiere que las resistencias de los elementos de concreto en todo el edificio estén correlacionadas.

Actualmente, no existen estudios estadísticos que cuantifiquen este tipo de correlaciones en estructuras construidas. Por ello, en esta disertación se estiman en forma subjetiva los coeficientes de correlación de la resistencia a compresión del concreto entre elementos de un mismo nivel, y entre elementos de diferentes entrepisos. Estos coeficientes se calculan a partir de los cocientes de las resistencias de los elementos en cuestión y de aplicar la metodología dada en el apéndice B. El primer factor de correlación se evaluó de manera que la probabilidad de que el cociente de las resistencias en dos puntos distintos de la estructura se encontrara entre 0.9 y 1.11 fuese igual a 0.90, de lo que resultó un valor de correlación igual a 0.9. El segundo coeficiente que se calculó dió como valor 0.8. Para calcular dicho valor se consideró que la probabilidad de que el cociente de las resistencias en cuestión se encuentre entre 0.85 y 1.18, es igual a 0.9.

Para obtener valores simulados de la resistencia a compresión del concreto en elementos estructurales, se considera que dicha resistencia se comporta de acuerdo con una función de distribución Lognormal, ya que los valores de las resistencias del concreto unicamente pueden tomar valores positivos.

3.5 Incertidumbre en la resistencia a tensión del concreto en la estructura

Otra característica mecánica, no menos importante, es la resistencia a tensión del concreto, f_t , que se relaciona con el agrietamiento de los elementos de concreto, cuando estos se someten a momentos flexionantes. De acuerdo con Mendoza (1984) esta propiedad se representa adecuadamente, para concretos fabricados en el DF, en función de la raíz cuadrada de la resistencia nominal a compresión del concreto, f'_c , como se muestra en la siguiente ecuación

$$f_t = \phi_t \cdot \overline{f'_c} \quad (3.21)$$

en donde ϕ_t es una variable aleatoria con media $\overline{\phi_t} = 1.935$, y coeficiente de variación $V_{\phi_t} = 0.20$. De acuerdo con la estructura de esta ecuación es fácil darse cuenta que la resistencia a tensión del concreto se correlaciona con su resistencia a compresión. Hasta ahora esta correlación no se ha podido evaluar de los ensayos de los cilindros de concreto, debido a que la resistencias a compresión y a tensión de dichos cilindros provienen de muestras distintas, por esta razón, en lo que sigue, la correlación entre dichas variables se estima de acuerdo con la metodología del apéndice C.

De acuerdo con esta metodología, se asume que la resistencia a tensión y compresión del concreto son variables aleatorias representadas por F_t y F_c , respectivamente, que se relacionan de la siguiente forma

$$F_t = \beta_t \cdot \overline{F_c} \quad (3.22)$$

donde β es variable aleatoria independiente, con media β , y coeficiente de variación V_β , dados por las ecs 3.23 y 3.24, obtenidas de acuerdo como se especifica en el apéndice C.

$$\beta = E\left[\frac{F_t}{F_c}\right] = \frac{\phi_{t,c} \bar{f}'_c}{\bar{f}_c (1 - V_c^2 - 8)} \quad (3.23)$$

$$V_\beta^2 = \frac{V_\phi^2 (8 - V_c^2)^2 - 16V_c^2}{64 + V_c^4} \quad (3.24)$$

donde $E[\cdot]$ denota al operador esperanza y V_c es el coeficiente de variación de la resistencia a compresión del concreto. La ec 3.24 es valida para todo $V_\beta^2 > V_{\beta_{\min}}^2 = (16V_c^2 / (8 - V_c^2)^2)$.

Aquí, se considera que β y F_c se distribuyen logaritmicamente. Así, para obtener valores simulados de resistencias del concreto a tensión es posible aplicar el método de Monte Carlo en dos formas que son equivalentes; la primera consiste en calcular el coeficiente de correlación entre F_t y F_c de acuerdo con la ec C.7 del apéndice C, después se obtiene la matriz de covarianzas de las variables lognormales y se efectúa una simulación multivariada. La segunda forma, consiste en simular valores de β de manera independiente para valores dados de F_c . Esta opción es mucho mas práctica, debido a que no es necesario evaluar el coeficiente de correlación entre variables. Además, los valores de F_t se obtienen a partir de distribuciones marginales de probabilidad, que son mas fáciles de simular que las distribuciones conjuntas, y la dependencia estadística de las resistencias a compresión del concreto en diferentes elementos estará tomada en cuenta implícitamente en los valores de F_t que resulten. También, es posible considerar que la resistencia a tensión en la estructura se ve afectada por los mismas condiciones que afectan a la resistencia a compresión del concreto en la estructura.

Por otra parte, el estimar el coeficiente de correlación entre F_t y F_c , intuitivamente, da una mejor idea acerca de la dependencia entre estas variables. Dicho coeficiente se calcula al sustituir los valores estadísticos de la resistencia a compresión del concreto y la variable ϕ en la ec C7 dada en el apéndice C. Así, para una resistencia nominal a compresión del concreto, $f'_c = 250 \text{ kg/cm}^2$, el coeficiente de correlación evaluado es igual a 0.4, lo que muestra en términos cuantitativos la correlación que existe entre la resistencia a compresión y la resistencia a tensión del concreto.

3.6 Incertidumbre en el módulo tangente del concreto

El módulo tangente caracteriza el comportamiento de elementos estructurales de concreto sometidos a esfuerzos axiales y cortantes. Esta propiedad, igual que la resistencia a tensión del concreto, se relaciona con su resistencia nominal a compresión, como se muestra en la ec 3.25, donde ϕ_E es una variable aleatoria con propiedades estadísticas dadas.

$$E_c = \phi_E \cdot \bar{f}'_c \quad (3.25)$$

A partir de gráficas esfuerzo-deformación de cilindros de concreto, fabricados con agregados típicos del valle de México, ensayados a compresión, Mendoza (1984) estimó que la variable ϕ_E tiene media igual a $\bar{\phi}_E = 8500$ y coeficiente de variación de $V_{\phi_E} = 0.12$. Estas propiedades estadísticas se calcularon a partir de mediciones de valores experimentales de E_c que resultaron de evaluar la pendiente de la recta que interseca a la curva esfuerzo-deformación en cuestión, en el punto en que el esfuerzo asociado a dicha curva es igual a 40% del esfuerzo máximo de la resistencia a compresión del concreto. Esto implica que la resistencia a compresión y el modulo tangente estén correlacionados; sin embargo, en la literatura esta correlación no esta reportada, por lo que en este estudio se evalúa en forma análoga a la correlación entre la resistencia a compresión y tensión del concreto, de acuerdo con la metodología dada en el apéndice C. Para llevar acabo esto, E_c

y f'_c se consideran variables aleatorias representadas por M_E y F_c , respectivamente, y relacionadas mediante la siguiente expresión

$$M_E = \gamma \cdot F_c \quad (3.26)$$

Aquí, γ es variable aleatoria independiente con media $\bar{\gamma}$ y coeficiente de variación V_γ , dados por las relaciones 3.27 y 3.28, obtenidas de acuerdo como se especifica en el apéndice C. En dichas relaciones el operador $E[\cdot]$ denota esperanza y la ec 3.28 es válida para todo $V_{M_E}^2 > V_{F_c}^2 = (16V_c^2 (8 - V_c^2)^2)$.

$$\bar{\gamma} = E\left[\frac{M_E}{F_c}\right] = \frac{\bar{\phi}_{M_E} \cdot \bar{f}'_c}{\bar{f}_c (1 - V_c^2 \cdot 8)} \quad (3.27)$$

$$V_\gamma^2 = \frac{V_{M_E}^2 (8 - V_c^2)^2 - 16V_c^2}{64 + V_c^4} \quad (3.28)$$

De acuerdo con la ec 3.26, dada la resistencia a compresión del concreto y obteniendo por simulación un valor de la variable γ , es posible obtener el valor de E_c asociado con dicha resistencia.

3.7 Incertidumbre en el comportamiento mecánico del acero estructural

El comportamiento de elementos de concreto reforzado y por consiguiente, el de la estructura en su conjunto, depende esencialmente de la resistencia y de la capacidad de disipar energía de deformación del acero estructural en los elementos de concreto. De aquí la importancia de estimar los parámetros estadísticos de las funciones que definen las relaciones constitutivas del acero estructural.

De pruebas experimentales de probetas de acero ensayadas a tensión, Rodríguez y Botero (1996) determinaron el comportamiento esfuerzo-deformación de varillas fabricadas en México y representaron dicho comportamiento por medio de una función caracterizada por tres zonas, que se definen a continuación: a) *zona elástica*: el esfuerzo está dado por la relación $f_s = E_s \varepsilon_s$ y ocurre en el intervalo $0 \leq \varepsilon_s \leq \varepsilon_y$, donde ε_s es la deformación de la varilla en cuestión, $\varepsilon_y = 0.002$ es la deformación de fluencia del acero y E_s es el modulo de elasticidad del acero, b) *zona plástica*: el esfuerzo esta dado por la relación $f_s = f_y$ y ocurre en el intervalo $\varepsilon_y \leq \varepsilon_s \leq \varepsilon_{su}$, donde ε_{su} es la deformación del acero correspondiente al inicio de la zona de endurecimiento por deformación, c) *zona de endurecimiento por deformación*: el esfuerzo está dado por la expresión dada por Mander (1984), que se representa por medio de la siguiente ecuación

$$f_s = f_{su} + (f_y - f_{su}) \left(\frac{\varepsilon_{su} - \varepsilon_s}{\varepsilon_{su} - \varepsilon_{sh}} \right)^P \quad \text{para } f_y \leq f_s \leq f_{su} \quad (3.29)$$

donde f_{su} es el esfuerzo máximo que corresponde a la deformación ε_{su} , P es un parámetro adimensional que controla la forma de la ecuación anterior. Después de que esta función alcanza el esfuerzo máximo, se presenta una disminución gradual de esfuerzos, así como un aumento continuo de deformaciones hasta la ruptura del acero, la que ocurre a una deformación ε_{max} .

Con base en los resultados experimentales obtenidos de la probetas ensayadas y con el fin de representar las características observadas por medio de las ecuaciones descritas arriba, se evaluaron las propiedades estadísticas (media y desviación estándar) de los parámetros que controlan la curva esfuerzo-deformación del acero a partir del siguiente conjunto de variables

$$f_y = f_y \quad (3.30a)$$

$$\xi_0 = f_{su} - f_y \quad (3.30b)$$

$$\xi_1 = \varepsilon_{sh} - \varepsilon_s \quad (3.30c)$$

$$\xi_2 = \varepsilon_{su} - \varepsilon_{sh} \quad (3.30d)$$

$$\xi_3 = \varepsilon_{suu} - \varepsilon_{su} \quad (3.30e)$$

Estas variables se definieron con el fin de que tomen valores positivos y que se garantice que los valores simulados representen adecuadamente a la función constitutiva del acero. Se obtuvo la matriz de covarianzas de las variables anteriores, y a cada una de dichas variables, se ajustó una función de distribución de probabilidad logarítmico normal, como se muestra en la fig 3.2. En general, dicha distribución se ajustó adecuadamente, en el intervalo de interés, a los puntos experimentales dados de cada una de la variables; excepto la variable ξ_1 que muestra un comportamiento totalmente diferente; sin embargo, en este trabajo se asume con comportamiento lognormal. En la tabla 3.1 se muestran los valores de los parámetros estadísticos de las variables anteriores, así como las correlaciones entre ellas.

De acuerdo con Mirza y MacGregor (1979), el coeficiente de variación de la resistencia de fluencia del acero es del orden de 4% a 7% sobre la población de varillas que provienen de una fuente en particular, mientras que cuando se consideran todas las fuentes, el coeficiente de variación se incrementa del orden de 8% a 12%. Por ello, en este trabajo se considera que la resistencia de fluencia de cada lecho de acero en la estructura proviene de la resistencia de un lote de varillas asociado a una determinada fuente, se considera que la resistencia de un lecho de acero es una variable aleatoria R , representada por medio de la ecuación $R = R_0 R_L$, donde R_0 es una variable aleatoria independiente que representa la variabilidad dentro del lote y R_L representa la variabilidad de lote a lote. Con base en el trabajo de los autores mencionados y con fines prácticos se considera que los coeficientes de variación V , de las variables R_0 y R_L son iguales, por lo que dichos coeficientes estarán dados por la ecuación $V = \sqrt{\frac{1}{1 + V_{FY}^2} - 1}$, donde V_{FY} es el coeficiente de variación de f_y , definida en la ec 3.30a.

De acuerdo con lo anterior, el procedimiento para obtener valores simulados de la curva de comportamiento del acero para cada lecho de acero es el siguiente: *a)* se simula un valor de $R_{i,}$, *b)* para cada lecho de acero en la estructura se simula un valor de $R_{o,}$ y *c)* dado un valor de la resistencia de fluencia del acero en cada lecho y con base en las ecs 44 se simulan los parámetros que definen a la curva esfuerzo-deformación del acero en cada lecho.

3.8 Incertidumbre en el porcentaje de acero longitudinal

El área de acero de refuerzo longitudinal en elementos de concreto es una combinación de barras de acero de diámetros dados, por lo que la suma de las áreas de las barras de acero será diferente a la cantidad de área de acero que se obtiene de los cálculos en el diseño. De acuerdo con Mirza y MacGregor (1979) el área de acero real en cada sección transversal es posible representarla mediante la variable aleatoria $A_R = \phi A_D$, donde ϕ es una variable aleatoria independiente con media igual a 1.01 y coeficiente de variación de 0.04, A_D es el área de acero que resulta del diseño convencional, por lo que es una variable determinista. Aquí se obtienen valores de A_R , simulando independientemente valores de ϕ para cada lecho de acero, con base en la distribución lognormal propuesta por los autores mencionados.

3.9 Propiedades de rigidez y comportamiento por carga cíclica de elementos de concreto reforzado

En la práctica profesional, como en algunas investigaciones, las rigideces de los elementos se estiman a partir de las secciones brutas de los elementos, que en general son mayores que las que resultan de considerar las secciones agrietadas de los mismos. A esto añadimos, para el caso específico de concretos típicos de la ciudad de México, los valores bajos que se tienen en los módulos tangentes del concreto, comparados con los que se emplean en el diseño de los elementos estructurales. Esto trae como consecuencia que los periodos fundamentales de las estructuras diseñadas sean mayores que los calculados, lo que implica que se subestimen o sobreestimen las fuerzas laterales de diseño y que las estimaciones en

las respuestas dinámicas no lineales que resultan de aplicar programas de análisis no lineal posean un sesgo considerable.

Los coeficientes de rigidez de cada elemento se calculan, aplicando el método del trabajo virtual, a partir de las rigideces a flexión, $EI = M_y \phi_y$, que se obtienen de los diagramas de momento-curvatura de las secciones transversales que integran al elemento. M_y y ϕ_y son, respectivamente, el momento y curvatura de fluencia. Aquí, para calcular los coeficientes de rigidez, la longitud del elemento se discretiza en siete segmentos contiguos; dos de ellos de rigidez infinita, cuyas longitudes dependen de las características geométricas de los elementos en los extremos, como se muestra en la fig 3.3. La rigidez de cada segmento restante se considera invariable a lo largo del mismo y se obtiene del diagrama de momento-curvatura de una sección transversal típica en el segmento, cuyas propiedades geométricas y mecánicas se estiman por simulación de Monte Carlo.

Para calcular los diagramas de momento-curvatura de las secciones transversales de los elementos, se asume el modelo de Mander (1988) con el fin de representar el comportamiento esfuerzo-deformación del concreto, y el de Rodríguez y Botero (1996) para representar el comportamiento del acero de refuerzo. Se considera que cada lecho de acero posee una curva esfuerzo-deformación, la cual se obtiene por simulación.

En trabes, la influencia de la losa se toma en cuenta mediante un ancho equivalente que, de acuerdo con Priestley y Paulay (1992), es del orden de un cuarto de las longitudes de los claros adyacentes a la sección transversal de interés.

Con base en el comportamiento de elementos sujetos a cargas cíclicas se sabe que el comportamiento no lineal de elementos de concreto reforzado ocurre en los extremos, en una zona contigua a estos. Los modelos matemáticos de las relaciones constitutivas actuales representan dicha zona por medio de una articulación plástica en cada extremo del miembro. Desde esta perspectiva, se asume que el comportamiento por carga cíclica de las articulaciones plásticas de los elementos se representa adecuadamente por medio del modelo de Campos y Esteva (1997), que toma en cuenta la degradación de rigidez y

resistencia del elemento. Este modelo se basa en el concepto de daño acumulado, y toma en cuenta la rotación máxima experimentada en cada ciclo. Este modelo necesita como datos un parámetro $\alpha = 0.0671$ cuyo valor es obtenido por los autores citados a partir de datos experimentales. También necesita la curva de momento-rotación del extremo del elemento, que se calcula dando giros en los extremos del elemento de interés e integrando las curvaturas asociadas sobre la longitud del miembro. Una descripción detallada del modelo se encuentra en el trabajo de los autores mencionados.

Tabla 3.1 Parámetros estadísticos del logaritmo de las variables que describen el comportamiento del acero estructural

Parámetro	Coef. Variación	media	Coeficientes de correlación					P
			f_y	ξ_0	ξ_1	ξ_2	ξ_3	
f_y	0.0069	8.43	1.00					
ξ_0	0.0104	7.96	-0.56	1.00				
ξ_1	-0.2239	-7.06	-0.07	-0.03	1.00			
ξ_2	-0.0842	-2.13	-0.20	0.03	-0.32	1.00		
ξ_3	-0.3500	-4.00	0.02	0.01	0.38	0.07	1.00	
P	0.0905	1.23	-0.21	0.26	-0.10	0.28	-0.02	1.00

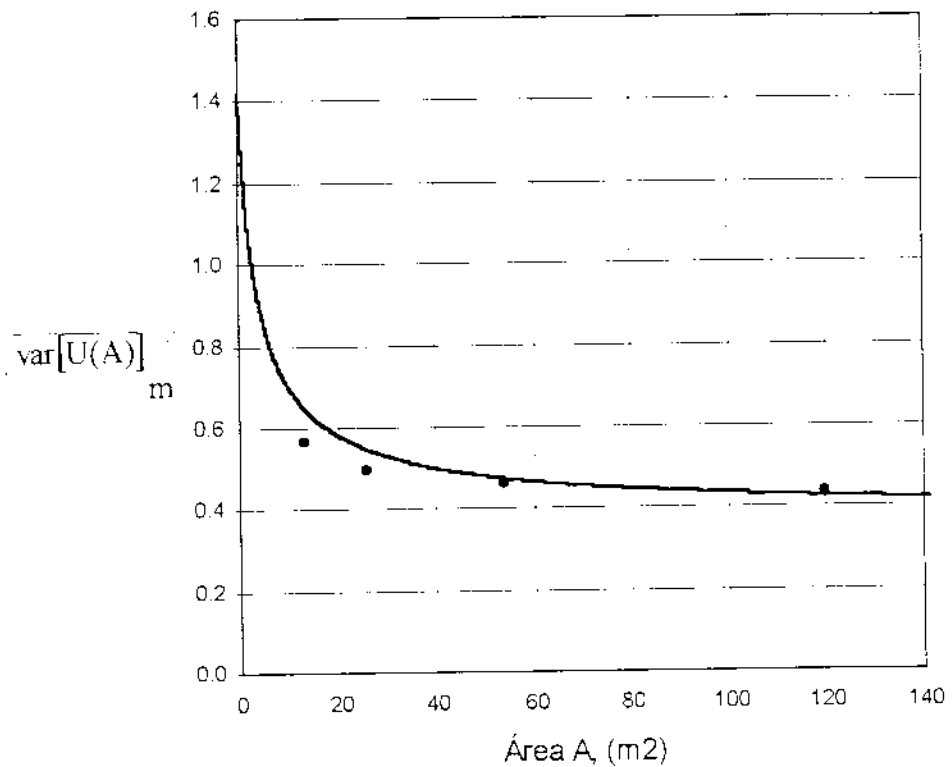


Fig. 3.1. Coeficientes de variación de cargas vivas en México, medidas por Ruiz y Soriano (1997). Con línea continua el modelo ajustado de Pier y Cornell.

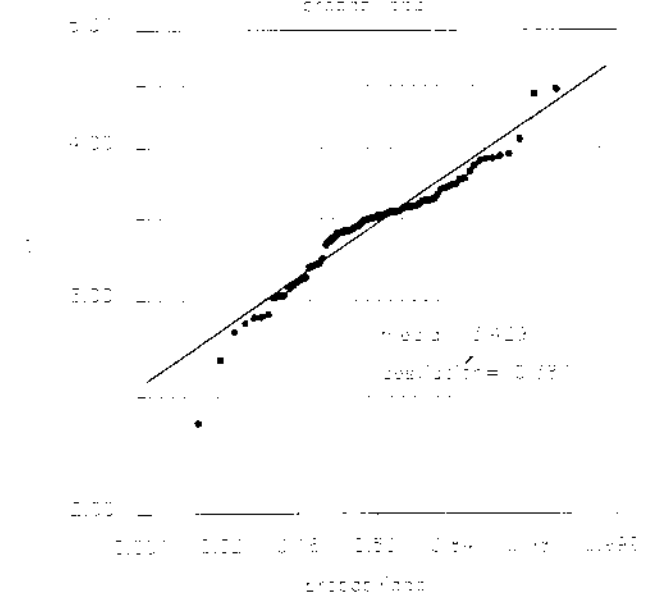
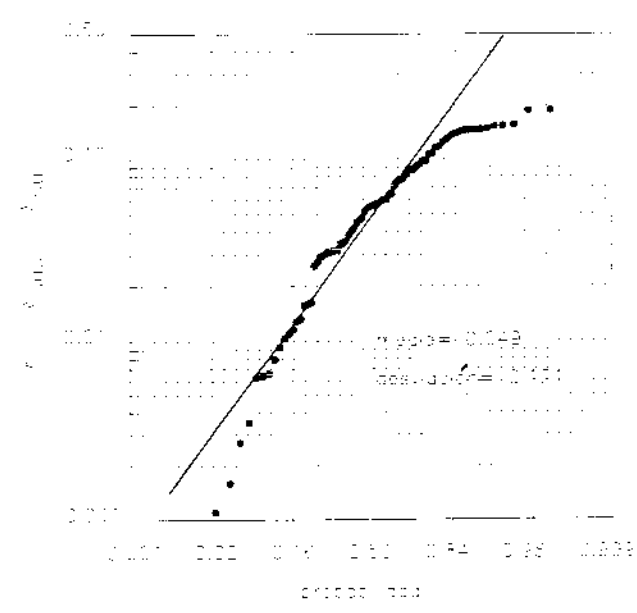
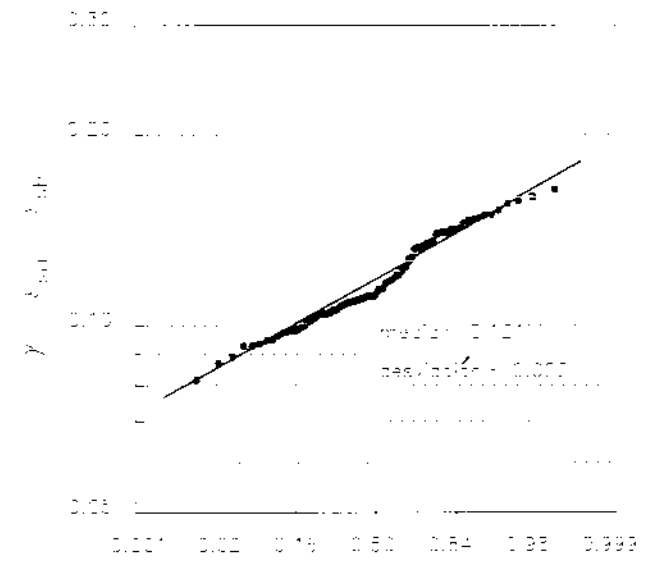
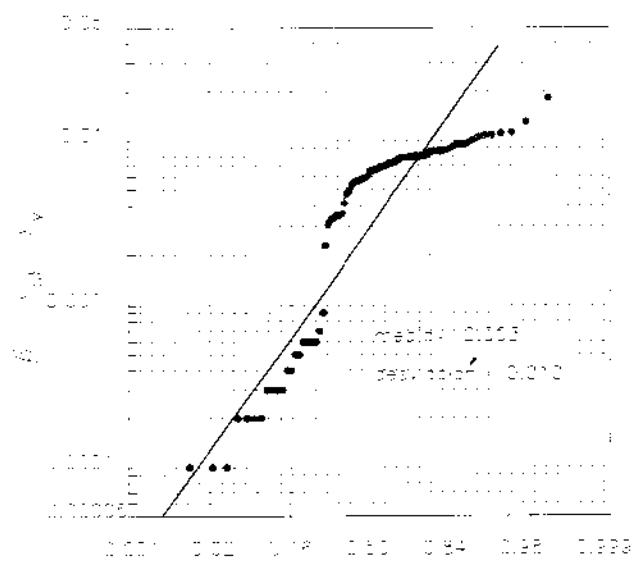
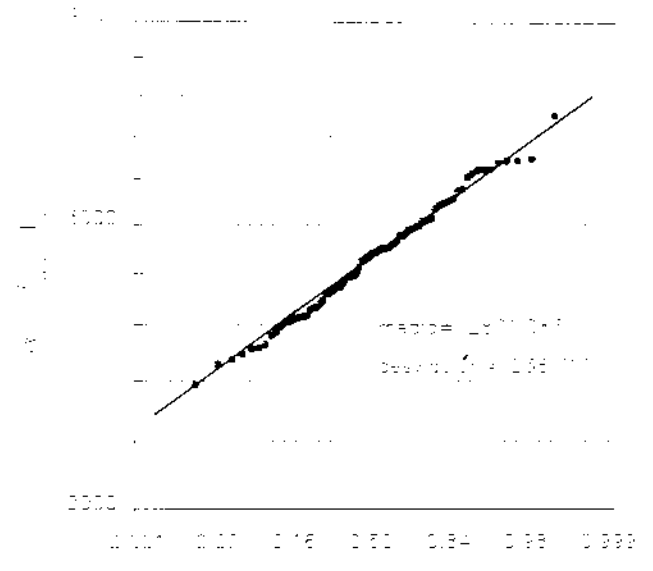
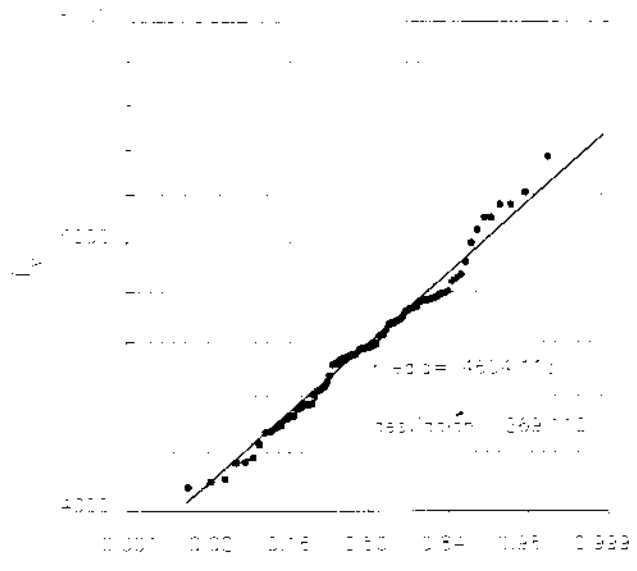


Fig. 3.1. Parâmetros que definem a curva de fluxo de deformação de um metal de acordo com uma lei empírica de tipo Hill (equação 3.1).

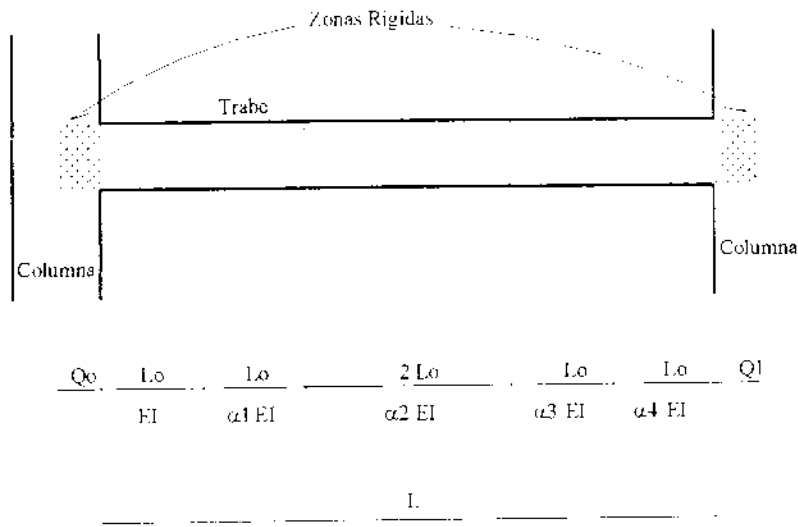


Fig. 3.3. Representación gráfica de elementos estructurales

Tabla 4.1 Parámetros de sistemas simplificados de referencia SSR, de estructuras con propiedades medias

Edificios	niveles	Parámetros del primer modo de vibrar			
		T	Fp	K	r
Trabes y columnas	5	0.91	1.31	3.48E+03	1.31
	10	1.41	1.42	4.08E+03	1.42
	15	1.71	1.49	6.88E+03	1.50
Trabes, columnas y muros	10	0.93	1.42	7.79E+03	1.62
	15	1.18	1.50	1.51E+04	1.53
	20	1.27	1.52	2.66E+04	1.57

Tabla 4.2 Parámetros que definen la curva idealizada de cortante-desplazamiento de estructuras de múltiples niveles con propiedades medias

Edificios	niveles	Parámetros de curva cortante-desplazamiento				
		δ_y (cm)	δ_M (cm)	δ_F (cm)	Vy (kg)	V _{MAX} (kg)
Trabes y columnas	5	8.48	20.61	30.33	4.67E+04	6.25E+04
	10	16.00	38.60	52.50	1.22E+05	1.28E+05
	15	28.12	84.37	84.42	3.96E+05	4.88E+05
Trabes, columnas y muros	10	25.68	62.08	62.85	4.09E+05	4.51E+05
	15	30.92	73.78	108.42	9.39E+05	1.06E+06
	20	27.62	55.14	108.23	1.45E+06	1.73E+06

Tabla 4.3 Coeficientes de funciones de tasas de excedencia de intensidades en los sitios SCT y 44 de estructuras con propiedades medias

Parámetros de tasas de excedencia de intensidades								
Sitio	Edificios	niveles	K_1	K_2	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3	y_M (cm/s ²)
SCT	Trabes y columnas	5	10.520	-11.829	0.295	0.688	0.090	660
		10	13.268	-17.406	0.294	0.651	0.063	1100
		15	14.856	-19.068	0.293	0.645	0.058	1600
	Trabes, columnas y muros	10	11.187	-16.896	0.295	0.557	0.064	650
		15	12.372	-17.759	0.291	0.642	0.064	800
		20	12.326	-15.690	0.296	0.656	0.070	850
44	Trabes y columnas	5	13.187	-17.126	0.295	0.654	0.064	1100
		10	14.479	-16.990	0.296	0.654	0.064	1500
		15	11.457	-13.851	0.302	0.683	0.074	800
	Trabes, columnas y muros	10	13.202	-15.678	0.297	0.659	0.069	1100
		15	15.115	-17.358	0.295	0.647	0.063	1650
		20	15.224	-16.967	0.296	0.652	0.064	1750

* Los parámetros están asociados a intensidades en unidades de aceleración, (cm/s²)

Tabla 4.4 Parámetros de la esperanza del desplazamiento máximo de sistemas simplificados de referencia SSR, en los sitios SCT y 44

Parámetros de la esperanza del desplazamiento máximo					
Sitio	SSR	niveles	A_0	A_1	A_2
SCT	Trabes y columnas	5	2.343E-02	-2.559E+01	-2.980E-04
		10	9.591E-02	-5.858E+01	4.060E-04
		15	4.022E-01	2.709E+03	-1.090E-04
	Trabes, columnas y muros	10	6.755E-02	-8.973E+02	4.100E-05
		15	6.757E-02	-5.051E+01	3.090E-04
		20	5.420E-02	2.410E+01	1.940E-04
44	Trabes y columnas	5	7.768E-02	2.890E+02	-1.820E-04
		10	2.191E-02	1.969E+01	3.571E-03
		15	3.773E-02	2.924E+01	3.625E-03
	Trabes, columnas y muros	10	4.036E-02	7.405E+00	-9.150E-04
		15	8.365E-01	2.658E+04	-2.900E-05
		20	9.808E-01	2.947E+04	-3.100E-05

* Los parámetros están asociados a intensidades en unidades de aceleración, (cm/s²)

Tabla 4.5 Parámetros de la esperanza del margen de seguridad W y desviación estándar de W de estructuras de múltiples niveles en los sitios SCT y 44.

Sitio	Edificios	niveles	σ_w	Parámetros del valor esperado del margen de seguridad W				
				B_1	B_2	B_3	B_4	B_5
SCT	Trabes y columnas	5	2.726E-01	6.074E+01	9.614E-01	-6.144E+01	6.526E-03	1.258E-02
		10	4.412E-01	2.219E-01	1.932E+00	-1.350E+01	1.005E+00	6.784E-02
		15	3.503E-01	4.122E-01	4.708E-01	4.372E+00	9.672E-01	1.284E-01
	Trabes, columnas y muros	10	1.860E-01	5.925E+00	3.105E+00	1.866E+02	1.034E+00	-1.092E-02
		15	2.932E-01	4.849E+00	1.565E+00	9.328E-01	6.663E+00	-8.499E-02
		20	3.404E-01	2.299E+02	9.341E-01	-4.432E+02	4.816E-01	-1.800E-05
44	Trabes y columnas	5	3.704E-01	2.197E+00	1.047E+00	-9.994E+02	9.983E-01	1.310E-04
		10	3.612E-01	3.768E+00	1.687E+00	-4.177E+00	1.568E-01	4.115E-01
		15	4.335E-01	8.714E+01	3.840E-01	-8.349E+01	-4.433E-02	2.627E-01
	Trabes, columnas y muros	10	2.777E-01	2.670E+02	1.030E+00	-3.921E+02	3.187E-01	2.610E-04
		15	3.299E-01	6.723E+01	1.195E+00	-2.092E-02	6.798E-01	1.348E-03
		20	3.318E-01	2.730E+02	3.614E-01	-4.515E+02	4.094E-01	-3.310E-03

Tabla 4.6 Índices de confiabilidad e indicadores de respuesta no lineal para intensidades con periodo de recurrencia de 100 años en los sitios SCT y 44

Sitio	Edificios	Niveles y (cm/s ²)	Índices de confiabilidad e indicadores de respuesta para intensidad de 100 años			
			η	$\bar{\mu}$	β	
SCT	Trabes y columnas	5	303.1	0.31	1.12	3.0
		10	544.4	0.77	2.54	1.3
		15	782.8	0.87	2.62	2.0
	Trabes, columnas y muros	10	306.1	0.15	0.37	7.6
		15	404.5	0.20	0.69	4.0
		20	437.8	0.24	0.93	4.2
44	Trabes y columnas	5	548.1	0.40	1.45	3.5
		10	763.1	0.67	2.19	2.3
		15	397.6	0.44	1.33	2.3
	Trabes, columnas y muros	10	566.4	0.28	0.69	4.2
		15	849.8	0.44	1.54	3.3
		20	885.3	0.45	1.75	3.5

Tabla 4.7 Índices de confiabilidad e indicadores de respuesta no lineal para intensidades con periodo de recurrencia de 150 años en los sitios SCT y 44

Índices de confiabilidad e indicadores de respuesta para intensidad de 150 años						
Sitio	Edificios	Niveles	y (cm/s ²)	η	$\bar{\mu}$	β
SCT	Trabes y columnas	5	339.8	0.35	1.26	2.6
		10	612.7	0.87	2.87	1.0
		15	882.6	0.96	2.90	1.7
	Trabes, columnas y muros	10	343.7	0.17	0.42	7.0
		15	453.7	0.22	0.78	3.7
		20	491.2	0.27	1.04	3.9
44	Trabes y columnas	5	618.4	0.45	1.61	3.3
		10	859.4	0.72	2.35	2.0
		15	449.1	0.48	1.44	2.0
	Trabes, columnas y muros	10	636.6	0.32	0.77	3.8
		15	953.6	0.48	1.69	3.0
		20	994.0	0.49	1.91	3.3

Tabla 4.8 Tasas de falla por unidad de tiempo de estructuras de múltiples niveles en los sitios SCT y 44

Sitio	Edificios	Niveles	Tasa de falla
			V_F
SCT	Trabes y columnas	5	4.5E-04
		10	3.6E-03
		15	1.1E-03
	Trabes, columnas y muros	10	2.1E-08
		15	3.1E-05
		20	7.1E-06
44	Trabes y columnas	5	2.6E-05
		10	6.3E-04
		15	5.3E-04
	Trabes, columnas y muros	10	1.3E-05
		15	6.4E-05
		20	1.8E-05

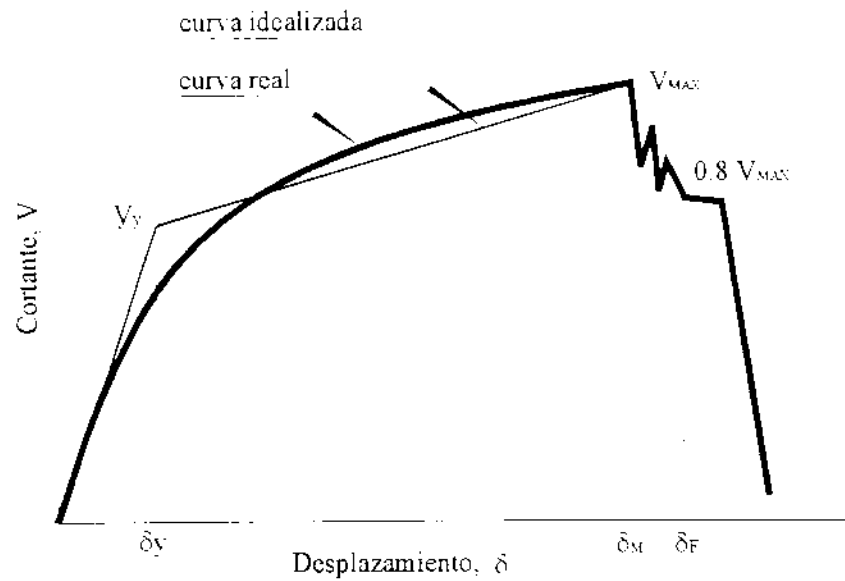


Fig. 4.1. Curva esquemática de cortante en la base contra desplazamiento en el extremo superior de un edificio sometido a una excitación monótonicamente creciente en la base.

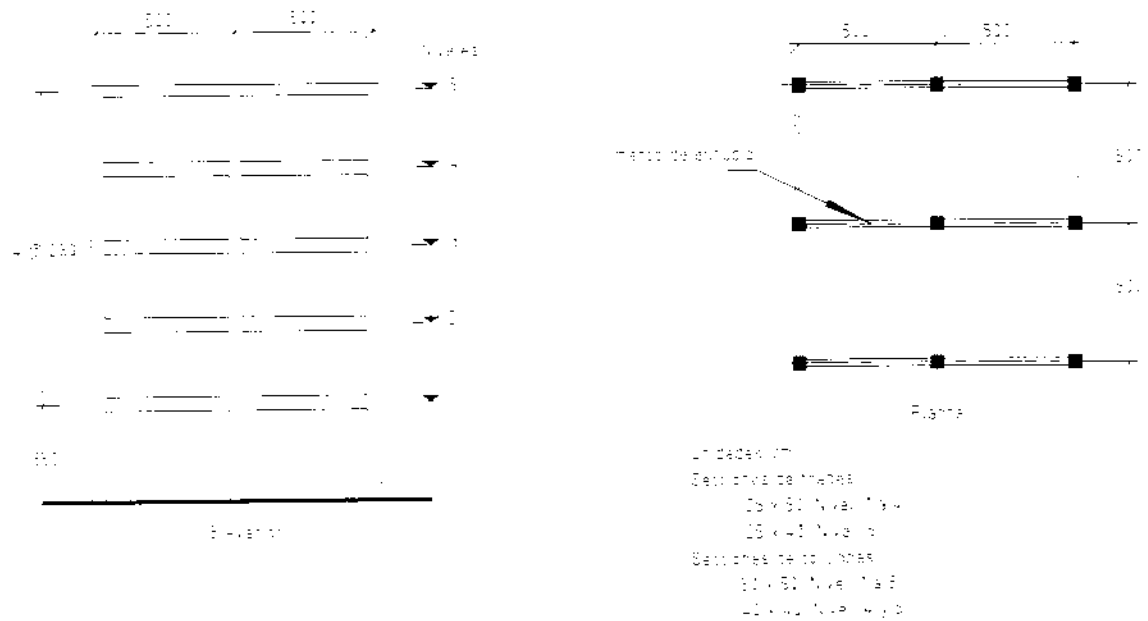


Fig. 4.2 Configuración geométrica de edificio de 5 niveles a base de traveses y columnas.

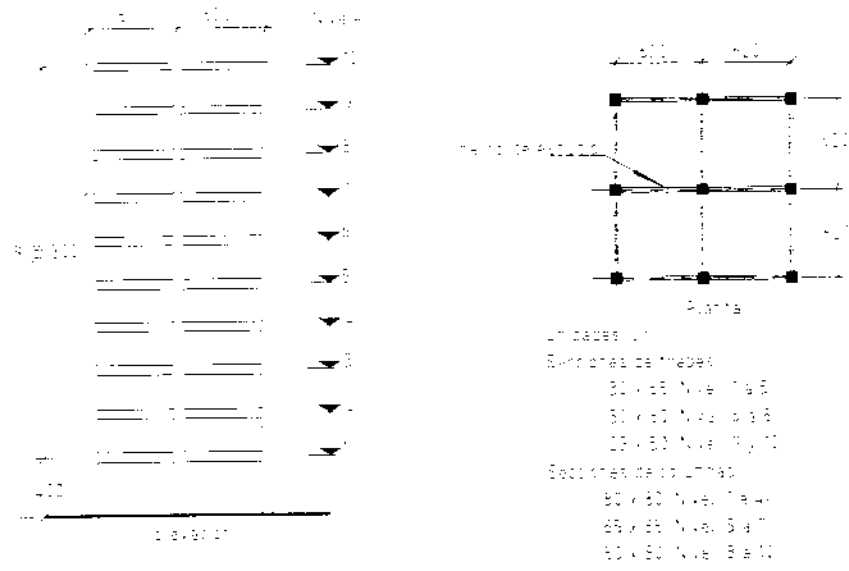


Fig. 4.3 Configuración geométrica de edificio de 10 niveles a base de traves y columnas.

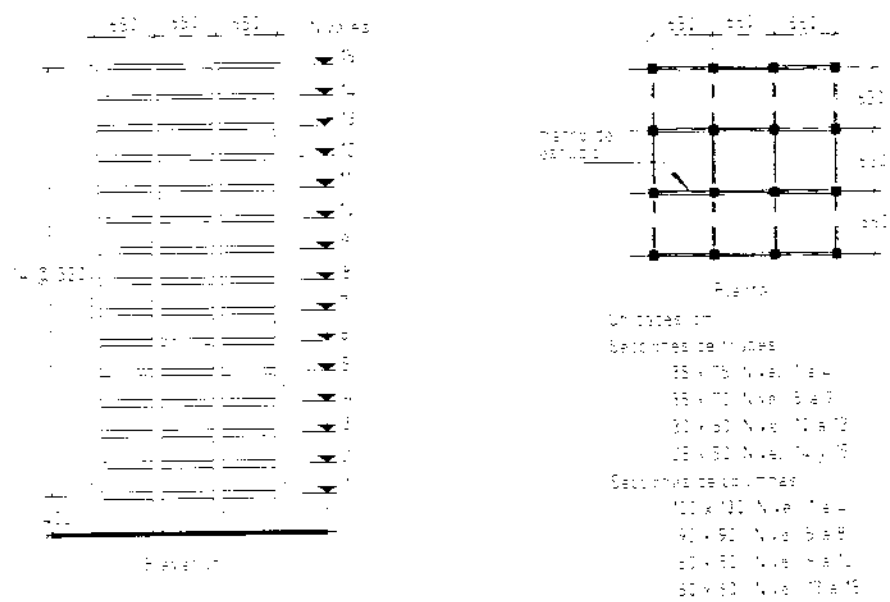


Fig. 4.4 Configuración geométrica de edificio de 15 niveles a base de traves y columnas.

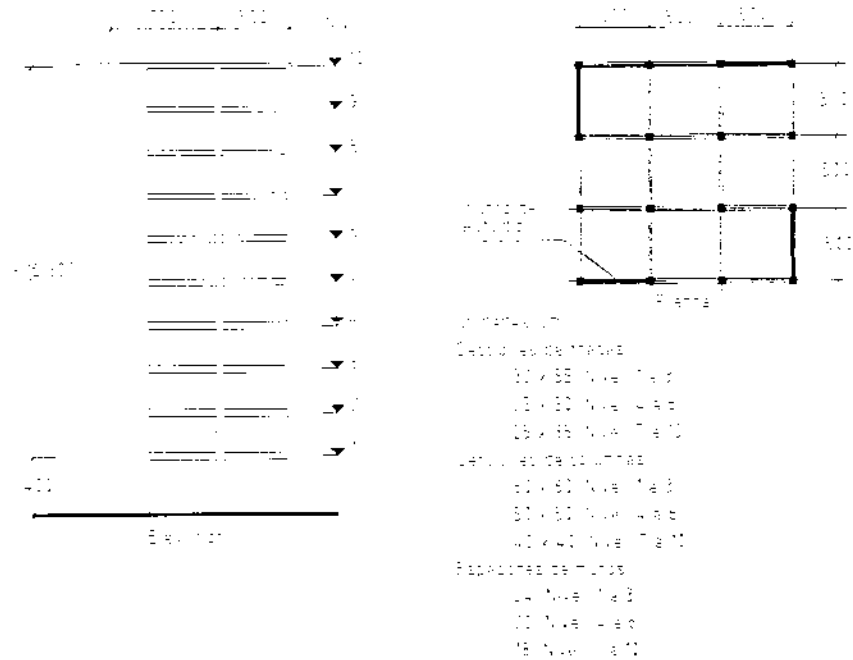


Fig. 4.5. Configuración geométrica de edificio de 10 niveles a base de traves, columnas y muros.

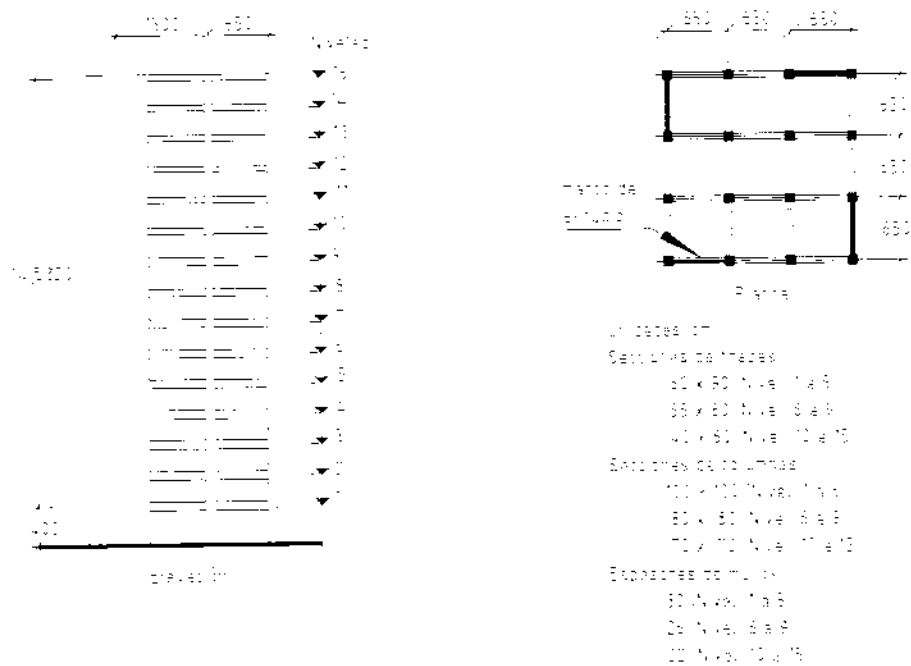


Fig. 4.6. Configuración geométrica de edificio de 15 niveles a base de traves, columnas y muros.

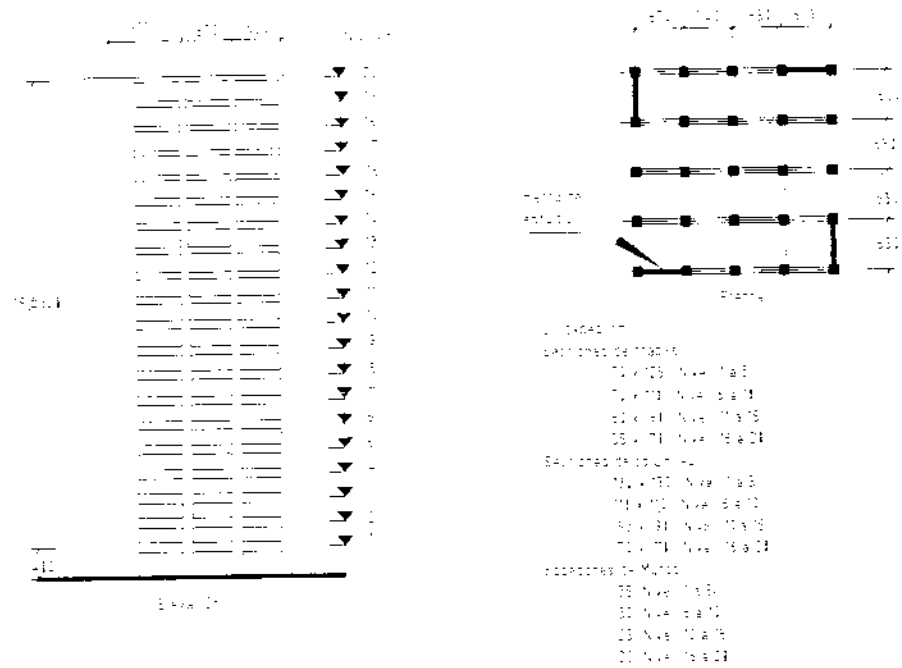


Fig. 4.7. Configuración geométrica de edificio de 20 niveles a base de traves, columnas y muros.

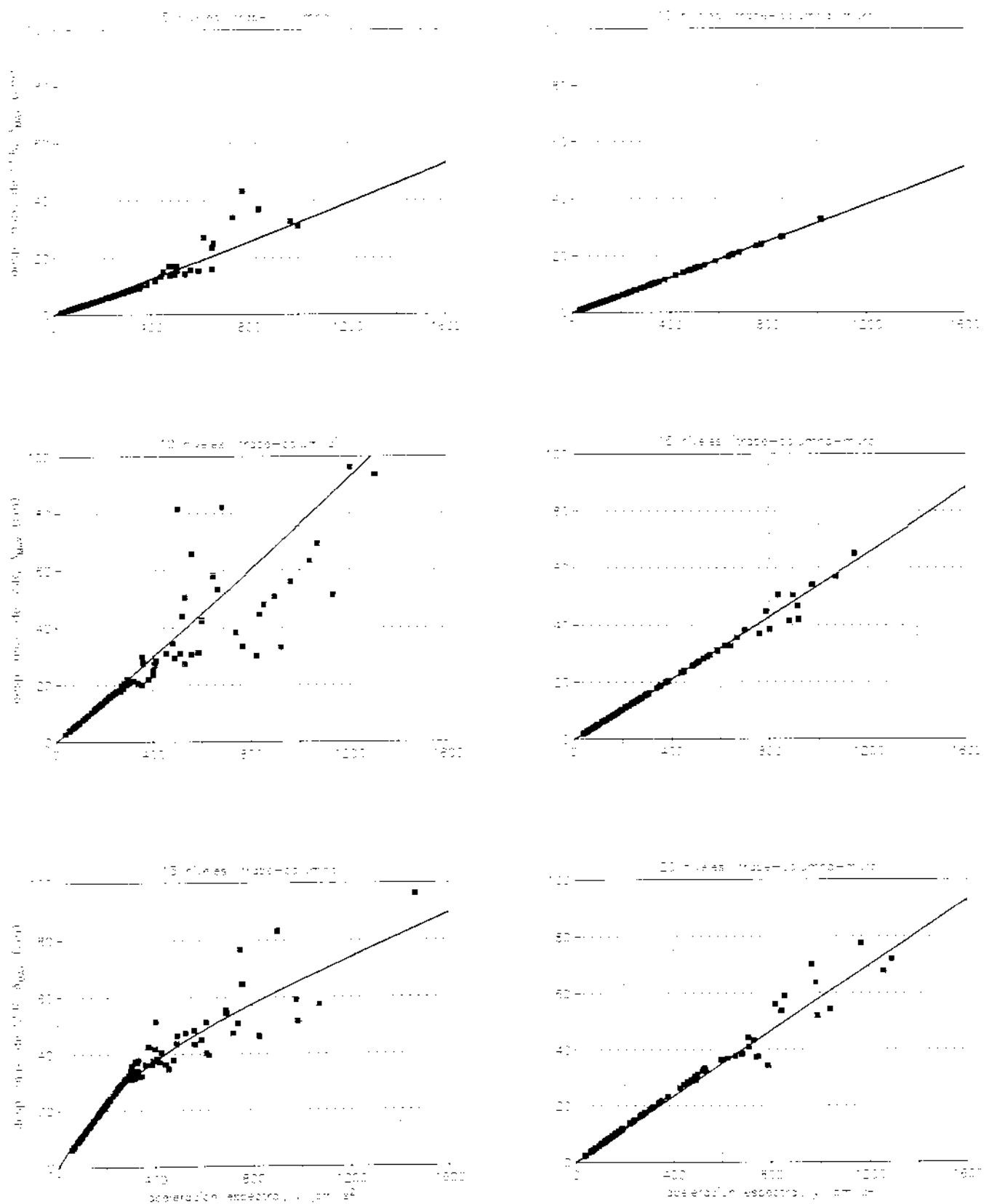


Fig. 4.8 Desviaciones máximas $\Delta_{\lambda,LL}$ de sistemas simplificados de referencia 55% en función de las potencias espectrales J_{λ} en la estación SOT. Con una continua a escala de $\Delta_{\lambda,LL}$.

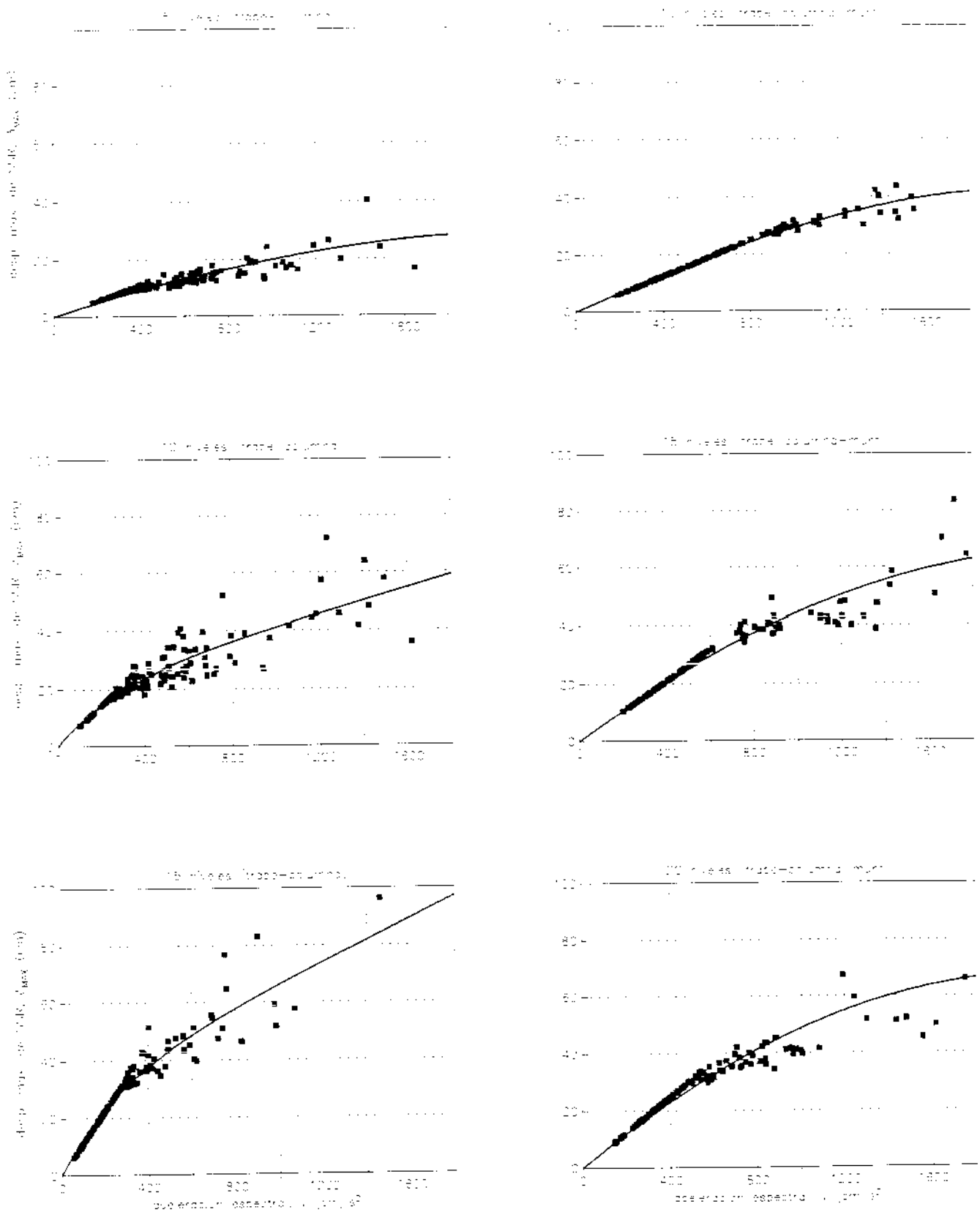


Fig. 4.9 Despl. horizontales máximas δ_{max} de sistemas sísmoflexibles de referencia SDF, en términos de aceleración espectral a , en la estación 44. Con línea continua la aceleración \hat{a}_{max} .

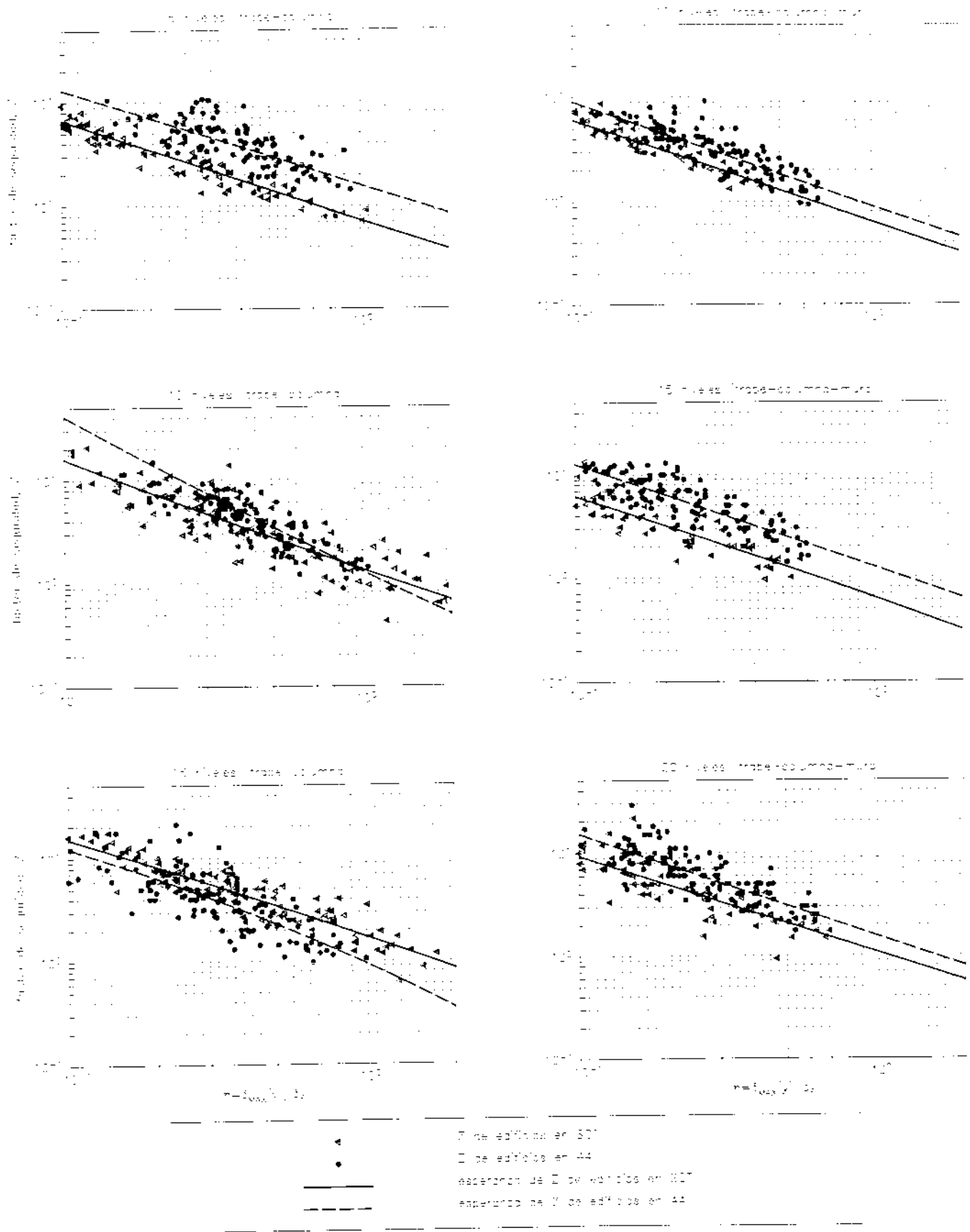


Fig. 4.10 - Valores de Z de distancias de múltiples niveles en térrminos de n en Bogotá (edificios en Bogotá, Bogotá - Muro) para edificios continuos o esperanzas $E(Z|n)$ y $E(n|Z)$.

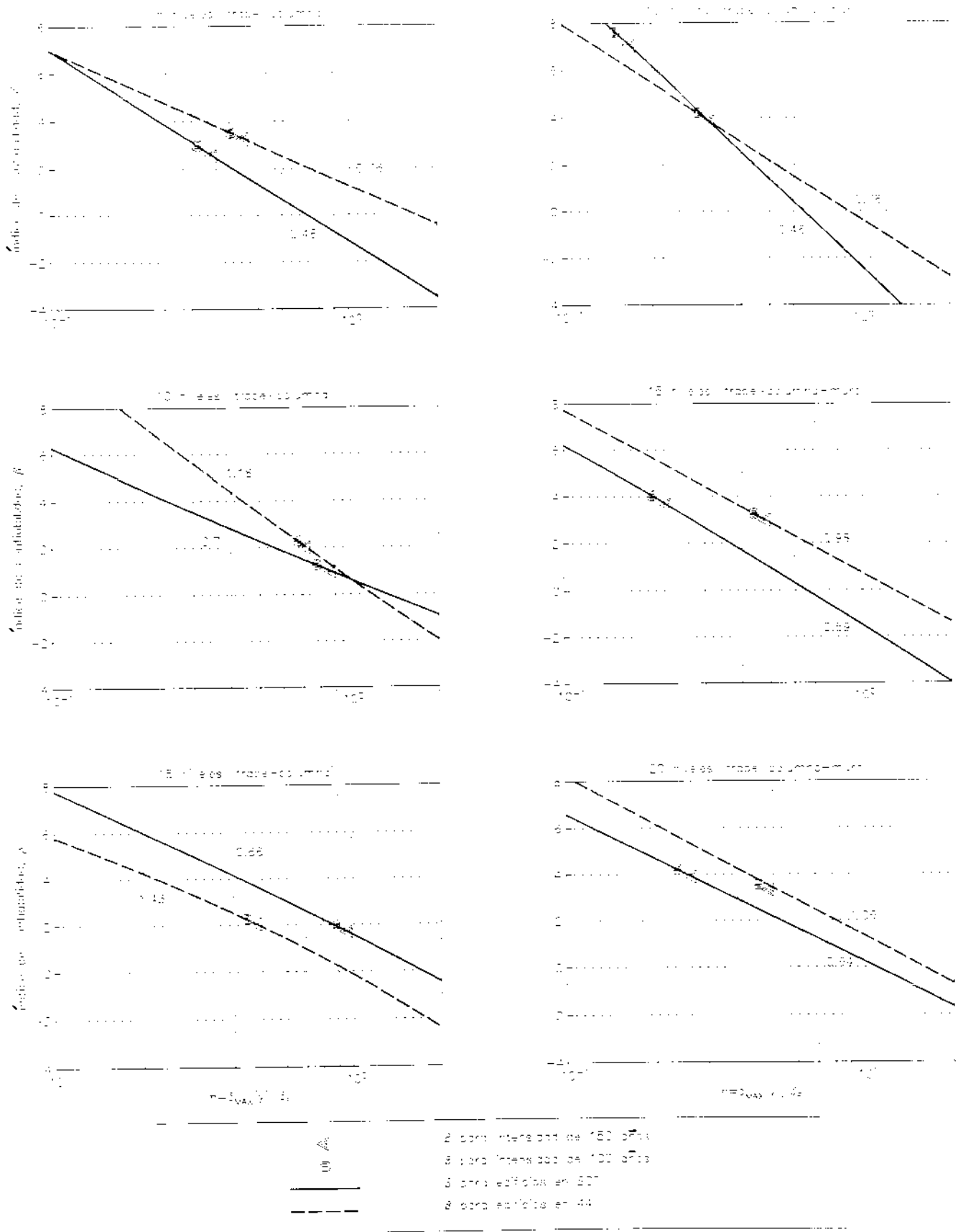


Fig. 4.11. Evolução de confiabilidade de sistemas de múltiplos níveis em (Arquitetura de ring) de sites 517 e 44. Para cada curva de evolução é indicado o valor fundamental da estrutura média entre o cenário dominante de sites em questão.

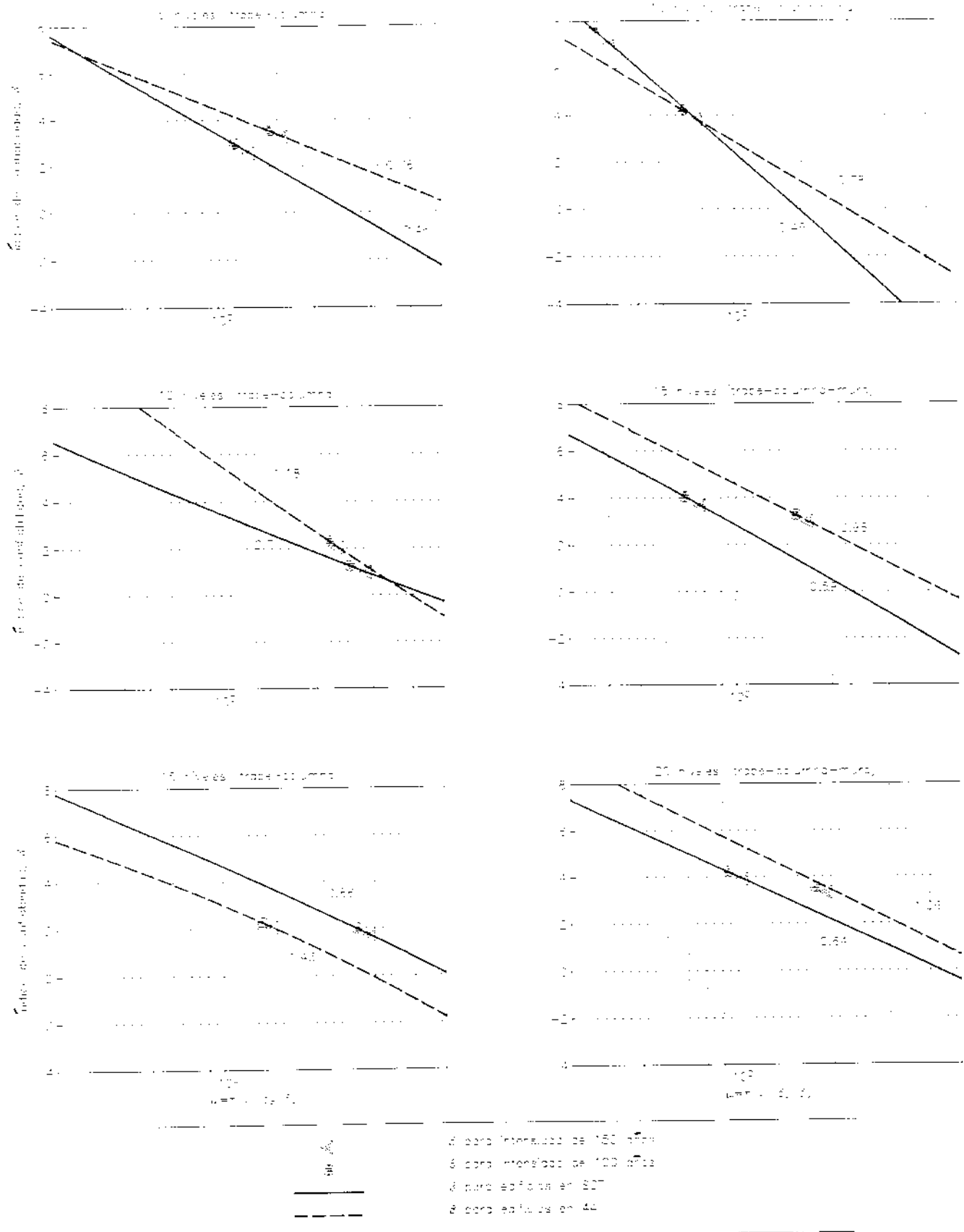


Fig. 2.11. Niveles de confiabilidad de sistemas de múltiples niveles en términos de confiabilidad media \bar{A} en la élite 307 y 44. Para cada curva se muestra el porcentaje de verificación fundamentado de la estructura media entre el porcentaje promedio de élite en cuestión.

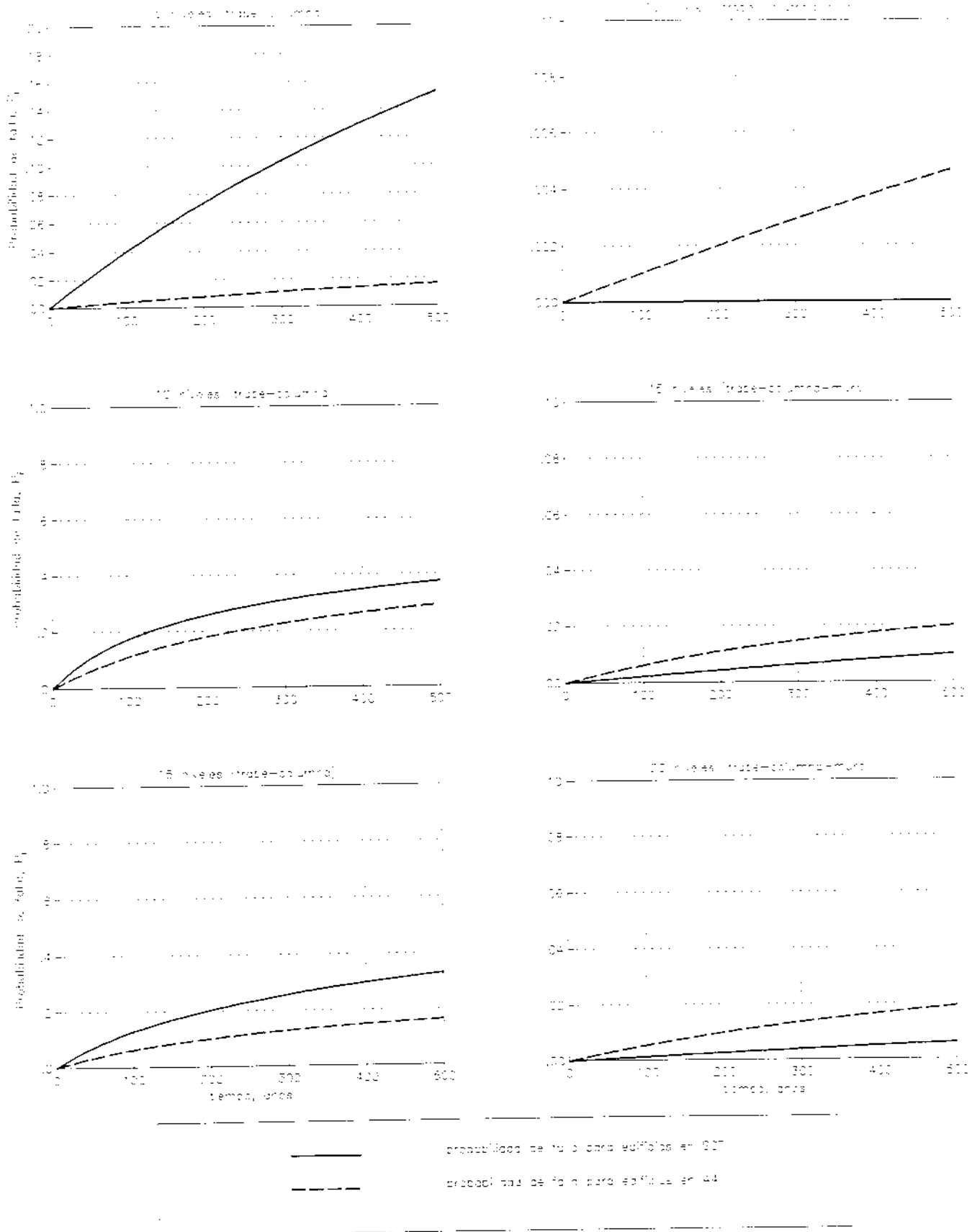


Fig. 2.13 Probabilidades de falla para costos de diseño sobre los sistemas de pilotes naves en los sitios 90% y 44%.

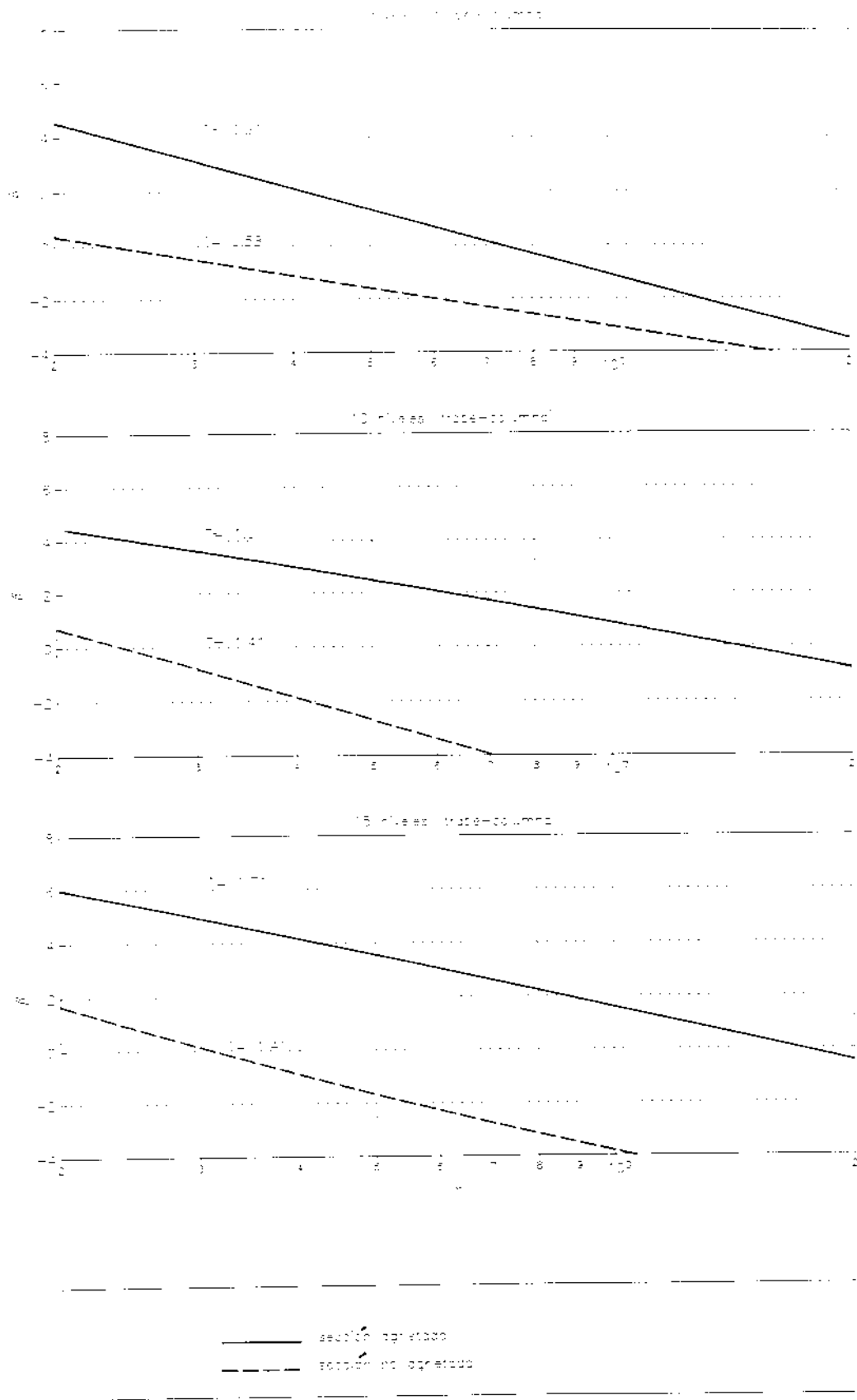


Fig. 2.14 Índices de inflación I , en función de n , de sistemas de índices niveles con control γ , descritos en el sílo 5.1.

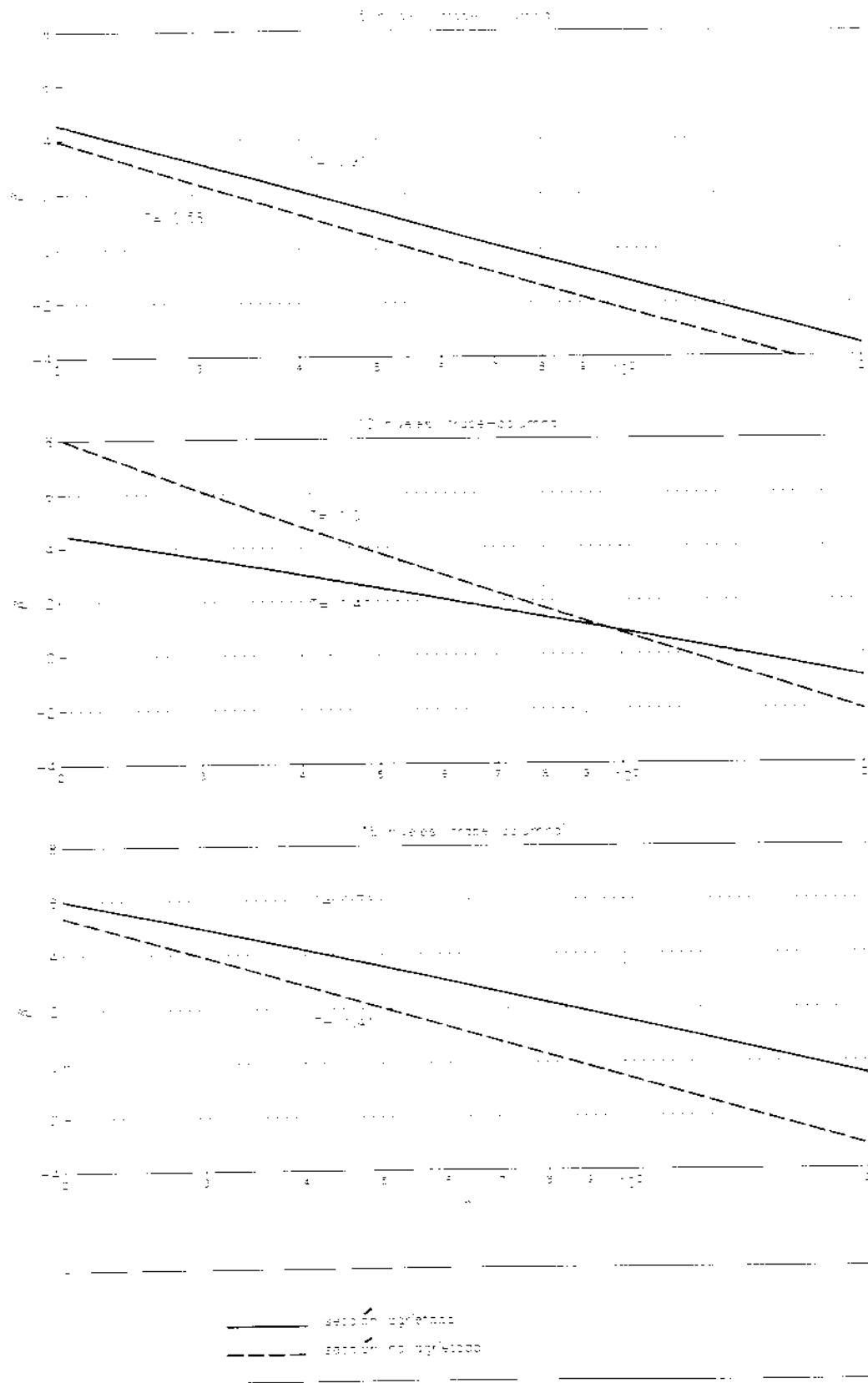


Fig. 1. Evolución de conflictos d_i en términos de n_i de edificios de múltiples niveles con períodos T_i descritos en el art. 5.º. Aquí, n_i está referido a sistemas de referencia de edificios con entrepisos agrarios, mientras que con secciones agrariadas.

CAPITULO 4. ANÁLISIS DE RIESGO SÍSMICO PARA ESTRUCTURAS DE MÚLTIPLES NIVELES EN DIFERENTES SITIOS

4.1 Criterio de falla y probabilidad de falla para intensidades dadas

Las fallas más comunes que se presentan en elementos de concreto reforzado se asocian con efectos de flexión, cortante y axiales. En general, las fallas en elementos están acompañadas por alguna combinación de estos efectos. Actualmente, las normas de diseño tratan de reducir las probabilidades de fallas menos deseadas en los elementos. Tratan de que dominen los modos de falla caracterizados por comportamiento ductil y disipación de energía. Para lograr esto, acotan los valores de las resistencias de elementos ante distintos modos de falla, de manera que los efectos de flexión controlen la misma, lo que significa que la probabilidad de falla por flexión en elementos de concreto reforzado bien diseñados será mayor que la probabilidad de falla asociada a otros efectos.

Por otra parte, la falla en un sistema estructural está controlada por la falla de un conjunto de elementos, de manera que el número de posibles modos en que este evento puede ocurrir aumenta con el número de grados de libertad del sistema. A esto se añade la probable aparición de modos de falla debidos a la influencia de modos superiores de vibrar, así como a la interacción entre ellos. Aquí, cuando se describe la aparición de modos de falla, se hace referencia al agotamiento de la capacidad de deformación del sistema asociada con la pérdida total de rigidez y resistencia de un conjunto de elementos estructurales, como pueden ser los que constituyen un entrepiso, un conjunto de entrepisos o el sistema en general. La ocurrencia de un modo de falla de este tipo en un sistema estructural ocasiona desplazamientos excesivos en el sistema y por consiguiente el colapso del mismo. De manera que, si la falla se presenta en alguno de los entrepisos, esto se reflejará directamente en un aumento excesivo en el desplazamiento del extremo superior del edificio. De acuerdo con esto, en este trabajo la falla del sistema se relacionará con el valor del desplazamiento en el extremo superior del edificio con respecto a su base.

En este trabajo se trata de mejorar los planteamientos que se presentan con más frecuencia en la literatura, y que consisten en expresar el margen de seguridad en términos de la relación entre la capacidad de deformación del sistema C , y la demanda de deformación D ,

asociada a la respuesta estructural. Un inconveniente importante de este tipo de planteamientos es que no toma en cuenta el hecho de que la capacidad de deformación depende de la configuración del sistema cuando el cociente entre la capacidad y demanda es mínimo y dicha configuración depende de la historia detallada de la respuesta y por lo tanto, de la excitación sísmica. Por lo anterior, se adopta un criterio que expresa la capacidad del sistema en términos de un parámetro que define la intensidad del temblor capaz de producir el desplazamiento de falla de la estructura.

Una manera sencilla y práctica de tomar en cuenta la correlación entre capacidad y demanda, la aparición del modo más probable de falla, las características de la excitación que afectan al sistema y la capacidad del sistema en términos de desplazamiento, consiste en multiplicar las amplitudes del movimiento del terreno por un factor de escala, con el fin de llevar a la estructura a la falla. De acuerdo con esto, en este trabajo la capacidad de la estructura se mide a través del factor F , por el que se debe multiplicar un acelerograma de intensidad y , para causar el desplazamiento de falla incipiente en la estructura. Esto quiere decir que la resistencia o capacidad de una estructura con propiedades conocidas o inciertas estará dada en términos de la intensidad de la excitación por medio de la expresión $C = F \cdot y$; y la demanda sísmica por $D = y$. Así, el coeficiente de seguridad estará dado por la relación

$$Z = \left(\frac{C}{D} = F \right) \quad (4.1)$$

De esta expresión es fácil ver que la condición de falla del sistema se presenta cuando $Z \leq 1$. De acuerdo con Rosenblueth y Esteva (1972), si se toma el logaritmo natural $\ln(\cdot)$, de Z es posible definir el margen de seguridad $W = \ln(Z)$, y por consiguiente, la condición de falla en términos de esta nueva variable se presenta cuando $W \leq 0$. Para esta condición, la probabilidad de falla de una estructura sometida a una excitación sísmica de intensidad $Y = y$ está dada por $P[W \leq 0 | Y = y]$.

4.2 Tasa de falla en términos de funciones de confiabilidad

De acuerdo con Esteva y Ruiz (1989) la tasa media anual de falla v_f , de una estructura con propiedades estructurales inciertas está dada como sigue

$$v_f = \int_0^{\infty} -\frac{dv_y(y)}{dy} \int_0^{\infty} P[W \leq 0 \mid Y = y, S = s] f_s(s) ds dy \quad (4.2)$$

Aquí, $dv_y(y)/dy$ es la derivada de la tasa de excedencia de intensidades y caracteriza a la función de densidad de probabilidades de la intensidad cada vez que ocurre un temblor. $P[W \leq 0 \mid Y = y, S = s]$ es la probabilidad de falla para una intensidad dada y propiedades estructurales dadas; S es un vector de propiedades estructurales inciertas, $f_s(\cdot)$ es la función de densidad de probabilidad conjunta de S . De acuerdo con los autores mencionados, la primera integral representa una integral múltiple de igual dimensión que el vector S . Es fácil ver que esta integral define la probabilidad de falla de una estructura con propiedades inciertas e intensidad dada, por lo que se representa como sigue

$$P[W \leq 0 \mid Y = y] = \int_0^{\infty} P[W \leq 0 \mid Y = y, S = s] f_s(s) ds \quad (4.3)$$

De acuerdo con esta última expresión, la ec. 4.2. se representa como

$$v_f = \int_0^{\infty} -\frac{dv_y(y)}{dy} P[W \leq 0 \mid Y = y] dy \quad (4.4)$$

Debido al gran número de variables aleatorias que intervienen en el cálculo de W , y a que el problema es no lineal, resultaría muy complejo calcular $P[W \leq 0 \mid Y = y]$ en forma analítica. Una solución alternativa a este problema es aplicar el método de Monte Carlo para obtener dicha probabilidad; sin embargo, se requeriría de un gran número de simulaciones para obtener dicha probabilidad, ya que su valor es bajo para la mayor parte de los casos de interés. Una forma de evitarlas es trabajar con un índice de confiabilidad como el definido por Cornell (1969) que se expresa como sigue:

$$\beta = \frac{W}{\sigma_w} \quad (4.5)$$

Aquí, el numerador y el denominador representan, respectivamente, la media y la desviación estándar de W. Si se supone que $(W - \bar{W}) / \sigma_w$ se distribuye de acuerdo con una función de probabilidad Normal estándar Φ , entonces la probabilidad de falla se expresa por medio de la ec 4.6, donde $\beta(y)$ esta definida por la ec 4.5.

$$P [W \leq 0 | Y = y] = \Phi[-\beta(y)] \quad (4.6)$$

Sustituyendo la ec. 4.6 en la ec. 4.4, ésta adopta la siguiente forma

$$v_f = \int_a^x - \frac{dv_y(y)}{dy} \Phi[-\beta(y)] dy \quad (4.7)$$

Integrando por partes esta última ecuación y mediante un cambio de variable, es posible evaluar v_f en términos de $\beta(y)$ como sigue

$$v_f = \int_x^a v_y(y(-\beta)) \phi(\beta) d\beta \quad (4.8)$$

donde $\phi(\cdot)$ es la función de densidad de probabilidad Normal estándar, $y(-\beta) = -\beta^{-1}(y)$ representa la función inversa de β . Aunque la existencia de la función inversa no se garantiza, es posible desarrollar un algoritmo para encontrar el valor de y que corresponde a un valor de β dado. Mediante las aproximaciones de segundo orden en serie de Taylor de Benjamin y Cornell (1970), v_f puede ser evaluada aproximadamente como

$$v_f \approx v_y(y(0)) + \frac{1}{2} \frac{d^2 v_y(y(-\beta))}{d\beta^2} \Big|_{\beta=0} \quad (4.9)$$

donde $\frac{d^2 v_y(y(-\beta))}{d\beta^2} \Big|_{\beta=0}$ es la segunda derivada de $v_y(\cdot)$ con respecto a β , calculada en $\beta = 0$. Una mejor aproximación de v_r resulta de evaluar numéricamente la ec. 4.7 o la ec. 4.8.

4.3 Probabilidades de falla para periodos de tiempo dados

Sea $v_y(y)$ la tasa de excedencias de intensidades y , descrita en la sección 4.2, que expresa el número anual de eventos cuya intensidad excede un valor dado. Si el proceso de ocurrencia de tales eventos está caracterizado por un proceso de Poisson, entonces la probabilidad de que se exceda una intensidad dada durante un lapso t tendrá distribución exponencial con parámetro $v_y(y)t$. Si r denota la intensidad resistente de la estructura, por encima de la cual la estructura colapsa y por debajo de ella sobrevive, entonces la probabilidad de falla asociada a un periodo de tiempo dado, de una estructura con intensidad resistente conocida, estará dada por la siguiente distribución de probabilidad

$$F_r(t) = 1 - \exp(-v_r(r)t) \quad (4.10)$$

donde el operador $\exp(\cdot)$ denota el inverso del logaritmo natural. Cuando la intensidad resistente de la estructura es incierta, como ocurre en la mayoría de los casos, la probabilidad de falla anterior se calcula como sigue

$$F_r(t) = 1 - \int_0^{\infty} \exp(-v_r(r)t) f_r(r) dr \quad (4.11)$$

Aquí, $f_r(\cdot)$ es la densidad de probabilidad de las intensidades resistentes de la estructura. Mediante el método de estimaciones bipuntuales de Rosenblueth (1983) la probabilidad de falla puede calcularse con buena aproximación como

$$F_r(t) = 1 - [P_1 \exp(-v_r(r_1)t) + P_2 \exp(-v_r(r_2)t)] \quad (4.12)$$

donde $P_1 = \xi_2 / (\xi_1 + \xi_2)$, $P_2 = 1 - P_1$, $\xi_1 = \gamma \sqrt{2 + \sqrt{1 - (\gamma/2)^2}}$, $\xi_2 = \xi_1 - \gamma$, $r_1 = R + \xi_1 \sigma_x$, $r_2 = R - \xi_2 \sigma_x$ y las constantes R , σ_x y γ representan respectivamente la media, desviación estándar y coeficiente de sesgo de $f_x(\cdot)$. De acuerdo con lo anterior, la ec. 4.12 puede ser evaluada cuando se conocen los tres primeros momentos estadísticos de la resistencia. Sin embargo, en este trabajo las intensidades resistentes de la estructura son determinadas de acuerdo con la sección 4.1, por medio del método de simulación de Monte Carlo; por lo tanto, si se cuenta con una muestra N suficientemente grande de intensidades resistentes, la ec. 4.11 se calcula de manera más simple que la ec. 4.12, como sigue

$$F_T(t) = 1 - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{k=N} \exp[-v_k(r_k)t] \quad (4.13)$$

4.4 Relación entre respuestas de sistemas de múltiples niveles y sistemas simples de cortante de un grado de libertad

Con fines prácticos, las normas de diseño por sismo evalúan fuerzas laterales para el universo de estructuras posibles en términos de un espectro de respuesta de pseudo-aceleraciones de sistemas de un grado de libertad. Según esto, cada ordenada espectral está asociada a un periodo estructural específico que define todo un conjunto de estructuras con masas y rigideces diferentes. Conjuntamente, las ordenadas de dicho espectro representan las intensidades sísmicas de diseño para periodos de recurrencia dados y establecen el nivel de fuerzas laterales en estructuras de múltiples niveles en función de los periodos estructurales de los principales modos de vibrar de dichas estructuras. De esta forma, el conjunto de fuerzas laterales de diseño de estos sistemas estructurales es relacionada con las intensidades sísmicas de diseño de sistemas simples de un grado de libertad.

Con el fin de ligar en forma aproximada la respuesta de sistemas estructurales complejos con niveles de intensidades sísmicas dadas, como pueden ser las ordenadas espectrales del reglamento para diseño sísmico, es necesario establecer una relación simple entre la estructura de múltiples grados de libertad y un sistema simplificado de referencia, SSR.

Este sistema debe ser simple y debe representar adecuadamente, en forma aproximada, la respuesta de la estructura compleja. Aquí, se adopta un sistema de cortante de un grado de libertad propuesto por Esteva (2001), cuyas propiedades se determinan a partir de la masa y rigidez del sistema complejo, de manera que el periodo del SSR y el fundamental de la estructura sean iguales. De acuerdo con el autor citado, bastará con multiplicar la respuesta del sistema de un grado de libertad por el factor de participación de la estructura de múltiples niveles para obtener la respuesta del SSR en forma aproximada. Para el SSR se asume un comportamiento inelástico bilineal sin degradación de rigidez, ni de resistencia. La resistencia y la pendiente postfluencia se determinan a partir de una curva que relaciona el cortante en la base con el desplazamiento en el extremo superior de la estructura. Esta curva se muestra en la fig 4.1 y se obtiene de un análisis de empuje lateral que consiste en someter a la estructura a una aceleración monótonicamente creciente en su base. Una descripción mas detallada del SSR se encuentra en el trabajo de Esteva (2001); sin embargo, por conveniencia se ha transcrito en el apéndice D.

Del universo de valores que pueden tomar las propiedades y características de la estructura se considera la que corresponde a las propiedades medias para especificar las características del SSR que sirven como base para relacionar la respuesta estructural con las intensidades del movimiento del terreno. En este trabajo, estas intensidades se definen en términos de ordenadas espectrales elásticas de historias de aceleraciones sísmicas que corresponden a un intervalo amplio de intensidades de interés. Así, para cada historia de aceleración se calcula el desplazamiento máximo δ_{MAX} , del SSR asociado. Posteriormente se determina el valor esperado de dicho desplazamiento $\bar{\delta}_{MAX}(y)$, en términos de la intensidad sísmica y , de manera que este valor esperado sea la liga entre la respuesta estructural y la intensidad sísmica para una estructura de periodo dado.

4.5 Análisis de confiabilidad

Con la finalidad de que el análisis pueda extenderse en forma práctica a estructuras con diferentes características estructurales, sería deseable que la probabilidad de falla máxima tolerable para intensidades dadas de sistemas de múltiples grados de libertad se relacionara

con la respuesta de sistemas de cortante de un grado de libertad. Por ello, en este trabajo el margen de seguridad W se relaciona con la intensidad sísmica y , a través de la respuesta de un sistema de referencia determinista, de modo que W se vincula con $\delta_{\text{MAX}}(y)$ y por lo tanto con y , por medio de la variable $\eta(y) = \delta_{\text{MAX}}(y) / \delta_f$; donde δ_f denota el valor del desplazamiento de falla del sistema complejo con propiedades medias y corresponde a una disminución del 20% de la capacidad máxima resistente del sistema estructural, como se muestra en la fig 4.1. De acuerdo con lo anterior, la variable η relaciona el valor esperado de δ_{MAX} para cada intensidad sísmica con el desplazamiento que determina el colapso ante carga monótonica del sistema complejo con propiedades medias; es decir, η representa la respuesta máxima aproximada del sistema complejo con propiedades medias, ante cargas alternantes, normalizada por la capacidad lateral del sistema sujeto a una aceleración creciente en su base. La variable η también puede relacionarse con la ductilidad media global μ para intensidades dadas por medio de una constante, de manera que $\mu(y) = (\delta_f / \delta_y) \eta(y)$.

Con base en lo anterior, dado un conjunto de realizaciones del movimiento del terreno que cubren un intervalo amplio de intensidades y un conjunto de estructuras con características inciertas, es posible calcular valores de $W=w$ para valores de $\eta(y)$ asociados. Para calcular estos valores se estima el factor F vinculado al desplazamiento de falla en el extremo superior del edificio mediante el siguiente procedimiento iterativo: a) se somete la estructura a una historia de aceleraciones escaladas por un valor adecuado de F , b) se revisa la historia de desplazamientos en el extremo superior del edificio; si dichos desplazamientos aumentan excesivamente en un intervalo corto de tiempo de manera que causan la inestabilidad del sistema, entonces se considera que el sistema ha llegado a la falla. Para garantizar que la falla sea incipiente se debe identificar la mínima intensidad capaz de hacer que el sistema falle, de manera que si se multiplican las aceleraciones del temblor en cuestión, escaladas por el factor F , por $(1-\varepsilon)$, en donde ε es un valor positivo cercano a cero, la falla no debe presentarse c) si las condiciones anteriores no se satisfacen entonces se elige otro valor de F y el procedimiento se repite.

Obtenidos los factores F y por lo tanto valores $W \rightarrow w$ para cada y , y relacionando W con η a través de y , es posible obtener la media $\bar{W}(\eta(y))$ y la desviación estándar $\sigma_w(\eta(y))$, de W . Por lo tanto el índice de confiabilidad para intensidades dadas se expresará como $\beta(y) = \bar{W}(\eta(y)) \cdot \sigma_w(\eta(y))$.

En lo que sigue se describe sistemáticamente el procedimiento para obtener valores de β para intensidades dadas.

1. A partir de una estructura diseñada convencionalmente, se simula un conjunto de estructuras considerando las incertidumbres descritas en el capítulo 3.
2. A partir de la estructura con propiedades medias se calcula δ_y mediante un análisis de empuje lateral.
3. Se estiman las propiedades del SSR a partir de la estructura compleja con propiedades medias.
4. De acuerdo con los procedimientos del capítulo 2, se obtienen por simulación pares de valores de magnitud y distancia para diferentes niveles de intensidades, procurando cubrir un amplio intervalo de intensidades posibles.
5. De acuerdo con el modelo de probabilista del movimiento del terreno del capítulo 2, se simula un acelerograma para cada combinación de magnitud y distancia obtenida del paso anterior, de manera que el número de acelerogramas simulados corresponda con el número de estructuras simuladas.
6. A partir de los acelerogramas simulados del paso anterior y el SSR obtenido en el paso 3, se calcula $\bar{\delta}_{MAX}(y)$.

7. Mediante el proceso iterativo descrito arriba, se somete cada estructura simulada a una excitación obtenida del paso 5 y se calcula el valor de $W=w$ asociado.
8. Se calculan las propiedades estadísticas de la muestra estudiada y finalmente se calcula $\beta(y)$.

Una vez calculado $\beta(y)$, y dada la tasa de excedencia de intensidades correspondiente, obtenida de un análisis de peligro sísmico en los sitios de estudio, la tasa de falla se obtiene a partir de la ec. 4.7 o 4.9

Para calcular la probabilidad de falla para lapsos de tiempo dados se calcula la tasa $v_y(r_k)$ para cada valor de la intensidad resistente r_k , que se determina mediante los pasos anteriores, y se aplica la ec. 4.13.

4.6 Descripción general de estructuras estudiadas

Con el fin de aplicar el modelo de confiabilidad descrito y poder calcular probabilidades de falla para intensidades dadas, así como tasas de falla y probabilidades de falla durante lapsos de tiempo dados, se diseñaron dos grupos de estructuras, el primero integrado por marcos estructurales de concreto reforzado a base de traveses y columnas de 5, 10 y 15 niveles, el segundo de 10, 15 y 20 niveles a base de traveses, columnas y muros de concreto reforzado. Cada estructura se modeló tridimensionalmente como se muestra en las figuras 4.2 a 4.7, en forma simétrica en geometría, masa y rigidez, de modo que los efectos de torsión fueran minimizados. Esto obedece a que en este trabajo el análisis de confiabilidad es determinado con base en modelos de marcos planos donde la torsión no es considerada. La configuración geométrica, así como las dimensiones de las secciones transversales de los elementos estructurales de los edificios a base de traveses y columnas se tomó del trabajo de Esteva (1997).

Las estructuras descritas fueron analizadas y diseñadas de acuerdo con los procedimientos del reglamento de construcciones del Departamento del Distrito Federal DDF, (1998), y sus normas técnicas complementarias para diseño por sismo (1993) y concreto (1996). 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 para las estructuras del primer grupo y 3 para las del segundo grupo. 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, de 4200 kg/cm^2 .

En este trabajo la respuesta dinámica no lineal es determinada con base en un marco plano típico del conjunto estructural, que es señalado en las figs 4.2 a 4.7. Dicha respuesta es evaluada por medio del programa de computadora Drain 2D, desarrollado por Powell (1973) y modificado por Campos y Esteva (1997). En los análisis de respuesta se consideraron efectos de segundo orden, llamados comúnmente efectos P- Δ .

Por otra parte, debido a que el nivel de fuerzas sísmicas sobre la estructura, que es función de las aceleraciones y la masa estructural, es equilibrado principalmente por las

aportaciones de rigidez de cada marco a la rigidez del conjunto, se considera que la masa tributaria de cada marco es función de la rigidez de dicho marco con respecto a la correspondiente del conjunto. De acuerdo con esto, la masa m_i , de cada entrepiso i para cada marco específico esta dada por $m_i = (k/k_T)m_{iT}$, donde k es la rigidez lateral del marco de estudio, k_T la rigidez lateral total del conjunto que resulta de sumar la rigidez lateral de los marcos en cuestión, y m_{iT} la masa total del entrepiso i del conjunto estructural.

Para el caso específico de los edificios con muros estructurales que se muestran en las figs 4.5 a 4.7, es claro que los muros estructurales perpendiculares a los marcos de estudio contribuyen a la rigidez lateral de estos, por ello se consideró que $1/4$ de la longitud del muro contribuye a la rigidez lateral de los marcos adyacentes.

4.7 Características específicas de sistemas estructurales con propiedades estadísticas medias

En la tabla 4.1 se muestran las características dinámicas del modo fundamental de vibración de las estructuras con propiedades medias que definen las propiedades dinámicas de los SSR empleados. Estas propiedades que se describen detalladamente en el apéndice D están dadas por el periodo estructural T , factor de participación F_P , rigidez K y un factor r . Además, en la tabla 4.2 se muestran los parámetros que definen a la curva idealizada de la historia de cortante basal y desplazamiento del extremo superior del edificio que resulta de someter a la estructura en cuestión a una carga monótonica creciente en su base. De acuerdo con la fig 4.1 dichos factores son, el desplazamiento de fluencia δ_f , que corresponde al cortante basal resistente V_y ; el desplazamiento δ_m , asociado al cortante máximo V_{max} ; el desplazamiento δ_r asociado a $0.8V_{max}$. Estos parámetros son importantes, ya que describen las propiedades de rigidez y resistencia de los sistemas simplificados de referencia. Aquí, el parámetro V_{max} y los parámetros asociados δ_m y δ_r son obtenidos directamente de la curva cortante-desplazamiento en cuestión, mientras que los parámetros V_y y δ_f son determinados de manera que se garantiza que el área A , bajo la curva de

empuje lateral real que resulta de integrar numéricamente dicha curva hasta δ_v , sea igual al área bajo la curva idealizada, de manera que $\delta_v = (2A - V_{\max} \delta_m) (\kappa \delta_m - V_{\max})$ y $V_v = \kappa \delta_v$. Aquí, κ es la pendiente de la rama elástica que se asume conocida y se evalúa adecuadamente por medio de mínimos cuadrados a partir de la curva real para valores sobre la rama elástica que se encuentran por debajo de $0.3V_{\max}$.

4.8 Curvas de amenaza sísmica

Para estimar tasas de falla por unidad de tiempo y probabilidades de falla para periodos de tiempo, como se indica en las secciones 4.2 y 4.3, es necesario contar con funciones de peligro sísmico que describan el número de ocurrencias que exceden un determinado nivel de intensidad. Aquí el nivel de intensidad está dado en términos de ordenadas espectrales para estructuras de sistemas de un grado de libertad de periodo estructural dado. De acuerdo con lo anterior, para evaluar la probabilidad de falla estructural por medio de alguno de los indicadores mencionados, las curvas de peligro deben estar asociadas a los sitios de terreno blando en que serán desplantadas las estructuras, así como a los periodos fundamentales de vibración de dichos sistemas.

De un análisis de peligro sísmico en los sitios SCT y 44 se obtuvieron funciones de tasas de excedencia de intensidades $v(y)$, para los periodos fundamentales de vibrar de las estructuras con propiedades medias que se muestran en la tabla 4.1. Estas funciones están dadas por la siguiente ecuación

$$v(y) = \kappa_1 y^{-\epsilon_1} \left[1 - \left(\frac{y}{y_m} \right)^{\epsilon_2} \right] + \kappa_2 \left[1 - \left(\frac{y}{y_m} \right)^{\epsilon_3} \right] \quad (4.14)$$

donde κ_1 y κ_2 son factores de escala que determinan la magnitud de la tasa, ϵ_1 , ϵ_2 y ϵ_3 son coeficientes que definen la forma de $v(y)$, y y_m es la intensidad máxima que puede tomar la ecuación. En estudios de peligro sísmico es común que $v(y)$ se represente por medio de una ecuación más simple que la anterior; sin embargo, aquí se adoptó la ec 4.14,

ya que representa de mejor manera los valores de $v(y)$. En la tabla 4.3 se muestran los valores de los parámetros de la ec 4.14 para cada estructura y sitio considerado.

En este trabajo las curvas de peligro en los sitios de estudio se evaluaron a partir de la tasa de excedencia de intensidades de una estructura con periodo natural de un segundo en Ciudad Universitaria CU, y de la distribución del cociente de las intensidades calculadas en CU y las correspondientes al sitio y estructura de interés. Para lograr esto se aplicó el procedimiento desarrollado por Esteva (1976). En este trabajo la tasa de excedencias en CU se determinó a partir de una función de atenuación dada por Reyes (1999) y de magnitudes y coordenadas epicentrales de sismos registrados en la costa sur del país.

4.9 Funciones de confiabilidad

Una vez diseñadas las estructuras se aplicó el procedimiento descrito en la sección 4.5 para obtener índices de confiabilidad, para lo cual se consideró que las estructuras están desplantadas en sitios análogos a los de las estaciones acelerográficas SCT y 44. Así, para cada estructura diseñada se simuló un total de 110 estructuras con el fin de tomar en cuenta las incertidumbres en las propiedades y características estructurales que se describen en el capítulo 3. Conjuntamente se obtuvieron combinaciones de M y R para un intervalo amplio de intensidades y se simularon 110 registros, de manera que cada acelerograma simulado estuviera asociado a una combinación de M y R específica. Lo anterior se efectuó para los dos sitios de terreno blando mencionados arriba, de acuerdo con los modelos matemáticos del capítulo 2.

Dado el conjunto de historias detalladas simuladas y las características de los edificios con propiedades medias que se muestran en la tabla 4.1, se calcularon valores de δ_{MAX} para cada SSR y se relacionaron con la intensidad correspondiente como se muestra en las figs 4.8 y 4.9. De estas figuras es fácil ver que la respuesta tiene comportamiento lineal en el intervalo de intensidades $0 \leq y \leq y_n$ debido a que δ_{MAX} varía linealmente con y . Aquí, $y_n = (2\pi T)^2 \delta_y F_p$ es la aceleración espectral que corresponde al desplazamiento de

fluencia del sistema. De acuerdo con lo anterior, se deduce que δ_{\max} en el intervalo citado depende únicamente de las características del sistema. Si el sistema fuera lineal en todo el intervalo de intensidades, el valor calculado de δ_{\max} y su valor esperado serían iguales y podrían calcularse como $\delta_{\max}(y) = \delta_{\max}(y) = (T/2\pi)^2 F_p y$. Sin embargo, el sistema experimenta comportamiento no lineal cuando es sometido a intensidades $y > y_0$, lo que tiene como consecuencia que los valores de δ_{\max} tengan dispersión alrededor del desplazamiento que experimentaría dicho sistema si la respuesta en esta región fuera lineal. De acuerdo con lo anterior, la variabilidad de δ_{\max} para aceleraciones espectrales dadas será nula mientras la respuesta se mantenga en el intervalo lineal; las características detalladas de la excitación tendrán influencia sobre δ_{\max} únicamente cuando la estructura experimente comportamiento no lineal. Esto se muestra al comparar la fig 4.8 y 4.9 para cada SSR. Así, por ejemplo, para el edificio de 15 niveles a base de trabes y columnas, desplantado en un sitio con características semejantes a la de la estación SCT, sometido a una excitación de intensidad $y = 200 \text{ cm/s}^2$ corresponderá un δ_{\max} igual al que resultaría de someter a dicha estructura a una excitación sísmica de igual intensidad pero con características idénticas a las registradas en la estación 44. Esto se muestra al comparar las gráficas en cuestión de las figuras 4.8 y 4.9. Con base en lo anterior se adopta la siguiente función para representar el valor esperado de δ_{\max} .

$$\delta_{\max}(y) = A_0 y + A_1 [1 - \exp(-A_2 y)] \quad (4.15)$$

Aquí, A_0 , A_1 y A_2 son coeficientes ajustados. El primer término de esta ecuación toma en cuenta en forma aproximada la respuesta lineal del sistema y el segundo término, el comportamiento no lineal. De acuerdo con esto, el coeficiente del primer término puede obtenerse como $A_0 = (T/2\pi)^2 F_p$. Sin embargo, debido a que los dos términos de la ec. 4.14 se suman para obtener valores de δ_{\max} , conviene que los tres coeficientes se obtengan mediante la minimización del error cuadrático. En las figs 4.8 y 4.9 se muestra con línea continua δ_{\max} para cada intensidad, y en la tabla 4.4 los coeficientes ajustados para cada estructura y sitio.

Dadas las estructuras simuladas y las realizaciones del movimiento del terreno generadas artificialmente, se obtuvieron factores de seguridad Z y se relacionaron con la variable η correspondiente como se observa en la fig 4.10, donde se muestra Z para cada estructura desplantada en los sitios de estudio. De acuerdo con las gráficas de dicha figura, se observa que $W = \ln Z$ varía en forma aproximadamente lineal con pendiente negativa en función del logaritmo natural de η ; por ello, para el valor esperado de W se adoptó la ec 4.16, donde B_1 a B_3 son coeficientes ajustados.

$$\bar{W}(\eta) = B_1 - B_2 \ln(\eta) + B_3 [1 - \exp(-B_4 \ln(\eta))] \quad (4.16)$$

Por otra parte, la variabilidad del error estadístico de la ec 4.16 no presentó variación sistemática con el logaritmo de la variable η , por lo que la desviación estándar σ_w de W se evaluó independiente de dicha variable, tomando valores entre 0.25 y 0.45 como se muestra en la fig 4.10 y en la tabla 4.5. Además en esta tabla se muestran, para cada estructura y sitio, los valores de los coeficientes ajustados de la ec. 4.16.

Una vez calculados \bar{W} y σ_w , las funciones de confiabilidad se obtienen aplicando directamente la ec 4.5 como se observa en la fig 4.11, donde se muestra que el índice β varía aproximadamente en forma lineal con el logaritmo de η como consecuencia de que \bar{W} varía linealmente con pendiente negativa en función del logaritmo de dicha variable. Resultados similares han sido obtenidos por Esteva y col (1989, 2000, 2001), en los que se relaciona β en función de intensidades y ductilidades globales. En general, también puede observarse al comparar las diferentes gráficas de la figura que los valores de β para un mismo valor de η pueden diferir aproximadamente hasta en un factor de 2.

Las funciones de confiabilidad no muestran tendencia alguna con el número de pisos o con la relación entre el periodo fundamental de la estructura y el dominante del sitio, como se observa en la fig 4.11. Aún para estructuras con características idénticas, pero desplantadas en diferentes sitios, las diferencias entre sus funciones de confiabilidad no son constantes. Sin embargo, estas diferencias se atribuyen a la configuración desplazada en el instante en

que se presenta inestabilidad en el sistema debido a las características detalladas del movimiento sísmico. En esta configuración interviene en menor o mayor grado la variación de rigideces y resistencias en todo el sistema; así como la forma en que se han degradado las propiedades mecánicas de los diversos miembros estructurales como consecuencia del daño acumulado. A la sensibilidad de las funciones de confiabilidad se añade la influencia de la relación que guarda el periodo fundamental de la estructura y la de sus modos superiores con respecto a los periodos dominantes del terreno. Otro de los factores que pueden afectar los valores de β como función de η , se debe a que esta última variable depende de la tasa de variación del valor medio del desplazamiento máximo δ_{\max} con respecto a las intensidades; además no se toma en cuenta la incertidumbre en los valores de δ_{\max} , ni se considera la incertidumbre en los valores de la capacidad de deformación del sistema al definir η .

En la fig 4.11 se representan con diversos símbolos los índices β para valores de η asociados a intensidades con periodos de recurrencia de 100 y 150 años, y en las tablas 4.6 y 4.7 se muestran los valores de estos índices y los valores de η e intensidades sísmicas en cuestión. De esta última figura se aprecia que para todas las estructuras, excepto la de 10 niveles que incluye muros de concreto en su configuración, los índices β para las intensidades con periodo de recurrencia de 100 años son similares a los índices para intensidades de 150 años, lo que es consecuencia de que los valores de η para estos periodos de recurrencia no son muy diferentes, como se muestra en las tablas 4.6 y 4.7. También se aprecia en cada gráfica de la fig 4.11 que los índices β asociados a intensidades con periodos de recurrencia similares son comparables. Sin embargo, este hecho no es resultado directo de alguna condición preestablecida en las normas de diseño. De la misma manera se observa que a pesar de que los valores de β son similares, estos están asociados a diferentes valores de η , obteniéndose valores mayores de esta variable en las estructuras cuyo periodo fundamental esta más cerca del dominante del sitio, lo que es congruente con la teoría de la dinámica estructural, que establece que a medida que el periodo de la estructura se acerca al dominante de la excitación las amplificaciones de la respuesta aumentan. También se observa que los índices de confiabilidad de las estructuras

de 10 y 15 niveles a base de trabes y columnas toman valores cercanos a 2, y por tanto implica que dichos índices conduzcan a niveles altos de probabilidades de falla para intensidades que corresponden a los periodos de recurrencia citados. Por el contrario, las confiabilidades de las otras estructuras son mucho mayores a 2, alcanzando valores del orden de 4 o más, y consecuentemente a probabilidades de falla menores.

Por otra parte, es posible relacionar β con algún otro indicador de respuesta no lineal, como puede ser la ductilidad media global μ , que se logra mediante un cambio de escala, multiplicando la variable de respuesta no lineal normalizada η por la constante asociada como se indica en la sección 4.5. En la fig. 4.12 se muestra β contra μ , para la cual se aplican las observaciones del párrafo anterior. Sin embargo, merece mencionarse que las estructuras a base de trabes y columnas, sometidas a temblores cuyas intensidades corresponden a periodos de recurrencia de 100 y 150 años presentan índices β iguales a 2 para ductilidades globales del orden de 3. Por lo que respecta a las estructuras que incluyen muros de concreto, exhiben índices β del orden del doble que las primeras con ductilidades menores que las anteriores.

Por otra parte, los índices de confiabilidad obtenidos solo relacionan probabilidades de falla con valores dados de las intensidades. Una mejor descripción de las probabilidades de falla debe tomar en cuenta la frecuencia de ocurrencia de las intensidades, lo que permite calcular la tasa de falla de cada estructura. Para ello se sustituyen la función de confiabilidad y la tasa de excedencia de intensidades en las ecs 4.7, 4.8 ó 4.9. En la Tabla 4.8 se indica la tasa media de falla anual para cada estructura considerada. De esta tabla se observa que las estructuras de 10 niveles, así como la estructura de 15 niveles a base de trabes y columnas muestran las mayores tasas de falla calculadas. Las estructuras restantes exhiben tasas de falla menores que las estructuras anteriores. Estas tasas están de acuerdo con las deseadas por la práctica profesional, que aproximadamente deben tomar valores del orden de 0.0004. Sin embargo, los edificios que incluyen muros de concreto en su configuración resultaron con tasas de falla mucho menores que este último valor. De acuerdo con lo anterior, se observa que las normas de diseño conducen a tasas de fallas no

uniformes, lo que obedece a funciones de confiabilidad diferentes y a curvas de riesgo sísmico que cambian con los periodos fundamentales de la estructura.

Como es de esperarse, los valores de v_r , obtenidos y descritos arriba, están de acuerdo con las probabilidades de falla $p(t)$, calculadas para periodos de tiempo dados, como se muestran en la fig 4.13. De esta figura se advierten valores altos en las probabilidades de falla para periodos cortos de tiempo en las estructuras de 10 y 15 niveles a base de traveses y columnas. Por el contrario el resto de las estructuras presentaron valores relativamente bajos en dichas probabilidades.

4.10 Influencia del modelo estructural sobre la función de confiabilidad

Con el fin de evaluar la influencia de las características y propiedades estructurales sobre el modelo de confiabilidad empleado se comparan funciones de confiabilidad de estructuras de múltiples niveles considerando secciones agrietadas de elementos y secciones brutas o no agrietadas. Estas funciones de confiabilidad corresponden a los edificios de 5, 10 y 15 niveles a base de traveses y columnas, descritos en la sección 4.6 y desplantados en el sitio SCT. En la fig 4.14 se muestran dichas funciones de confiabilidad y se advierte una gran diferencia entre ellas. Esto se debe a que cada función de confiabilidad está vinculada a un sistema simplificado de referencia distinto, cuyo periodo natural se muestra en la figura en cuestión. Con el fin de que las funciones de confiabilidad fueran directamente comparables, los índices β de cada gráfica de la figura se refirieron al SSR de la estructura con propiedades estadísticas medias, modeladas con secciones agrietadas como se muestra en la fig 4.15, donde se observan menores diferencias entre funciones de confiabilidad que las que se tienen en la fig. 4.14; además se advierte que los índices β asociados a estructuras modeladas con secciones no agrietadas son en general menores que los índices calculados a partir de las estructuras con secciones agrietadas. De acuerdo con lo anterior se deduce que dichas diferencias tienen que ver con las particularidades de cada modelo estructural. Aquí, merece mencionarse que las estructuras modeladas con secciones no agrietadas empleadas en el análisis de confiabilidad fueron simuladas mediante un programa de computadora desarrollado por Esteva y col. (1999) y tomadas del trabajo de Méndez (2001). De acuerdo

con lo anterior las diferencias entre las funciones de confiabilidad de la fig 4.15 se relacionan con los siguientes aspectos:

1. Las funciones de confiabilidad están asociadas a secciones brutas y secciones agrietadas en las que se incorpora la contribución de la losa.
2. El módulo tangente de las estructuras modeladas con secciones brutas es del orden del doble que el correspondiente al de las estructuras con secciones agrietadas, lo que conduce a que las primeras sean más rígidas, con periodos más cortos, como se muestra en la fig 4.15. Lo anterior, también se refleja en la pendiente inicial de la curva cortante contra desplazamiento del extremo superior del edificio que resulta se someter a la estructura a una aceleración creciente en su base.
3. Las funciones constitutivas momento-rotación de las secciones transversales de los elementos están asociados a diferentes relaciones constitutivas del concreto; para el modelo con secciones brutas se utilizó el modelo de Scott y col. (1982), mientras que para el modelo con secciones agrietadas se empleó el modelo de Mander (1988), que conduce a una mejor modelación de los concretos fabricados en la ciudad de México, debido a que toma en cuenta la gran deformabilidad que tienen. Además para las relaciones momento-rotación de secciones brutas no se consideró el efecto de la velocidad de la carga.

Lo anterior conduce a que los elementos modelados con secciones agrietadas alcancen mayores momentos flexionantes y rotaciones que los modeladas con secciones brutas. Sin embargo, las ductilidades que se alcanzan con estas últimas son mayores, debido a que poseen mayor rigidez y por lo tanto deformaciones de fluencia pequeñas. De acuerdo con esto, es posible decir que a pesar de que las estructuras posean las mismas características geométricas y hayan sido diseñadas con las mismas normas, los modelos de rigidez y resistencia pueden conducir a estructuras diferentes con distintos modos de falla y por tanto distintas curvas de confiabilidad.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Se ha planteado un modelo para el análisis de confiabilidad de estructuras en zonas sísmicas. La confiabilidad es evaluada en términos de índices de confiabilidad para intensidades dadas, tasas de falla por unidad de tiempo y probabilidades de falla para lapsos de tiempo dados. Estas formas de medir la probabilidad de falla están referidas un margen de seguridad, que se relaciona con el desplazamiento del extremo superior de la estructura con respecto a su base. Este desplazamiento está vinculado directamente con la inestabilidad del sistema y por tanto con la configuración desplazada de falla que es función de las peculiaridades del movimiento del terreno sobre las características de la estructura. El movimiento se especifica en términos de temblores de intensidades dadas. La intensidad está definida como la ordenada espectral de pseudoaceleración de un oscilador elástico de un grado de libertad con periodo natural igual al periodo fundamental de la estructura analizada. Además, en el método de confiabilidad se considera la frecuencia de ocurrencias de las intensidades mediante la tasa de excedencia de intensidades.

El modelo considera las fuentes de incertidumbre que pueden ser significativas en la respuesta estructural; entre ellas están las referidas al movimiento del terreno, las que tienen que ver con las propiedades geométricas y mecánicas de los elementos estructurales, así como las asociadas con la masa estructural, caracterizada por cargas vivas y muertas actuantes. El modelo de confiabilidad propuesto se aplicó a edificios de concreto reforzado de múltiples niveles, integrados por trabes y columnas, así como a estructuras que en su configuración incluyen muros de concreto reforzado. Dichas estructuras se consideraron desplantadas en dos sitios de terreno blando del valle de México con características similares a la de los sitios SCT y 44. Las estructuras fueron diseñadas de acuerdo con los lineamientos de diseño del Departamento del Distrito Federal.

De aplicar el modelo a las estructuras y sitios estudiados se concluye lo siguiente:

- a. Las estructuras que resultan de aplicar las normas de diseño vigentes presentan diferentes niveles de seguridad, es decir, los valores de β como función de η o Π presentan diferencias que no siguen necesariamente una variabilidad sistemática.

Estas diferencias se deben principalmente a que no se toma en cuenta la incertidumbre en los valores de la capacidad de deformación del sistema al definir η o μ . Esta capacidad de deformación no solo es sensible a las características detalladas de la variación de rigideces y resistencias en todo el sistema, si no también a la configuración del sistema en el instante en que se alcanza la inestabilidad en el sistema y a la forma en que se han degradado las propiedades mecánicas de los diversos miembros estructurales como consecuencia del daño acumulado. Esto no se refleja en los indicadores η o μ .

- b. Las funciones de confiabilidad son sensibles a la forma en que se modelan las secciones de los elementos, así como a los modelos de rigidez y resistencia utilizados. Esteva y col. (2000b, 2001) llegan a similares conclusiones usando diferentes funciones constitutivas para el comportamiento de elementos estructurales ante carga cíclica.
- c. Aun para estructuras con características idénticas, los márgenes de seguridad de las estructuras varían en función de las peculiaridades del movimiento del terreno en cada sitio, lo que implica que las características de los movimientos en cada sitio estén relacionados con la aparición de modos de falla probables. Estas variaciones probablemente, se deban a la relación que guarda el periodo fundamental de la estructura y la de los modos superiores con respecto a los periodos dominantes del sitio. Esto merece atención detallada en estudios futuros.
- d. Las estructuras que incluyen muros de concreto pueden conducir a estructuras con probabilidades de falla menores que las estructuras que no incluyen muros en su configuración.

Con el devenir de las filosofías de diseño, los criterios y procedimientos basados en conceptos de probabilidad se tratan de incorporar cada vez más al diseño sísmico de edificios. Así, por ejemplo, los criterios de diseño basado en desempeño establecen niveles

de daño estructural asociados a temblores de diseño con probabilidades de excedencia dadas, donde cada nivel de daño está referido con una deformación lateral tolerable.

Un paso más adelante en esta dirección tiene que ver con el establecimiento de criterios de diseño sísmico basados en confiabilidad, como el que se plantea en este trabajo o en los trabajos de Esteva y col (1989, 2000a, 2000b, 2002), donde se consideran las variables más importantes que tienen que ver con el desempeño estructural. Estas variables tienen que ver con las características estructurales, con las peculiaridades del movimiento del terreno y con la frecuencia de ocurrencia de movimientos de diversas intensidades. Dichas variables son consideradas como aleatorias y los valores que toman son similares a los que se encuentran en estructuras reales construidas. Con base en lo anterior, un posible planteamiento consiste en que el nivel de confiabilidad esté especificado por la tasa de falla media anual v_f , o por la probabilidad de falla para un periodo de tiempo dado $p(t)$. Sin embargo, de manera práctica se prefiere a v_f , ya que para calcular este indicador se necesita la función de confiabilidad y la función de peligro sísmico, mientras que $p(t)$ requiere además de la distribución de los tiempos de arribo de las intensidades sísmicas.

Aunque lo siguiente requiere de estudio, una factible aplicación puede consistir en que el comité encargado de proyectar las normas de diseño especifique valores de intensidades de diseño y^* , para periodos de recurrencia dados, e índices de confiabilidad β^* , de manera que las estructuras diseñadas satisfagan un valor tolerable de tasa de falla v_f^* . Una alternativa práctica, en la que el diseñador no tenga que efectuar análisis dinámicos de respuesta paso a paso consiste en que el comité redactor de las normas de diseño proporcionen parámetros estadísticos (medias y coeficientes de variación) que ligen la respuesta de sistemas estructurales complejos con la respuesta de sistemas simplificados de referencia; así como parámetros estadísticos que permitan incorporar la incertidumbre en la capacidad de deformación del edificio. Lo que se plantea es que el diseñador estime el índice de confiabilidad de su estructura diseñada a partir de factores adecuados, propios de las características del edificio y del movimiento sísmico en el sitio. En esta alternativa, el sistema simplificado de referencia permite relacionar la respuesta del sistema con la que resulta de un espectro de diseño o espectro asociado a un periodo de recurrencia dado. El

procedimiento de diseño partiría de un diseño preliminar, y a partir de dicho diseño se evalúan los parámetros que caracterizan al sistema de referencia, para esto se somete a la estructura a un análisis de empuje lateral (pushover). Se seleccionan los parámetros estadísticos adecuados que caracterizan la respuesta y capacidad del sistema, y se calcula el valor de β para la estructura. Si este valor es mayor que β^* el diseño se acepta, en caso contrario la estructura se diseña para otro valor de y^* .

Una alternativa más rigurosa, factible para estructuras importantes, consiste en la aplicación directa del método de confiabilidad propuesto. En este planteamiento el diseñador debe contar previamente con historias de aceleraciones sísmicas reales o simuladas del sitio y con funciones de amenaza sísmica. A partir de un diseño estructural convencional se simulan estructuras a fin de incorporar las incertidumbres en sus propiedades. Se aplica un procedimiento similar al del capítulo 4 y se obtiene la función de confiabilidad. La tasa de falla de la estructura se calcula a partir de la ec 4.9. Si $v_f \leq v_f^*$ entonces el diseño se acepta, en caso contrario la estructura se diseña para otro valor de y^* . Un procedimiento de diseño basado en tasas medias de falla ha sido propuesto por Cornell y col. (2001) para ser aplicado en Estados Unidos a diseños de estructuras de acero y plataformas marinas. En el trabajo de Esteva y col. (2002) se discute la posible aplicación de alternativas de diseño afines.

Por otra parte, la aplicación del método de confiabilidad propuesto puede servir como referencia al grupo encargado de proyectar las normas para obtener estimaciones de los niveles de seguridad relativos de estructuras diseñadas, y con base en ello mejorar la toma de decisiones basada en la intuición que acompaña a toda norma de diseño.

El principal objetivo de todo trabajo de ingeniería sísmica es lograr que las estructuras tengan un óptimo desempeño durante las historias sísmicas a las que puede ser sometida durante su ciclo de vida. Aquí, cuando se habla de desempeño óptimo se hace referencia al comportamiento esperado de la estructura durante sismos de intensidades dadas. En este trabajo se ha dado un pequeño paso para lograr este objetivo; sin embargo, es necesario calibrar algoritmos y proponer alternativas prácticas para alcanzar dicho objetivo de manera

satisfactoria. En lo que sigue se mencionan algunos tópicos que merecen tratarse y discutirse en futuros trabajos.

1. Explorar y calibrar alternativas de diseño que puedan emplearse de manera práctica en futuras revisiones de normas de diseño. Estas alternativas de diseño deben conducir a estructuras con niveles de probabilidades de falla aceptables especificadas en términos probabilidades de falla para intensidades asociadas con periodos de recurrencia especificados, para tasas de falla o para probabilidades de falla para lapsos de tiempo dados.
2. Establecer relaciones entre las estimaciones de respuesta obtenidas de modelos matemáticos y las que provienen de mediciones de respuesta en estructuras construidas. Estas relaciones son importantes porque permitirán incorporar el error en los modelos matemáticos de estimaciones de respuesta, así como la influencia de otras variables que no se consideran en el análisis y que pueden afectar la respuesta. Dichas relaciones deben especificarse al menos en términos de los primeros momentos estadísticos.
3. Incorporar a los modelos matemáticos de estimaciones de respuesta, otras fuentes de incertidumbre que pueden afectar el desempeño de las estructuras. Entre estas variables podemos citar principalmente la contribución a la rigidez y a la resistencia de los elementos no estructurales, como pueden ser muros no estructurales, barandales e instalaciones. También es necesario incorporar al análisis de confiabilidad métodos de análisis dinámico no lineal que modelen a la estructura tridimensionalmente a fin de tomar en cuenta otros efectos que tienen que ver con el desempeño estructural.
4. Mejorar los modelos matemáticos que caracterizan al movimiento del terreno durante sismos. Estos modelos deben caracterizar de manera más acertada las características evolutivas del movimiento. Entre estas características están las asociadas con el contenido de frecuencias y con la varianza instantánea de la

aceleración. Además, estas características deben estar referidas a cada fuente sísmica que contribuye a la amenaza sísmica en el sitio.

5. Mejorar los modelos de las relaciones constitutivas que caracterizan el comportamiento ante carga cíclica de los diferentes elementos estructurales. Estos modelos deben mejorarse a la luz de las pruebas experimentales de dichos elementos; así como de registros de respuestas de modelos en mesa vibradora y sistemas reales durante temblores intensos. Este punto es importante ya que la capacidad de predecir respuestas estructurales depende significativamente de estos modelos.

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., Esteva L., Garcia-Perez J., Diaz-Lopez O. (2001a) "Evolutionary properties of stochastic models of earthquake accelerograms: Their dependence on magnitude and distance", *Journal of Seismology* 5: 1-21.
3. Alamilla J., Esteva L., Garcia-Perez J., Diaz-Lopez O. (2001b) "Simulating earthquake ground motion at a site, for given intensity and uncertain source location", aceptado para su publicación en *Journal of Seismology*.
4. Arias A. (1971) "A measure of earthquake intensity", *Seismic Design for Nuclear Plants*, editor Robert J. Hansen, Inglaterra, 438-483.
5. Bazzurro P. y Cornell A. C. (1994) "Seismic hazard analysis of nonlinear structures, I: Methodology", *Journal of Structural Engineering*, Vol 120, No. 11, Noviembre, 3320-3344.
6. Benjamin J. R. y Cornell C. A. (1970) "Probability, statistics, and decision for civil engineers, McGraw-Hill Company, New York.
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. Collins K. R., Wen y. K., Foutch D.A. (1996) "An alternative seismic design procedure for standard buildings", 11th World Conference on Earthquake Engineering, Acapulco, México.
9. Cornell A. C. (1969) "A probability-based structural code", *ACI Journal*, Title No. 66-85, Diciembre.
10. Cornell A. C., Vamvatsikos D., Jalayer F. and Luco N. (2000) "Seismic reliability of steel frames", *Procc. IFIP WG7.5 Conference*, Ann Arbor, MI.
11. Clough R., Penzien J. (1975) "Dynamics of structures", McGraw Hill, New York.
12. Departamento del Distrito Federal (1998) "Reglamento de Construcciones para el Distrito Federal", *Diario Oficial de la Federación*, agosto 2.
13. Departamento del Distrito Federal (1993) "Normas Técnicas Complementarias para Diseño por Sismo", *Gaceta Oficial del Distrito Federal*, febrero 27.

14. Departamento del Distrito Federal (1996) "Normas Técnicas Complementarias para el Diseño y Construcción de Estructuras de Concreto", Gaceta Oficial del Distrito Federal, marzo 27.
15. Díaz O, García-Pérez J, Esteva L, Singh S. K. (1999) "Accounting for source location errors in the bayesian analysis of seismicity and seismic hazard", *Journal of Seismology*, 3, 153-166.
16. Esteva L. (1969) "Seismicity prediction: a bayesian approach", Congreso mundial de ingeniería sísmica, Santiago, Chile, A-1, 172-184.
17. Esteva L. (1970) "Consideraciones prácticas en la estimación bayesiana de riesgo sísmico", Serie azul del Instituto de Ingeniería, No. 248.
18. Esteva L., Villaverde R. (1973) "Seismic risk, design spectra and structural reliability", Proc. Fifth World Conference on Earthquake Engineering, Roma, Italia, 2586-2597.
19. Esteva L. (1976) "Seismicity", Cap. 6 del libro: *Seismic Risk and Engineering Decisions*, Editado por C. Lomnitz y E. Ronseblueth, Elsevier, 179-224.
20. Esteva L. y Ruiz S. (1989) "Seismic failure rates of multistory frames", *Journal of Structural Engineering (ASCE)*. Vol. 115, No. 2, Febrero, 268-284.
21. Esteva L. (1995) "Towards consist reliability structural design for earthquakes", *Reliability and optimization of structural systems*, Editado por R. Rackwitz, G. Augusti y A. Borri, Chapman & Hall, Londres.
22. Esteva L., Mendoza E., Díaz O. y Alamilla J. (1997) "Metodología y bases para diseño sísmico para niveles de confiabilidad especificados", Informe interno elaborado para el Departamento del Distrito Federal, proyecto 7547, Instituto de Ingeniería, Universidad Nacional Autónoma de México, octubre.
23. Esteva L., Díaz-López O, Méndez O, Pérez D, Alamilla J. (1999) "Confiabilidad de sistemas estructurales ante sismos", Informe de investigación elaborado para CONACYT, proyecto 3663PA, Instituto de Ingeniería, Universidad Nacional Autónoma de México, junio.
24. Esteva L., Díaz-López O, García-Pérez J. Pérez-Gómez D. (2000a) "Seismic reliability of structural systems: a model based on the reduction of stiffness and deformation capacity", IFIP, Working conference on realibility and optimization of structural systems, Annarbor, Michigan, Estados Unidos.
25. Esteva L., Díaz-López O., Mendoza E. (2000b) "Reliability indexes in earthquake resistant design of muti-story frame buildings", 12th World Conference on Earthquake Enginnering, No 1662.

26. Esteva L. y Heredia-Zavoni E. (2000) "Health monitoring and optimum maintenance programs for structures in seismic zones", 3rd. International Workshop of Structural Control, IASC, Paris, Junio.
27. Esteva L. (2001) "Diseño sísmico basado en desempeño: tendencias y retos", Revista de Ingeniería Sísmica, México DF, No. 63, 36-54
28. Esteva L., Díaz-López O., García-Pérez J. (2001) "Reliability functions for earthquakes resistant design", aceptado para su publicación en Journal of Reliability Engineering and Safety, Especial issue.
29. Esteva L., Alamilla J. y Díaz-López O. (2002) "Failure models, significant variables and reference systems in reliability-based seismic design of multistory buildings", Enviado para su publicación al Seventh U.S. National Conference on Earthquake Engineering, Boston.
30. Grigoriu M., Ruiz S. E. y Rosenblueth E. (1988) "The México earthquake of september 19, 1985- nonstationary models of seismic ground acceleration", Earthquake Spectra, Vol. 4, No.3, 551-568.
31. Hartzell S. H. (1978) "Earthquake aftershocks as Green's functions, Geophys. Res. Lett. 5, 1-4.
32. Heredia-Zavoni E., Zeballos A. y Esteva L. (2000) " Theoretical models and recorded response in the estimation of cumulative seismic damage on non-linear structures", Earthquake Engineering and Structural Dynamics, 29: 1779-1796.
33. Housner G. W. (1952) "Spectrum intensities of strong-motion earthquakes", Proc. Symp. Earthq. And Blast Effects Structures, editores C. M Duke y M. Feigen, Los Angeles: Universidad de California, 21-36.
34. Mander J. B., Priestley M. J. N. y Park R. (1988) "Theoretical stress-strain model for confined concrete", Journal of Structural Engineering (ASCE). Vol. 114, No. 8, Agosto, 1804-1825.
35. McGuire R. K. (1995) "Probabilistic seismic hazard analysis and design earthquakes: Closing the loop", Bull. Seism. Soc. Am., 85, 5, 1275-1284.
36. Meli R. (1976) "Bases para los criterios de diseño estructural del proyecto del reglamento de construcciones para el distrito federal", Serie azul del Instituto de Ingeniería, UNAM. No. 375, Junio, 136-157.
37. Meli R. y Mendoza C. J. (1991) "Reglas de verificación de calidad del concreto", Revista de Ingeniería LXI, México.

38. Méndez O. (2001) "Confiabilidad sísmica de estructuras considerando diferentes criterios de capacidad de deformación estructural", Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Maestro en Ingeniería.
39. Mendoza C. J. (1984) " Propiedades mecánicas de los concretos fabricados en el Distrito Federal", Tesis presentada en la DEPMI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Maestro en Ingeniería.
40. Mendoza C. J. (1991) "Evaluación de la resistencia del concreto en la estructura por medio del ensayo de corazones", Revista de Construcción y Tecnología, IMCYC, Vol. III, No. 34, Marzo, 6-11.
41. 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, Abril, 751-766.
42. Mirza S. A. y MacGregor J. G. (1979) "Variability of mechanical properties of reinforcing bars", Journal of the Structural Division (ASCE), Vol. 105, No. ST5, Mayo, 921-937.
43. Montes-Iturrizaga R., Heredia-Zavoni E. y Esteva L. (2001) " Optimal maintenance strategies for structures in seismic zones", enviado para su publicación en Earthquake Engineering and Structural Dynamics.
44. Ordaz M., Singh S. K., Reinoso E., Lermo J., Espinosa J. M., Domínguez T. (1988) "The Mexico Earthquake of september 19, 1985- estimation of response spectra in the lake bed zone of the valley of Mexico", Earthquake Spectra, Vol. 4, No. 4, 815-834.
45. Ordaz M., Singh S. K., Arciniega A. (1994) "Bayesian attenuation regressions: an application to Mexico City", Geophys. J. Int., 117, 335-344.
46. Ordaz M., Arboleda J., Singh S. K. (1995) "A scheme of random summation of an empirical Green's function to estimate ground motions from future large earthquakes", Bull. Seism. Soc. Am. 85.
47. Paulay T. Y Priestley M. J. N. (1992) "Seismic Design of Reinforced Concrete and Mansory Buildings", John Wiley & Sons. Inc.
48. Pardo M. (1993) "Características sismotectónicas de la subducción de las placas de Rivera y Cocos en el sur de México", tesis doctoral para obtener el grado de doctor en Geofísica, Instituto de Geofísica, Universidad Nacional Autónoma de México.
49. Peir J. and Cornell A. (1973) "Spatial and temporal variability of live loads", Journal of the Structural Division (ASCE), Vol. 99, No. ST5, Mayo, 903-922.

50. Powell G. H. (1973) "DRAIN 2D User's Guide " Earthquake Engineering Research Center, University of California, Berkeley
51. Reyes C. (1999) " El estado limite de servicio en el diseño sísmico de edificios", Tesis presentada en la DEPFI, UNAM, como requisito para obtener el grado de Doctor en Ingeniería.
52. Rodríguez M. y Botero J. C. (1996) "Aspectos del comportamiento sísmico de estructuras de concreto reforzado considerando las propiedades mecánicas de aceros de refuerzo producidos en México", Serie azul del Instituto de Ingeniería, UNAM. No. 575, Enero.
53. Rosenblueth E., y Esteva L. (1972) "Reliability basis for some mexican codes", ACI, Publicación SP-31.
54. Rosenblueth E. (1976) "Optimum design for Infrequent disturbances", Journal of Structural Division (ASCE), Vol. 102, No. ST9, Septiembre, 1807-1825.
55. Rosenblueth E. (1983) "Estimaciones bipuntuales en probabilidades", Serie azul del Instituto de Ingeniería, No 464, marzo.
56. Ruiz S. E. y Soriano A. (1997) "Design live loads for office buildings in Mexico and the United States", Journal of Structural Engineering, Vol. 123, No. 6, Junio.
57. Scott B. D., Park R. y Priestley M. J. N. (1982) " Stress-strain behavior of concrete confined by overlapping hoops at low and high strain rates" ACI Journal, No. 79-2, enero-febrero.
58. Sewell T. y Cornell A. C. (1987) "Seismic hazard analysis based on limit-state structural damage" Proc. 5th International Conference on Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering (ICASP 5), Vancouver, B.C.
59. Yeh C. H. y Wen Y. K. (1989) "Modeling of nonstationary earthquake ground motion and biaxial and torsional response of inelastic structures", Civil Engineering Studies, Structural Research Series Report No. 546, Universidad de Illinois.

APÉNDICE A

Simulación de variables aleatorias correlacionadas a partir de distribuciones de probabilidad marginales

Se desarrolla un método para obtener simulaciones de variables aleatorias correlacionadas, cuyas funciones de distribución marginal pueden ser de cualquier tipo. Este método consiste en transformar las distribuciones de probabilidad marginales de interés a distribuciones de probabilidad normal estándar, por medio de una función adecuada. Las covarianzas entre las variables de interés son transformadas a covarianzas equivalentes tipo normal estándar. Una vez realizadas las transformaciones mencionadas, es posible obtener valores simulados empleando el método de Monte Carlo para variables multivariadas gaussianas; posteriormente, estos valores son transformados a las variables originales. En lo que sigue, se describe en forma detallada el procedimiento anterior para obtener simulaciones de variables correlacionadas, asociadas a cualquier distribución de probabilidad.

Sea un conjunto de n variables aleatorias, X_1, X_2, \dots, X_n , con funciones de distribución de probabilidad $F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), \dots, F_{X_n}(x_n)$, con covarianzas entre variables dadas por la ecuación $\text{cov}[X_i, X_j] = \rho_{ij} \sqrt{\text{var}[X_i]} \sqrt{\text{var}[X_j]}$, donde ρ es el coeficiente de correlación y $\text{var}[\cdot]$ es la varianza de la variable en cuestión.

1. Se considera que cada variable X_i está relacionada en forma determinística con una variable aleatoria U_i , mediante la ecuación $\Phi(u_i) = F_{X_i}(x_i)$. Se supone que U_i está caracterizada por una función de densidad de probabilidad normal estándar $N(0,1)$, cuya función de distribución acumulada es $\Phi[\cdot]$.
2. Para cada variable X_i , se obtiene un conjunto de puntos (x_i, u_i) de la curva $u = \Phi^{-1}(F_{X_i}(x))$.
3. Se aproxima la relación entre x y u por medio de la ecuación A.1. Los coeficientes α_i , ($i=1,2,3,4$), se obtienen mediante un ajuste de mínimos cuadrados.

$$x = \exp(\alpha_1 + \alpha_2 u_1 + \alpha_3 u_1^2 - \alpha_4 u_1^3) \quad (\text{A.1})$$

4. Se define z como $\ln(x) - \alpha_1$, de donde

$$z = \alpha_2 u + \alpha_3 u^2 + \alpha_4 u^3 \quad (\text{A.2})$$

5. Se presenta la aproximación de Abramowitz para la función inversa $u(z)$, incluyendo los valores de los coeficientes α_i , como sigue

$$u \approx \frac{1}{\alpha_2} z - \frac{\alpha_3}{\alpha_2^3} z^2 + \frac{2\alpha_3^2 - \alpha_2 \alpha_4}{\alpha_2^5} z^3 \quad (\text{A.3})$$

6. Con el fin de estimar $\text{cov}[U_i, U_j]$, se supone que $\hat{U}_i = U_i$, de manera que para obtener dicha covarianza se aplica el método de estimaciones bipuntuales desarrollado por Rosenblueth (1983). Para el caso específico de dos variables aleatorias correlacionadas, X_1, X_2 , este método utiliza cuatro concentraciones de probabilidades P_{11}, P_{12}, P_{21} y P_{22} . La posición de estas concentraciones sobre los ejes que caracterizan a cada variable se muestran en la fig A, y están dadas por las siguientes expresiones

$$x_{k1} = \xi_{k1} \sigma_k + X_k \quad (\text{A.3.a})$$

$$x_{k2} = \bar{X}_k - \xi_{k2} \sigma_k \quad (\text{A.3.b})$$

donde $\xi_{k1} = \frac{\gamma_k}{2} + \sqrt{1 + (\frac{\gamma_k}{2})^2}$ y $\xi_{k2} = \xi_{k1} - \gamma_k$, el subíndice k denota a la variable en cuestión, \bar{X} su valor medio, $\sigma = \sqrt{\text{var}[\cdot]}$ y γ es el coeficiente de asimetría. Las magnitudes de las concentraciones de probabilidades se obtienen satisfaciendo el momento de orden cero que siempre es igual a uno, y tres momentos de segundo orden dados por $\text{var}[X_1], \text{var}[X_2]$ y $\text{cov}[X_1, X_2]$. Así, las covarianzas entre las variables U están dadas por la siguiente ec.

$$\text{cov}[U_i, U_j] = \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 G(x_{ik})G(x_{jl})P_{kl} \quad (\text{A.4})$$

7. Dada la matriz de covarianzas para las U_i , se emplea el método de Monte Carlo para simular valores de dichas variables. Estos valores simulados son transformados a la variable asociada X_j por medio de la relación A.1.

referencias

Rosenblueth E. (1983) "Estimaciones bipuntuales en probabilidades", Serie Azul del Instituto de Ingeniería, No. 464.

Abramowitz M., Stegun I.A. (1964) "Handbook of Mathematical Functions", Applied Mathematics Series.

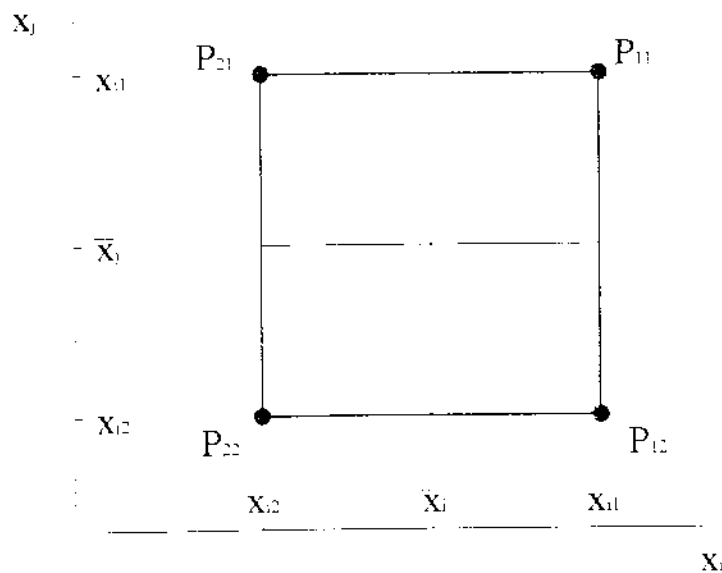


Fig A. Concentraciones de probabilidad para dos variables aleatorias simultáneas

APÉNDICE B

Estimación del coeficiente de correlación entre variables aleatorias con base en información subjetiva sobre la variabilidad de su cociente

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

$$Y_i = X \quad (\text{B.1})$$

$$Y_j = \beta X \quad (\text{B.2})$$

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

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

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

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

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

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

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

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

Una vez obtenido V_β y dado V_X se obtiene el coeficiente de correlación ρ por medio de la ec. B.6.

APÉNDICE C

Estimación del coeficiente de correlación entre una variable aleatoria Y y la función aleatoria $Z = f(X)$ a partir de los primeros momentos estadísticos de sus distribuciones de probabilidad marginales

Sean las variables Y y X , ambas con media \bar{Y} y \bar{X} , coeficiente de variación V_Y y V_X , respectivamente, relacionadas de la siguiente forma

$$Y = \beta Z(X) \quad (C.1)$$

donde $Z(X) = f(\bar{X})$ y β es una variable aleatoria independiente con media $\bar{\beta}$, y coeficiente de variación V_β , dados por las siguientes relaciones

$$\bar{\beta} = \frac{\bar{Y}}{\bar{Z}} \quad (C.2)$$

$$V_\beta^2 = \frac{V_Y^2 - V_Z^2}{1 + V_Z^2} \quad (C.3)$$

Esta última ec es válida para $V_Y^2 > V_Z^2$. La media de Z se obtiene mediante una aproximación de segundo orden en serie de Taylor alrededor de \bar{X} y se define por medio de la siguiente ecuación

$$Z \approx f(\bar{X}) \left(1 - \frac{V_X^2}{8} \right) \quad (C.4)$$

La varianza de Z se calcula mediante una aproximación de primer orden por medio de la siguiente expresión

$$\text{var}[Z] \approx \frac{XV_x^2}{4} \quad (\text{C.5})$$

por lo tanto $V_z \approx \frac{4V_x}{8 - V_x^2}$. De acuerdo con esta ec, la ec C.3 se calcula aproximadamente por medio de la relación

$$V_p^2 \approx \frac{V_y^2(8 - V_x^2)^2 - 16V_x^2}{64 + V_x^4} \quad (\text{C.6})$$

De acuerdo con lo anterior el coeficiente de correlación ρ_{XY} entre X y Y está dado por

$$\rho_{XY} \approx \frac{V_z}{V_y} \approx \frac{4V_x}{V_y(8 - V_x^2)} \quad (\text{C.7})$$

Por otra parte, la ec C.1 no es válida cuando $V_y^2 < V_z^2$ y por tanto, tampoco la ec C.3. En este caso una posible solución al problema consiste en transformar la ec. C.1 en la siguiente

$$Y = \frac{Z(X)}{\gamma} \quad (\text{C.8})$$

donde Z ya ha sido definida en la ec. C.1, con propiedades estadísticas dadas por las ecs C.4 y C.5. γ es variable aleatoria independiente con media $\bar{\gamma}$, y coeficiente de variación V_γ , dados por las siguientes ecuaciones

$$\bar{\gamma} = \frac{Z}{\bar{Y}} \quad (C.9)$$

$$V_\gamma^2 \approx \frac{16V_X^2 - V_Y^2(8 - V_X^2)^2}{(1 + V_Y^2)(8 - V_X^2)^2} \quad (C.10)$$

De acuerdo con la C.8 el coeficiente de correlación dado por la ec. C.7 adquiere la siguiente forma

$$\rho_{XY} \approx \frac{V_Y}{V_Z} \approx \frac{V_Y(8 - V_X^2)}{4V_X} \quad (C.11)$$

APÉNDICE D

Estimación de respuestas sísmicas de sistemas no lineales de múltiples grados de libertad por medio de sistemas simplificados equivalentes. (*)

Considérese un sistema de múltiples grados de libertad con las siguientes propiedades:

M = matriz de masas

K = matriz de rigideces

Φ = configuración deformada en el análisis de empuje lateral; esta configuración se considera igual a la configuración dominante durante la respuesta sísmica.

V = fuerza cortante en la base

u_s = desplazamiento del extremo superior, relativo a la base

V_y, u_{s_y} = fuerza cortante en la base y desplazamiento del extremo superior, ambos en el instante en que ocurre la fluencia en la curva $V - u_s$.

De igual manera, las propiedades del sistema simplificado equivalente son las siguientes:

m = masa

k = rigidez lateral

u = desplazamiento relativo a la base

v = fuerza cortante

v_y, u_y = fuerza cortante y desplazamiento de fluencia

Además, ζ es la fracción del amortiguamiento crítico en ambos sistemas.

Supóngase ahora que la configuración del modelo detallado del sistema se mantiene igual a Φ durante toda la historia de su respuesta sísmica a una aceleración de la base igual a $x_g(t)$. Bajo esta hipótesis, la ecuación del movimiento es la siguiente:

$$m_i u_{s_i} + 2\zeta p m_i + k_i g(u_{s_i}, u_{s_i}) = -F_p m_i x_g \quad (D.1)$$

En esta ecuación,

$$p = k_1 m_1$$

$$k_1 = \Phi^T K \Phi$$

$$m_1 = \Phi^T M \Phi,$$

$$F_p = \frac{\Phi^T M J}{m_1}$$

$$g(u_s, \dot{u}_s) = \text{función de respuesta no lineal}$$

J es un vector formado por componentes iguales a la unidad. Además, se define la variable $r = \Phi^T K J / k_1$ que se empleará en lo que sigue.

Para el sistema simplificado equivalente, la ecuación de movimiento es la siguiente:

$$m\ddot{u} + 2\zeta p m \dot{u}_s + k_1 g(u, \dot{u}) = -m x_s \quad (D.2)$$

De lo anterior se tiene que la fuerza cortante en la base del sistema cuando el comportamiento del sistema se encuentra en el intervalo lineal está dada por $V = J^T K \Phi u_s = \Phi^T K J u_s = r k_1 u_s$ para un modelo detallado, y por $v = k u$ para el sistema equivalente.

De acuerdo con lo anterior, la relación entre las respuestas de ambos sistemas está dada por $u_s = F_p u$. Para que las deformaciones de fluencia se alcancen simultáneamente en ambos sistemas deberá tenerse $u_{sy} = F_p u_y$. En consecuencia, la relación entre las fuerzas de cortante de fluencia será $v_s = k V_y$. Estas relaciones deben tenerse en cuenta al seleccionar los valores de k y v_y para el sistema simplificado. Para ello se tienen distintas opciones. La más simple es hacer $k = k_1 r F_p$, lo que conduce a $v_y = V_y$.

Por otra parte, m deberá hacerse igual a $m_1 r F_p$ a fin de conservar el periodo natural. Otra opción es tomar $k = k_1$, lo que conduce a $v_y = V_y (r F_p)$ y $m = m_1$. En estas condiciones, si se aplica al modelo detallado la excitación $F_p x_{1y}$, resultará que $u_{1y} = u_y$, $u_{1x} = u_x$, y $v_y = V_y (r F_p)$.

(*) Apéndice transcrito del trabajo

Esteva L. (2001) "Diseño sísmico basado en desempeño: tendencias y retos", Revista de Ingeniería Sísmica, No. 63, 36-54.