

SISMICIDAD EN ZONAS DE SUBDUCCION

E. Bazán*
L. Esteva*
O.R. Guerra*

RESUMEN

Se desarrolla un criterio que permite estimar la sismicidad en sitios en los que predomina la influencia de actividad sísmica debida a fallas geológicas del tipo de subducción. La sismicidad se expresa en términos de periodos de recurrencia para diversas intensidades, siendo estas los valores máximos absolutos de las velocidades y aceleraciones del terreno durante un temblor; tales intensidades se estiman para terreno firme y no incluyen la influencia de condiciones locales como topografía y estratigrafía.

El criterio emplea conceptos probabilísticos Bayesianos con objeto de incluir la información disponible en zonas sísmicas de características geotectónicas similares. Consiste en estimar la distribución de probabilidades del proceso de generación de temblores, en términos de excedencia de diversas magnitudes, en volúmenes dados de la corteza terrestre; a partir de estas y mediante el uso de relaciones entre intensidad, magnitud y distancia focal, se calcula la influencia de cada uno de dichos volúmenes en la sismicidad del punto de interés. Mediante un proceso de integración que incluye a todos los volúmenes de la vecindad de dicho punto, se obtiene la relación entre intensidad y periodo de recurrencia. Los resultados de este procedimiento pueden servir de base para estudios costo-beneficio orientados a determinar parámetros óptimos de diseño sísmico.

* Investigador, Instituto de Ingeniería, UNAM

1. INTRODUCCION

El objeto de este trabajo es desarrollar un procedimiento para estimar la sismicidad regional, o sea, el efecto que producen los temblores que ocurren en la región vecina al lugar de interés. El estudio se enfoca a zonas donde la actividad sísmica se debe a movimientos de fallas geológicas de subducción. La influencia de condiciones locales tales como topografía y estratigrafía ha sido estudiada por diversos autores (refs 1 a 3); aquí se estima la sismicidad en terrenos locales de características aceptadas como estándar: terreno firme, poco accidentado, de rigidez intermedia.

Dado que usualmente no se cuenta con registros instrumentales en sitios donde se proyecta construir, la sismicidad se expresará en términos de distribuciones probabilísticas de intensidades. Estas se generan a partir de información registrada, consistente en magnitudes y coordenadas focales de los sismos ocurridos, y de relaciones previamente establecidas entre magnitud, intensidad y distancia focal, aplicables a sitios con condiciones locales estándar.

La primera parte de este trabajo se refiere a la determinación de la sismicidad local de las fuentes vecinas, es decir, a la definición de modelos del proceso estocástico de ocurrencia de temblores de diversas magnitudes, con zonas focales asociadas a volúmenes dados de la corteza terrestre, así como a la estimación de los parámetros de dicho proceso. El criterio adoptado es el de la ref 4, y consiste en definir la sismicidad local en términos de la tasa de ocurrencia de magnitudes sísmicas mayores o iguales que cada valor de interés en un volumen unitario.

Para la estimación de la forma y parámetros de modelos estocásticos de la sismicidad local, es decir, para es-

timar la tasa mencionada se utilizan conceptos del análisis probabilístico bayesiano (apéndice A) que permiten asimilar los datos estadísticos directos (magnitudes y coordenadas de temblores en las fuentes sísmicas cercanas al sitio), los asociados con zonas de características sismotectónicas similares y la información disponible sobre tectónica local y regional. Los métodos bayesianos parten de una distribución probabilística inicial, o a priori, de los modelos y parámetros citados, basada en características tectónicas locales y regionales, así como en datos estadísticos de zonas sísmicas similares. La distribución posterior, o a posteriori, correspondiente se obtiene al incorporar los datos estadísticos directos sobre sismicidad local registrados en la zona en estudio. El procedimiento desarrollado implica la evaluación de la incertidumbre asociada con las distintas fuentes de información: relaciones entre características geotectónicas y sismicidad, datos estadísticos locales y de zonas comparables, así como variabilidad entre sismicidades de zonas semejantes. La necesidad de acudir a este análisis, en vez de basar los modelos sobre sismicidad local en aplicaciones del análisis estadístico convencional que usa únicamente los datos directos de la zona de interés, surge de la brevedad de los acervos de datos directos, que suelen abarcar unas cuantas décadas y que no siempre son representativos de la sismicidad potencial.

El enfoque bayesiano permite evaluar las probabilidades de diversas hipótesis alternativas sobre las características de un proceso aleatorio (sismicidad local), a partir de información previa (geología, datos estadísticos de zonas comparables) y datos estadísticos (específicos de la fuente sísmica que interesa).

La sismicidad de cada zona de subducción consiste en temblores generados en la placa subyacente, en su con-

tacto con la placa continental, y en la superficie de esta última (fig 1). Como consecuencia, la sismicidad local varía con la profundidad y con la distancia a la traza de la falla. La determinación de la sismicidad como función espacial en lugares vecinos al sitio en estudio se obtiene en lo que sigue tomando en cuenta los datos estadísticos sobre temblores registrados en otras zonas de subducción en el Cinturón Circum-Pacífico, así como los correspondientes a la zona cuya sismicidad interesa. Los datos empleados consisten en fecha, magnitud, profundidad y coordenadas geográficas del foco instrumental de cada temblor.

2. SISMICIDAD LOCAL: ESTIMACION BAYESIANA

En este trabajo se hace la hipótesis de que la sismicidad local, es decir la ocurrencia de temblores con magnitud mayor o igual que M , puede representarse mediante un proceso estocástico de Poisson cuya media $\lambda(M)$ se expresa en términos de la tasa media de excedencia de magnitudes M (eventos por unidad de tiempo) en un volumen correspondiente a una zona dada de la corteza terrestre. Idealmente, convendría estimar los parámetros que definen a $\lambda(M)$ a partir de información estadística de temblores generados en la fuente sísmica que interesa. Dado lo reducido del lapso para el que se cuenta con registros instrumentales sobre magnitudes y coordenadas focales de sismos (de principios de siglo a la fecha), dicha información es insuficiente para estimar con precisión adecuada $\lambda(M)$, principalmente para valores elevados de M (bajos de λ). Las mayores dificultades se presentan en la estimación de M_1 que es un límite superior a las magnitudes que pueden generarse en cada volumen en estudio.

Por lo anterior, resulta significativa la información indirecta, en particular los datos sobre sismicidad en zonas con características geotectónicas similares a la

fuente sísmica citada, puesto que así se amplía importantemente el acervo estadístico disponible, si bien se introduce la incertidumbre adicional debida a las posibles diferencias entre las sismicidades de zonas que se juzguen semejantes según sus rasgos geotectónicos. La práctica usual de estimar magnitudes máximas que pueden generarse en una fuente dada a partir de las que se han observado en otras de tipo y dimensiones comparables es congruente con la conveniencia de emplear información indirecta. La selección racional de espectros de diseño requiere no solo de la estimación puntual de la magnitud máxima que puede generarse en cada fuente, sino también de medidas de la frecuencia media de excedencia de cada magnitud, así como de las incertidumbres asociadas con dicha frecuencia y con la magnitud máxima posible.

Para obtener estimaciones bayesianas de los parámetros que determinan $\lambda(M)$ se seleccionaron zonas de subducción con características geotectónicas semejantes, las cuales se enumeran en la Tabla 1. La estimación de los parámetros de $\lambda(M)$ para cada una de dichas zonas, con base en sus propios datos estadísticos, se caracteriza por apreciables incertidumbres, consecuencia de lo escaso de los registros en cada una de ellas; sin embargo, la adopción de alguna hipótesis relativa a la variabilidad que es de esperarse entre las sismicidades de zonas de características geotectónicas semejantes permite reducir la incertidumbre asociada con la estimación de los parámetros en cuestión para una cualquiera de las zonas escogida al azar. Dicha incertidumbre consta de dos partes: la que proviene de la variabilidad entre zonas y la asociada con las estimaciones para cada una de ellas a partir de sus datos estadísticos. La segunda resulta del criterio

de estimación que se adopte y la primera puede basarse en intuición o, de preferencia, en comparaciones entre ciertos rasgos geotectónicos de las diversas zonas: dimensiones de las fuentes potenciales, velocidades de deformación, etc. Así, por ejemplo, la hipótesis extrema de que todas las zonas de subducción listadas en la Tabla 1 se caracterizan por los mismos valores de los parámetros citados conduce a reducciones drásticas en la incertidumbre, al suponer que los datos estadísticos registrados en todas ellas pertenecen a una misma población, mientras que la hipótesis de que la sismicidad de una cualquiera de las zonas está definida por un vector de parámetros aleatorios, independientes de los que corresponden a las demás, aunque pertenecientes a la misma población, conduce a las mayores incertidumbres. Aun bajo esta última hipótesis, la información estadística registrada en otras zonas puede ser significativa al estimar la sismicidad de aquella que interesa.

Según se describe en detalle adelante, en este trabajo se emplea la información estadística de las zonas listadas en la Tabla 1 para obtener una distribución probabilística inicial de los parámetros que definen la sismicidad de la zona en estudio. En este paso, se excluyen los datos asociados con esta última zona, y a las demás se les designa como zonas auxiliares. De la distribución inicial citada y los datos estadísticos directos de la zona de interés se obtiene la distribución posterior de los parámetros de $\lambda(M)$ para dicha zona. Las variaciones locales de la sismicidad entre volúmenes pequeños incluidos en la zona en cuestión se analizan posteriormente, también acudiendo a un análisis de tipo bayesiano.

3. SISMICIDAD LOCAL: PROBABILIDADES INICIALES

3.1 Sismicidad media en zonas auxiliares

Aquí se acepta que $\lambda(M)$ está dada por la expresión

$$\lambda(M) = \alpha(e^{-\beta M} - e^{-\beta M_1}) \quad (3.1)$$

donde M_1 es la máxima magnitud que se puede presentar en el volumen en estudio, y los parámetros α y β son característicos de dicho volumen y dependen de su actividad sísmica.

La densidad conjunta de probabilidades de α , β y M_1 para una zona auxiliar dada se puede expresar como sigue:

$$f_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m) = f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m) f_{M_1}(m) \quad (3.2)$$

donde $f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m)$ es la densidad conjunta de probabilidades de α y β condicional a $M_1 = m$ y $f_{M_1}(m)$ es la densidad de probabilidades marginal de M_1 .

La densidad inicial de M_1 en una fuente sísmica dada puede estimarse a partir de las características físicas de dicha fuente; por ejemplo, a partir de una cota superior al momento sísmico (producto del área de ruptura por el módulo de rigidez y por el desplazamiento relativo en la falla) y de correlaciones entre momento sísmico y magnitud (ref 5).

Suponiendo que el mecanismo de falla en la fuente de un temblor consiste en el deslizamiento relativo de las superficies en contacto en la zona de ruptura, y dada una hipótesis sobre la forma de dicha zona, puede emplearse la teoría del agrietamiento para expresar el momento sísmico mediante ecuaciones de la forma $M = \Omega A^{1.5} \Delta\sigma$, en donde Ω depende de la forma de la superficie de ruptura, A es el área correspondiente y $\Delta\sigma$ es la caída media de esfuerzo tangencial (refs 6 y 7). A partir de esta relación y de la definición inicial de momento sísmico en términos de área de ruptura, rigidez y desliza-

miento relativo medio, ha sido posible calcular la caída de esfuerzos para algunos temblores observados, concluyéndose que ésta fluctúa dentro de márgenes estrechos alrededor de 30 bars (ref 8). *

A falta de criterios para estimar la densidad condicional $f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m)$ a partir de datos geofísicos, su formulación se basó exclusivamente en los datos estadísticos de cada región. Se consideró conveniente tomar en cuenta solo los temblores con profundidades focales menores de 300 km, puesto que los más profundos prácticamente no contribuyen a la sismicidad de lugares ubicados en la superficie.

La información disponible en catálogos sísmicos es confiable para magnitudes (basadas en ondas superficiales) mayores que $M = 6$ a partir de 1953 y para mayores que $M = 7$ a partir de 1918. Esto sugiere clasificar dicha información en dos grupos: en magnitudes m_j ($j = 1, n'$) iguales o mayores que m'_0 (6.0 en este caso) durante el lapso t' (22 años en este caso, 1953-1974) y además, n'' temblores con magnitudes m_k ($k = 1, n''$) iguales o mayores que M'' (7.0) durante el lapso t'' (35 años, 1918-1952). Cada temblor está incluido solo en uno de estos dos grupos de datos, porque los lapsos t' y t'' no se traslapan. La estimación de $f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m)$ se describe en el Apéndice B; dicha estimación debe efectuarse para cada una de las zonas denominadas auxiliares.

Estudios recientes (refs 9 y 10) han demostrado que las características del movimiento del terreno en el campo cercano (a la falla), durante sismos se correla-

* 1 bar es la presión de una columna de mercurio de 76 cm de altura a 0°C de temperatura; igual aproximadamente a 1 kg/cm².

cionan de manera más precisa con el momento sísmico y la caída de esfuerzos que con la magnitud; también es más fácil predecir cotas a las dos primeras cantidades que a la última a partir de las características físicas y mecánicas de las fuentes sísmicas potenciales. De ahí que parezca más adecuado, si se trata de predecir intensidades sísmicas (aceleraciones, velocidades, ordenadas espectrales) a partir de parámetros focales, basarse en momentos sísmicos y caídas de esfuerzos y no en magnitudes. Sin embargo, el hecho de que la información estadística disponible sobre parámetros focales consista hasta hace unos cuantos años casi exclusivamente en datos sobre magnitudes ha conducido al planteamiento de leyes de atenuación (relaciones entre parámetros focales, distancia e intensidad) basadas en magnitudes. Tal tipo de relaciones se adoptan en este trabajo, teniendo en cuenta, por otra parte, que el acervo de datos estadísticos que servirá de base para estimar la sismicidad local está constituido por información sobre magnitud y coordenadas del foco instrumental de cada evento.

Para M_1 se adopta en el Apéndice C una distribución a priori de tipo beta (ref 11), basada en la información geotectónica, en la evidencia estadística, en la relación entre momento sísmico y magnitud, y en la incertidumbre asociada a los conceptos anteriores. Este paso se lleva a cabo para cada una de las zonas auxiliares.

3.2 Variabilidad espacial de la sismicidad local en zonas auxiliares

En zonas de subducción la sismicidad local varía con la profundidad y con la distancia a la traza de la falla, reflejando la inclinación de la zona de contacto entre placa subyacente y bloque superior (fig 1). Dada la sismicidad local media en una zona, expresada en

términos de la distribución posterior de $\lambda(M)$, estimada de acuerdo con los lineamientos del cap 2, es necesario estudiar la variación espacial de λ dentro de la zona en cuestión. En general, dicha variación depende del valor de la magnitud considerado.

En la fig 2 se presenta una sección típica de una zona de subducción dividida en 90 celdas, con las dimensiones verticales iguales para todas las zonas de la Tabla 1, y las dimensiones horizontales expresadas en forma normalizada, tomando como base de referencia el ancho B de la proyección horizontal de la falla inclinada.

Las variaciones de actividad en la dirección paralela a las trazas se suponen cubiertas si se divide cada una de las zonas listadas en la Tabla 1 en varios tramos mediante secciones transversales equidistantes, y se supone que la sismicidad es constante en cada uno de los volúmenes determinados por las celdas de la fig 2 y las secciones transversales que se acaban de describir. A cada uno de los tramos de la zona de subducción limitados por estas secciones transversales se le designará como subzona, y los problemas que restan son determinar la variabilidad de la actividad entre las varias subzonas de una misma zona, así como las probabilidades $p_i(M)$ de que habiendo ocurrido un temblor con magnitud igual o mayor que M en una subzona, se haya generado precisamente en la celda i. Las $p_i(M)$ son cantidades correlacionadas, puesto que $\sum_{i=1}^{90} p_i(M)=1$, pero como el número de sumandos es grande la correlación es pequeña y puede ignorarse para los fines de este estudio. En lo que sigue no se trabaja con distribuciones conjuntas de las $p_i(M)$, sino con la distribución marginal de cada una de ellas.

Se obtuvieron 29 subzonas enumeradas en la tabla 2, en la que se dan también los correspondientes valores de

a y L'. (fig 2).

Si en la subzona j han ocurrido n_j temblores con magnitud mayor que M, de los cuales r_{ij} se generaron en el casillero i, entonces la distribución bayesiana de p_{ij} , la probabilidad de que cuando ocurra un temblor en la subzona j este ocurra precisamente en la celda i, puede representarse por una función beta (ref 12), con media y coeficiente de variación dados como sigue,

$$\bar{Z}_{ij} = (r_{ij} + 1)/(n_j + k) \quad (3.3)$$

$$V_{ij}^2 = (n_j - r_{ij} + 1)/[(r_{ij} + 1)(n_j + 3)] \quad (3.4)$$

en donde k es el número total de casilleros (90 en este caso). Dado que se ha supuesto una distribución beta, el problema de determinar la variabilidad espacial de la sismicidad local en cada subzona se reduce a aplicar las ecs 3.3 y 3.4 para cada una de sus celdas.

La información básica para aplicar el criterio citado consiste en la localización de focos instrumentales reportados en catálogos de eventos sísmicos. Los catálogos disponibles incluyen algunos eventos cuya localización en planta está reportada, pero su profundidad no ha podido ser determinada con precisión y sólo se indica que se encuentra entre 0 y 70 km. Con objeto de aprovechar al máximo la información disponible, estos eventos pueden incluirse si se reparten adecuadamente dentro del rango de profundidades citado. Para ello aquí se consideran grupos adicionales de temblores que corresponden a eventos con profundidad desconocida asociados a cada una de las columnas de casilleros de la fig 2 (10 grupos en este caso). Para cada uno de estos nuevos grupos se estima su distribución de probabilidades usando el mismo criterio adoptado para cada casillero (teniendo en cuenta estos grupos adicionales se obtendrán 100 estimaciones de $p_i(M)$ al usar las expresiones 3.3 y 3.4).

3.3 Distribución inicial de α , β y M_1 para la zona de interés

En el modelo bayesiano que aquí se propone, se supone que la sismicidad de una cualquiera de las zonas auxiliares, o de la que interesa, es un elemento (vectorial, definido por α, β y M) tomado al azar de una población cuya distribución es precisamente la distribución inicial de la sismicidad para la zona que interesa. En consecuencia, esta última distribución, aquí designada por f' , es simplemente igual al promedio pesado de las distribuciones bayesianas asociadas con cada una de las zonas auxiliares, determinadas con el criterio de la sección 3.1:

$$f'_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S g_{\alpha, \beta, M_1}^{(i)}(a, b, m) \quad (3.5)$$

En esta ecuación, $g^{(i)}(\cdot)$ es la función $f^{(i)}(\cdot)$ de densidad de probabilidades simultáneas de α , β y M_1 para la i-ésima zona auxiliar, determinada de acuerdo con la ec 3.2, transformada para referirla al área de la zona de interés, y S es el número de las zonas auxiliares; $g^{(i)}$ y $f^{(i)}$ se relacionan como sigue:

$$g_{\alpha, \beta, M_1}^{(i)}(a, b, m) = \frac{f^{(i)}(m)}{M_1} f_{\alpha, \beta}^{(i)}(a/w_i, b/m)/w_i \quad (3.6)$$

en donde w_i es el cociente del área de la zona de interés entre la de la i-ésima zona auxiliar. Las variables geométricas necesarias para determinar las w_i se presentan en la Tabla 3.

3.4 Variabilidad espacial de la sismicidad local en la zona de interés: distribución inicial.

El criterio propuesto en la sección 3.3 permite determinar para cada celda un número λ de valores de \bar{Z}_{ij} y V_{ij}^2 en el mismo número de subzonas auxiliares. La esperanza inicial de $p_{ij}(M)$ en la celda de interés es

igual simplemente a la esperanza \bar{z}_{ij} , la media de la estimación estadística de $p_{ij}(M)$ (ver sección 3.2), mientras que la variancia inicial de $p_{ij}(M)$ consta de dos términos: la esperanza de la variancia de las muestras y la variancia de la esperanza de la muestra (ref 11); esta última se obtiene a partir del conjunto de valores estimados de \bar{z}_{ij} de acuerdo con la ec 3.3 para todas las subzonas.

$$E [p_i(M)] = E [\bar{z}_{ij}] = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \bar{z}_{ij} \quad (3.7)$$

$$\sigma^2 [p_i(M)] = E[\sigma_{ij}^2] + \sigma^2 [\bar{z}_{ij}] \quad (3.8)$$

en donde

$$\sigma_{ij} = \bar{z}_{ij} V_{ij} \quad (3.9)$$

y \bar{z}_{ij} y V_{ij} están dados por las expresiones 3.3 y 3.4 respectivamente

Puesto que $p_i(M)$ es el parámetro de una distribución binomial, está comprendida entre 0 y 1 y su distribución conjugada* es la beta. Su media y variancia iniciales están dadas por las ecs (3.7) y (3.8), lo que equivale a suponer n_i' temblores ficticios en la subzona, con r_i' ocurriendo en la i -ésima celda, tales que

$$r_i' = \left\{ 1 - E[p_i(M)] \left(\frac{\sigma^2 [p_i(M)]}{E^2 [p_i(M)]} + 1 \right) \right\} / \left(\frac{\sigma^2 [p_i(M)]}{E^2 [p_i(M)]} \right) \quad (3.10)$$

$$n_i' = r_i' / E[p_i(M)] \quad (3.11)$$

Estos valores se obtienen de las ecs 3.7 a 3.9.

Las estimaciones de esta sección incluyen las correspondientes a temblores de profundidad desconocida citados en la sección 3.2.

*La distribución bayesiana conjugada de una variable es tal que las distribuciones inicial y posterior pertenecen a la misma familia (en este caso la beta), aunque con distintos parámetros.

4. SISMICIDAD LOCAL; DISTRIBUCION POSTERIOR

4.1 Sismicidad local promedio en una zona

En el cap 3 se estableció un criterio para proponer

$f'_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, M)$, o sea la densidad de probabilidades bayesianas conjunta inicial de los parámetros que determinan $\lambda(M)$ en una zona dada.

Dicha densidad de probabilidades se basa en información geotectónica y en datos estadísticos de zonas similares. Para llegar a la densidad de probabilidades posterior de los parámetros citados (es decir, la estimación bayesiana de dichos parámetros) debe incorporarse la información estadística directa, de acuerdo con el teorema de Bayes (Apéndice A):

$$f''_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m|A) = K f'_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m) p(A|a, b, m) \quad (4.1)$$

En esta ecuación, f' es la distribución bayesiana inicial de los parámetros que definen la sismicidad local, f'' es la distribución posterior, p es la probabilidad condicional de que ocurra A dado que $\alpha=a$, $\beta=b$, $M_1=m$, K es una constante normalizadora que hace que la integral de f'' para el rango de valores posibles de α , β , M_1 sea la unidad, y el evento A es la historia sísmica observada en la zona que interesa, a saber: que en t años han ocurrido n temblores con magnitudes m_1, m_2, \dots, m_n , todas ellas mayores que M_0 . A partir de la ec 4.1, y teniendo en cuenta el Apéndice B, se obtiene

$$f''(a, b, m|A) = K f'(a, b, m) (ab)^n e^{-a} (e^{-bM_0} - e^{-bm})^{t - b \sum_{j=1}^n m_j} \quad (4.2)$$

De igual manera, empleando los conceptos descritos y aplicados en el Apéndice B, puede obtenerse f'' para el caso en que el evento A consista en las historias sísmicas completas para varios intervalos de magnitudes durante sus respectivos lapsos que no se traslapen.

Dado f'' , la manera más simple de expresar la sismicidad local es por medio de la esperanza de $\lambda(M)$. Esta

se obtiene de acuerdo con la ec 4.3, que en general habrá que valuar numéricamente.

$$E[\lambda(i)] = \int_{M_1} \int_{\beta} \int_{\alpha} f''(a, b, m | A) da db dm \quad (4.3)$$

La variación de $E[\lambda(M)]$ con M no tiene estrictamente la forma de la expresión 3.1; sin embargo, se puede aproximar mediante una expresión de dicha forma, con parámetros $\tilde{\alpha}$, $\tilde{\beta}$, \tilde{M}_1 :

$$E[\lambda(M)] = \tilde{\lambda} \cdot \tilde{\alpha} (e^{-\tilde{\beta}\tilde{M}} - e^{-\tilde{\beta}\tilde{M}_1}) \quad (4.4)$$

La ventaja de una expresión como la (4.4) es que permite usar desarrollos teóricos existentes (ref 1) para incluir la incertidumbre de las leyes de atenuación en el cálculo de relaciones intensidad-periodo de recurrencia en el sitio donde se ubicará una construcción.

4.2 Distribución posterior de las $p_i(M)$

Si en el casillero i de una de las subregiones de interés, los datos indican que se generaron r_i temblores de n que ocurrieron en toda la subregión, entonces, aplicando el teorema de Bayes (ref 12) se obtiene que la distribución de $p_i(M)$ es también Beta, con parámetros $r_i'' = r_i'$ y $n_i'' = n_i' + n$; su media está dada por:

$$E''[p_i(M)] = (r_i'' + 1)/(n_i'' + 2) \quad (4.5)$$

Los datos incluyen temblores cuya profundidad no ha sido determinada con precisión y solo se sabe que está entre 0 y 70 km. Se consideró aquí que estos temblores se distribuyeron en profundidad de la misma manera que los demás temblores que tienen la misma ubicación en planta con respecto a la placa de subducción; se consideran 10 casilleros adicionales (uno por cada columna como se mencionó en 3.2); en ellos se incluyen los temblores con profundidad desconocida. Se determina la $p_i(M)$ de cada uno de estos casilleros con el procedimiento utilizado para los demás y luego

se reparte proporcionalmente el resultado entre los casilleros que se encuentran entre 0 y 70 km de su respectiva columna. El procedimiento para este caso se describe en el Apéndice D; luego de efectuarlo, se multiplican los valores obtenidos para los 90 casilleros por una constante tal que su suma sea la unidad.

El método descrito se aplica a los casilleros de las subregiones en que se divide la región de interés para $M = 6$ y $M = 7$. Para los demás valores de M se supuso que $p_i(M)$ varía como se ilustra en la fig 3; esta suposición puede mejorarse calculando $p_i(M)$ para otros valores de M .

5. SISMICIDAD REGIONAL

Conocida la sismicidad local y su distribución en el espacio, se puede obtener la sismicidad regional, dada por relaciones entre la intensidad y su respectivo periodo de recurrencia, o, lo que es lo mismo, determinando el número medio de temblores por unidad de tiempo $\nu(Y)$ cuya intensidad es mayor que el valor Y , en el sitio de interés.

En este capítulo se describe el procedimiento utilizado para obtener $\nu(Y)$ y los resultados correspondientes cuando Y son la aceleración y la velocidad máximas del terreno en el lugar de interés. Con tales valores se procede a determinar espectros que pueden utilizarse para diseño sísmico.

La expresión que relaciona la sismicidad local con la regional es,

$$\nu(Y) = \int_{vol} \lambda[M(Y)] p_i[M(Y)] d vol \quad (5.1)$$

donde M es el valor de la magnitud que da lugar a la intensidad Y en un sitio localizado a una distancia R

de la fuente cuya contribución se está considerando.

Se han propuesto varias expresiones empíricas o semi-empíricas que relacionan M , R y Y (ref 4). En este trabajo se usan las deducidas en la ref 13 para aceleración y velocidad máximas del terreno, las cuales tienen la forma

$$Y = b_1 e^{b_2 M} (R + R_0)^{-b_3} \quad (5.2)$$

Los valores de b_1, b_2, b_3 y R_0 , y los de la media m y la desviación estándar σ del logaritmo del cociente de las intensidades observadas entre las calculadas con la expresión propuesta, se presentan en la tabla 4. R debe estar en km.

Al calcular la contribución de cada volumen elemental se tiene que tomar en cuenta la dispersión de las leyes de atenuación propuestas, mediante factores correctivos que dependen de la forma de la expresión que define la sismicidad local $\lambda(M)$. Cuando esta forma es la que tiene la ec 4.4 se obtiene que la contribución citada vale

$$d\nu(Y) = (C_0 K_0 + C_1 K_1 Y^{-r}) p_i [M(Y)] d \text{ vol} \quad (5.3)$$

donde,

$$C_0 = 1 - \Phi\left(\frac{L_n \alpha_u - m}{\sigma}\right)$$

$$C_1 = \left[1 - \Phi\left(\frac{L_n \alpha_u - m - \sigma^2 r}{\sigma}\right) \right] e^Q$$

$$\alpha_u = Y / [b_1 e^{b_2 M} (R + R_0)^{-b_3}]$$

$$K_0 = -\tilde{\alpha} e^{-\tilde{\beta} M_1}$$

$$K_1 = -\tilde{\alpha} b_1 (R + R_0)^{-b_3 r}$$

$$r = \tilde{\beta} / b_2$$

$$Q = \frac{1}{2} \sigma^2 r^2 + m r$$

Se efectuó numéricamente la integración de todas las contribuciones elementales, mediante un programa de computadora desarrollado especialmente para este fin, para un lugar cuyas coordenadas son 17.12 N y 92.3 W, en donde se construirá una presa.

Con los resultados obtenidos para varios valores de la aceleración máxima absoluta del terreno, y con los correspondientes a velocidad máxima absoluta, se ha trazado la fig 4. En ambos la unidad de tiempo utilizada es el año; ellas representan relaciones intensidad-periodo de recurrencia, dado que este último es el inverso del número medio de veces $\nu(Y)$ que se excede la intensidad Y .

6. CONCLUSIONES

Se ha derivado e implantado un criterio para la estimación de la sismicidad local relacionada con zonas de subducción. Este criterio es una aplicación de la filosofía de análisis bayesiano de la sismicidad (ref 4). La formulación aquí presentada permite analizar de manera coordinada la información estadística y la evidencia geotectónica, cuando se trata de estimar la actividad sísmica total en zonas de subducción, así como la distribución espacial de tal actividad.

7. RECONOCIMIENTO

Los datos estadísticos usados en este trabajo fueron seleccionados y revisados por S.K. Singh, quien también investigó e interpretó la información geofísica.

8 REFERENCIAS

1. Esteva, L, "Microzoning: models and reality", Proc. VI World Conference on Earthquake Engineering, Nueva Dehli (1977).

2. Ruiz, S, "Influencia de las condiciones locales en las características de los sismos", Instituto de Ingeniería, UNAM, 387 (1977)
3. Salt, P, E, "Seismic site response", Bulletin of the New Zealand National Society for Earthquake Engineering, 72 (1974).
4. Esteva, L, "Seismicity", Capítulo 6 del libro Seismic Risk and Engineering Decisions, editado por Lomnitz, C y Rosenblueth, E, Elsevier, Amsterdam (1976)
5. Chinnery, M, A, y North, R, G, "The frequency of very large earthquakes", Science, V 190, No 4220 (1975)
6. Keilis Borok, V, I, "On estimation of the displacement in an earthquake source and of source dimensions", Ann Geophysics, 12, Roma (1959)
7. Starr, A, T, "Slip in a crystal and rupture in a solid due to shear", Cambridge Phil Soc, Proc 24, 1928
8. Kanamori, H, y Anderson, D, L, "Theoretical basis of some empirical relations in seismology", Bulletin of Seismological Society of America, 59 (1969)
9. Brune, J, N, "Seismic moment, seismicity and rate of slip along major fault zones", Journal of Geophysics Research, 73 (1968)
10. Berril, J, B, "A study of high-frequency strong ground motion from the San Fernando earthquake", Tesis doctoral, California Institute of Technology, Pasadena (1975)
11. Benjamin, J, R, y Cornell, A, C, Probability, Statistics and Decisions for Civil Engineers, Mc Graw-Hill (1970)
12. Raiffa, H, y Schlaifer, R, Applied Statistical Decision Theory, The MIT Press, Cambridge (1961)
13. Esteva, L, y Villaverde, R, "Seismic risk, design spectra and structural reliability," Proc V world Conference on Earthquake Engineering, Roma (1973)
14. Newmark, N, M, y Rosenblueth, E, Fundamentals of Earthquake Engineering, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey (1971)
15. Pearson, K, The Incomplete Beta Function, Biometrika, Londres (1934)
16. Abramowitz, M, y Stegun, I, A, Handbook of mathematical functions, Dover (1965)

TABLA 1. ZONAS DE SUBDUCCION IDENTIFICACION

Zona	Lugar
1	Sur de Chile
2	Centro de Chile
3	Norte de Chile-Sur de Perú
4	Centro y Norte de Perú y Sur de Ecuador
5	Centroamérica
6	Alaska
7	Islas Aleutianas
8	Kamchatka
9	Kuriles
10	México

LOCALIZACION

Zona	Latitud	Longitud
1	33° - 45°S	60° - 90°W
2	27° - 33°S	60° - 90°W
3	15° - 27°S	60° - 90°W
4	2° - 15°S	60° - 90°W
5	8° - 15.5°N	83.5° - 94°W
6	50° - 64°N	142.1° - 164°W
7	50° - 60°N	165.1° - 160°W
8	48° - 55°N	155° - 165°W
9	42° - 48°N	145° - 155°W
10	15.5° - 21°N	94° - 106°W

TABLA 2. SUBDIVISIONES DE LAS ZONAS DE SUBDUCCION

Zona	N° de subregiones	L' (km)	a (km)
1	3	377	71
2	2	335	189
3	4	363	65
4	3	480	189
5	2	386	36
6	3	443	92
7	5	466	65
8	2	520	97
9	2	445	63
10	3	456	48

TABLA 3. PROPIEDADES GEOMETRICAS DE LAS ZONAS DE SUBDUCCION

Zona	Longitud L(km)	Angulo de inclinación	Ancho B(km)	Area (km ²)
1	1130	25	214	242000
2	670	10	567	378000
3	1450	27	196	285000
4	1440	10	567	818000
5	1160	43	107	83000
6	1330	20	275	366000
7	2330	27	196	459000
8	1040	19	290	302000
9	890	28	188	169000
10	1370	35	143	196000

TABLA 4. PARAMETROS DE LAS EXPRESIONES QUE RELACIONAN INTENSIDAD Y DISTANCIA HIPOCENTRAL

y	b ₁	b ₂	b ₃	R ₀	m	σ
a _T *	5600	0.8	2.0	40	0.040	0.64
v _T **	32	1.0	1.7	25	0.124	0.74

NOTAS:

* a_T= aceleración máxima del terreno (cm/seg²)

** v_T= velocidad máxima del terreno (cm/seg)

TABLA 5. VALORES DEL PARAMETRO M_i DE LA SISMICIDAD LOCAL Y DE LOS PARAMETROS DE LA DISTRIBUCION BETA ASIGNADA A ESTA VARIABLE

Zona	Mínimo (observado)	Medio (estimado)	Máximo (estimado)	P _i	q _i
i	M _i mín	M _i med	M _i máx		
1	8.30	8.50	9.0	3.42	8.57
2	8.30	8.60	9.0	5.09	6.68
3	8.10	8.50	9.0	5.19	6.49
4	8.00	8.60	9.0	7.03	4.68
5	7.90	8.30	9.0	4.28	7.50
6	8.50	8.50	9.0	1.50	13.50
7	8.25	8.50	9.0	3.94	7.50
8	8.30	8.50	9.0	3.42	8.57
9	8.70	8.40	9.0	1.00	1.00

APENDICE A. TEOREMA DE BAYES

Los temblores son generados por procesos geofísicos cuya evolución requiere de lapsos largos y la información geotectónica disponible corresponde a unas cuantas décadas. Por ello, la estimación de la actividad sísmica potencial de una zona no puede en general basarse exclusivamente en datos estadísticos registrados en dicha zona; es necesario usar fuentes indirectas de información, que permitan establecer hipótesis alternativas sobre los modelos probabilísticos que puedan representar a la sismicidad. La estadística bayesiana proporciona criterios para establecer dichas hipótesis y sus correspondientes probabilidades iniciales, o a priori, así como para modificar dichas probabilidades con base en la evidencia estadística.

El teorema de Bayes (ref 12) se puede expresar mediante la ecuación siguiente,

$$f''(a_1, a_2, \dots, a_n | A) = f'(a_1, a_2, \dots, a_n) p(A | a_1, a_2, \dots, a_n) / \Lambda \quad (A.1)$$

donde

$$\Lambda = \int_{Ra_1} \int_{Ra_2} \dots \int_{Ra_n} f'(a'_1, a'_2, \dots, a'_n) p(A | a'_1, a'_2, \dots, a'_n) da'_1, da'_2, \dots, da'_n$$

El evento (a_1, a_2, \dots, a_n) representa una hipótesis (aquí, es un conjunto de valores posibles correspondientes a cada uno de los parámetros que definen al proceso estocástico asociado a la sismicidad).

A es la evidencia estadística, en este caso el evento que consiste en la historia sísmica registrada en la zona de interés, por ejemplo, n' temblores de magnitud mayor que M₀' en el lapso t' y n'' temblores de magnitud mayor que M₀'' en el lapso t''.

$f'(a_1, a_2, \dots, a_n)$ es la densidad de probabilidades inicial o supuesta de los parámetros, valuada de acuerdo a la hipótesis en cuestión.

$p(A|a_1, a_2, \dots, a_n)$ es la probabilidad de que ocurra la historia sísmica registrada en caso de que los valores de los parámetros que definen el proceso asociado a la sismicidad sean precisamente los supuestos inicialmente.

Los términos que aparecen en el denominador son similares a los dos anteriormente mencionados, solo que en este caso los parámetros: a_1, a_2, \dots, a_n se toman como variables: a'_1, a'_2, \dots, a'_n y las integrales se efectúan para todos los posibles valores de cada uno de ellos, es decir, en las regiones Ra_1, Ra_2, \dots, Ra_n .

APENDICE B. DENSIDAD BAYESIANA DE PROBABILIDADES DE LOS PARÁMETROS DE $\lambda(M)$ EN UNA ZONA AUXILIAR.

En la sección 3.1 se plantea la determinación de la densidad bayesiana conjunta de probabilidades de los parámetros de $\lambda(M)$ en una zona auxiliar como el producto de la función marginal de densidad de probabilidades de M_1 por la densidad conjunta de α, β condicional al valor que adopte M_1 (ec 3.2). Aquí se trata la estimación de dicha distribución condicional a partir de datos estadísticos.

La distribución inicial de M_1 se obtiene tomando en cuenta las dimensiones de las posibles zonas de falla, como se describe en el Apéndice C. La inclusión de la información tectónica en la estimación de la distribución de α y β para cada zona auxiliar requeriría de un análisis muy completo de las relaciones entre deformaciones corticales, energía acumulada y liberación de dicha energía bruscamente (mediante temblores) y gradualmente (por flujo plástico). Las incertidumbres

asociadas con tal tipo de análisis son muy amplias, en especial en zonas de características geotectónicas tan complejas como las zonas de subducción, por lo que en este trabajo, y para fines de estimación de α y β , el empleo del conocimiento de las características mencionadas se limita a establecer la sismicidad entre la zona sísmica de interés y las zonas auxiliares. De acuerdo con esto, la distribución inicial de α y β condicional a cada valor de M_1 se estima a partir exclusivamente de datos estadísticos. La hipótesis de ignorar la información geotectónica conduce a tomar

$f'_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m)$ proporcional a la función de verosimilitud de la historia observada, es decir, a la probabilidad teórica (predicha por el modelo de sismicidad) de que ocurra lo que se ha observado, bajo la hipótesis $\alpha = a, \beta = b, M_1 = m$

$$f'_{\alpha, \beta, M_1}(a, b, m) \propto p\{A|a, b, m\}$$

en donde A es el evento de que durante el lapso t ocurran en una zona dada n temblores con magnitud mayor o igual que M_0 , tales que n_1 corresponden al intervalo Δ_1 de magnitudes, n_2 al Δ_2, \dots, n_i al Δ_i, \dots, n_k al Δ_k . La probabilidad de dicho evento puede expresarse como sigue

$$p\{A\} = p\{n_1, n_2, \dots, n_k, t\} = p\{n, t\} p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} \quad (B.1)$$

Si la magnitud de cada sismo es independiente de la historia previa, la distribución conjunta de n_1, n_2, \dots, n_k dado n es multinomial (ref 11), es decir,

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = n! \prod_{i=1}^k p_i^{n_i} / n_i! \quad (B.2)$$

en donde p_i es la probabilidad de que cada vez que ocurre un sismo en la zona en cuestión su magnitud se encuentre en el intervalo Δ_i . Si este último es suficientemente pequeño,

$$p_i = \Delta_i f_M(m_i) \quad (B.3)$$

en donde $f_M(m_i)$ es la ordenada de la función de densidad de probabilidades de magnitudes para un temblor cualquiera, valuada para m , que corresponde a un valor comprendido en Δ_i . Esta densidad de probabilidades puede obtenerse a partir de la tasa media de excedencia de magnitudes dadas (ec 3.1) como sigue

$$f_M(m) = \frac{-1}{\lambda(M_0)} \frac{\partial \lambda(M)}{\partial M} \Big|_{M=m} \quad (B.4)$$

A partir de la ec 3.1, esta ecuación conduce a

$$f_M(m) = \frac{\alpha}{\lambda(M_0)} \beta e^{-\beta m} \quad (B.5)$$

Sustituyendo B.5 en B.3 y su resultado en B.2,

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = \frac{n!}{\pi} \frac{1}{n_i!} \Delta_i \frac{\alpha}{\lambda(M_0)} \beta e^{-\beta m_i} \Delta_i^{n_i} \quad (B.6)$$

Si los intervalos de clase de magnitudes Δ_i son suficientemente pequeños las n_i sólo podrán valer uno o cero y por lo tanto, $n_i! = 1$; además, las $\Delta_i^{n_i}$ valdrán uno o Δ_i , de donde

$$\frac{n!}{\pi} \frac{1}{n_i!} \Delta_i^{n_i} = \frac{n!}{\pi} \Delta_i^{n_i}; \text{ donde } n \leq k$$

Con estas consideraciones, la ec B.6 se convierte en

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = \frac{n!}{\pi} \frac{\alpha}{\lambda(M_0)} \beta e^{-\beta m_j} \Delta_j^{n_j}$$

o bien, dado que $\sum n_i = n$

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = \frac{n! [\alpha \beta]^n}{\lambda^n(M_0)} \frac{n!}{\pi} \Delta_j e^{-\beta m_j}$$

$$\text{pero, } \frac{n!}{\pi} \Delta_j e^{-\beta m_j} = \exp(-\beta \sum_{j=1}^n m_j) \frac{n!}{\pi} \Delta_j$$

por lo tanto,

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = \frac{n! [\alpha \beta]^n}{\lambda^n(M_0)} \exp(-\beta \sum_{j=1}^n m_j) \frac{n!}{\pi} \Delta_j \quad (B.7)$$

Por otro lado, si los temblores ocurren según un proceso de Poisson con tasa media de excedencia de M_0 igual a $\lambda(M_0)$; la probabilidad de que en el volumen unitario ocurran n temblores en un lapso t será,

$$p\{n, t\} = \frac{[t\lambda(M_0)]^n}{n!} e^{-t\lambda(M_0)} \quad (B.8)$$

Sustituyendo B.7 y B.8 en B.1

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = [\alpha \beta t]^n e^{-[t\lambda(M_0) + \beta \sum_{j=1}^n m_j]} \frac{n!}{\pi} \Delta_i$$

Sustituyendo $\lambda(M_0)$ de la expresión (3.1)

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} = [\alpha \beta t]^n \exp[-t\alpha(e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_1}) - \beta \sum_{j=1}^n m_j] \frac{n!}{\pi} \Delta_j$$

$$\text{Si } W = t^n \frac{n!}{\pi} \Delta_j,$$

$$p\{n_1, n_2, \dots, n_k | n\} =$$

$$W [\alpha \beta]^n \exp[-t\alpha(e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_1}) - \beta \sum_{j=1}^n m_j] \quad (B.9)$$

La información estadística disponible se considera confiable a partir de ciertas magnitudes diferentes en dos lapsos ($M'_0 = 7$ entre 1918 y 1952, $M''_0 = 6$ entre 1953 y 1954). Si $t' = 35$ años es la duración del primer lapso y n' el número de temblores que en él ocurrieron, $t'' = 22$ años y n'' son los valores correspondientes al segundo lapso, se obtiene en vez de la ec B.9, la siguiente

$$p\{n'_1, n''_1, n'_2, n''_2, \dots, n'_k, n''_k | n', n''\} =$$

$$W' W'' [\alpha \beta]^{n'+n''} \exp[t'\alpha(e^{-\beta M'_0} - e^{-\beta M'_1}) + t''\alpha(e^{-\beta M''_0} - e^{-\beta M''_1}) - \beta(\sum_{j=1}^{n'} m_j + \sum_{j=1}^{n''} m_j)] \quad (B.10)$$

La densidad conjunta de probabilidades de α y β , dado

un valor de M_1 , se puede calcular dividiendo el segundo miembro entre la distribución marginal de M_1 , que se obtiene integrando la propia expresión B.10 llevada a todos los posibles valores de α y β . Para que no se produzca una cantidad infinita de energía es necesario que β sea menor que 3.46 (ref 14); por otro lado α sólo puede tomar valores positivos. Por lo tanto, la expresión B.10 es válida para $0 \leq \beta < 3.46$ y $0 < \alpha < \infty$, o sea la densidad $f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m)$ se obtiene al dividir la ec B.10 entre $A(m_1)$, siendo

$$A(m_1) = \int_0^\infty \int_0^{3.46} p \{ n_1', n_1'', n_2', n_2'', \dots, n_k', n_k'' | n', n'' \} d\beta d\alpha \quad (B.11)$$

$$\text{si } C(m_1) = \frac{W'W''}{A(m_1)} \text{ y } n^* = n' + n''$$

$$f_{\alpha, \beta | M_1}(a, b | m) = C(m_1^*) [a \ b]^{n^*} \exp[-t'a(e^{-bM_1'} - e^{-bM_1}) - t''a(e^{-bM_1''} - e^{-bM_1}) - b(\sum_{j=1}^{n'} m_j + \sum_{j=1}^{n''} m_j)] \quad (B.12)$$

APENDICE C. DETERMINACION DE LA DENSIDAD DE PROBABILIDADES DE LA MAGNITUD MAXIMA QUE SE PUEDE GENERAR EN UN VOLUMEN UNITARIO $f_{M_1}(m)$

La densidad de probabilidades $f_{M_1}(m)$ se asoció a una distribución Beta (ref 15), caracterizada por los extremos inferior m_a y superior m_b del intervalo de valores factibles de M_1 , por dos parámetros adicionales, p y q , relacionados con su media y dispersión:

$$f_{M_1}(m) = \frac{\Gamma(p+q+1)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} x^{p-1} (1-x)^{q-1} \quad (C.1)$$

$$\text{en donde } x = \frac{m-m_a}{m_b-m_a}$$

$\Gamma(\cdot)$ es la función gamma (ref 16), y p y q están ligadas con la media \bar{m} y variancia de M_1 como sigue:

$$\frac{\bar{m}-m_a}{m_b-m_a} = \frac{p}{p+q}; \quad \frac{\text{var}[M_1]}{(m_b+m_a)^2} = \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)}$$

Los valores de p y q determinados con este criterio para cada zona auxiliar se consignan en la tabla 5. El extremo inferior m_a de valores factibles de M_1 se tomó, por requisito, mayor o igual que el correspondiente valor máximo observado. El extremo superior m_b se consideró siempre igual a 9. El valor medio se basó en estimaciones indirectas a partir de los máximos momentos sísmicos observados y de los máximos esperados, teniendo en cuenta las dimensiones de las fuentes sísmicas correspondientes. Los valores de p y q se determinaron a partir de las medias dadas en la tabla 5 y de la condición -determinada por la incertidumbre en las estimaciones basadas en datos geofísicos- de que M_1 se encuentra con probabilidad 0.5 en el intervalo $m_a + 0.8(m - m_a)$, $m_b - 0.8(m_b - m)$ (fig 5). En la región 9, m_a resultó mayor que \bar{m} y por ello no pudo aplicarse el criterio citado, por lo cual se consideró distribución uniforme para M_1 entre m_a y m_b .

APENDICE D. REPARTICION DE TEMBLORES CON PROFUNDIDAD FOCAL DESCONOCIDA

En las secciones 3.2, 3.4 y 4.2 se describe el criterio aquí propuesto para determinar la distribución espacial de eventos sísmicos. Estas incluyen las correspondientes a temblores con profundidad focal desconocida.

Aplicando los pasos de la sección 4.2 se obtienen las probabilidades bayesianas de ocurrencia de estos temblores para cada columna (ver fig 2) en la zona de interés.

Considérese una columna de las citadas. Dado que los temblores con profundidad desconocida se encuentran entre 0 y 70 km estos deberán repartirse entre los cuatro casilleros superiores de dicha columna puesto que cada uno de estos es de 20 km de profundidad (ver fig 2). Sean $E''[p_{jk}(M)]$ las probabilidades asociadas a ca-

da casillero determinadas con la ec 4.5, en donde j indica el renglón y k la columna correspondiente (ver fig 2). La proporción de temblores de profundidad desconocida para el casillero jk se puede obtener con el cociente,

$$E''[p_{jk}(M)] / \sum_{j=1}^4 E''[p_{jk}(M)]$$

Por lo tanto, la probabilidad corregida para todos los casilleros de los cuatro renglones superiores $p_{jk}^*(\cdot)$ será

$$p_{jk}^*(M) = \frac{E''[p_{jk}(M)]}{\sum_{j=1}^4 E''[p_{jk}(M)]} E''[p_{dk}(M)] + E''[p_{jk}(M)]$$

donde $E''[p_{dk}(M)]$ es la probabilidad estimada con la ec 4.5 de que ocurran temblores con profundidad desconocida en la columna k -ésima.

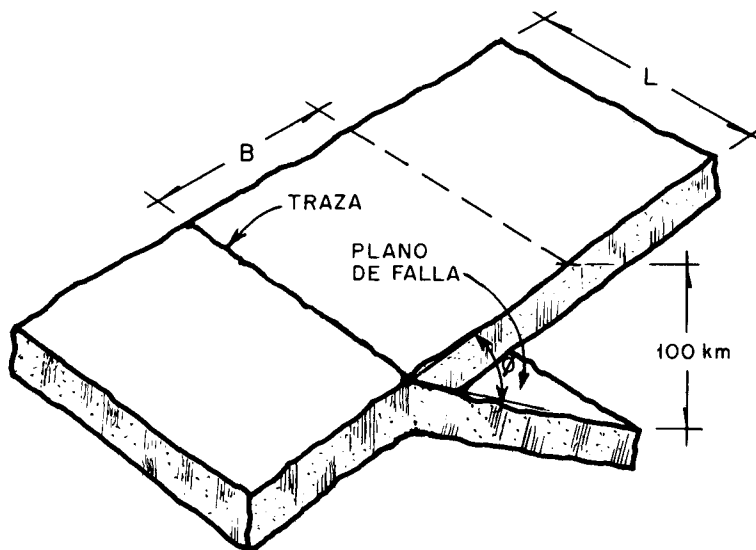


Fig 1. Falla de subducción

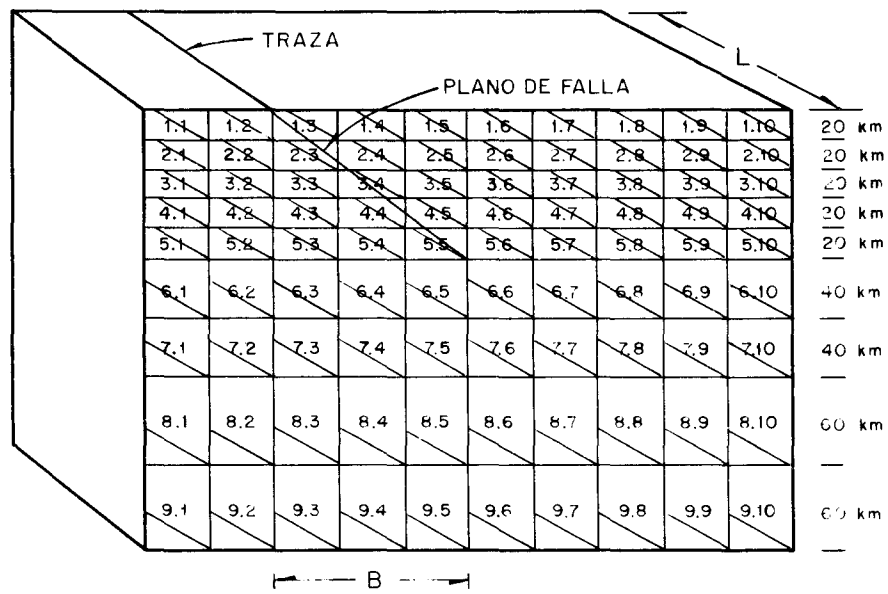


Fig 2. Celdas en zonas de subducción

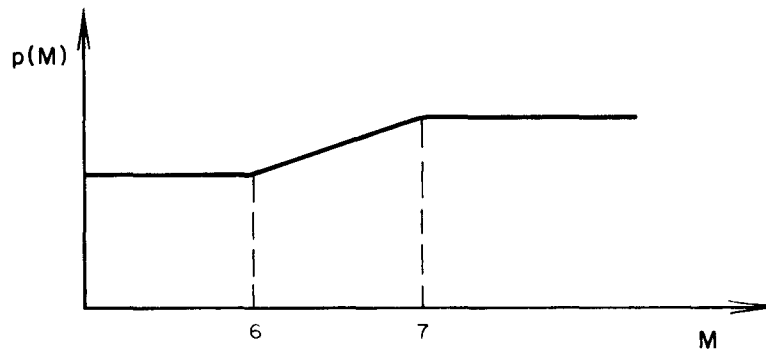


Fig 3. Variación de $p(M)$ para una celda

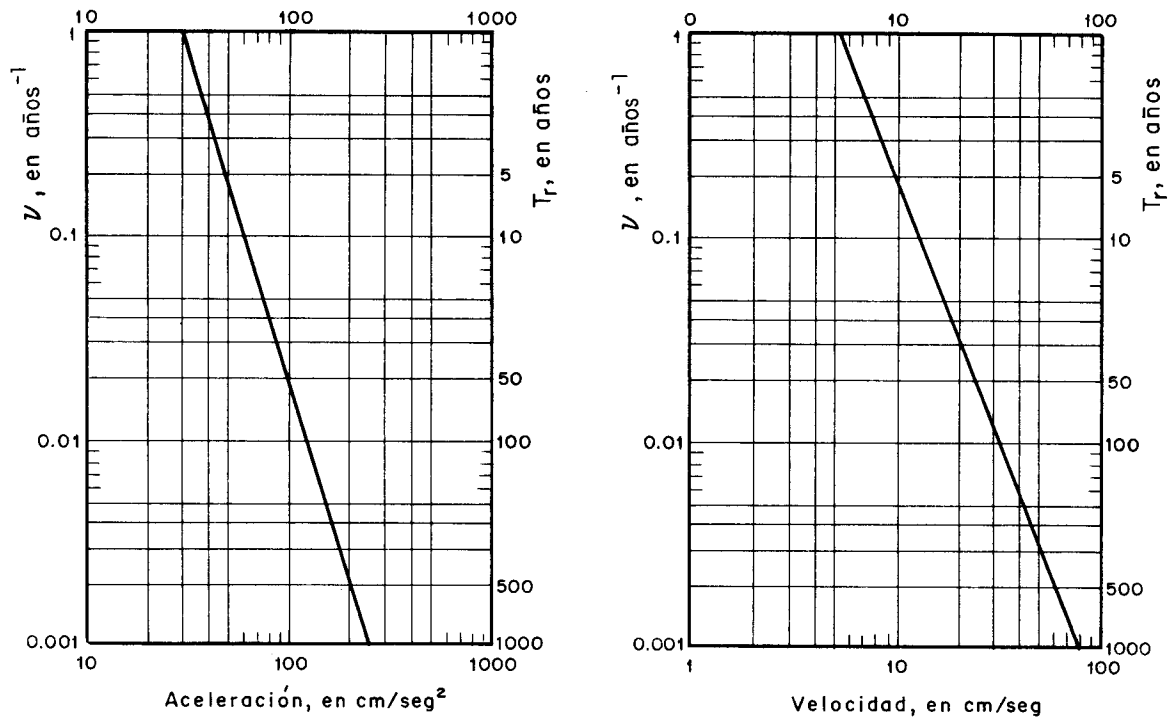
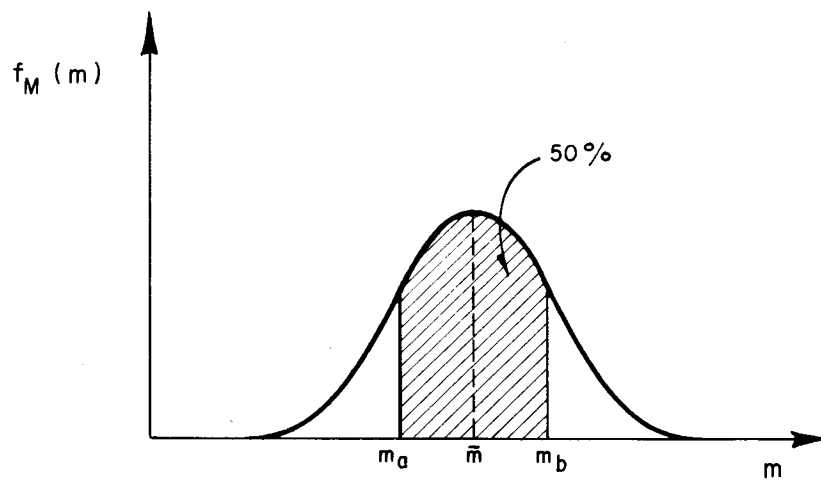


Fig 4. Gráficas de sismicidad

Fig 5. Densidad de probabilidades de m