

PELIGRO SISMICO EN EL SALVADOR

Informe preparado por:

Shri K. Singh

Carlos Gutiérrez

Jorge Arboleda

Revisó:

Mario Ordaz

Julio, 1993.

1. Introducción

Determinar cuáles son las fuerzas para las que han de diseñarse las estructuras es un problema de toma de decisiones. La naturaleza del fenómeno sísmico, así como nuestro estado de conocimiento sobre él, hacen que las decisiones hayan de tomarse en un ambiente de incertidumbre. Interesará saber, entre otras cosas, qué tan frecuentemente se presentarán en un sitio dado intensidades sísmicas de cierto nivel. Usualmente es imposible determinar estas frecuencias con base sólo en datos locales, debido a su escasez y, en ocasiones, a su ausencia. Resulta entonces indispensable estimarlas indirectamente a través del estudio de la actividad sísmica en sus fuentes, o *sismicidad local*, y del estudio de la atenuación de las ondas sísmicas.

En el capítulo 2 de este informe se presentan los datos y modelos teóricos usados para describir la sismicidad local de las fuentes potencialmente dañinas para El Salvador. En el capítulo 3 se presenta el modelo de atenuación de las ondas sísmicas empleado; se trata de un modelo semiempírico, cuya forma funcional se deriva de consideraciones teóricas y cuyos parámetros se ajustan para reproducir las características de los movimientos fuertes registrados; las ecuaciones de atenuación usadas son aplicables a terreno firme, al igual que todas las recomendaciones que se hacen a lo largo del reporte. En el capítulo 4 se presentan los detalles del modelo de peligro sísmico empleado en este estudio y en el capítulo 5 se discuten los criterios usados para determinar las fuerzas sísmicas de diseño a partir de la información de peligro sísmico y algunas otras consideraciones. Finalmente, en el capítulo 6 se presentan algunas conclusiones y recomendaciones.

2. Sismicidad local

En este inciso se describen los métodos usados para evaluar la sismicidad de las fuentes que contribuyen al peligro sísmico en El Salvador.

Se conoce como sismicidad local al proceso de ocurrencia de temblores generados en una zona determinada. En el contexto de este estudio se entenderá por evaluar la sismicidad local determinar los parámetros de las distribuciones de probabilidad que describen el proceso de temblores en una región dada.

Aunque en la actualidad se conocen algunos grandes rasgos de este fenómeno, lo que se sabe no es suficiente para describirlo con base exclusivamente en teorías físicas. Las incertidumbres existentes obligan a considerar a las variables en juego como aleatorias, por lo que deben sujetarse a la teoría de la probabilidad.

De todas las variables que caracterizan la sismicidad local, son tres las más relevantes: la magnitud de los temblores, M , sus instantes de ocurrencia y la localización de sus áreas de ruptura. En lo que sigue se hace un breve comentario sobre el marco tectónico regional y se presentan las técnicas y datos usados para evaluar la sismicidad local.

2.1 Marco tectónico de la región

El territorio de El Salvador se halla contenido en la parte occidental de la placa del Caribe, bajo la que se subduce la placa de Cocos, en la región suroeste, formando la Zona de Benioff en Centroamérica. Para ésta se consideran tres partes esenciales,

en función de la sismicidad observada: somera, intermedia y profunda, con rangos de profundidad de 0-35 km, 36-60 km y > 61 km, respectivamente. La división obedece básicamente a la distribución de la sismicidad y de magnitudes máximas observadas.

Al noroeste, marcando la frontera con la placa Norteamericana, se encuentran tres principales fallas, Chixoy-Polochic, Motagua y Jocotán-Chamelecón, las cuales están caracterizadas por movimiento lateral izquierdo y sismicidad asociada con profundidades no mayores a 35 km. Se ha reportado que, al menos las dos primeras fallas, son observables a lo largo de aproximadamente 300 km, entre Guatemala y la parte sur de México (Chiapas).

En la parte noreste, El Salvador está bordeado por la Depresión de Honduras, constituida por un conjunto de grábenes que se extiende principalmente en la parte central del territorio hondureño. El grado de actividad sísmica en esta región es relativamente bajo.

A lo largo de la costa del Pacífico en Centroamérica, se tiene una cadena volcánica que corre desde Guatemala hasta Costa Rica, claramente paralela a la trinchera. Esta región está caracterizada por la presencia de fallas de rumbo, tanto derecho como izquierdo. Por otra parte, la distribución de los focos sísmicos en este sector se presenta a lo largo del eje de la cadena volcánica, generalmente con profundidades someras.

2.2 Catálogo de eventos sísmicos empleado

El catálogo sísmico que finalmente se utilizó en el presente estudio, fue obtenido a partir de la base de datos del USGS/NEIC (United States Geological Survey/National Earthquake Information Center), versión 1.0, empleando la ventana 11°-16° N y 86°-93° W y los siguientes catálogos, tanto mundiales como regionales:

ABE (Abe, 1982), BCIS (Bureau Central International Seismologique, 1935, 1950-1963), GUTE (Gutenberg and Richter, 1904-1952), HDS (NEIS Preliminary Determination of Epicenter), ISS (International Seismological Summary) y NGDC (National Geophysical Data Center, 1900-1979, Mid-America). El número de eventos contenidos en el catálogo final para El Salvador es de 2790, para los años 1898 a 1988.

Inicialmente, se hizo una depuración del catálogo recibido por parte del Centro de Investigaciones Geotécnicas de El Salvador, en el que se encontró aproximadamente un 30% de eventos repetidos. Sin embargo, debido principalmente a la inconsistencia en el número de eventos reportados anualmente y a la presencia de un número considerable de eventos fuera de la ventana de interés, se optó por emplear las fuentes mencionadas anteriormente.

Existe un catálogo de temblores históricos elaborado por R. White (citado por Alfaro *et al*, 1990), cuyas magnitudes están basadas en reportes de daños. Es casi seguro que este catálogo no esté completo, y que sólo se reporten los temblores que han causado daños en zonas pobladas. Esta situación hace imposible su uso directo en la evaluación de sismicidad local. Sin embargo, este catálogo nos fue útil para estimar las magnitudes máximas que pueden generarse en las zonas tectónicas.

En muchos casos, para un mismo evento se reportan diferentes tipos de magnitud dependiendo de la onda sísmica usada en la determinación y de la fuente de información. En estos casos se eligió el valor máximo reportado.

Los volúmenes considerados para el análisis de la sismicidad fueron (ver figs 1 y 2): Cadena Volcánica (0-30 km) a todo lo largo del país, zonas de Benioff somera (0-35 km), intermedia (36-60) y profunda (61-260 km), zonas de fallas Chixoy-Polochic, Motagua y Jocotán-Chamelecón (0-35 km) y la Depresión de Honduras (0-40 km). Esta división es igual a la propuesta por Alfaro *et al* (1990), excepto que para

extraer los eventos asociados a cada zona sismogénica se utilizaron volúmenes de la corteza que son ligeramente diferentes en planta a las propias zonas (ver fig 3). En otras palabras, tal como puede apreciarse en las figuras 1-3, las zonas usadas para extraer eventos del catálogo son de mayor extensión que las usadas para llevar a cabo los cálculos de peligro sísmico. Esto se hizo para reflejar mejor los patrones observados de sismicidad y eliminar algunos errores sistemáticos en la localización de los eventos.

2.3 Modelo y parámetros de la sismicidad local

Ha sido práctica común idealizar el proceso de ocurrencia de los temblores como uno de Poisson. En este tipo de proceso, los tiempos entre eventos se encuentran exponencialmente distribuidos y puede demostrarse que su distribución no se altera al aumentar el tiempo que ha transcurrido sin temblar. Este modelo del proceso de ocurrencia de temblores es realista cuando se trata con zonas formadas por numerosas fuentes sismogénicas, cada una con un proceso sensiblemente independiente del que ocurre en las otras.

En este proceso, la densidad de probabilidades del tiempo entre eventos con magnitud mayor o igual a M es exponencial, y está dada por

$$p_T[t|\lambda(M)] = \lambda(M)e^{-\lambda(M)t} \quad (1)$$

donde t es el tiempo entre eventos con magnitud mayor o igual a M y $\lambda(M)$ es la tasa de excedencia de la magnitud M , definida como el valor esperado del número de temblores con magnitud igual o superior a M , por unidad de tiempo. De la ecuación anterior puede deducirse que el tiempo esperado entre eventos con magnitud M o mayor vale $1/\lambda(M)$; este es el *periodo de recurrencia*. Entonces, si se conoce $\lambda(M)$, la

distribución de los tiempos queda definida por completo. $\lambda(M)$ es una función que decrece con la magnitud. Se le ha asignado la siguiente forma funcional (Cornell y Vanmarcke, 1969):

$$\lambda(M) = \lambda_0 \frac{e^{-\beta M} - e^{-\beta M_u}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_u}} \quad (2)$$

donde λ_0 , β y M_u son parámetros desconocidos y M_0 es la magnitud por encima de la cual el catálogo de temblores está completo. Si la ec 2 se representa en papel semilogarítmico se observa que para magnitudes pequeñas es una línea recta con pendiente igual a $-\beta$, de acuerdo con lo observado por Gutenberg y Richter (1954) para amplias regiones del mundo. Conforme M aumenta, la curva se vuelve cóncava hacia abajo y $\lambda(M)$ vale cero para $M > M_u$, reconociendo el hecho de que esta magnitud es la máxima que puede generarse en la fuente sísmica correspondiente.

Procede estimar los parámetros λ_0 , β y M_u con base en el catálogo de temblores de la zona y la información de regiones tectónicamente similares. En el Apéndice 1 se presentan los detalles matemáticos del método estadístico usado para esta estimación, que es esencialmente el propuesto por Arboleda y Ordaz (1993), basado en Rosenblueth y Ordaz (1987). En la tabla 1 se presentan los dos primeros momentos estadísticos (media y desviación estándar o coeficiente de variación) de los tres parámetros en las zonas tectónicas consideradas.

Al considerar como aleatorias (en el sentido de que existe incertidumbre sobre su verdadero valor) a las variables λ_0 , β y M_u , que definen la forma de $\lambda(M)$, esta cantidad debe interpretarse también como aleatoria, por lo que sus momentos estadísticos pueden calcularse integrando la ec 2 respecto a las densidades de probabilidad de las variables en cuestión (ver Apéndice 1). Procediendo de esa manera

se ha calculado la media de $\lambda(M)$. Los resultados, para cada zona, se presentan en las figs 4-11, junto con los datos estadísticos a partir de los cuales fueron derivados.

Tabla 1. Parámetros que definen la sismicidad local de las zonas consideradas

Zona	$E(\lambda_0)$	$c(\lambda_0)$	$E(\beta)$	$c(\beta)$	$E(M_u)$	$\sigma(M_u)$	M_{max}
Benioff superficial	1.880	0.146	2.198	0.118	8.04	0.317	7.3
Benioff intermedia	6.624	0.079	2.111	0.066	8.16	0.226	7.7
Benioff profunda	25.38	0.040	2.366	0.036	8.01	0.287	7.4
Cadena Volcánica	1.017	0.195	1.133	0.190	7.70	0.126	7.4
Jocotán-Chamelecón	0.219	0.412	1.991	0.230	7.56	0.227	7.2
Motagua	0.483	0.275	2.150	0.143	8.10	0.284	7.5
Chixoy-Polochic	0.221	0.391	1.213	0.349	8.07	0.187	7.7
Depresión Honduras	0.509	0.281	2.380	0.255	6.93	0.293	6.3

Notas:

- 1) E() denota esperanza, c() coeficiente de variación y $\sigma()$ desviación estándar.
- 2) $E\lambda_0$ está expresada en años⁻¹.
- 3) En todos los casos, salvo la Zona de Benioff superficial, $M_0 = 4.5$; en esta última, $M_0 = 5.0$.
- 4) M_{max} es la magnitud máxima reportada en el catálogo para la zona.

Con respecto a la densidad de probabilidades de las magnitudes, basta notar que, dada la definición de $\lambda(M)$, la densidad de la magnitud, $p_M(M)$, vale

$$p_M(M) = -\frac{1}{\lambda_0} \frac{d\lambda(M)}{dM}, \quad M_0 \leq M \leq M_u \quad (3)$$

Quedan entonces definidas dos de las características de la sismicidad local: la distribución de los tiempos entre eventos de temblores con magnitudes entre M_0 y M_u y la distribución de las magnitudes; se ha supuesto que dentro de cada zona, la distribución de magnitudes y la sismicidad por unidad de volumen son constantes. Para el presente estudio se asignó a la posición de un epicentro en cada zona una distribución de probabilidades uniforme. Como se señala en el siguiente capítulo, se ha tomado en cuenta que los temblores de gran magnitud tienen áreas de ruptura finitas.

3. Atenuación de las ondas sísmicas

En virtud de los problemas señalados en la introducción para evaluar de forma directa las tasas o probabilidades de excedencia de intensidades sísmicas, es necesario contar con expresiones que relacionen la magnitud y localización de un temblor con la intensidad que se genera en un sitio dado. Se conoce a estas relaciones como *leyes de atenuación*.

Para los fines de este estudio se ha elegido como medida de intensidad, en primera instancia, a la aceleración máxima del terreno, a_{max} . Como se señalará más adelante, se recurre también a la *aceleración máxima efectiva* (AME, o EPA, por sus siglas en inglés), misma que se define de la siguiente manera:

$$AME = \frac{1}{2.5(0.5-0.1)} \int_{0.1}^{0.5} S_a(T) dT \quad (4)$$

donde $S_a(T)$ es el espectro de respuesta (aceleraciones, 5% del amortiguamiento crítico). En otras palabras, la AME se calcula a partir del promedio de las amplitudes espectrales entre 0.1 y 0.5 seg de periodo.

Para determinar las leyes de atenuación de a_{max} , se analizaron datos de movimientos fuertes registrados en varios países de Centroamérica. Esta información fue procesada con diversas técnicas estadísticas, y finalmente se llegó a la siguiente ley de atenuación para la región:

$$E(\log a_{\max} | M, R_0) = 2.74 + 0.212M - 0.99 \log G(R) - 9.43 \times 10^{-4} R \quad (5)$$

$$R^2 = R_0^2 + (\exp^{0.47M})^2 \quad (6)$$

$$G(R) = \begin{cases} R, & \text{si } R \leq 100 \text{ km} \\ (100R)^{1/2}, & \text{si } R > 100 \text{ km} \end{cases} \quad (7)$$

$$\sigma(\log a_{\max}) = 0.26 \quad (8)$$

La ecuación 5 proporciona el valor esperado del logaritmo de a_{\max} dadas la magnitud y la distancia mínima a la zona de ruptura, R_0 . El término $\exp(0.47M)$ puede interpretarse como la dimensión del área de ruptura, la cual crece al aumentar la magnitud; este término hace que a_{\max} alcance un valor de saturación con la magnitud.

La ley de atenuación aquí presentada corresponde a sitios de terreno firme, representativos de los lugares en que encuentran instalados los instrumentos de movimiento fuerte cuyos registros se usaron en el análisis. No se consideran, por tanto, las amplificaciones locales o efectos de sitio. Los detalles, tanto de los datos empleados como de las técnicas estadísticas examinadas, pueden consultarse en el Apéndice 2.

Por lo que respecta a leyes de atenuación de ordenadas del espectro de respuesta a otros periodos, se examinaron las formas de los espectros esperados para temblores de varias magnitudes registrados a diversas distancias focales. En virtud de la extensión del territorio en estudio, las diferencias en las formas espectrales no son excesivamente grandes, tal como se puede apreciar en la fig 12. Aunque estas diferencias justificarían un cálculo individual de peligro sísmico para cada ordenada espectral de interés, se juzgó que su influencia en la variación de la forma de los espectros de diseño era mínima, por lo que bastaba llevar a cabo los cálculos de peligro sísmico para la aceleración máxima del terreno.

4. Modelo de peligro sísmico

Considérese una zona simogénica, digamos la i ésima, cuya sismicidad está definida por $\lambda_i(M)$. Supongamos que esta región se localiza a una distancia determinada, R_{0i} , de un sitio para el cual interesa determinar el peligro sísmico. La contribución de la zona simogénica i al peligro sísmico del sitio puede calcularse mediante la siguiente expresión:

$$v_i(a_{\max}|R_{0i}) = \int_{M_{0i}}^{M_{ui}} \left(-\frac{d\lambda_i(M)}{dM} \right) Pr(A_{MAX} > a_{\max} | M, R_{0i}) dM \quad (9)$$

donde $v_i(a_{\max}|R_{0i})$ es la tasa de excedencia de la aceleración máxima del terreno debida a la zona simogénica i -suponiendo conocida R_{0i} , y M_{0i} y M_{ui} son las magnitudes umbral y máxima, respectivamente, de la zona simogénica i . $Pr(A_{MAX} > a_{\max} | M, R_{0i})$ es la probabilidad de que la aceleración máxima del terreno sea superior a un valor determinado, dadas la magnitud y distancia focal. En este estudio se hizo la hipótesis usual de que, dadas M y R_{0i} , a_{\max} tiene distribución de probabilidades lognormal con mediana y desviación estándar del logaritmo natural dadas por

$$MED(A_{MAX}|M, R_{0i}) = 10^{E(\log A_{MAX}|M, R_{0i})} \quad (10)$$

$$\sigma(\ln A_{MAX}|M, R_{0i}) = \ln(10) \sigma(\log A_{MAX}) \quad (11)$$

respectivamente, donde $E(\log a_{\max} | M, R_{0i})$ y $\sigma(\log A_{MAX})$ se dan en las ecuaciones 5-8. En estas condiciones,

$$Pr(A_{MAX} > a_{max} | M, R_{0i}) = \Phi \left[\frac{1}{\sigma^2(\ln A_{MAX})} \ln^2 \left(\frac{MED(A_{MAX} | M, R_{0i})}{a_{max}} \right) \right] \quad (12)$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la distribución normal estándar. Si, como es el caso general, R_{0i} es desconocida, es necesario integrar con respecto a su densidad de probabilidades, $p_i(R_{0i})$, de suerte que

$$v(a_{max}) = \int_{R(R_{0i})} v(a_{max} | R_{0i}) p_i(R_{0i}) dR_{0i} \quad (13)$$

donde $R(R_{0i})$ denota el rango posible de valores de esta variable.

Estas expresiones proporcionan la contribución de la i ésima fuente sismogénica al peligro sísmico en un sitio dado. Para calcular la tasa de excedencia total en ese sitio, $v(a_{max})$, basta sumar las contribuciones de, digamos, las N zonas sismogénicas:

$$v(a_{max}) = \sum_{i=1}^N v_i(a_{max}) \quad (14)$$

Nótese que, en vista de que $\lambda_i(M)$ está también definida de manera probabilista, tal como se indicó en el inciso correspondiente, es necesario tomar en cuenta la incertidumbre en los parámetros que la definen mediante el cálculo del valor esperado de $v_i(a_{max})$ con respecto a λ_0 , β y M_u .

En el presente estudio se emplearon las expresiones anteriores para evaluar las tasas de excedencia en sitios que cubren todo el territorio de El Salvador, mediante una malla de puntos equiespaciados un cuarto de grado en las direcciones NS y EW;

se utilizó para este fin el programa de cómputo CRISIS. En la fig 13 se presenta un ejemplo de curva de tasa de excedencia de a_{\max} , que corresponde al punto de máximo peligro sísmico, localizado aproximadamente en las coordenadas 13.75°N y 89°W. Se recuerda que el inverso de la tasa de excedencia de cierta intensidad es su periodo de recurrencia.

En las figuras 14-16 se presentan mapas de El Salvador con curvas de igual valor de a_{\max} para tres diferentes periodos de recurrencia: 100, 500 y 1000 años. Estos mapas son el resultado final del proceso de evaluación del peligro sísmico.

Por tratarse de procesos de ocurrencia de temblores que se han idealizado como Poissonianos, las tasas de excedencia se relacionan con probabilidades de excedencia en lapsos dados de la siguiente manera:

$$P_o(a_{\max}, T) = 1 - e^{-v(a_{\max})T} \quad (15)$$

donde $P_o(a_{\max}, T)$ es la probabilidad de que se exceda la aceleración a_{\max} en un lapso de exposición T . Así una tasa de excedencia de 0.001/año (periodo de recurrencia de 1000 años) implica, por ejemplo, una probabilidad de excedencia de cerca de 10% en cien años.

5. Espectros de diseño

Para convertir aceleraciones máximas esperadas asociadas a ciertos periodos de recurrencia a fuerzas para diseño sísmico de edificios, no existe en la actualidad un procedimiento con bases físicas sólidas y universalmente reconocido. Se han establecido diversos criterios que en general conducen a fuerzas de diseño aceptables porque han sido calibrados con los daños por sismo que han sufrido estructuras con valores nominales de diseño conocidos; aún en estos casos, los valores adoptados para algunos de los parámetros son difíciles de justificar racionalmente. En el presente estudio se adoptó uno de estos criterios, el propuesto por el Applied Technology Council (ATC), y los resultados fueron verificados aplicando lineamientos que se han usado en México. Se ha adoptado este criterio porque es explícito y porque es congruente con los formatos UBC-SEAOC que han sido escogidos por el Comité Técnico.

De acuerdo con los criterios del ATC, el análisis debe iniciarse no a partir de las aceleraciones máximas del terreno, sino a partir de la Aceleración Máxima Efectiva (AME, o EPA, por sus siglas en inglés) cuya probabilidad de excedencia es de 10% en 50 años, lo cual equivale a un periodo de recurrencia de cerca de 500 años; la AME fue definida anteriormente. De la aplicación de su definición a espectros de respuesta como los que se han registrado en El Salvador, resulta que esta cantidad es aproximadamente 70% de la aceleración máxima del terreno. Sin embargo, no bastaría multiplicar por 0.7 los valores presentados en los mapas de las figuras 14-16, puesto que la incertidumbre en la predicción de la AME es apreciablemente menor que la asociada a a_{max} . La figura 13 se presenta para ejemplificar el efecto en las tasas de excedencia de una disminución de la incertidumbre en la ley de atenuación. En esta figura se presentan dos casos: en el primero, se ha usado para determinar las tasas

överskott *överskott* *osäkerhet* *överskott*

de excedencia la incertidumbre calculada para a_{max} , es decir, $\sigma(\log a_{max}) = 0.26$ (o bien $\sigma(\ln a_{max}) = 0.60$); en el segundo caso se ha usado una incertidumbre más apropiada para la AME: $\sigma(\log a_{max}) = 0.20$ (o bien $\sigma(\ln a_{max}) = 0.45$). El efecto en la disminución de las tasas de excedencia es notable.

Aplicando entonces la relación de 0.7 entre AME y a_{max} , así como el valor apropiado de $\sigma(\ln a_{max})$, se obtuvieron las curvas de la figura 17. La curva continua es representativa de la zona de máxima sismicidad (que llamaremos Zona A), mientras que la discontinua corresponde a un punto localizado a los 14°N y 89°W, por donde se juzga, de manera preliminar, que sería conveniente que pasara la frontera entre dos zonas sísmicas en que quedaría dividido el país; llamaremos a la zona de menor sismicidad Zona B. Los valores de AME correspondientes a 500 años de periodo de recurrencia se presentan en la segunda columna de la Tabla 2.

Tabla 2. Aceleración máxima equivalente (AME), aceleración corregida por duración (Z) y ordenadas máximas del espectro de diseño (Sa), en gal

Zona	AME	$Z = 0.75 * AME$	$Sa = 2.75 * Z$
A	480	360	990
B	360	270	740

Estos valores serían, de acuerdo con el ATC, los coeficientes base para determinar las ordenadas espectrales. Sin embargo, se juzgó conveniente efectuar una reducción adicional por la razón que a continuación se detalla.

Los criterios del ATC han sido calibrados, en su mayor parte, a partir del análisis de los daños por temblor en California. Estos temblores, en general, son de magnitud

mayor a los que usualmente han provocado daños en El Salvador, y por tanto, de mayor duración. En la figura 18 se comparan los espectros de respuesta de los eventos de El Centro y San Salvador (1986); para fines de comparación, se presenta también el espectro de respuesta de la estación SCT del temblor de México, 1985. Desde el punto de vista de la respuesta elástica, los temblores de El Centro y San Salvador estarían asociados al mismo nivel de daños. Sin embargo, la figura 19 muestra la respuesta (aceleración absoluta) de un oscilador lineal con 5% de amortiguamiento y periodo 1.8 seg ante los tres temblores señalados; se eligió este periodo ya que, para él, las respuestas máximas ante los tres eventos son de tamaño comparable. Es claro que el mayor número de ciclos de carga y descarga presentes en los acelerogramas de El Centro y SCT conducirían a mayores daños en estructuras reales que el evento de San Salvador.

Para tomar en cuenta esta situación, se decidió buscar factores de reducción de la amplitud tales que las respuestas elásticas ante los temblores de El Centro y San Salvador tuviesen la misma intensidad de Arias (en la figura 19 se dan también los valores de la integral de la aceleración cuadrática, cantidad proporcional a la intensidad de Arias, para las respuestas consideradas). Al aplicar este criterio, resulta que las amplitudes deben ser escaladas por un factor igual a la raíz cuadrada del cociente entre las intensidades de Arias respectivas. Estos resultados se presentan en la figura 20. Puede observarse que, en promedio, el factor es de alrededor de 0.75. Se decidió usar este valor para afectar a las AME equivalentes determinadas como se señaló anteriormente. Estas nuevas aceleraciones máximas efectivas, Z , se presentan en la tercera columna de la Tabla 2. En la cuarta columna se da el valor máximo que pueden alcanzar los espectros de diseño propuestos, de acuerdo con el UBC-SEAOC, que se obtienen multiplicando por 2.75 las aceleraciones máximas efectivas corregidas, en nuestro caso, por efecto de la duración.

7. Conclusiones y recomendaciones

Se han examinado los datos de ocurrencia de temblores que pueden afectar a El Salvador, así como los datos de movimiento fuerte recabados en el área centroamericana, con el fin de calcular el peligro sísmico que enfrenta este país. El peligro sísmico se ha expresado en términos de tasas de excedencia (el inverso del periodo de recurrencia) de aceleraciones máximas del terreno. En vista de las hipótesis que se han hecho sobre el proceso de ocurrencia de temblores, la probabilidad de excedencia de un valor de aceleración en un lapso dado puede determinarse, de manera sencilla, a partir de su correspondiente tasa de excedencia.

El cálculo del peligro sísmico se ha llevado a cabo con técnicas ampliamente conocidas, pero teniendo el cuidado de incluir formalmente los efectos de las incertidumbres en los parámetros en juego.

Con base en los mapas de peligro sísmico, se recomienda que se divida al país en dos zonas sísmicas -que hemos llamado A y B- y que para cada una de ellas se fijen coeficientes de diseño diferentes. Se considera, a reserva de llevar a cabo un estudio más detallado, que la frontera entre ambas zonas debería coincidir aproximadamente con la curva de 1000 gal en el mapa de isoaceleraciones para 1000 años de periodo de recurrencia (fig 16). Es conveniente que, para evitar ambigüedades, la frontera entre las zonas sísmicas coincida con fronteras políticas.

Usando los criterios propuestos por el ATC, más la inclusión de un factor correctivo para tomar en cuenta los efectos de la duración de los temblores, se han determinado valores de los coeficientes Z -aceleraciones máximas equivalentes asociadas a 500 años de periodo de recurrencia- que pueden usarse como base para

fijar espectros de diseño en las dos zonas sísmicas. Conviene hacer notar que los coeficientes Z aquí determinados son adecuados para usarse en conjunto con las especificaciones pertinentes de los códigos UBC-SEAOC, en particular en los que se refiere a los factores de reducción por ductilidad. Estos últimos, sin embargo, deberán revisarse y, eventualmente, adaptarse a las particularidades de los tipos y calidades de construcción en el país.

Con respecto a la rama descendente del espectro de diseño, la práctica estadounidense hace decrecer la ordenada espectral con la potencia $2/3$ del periodo estructural. Este decremento refleja adecuadamente el observado en espectros reales; sin embargo, existen razones para recomendar que se utilice la potencia $1/2$, siendo la principal que para estructuras de periodo largo, los coeficientes de diseño son relativamente bajos por lo que no es muy costoso suministrar resistencia adicional; el usar ordenadas conservadoras cuando la resistencia cuesta poco acerca los diseños al óptimo. Se recomienda, por tanto, considerar la posibilidad de que, para periodos mayores a 0.5 seg, el espectro descienda como la raíz cuadrada del periodo estructural.

Se reitera que los coeficientes Z que se presentan corresponden a sitios de terreno firme. Para terrenos más blandos, se sugiere que, contrariamente a la práctica norteamericana, se utilicen ordenadas espectrales superiores a las de terreno firme aun para periodo corto.

8. Referencias

Alfaro, C. S., A. S. Kiremidjian y R. White (1990). Seismic zoning and ground motion parameters for El Salvador, Report No. 93 *The John A. Blume Earthquake Engineering Center*, Stanford University.

Arboleda, J. y M. Ordaz (1993). Un mejor uso de los datos estadísticos para estimación de la sismicidad local, *CENAPRED*, Informe RG/02/93.

Cornell, C. A. y E. Vanmarcke (1969). The major influences on seismic risk, *Memorias IV Congreso Mundial de Ingeniería Sísmica*, Santiago de Chile, Chile.

Global Hypocenter Data Base, United States Geological Survey-National Earthquake Information Center, version 1.0.

Gutenberg, B. y C. F. Richter (1954). *Seismicity of the Earth (and associated phenomena)*, Princeton University Press, Princeton, NJ, EUA.

Rosenblueth, E. y M. Ordaz (1987). Use of seismic data from similar regions, *Earthquake Engineering and Structural Dynamics* 15, 619-634.

AREAS EMPLEADAS PARA LA EXTRACCION DE EVENTOS

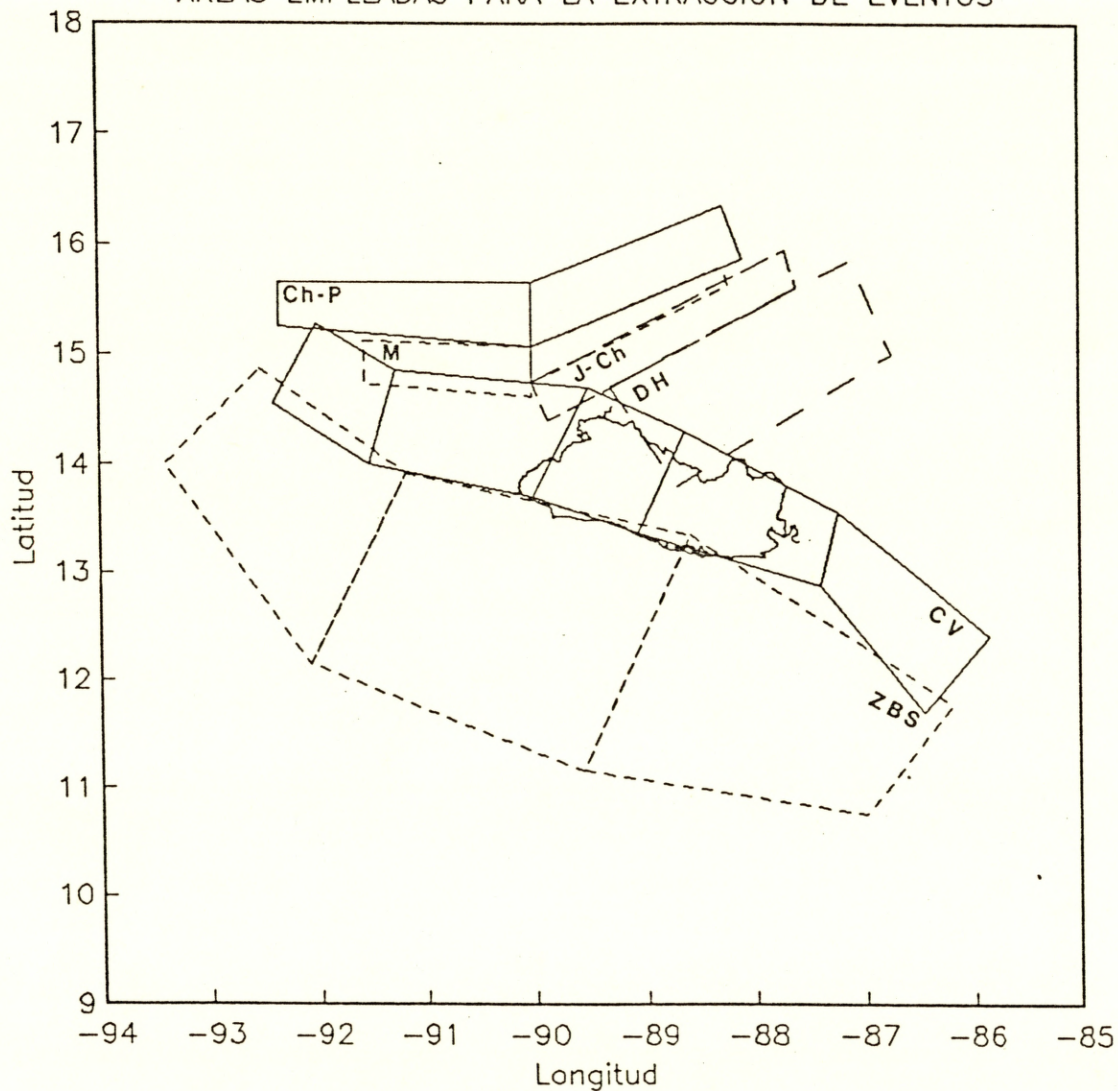


Figura 1. Areas empleadas para la extracción de eventos del catálogo sísmico. Las áreas están identificadas por las iniciales de sus nombres.

AREAS EMPLEADAS PARA LA EXTRACCION DE EVENTOS

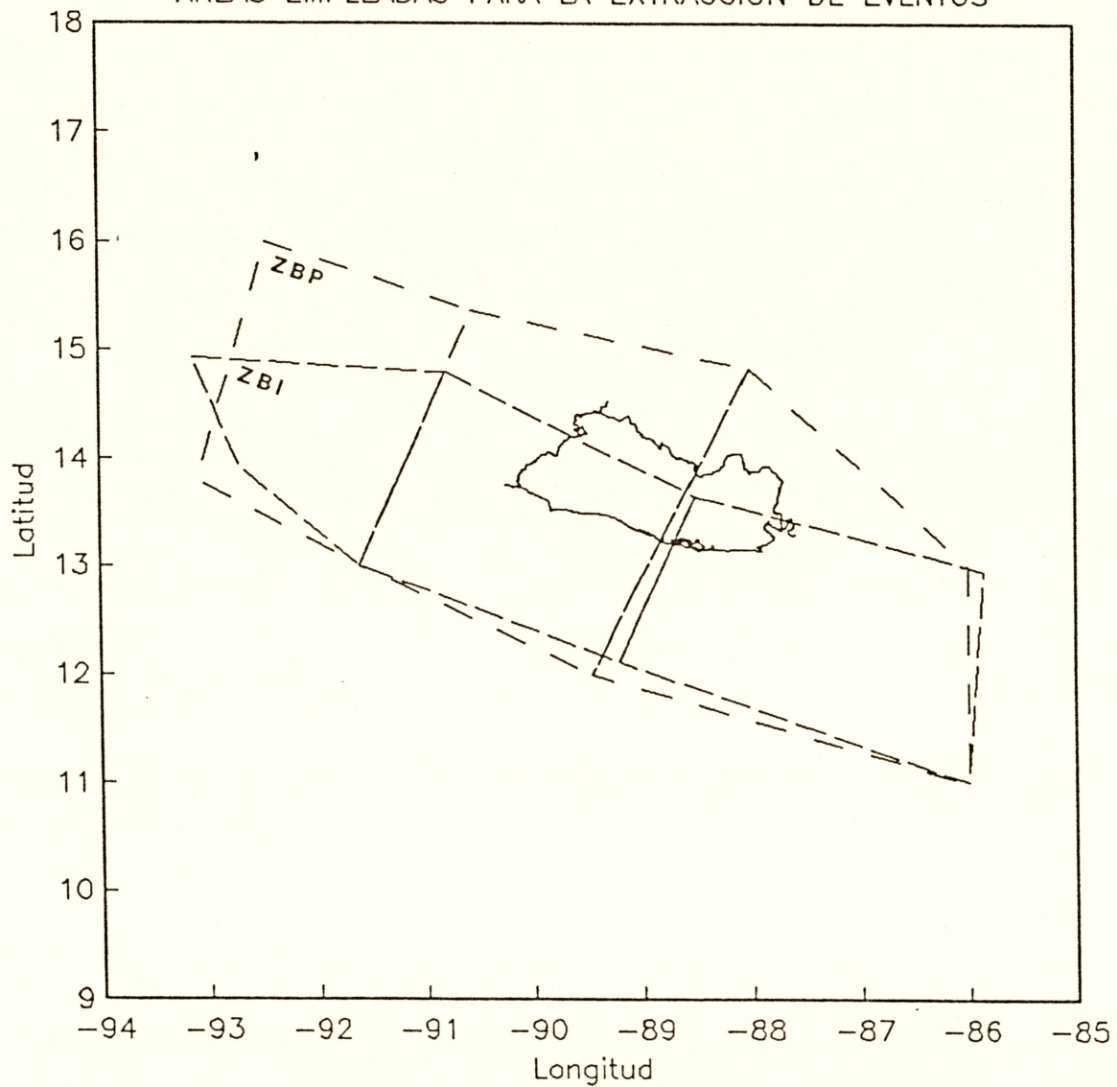


Figura 2. Areas empleadas para la extracción de eventos del catálogo sísmico. Las áreas están identificadas por las iniciales de sus nombres.

LOCALIZACION DE ZONAS SISMOGENICAS PARA CALCULO DE PELIGRO

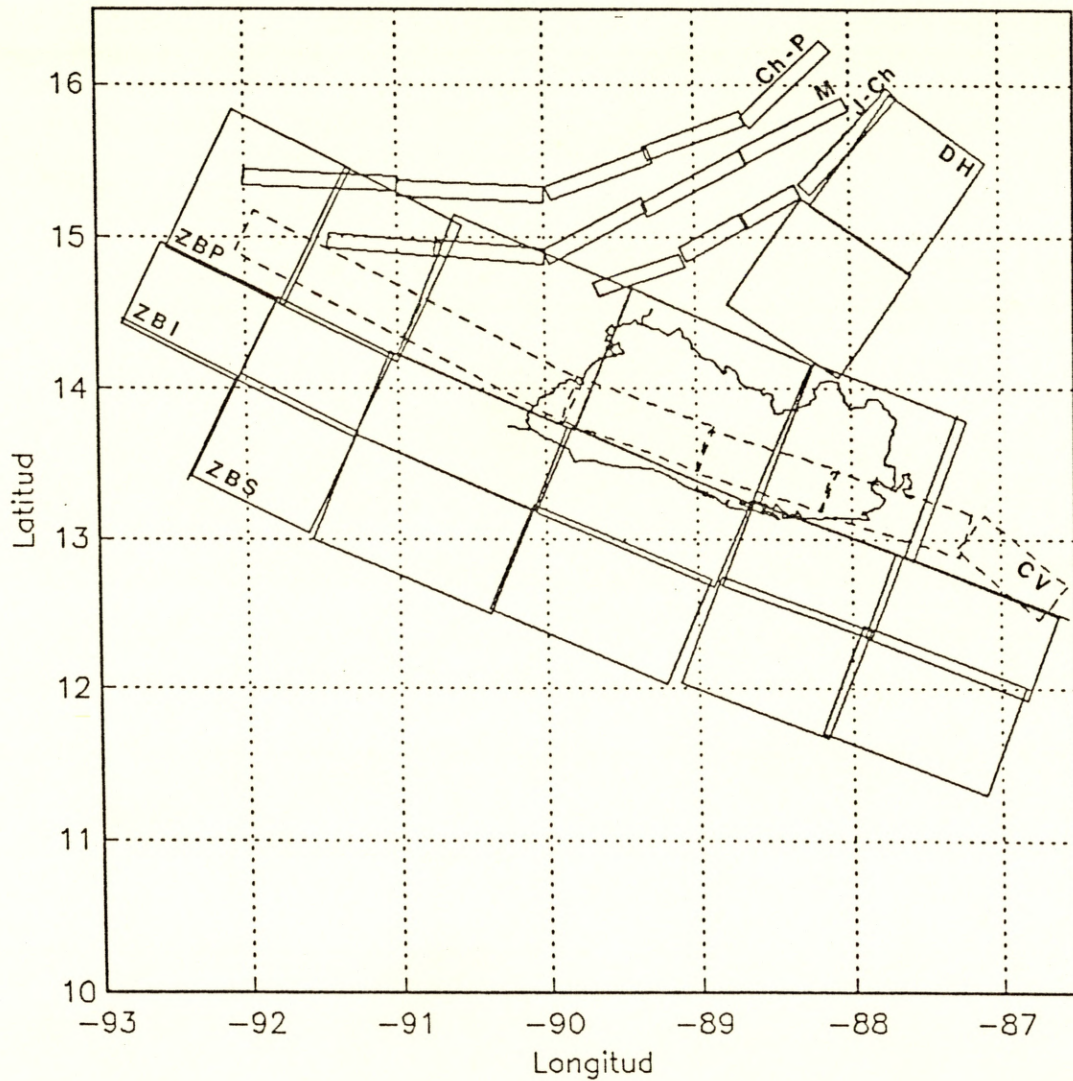


Figura 3. Localización de las zonas sismogénicas usadas para el cálculo de peligro sísmico.

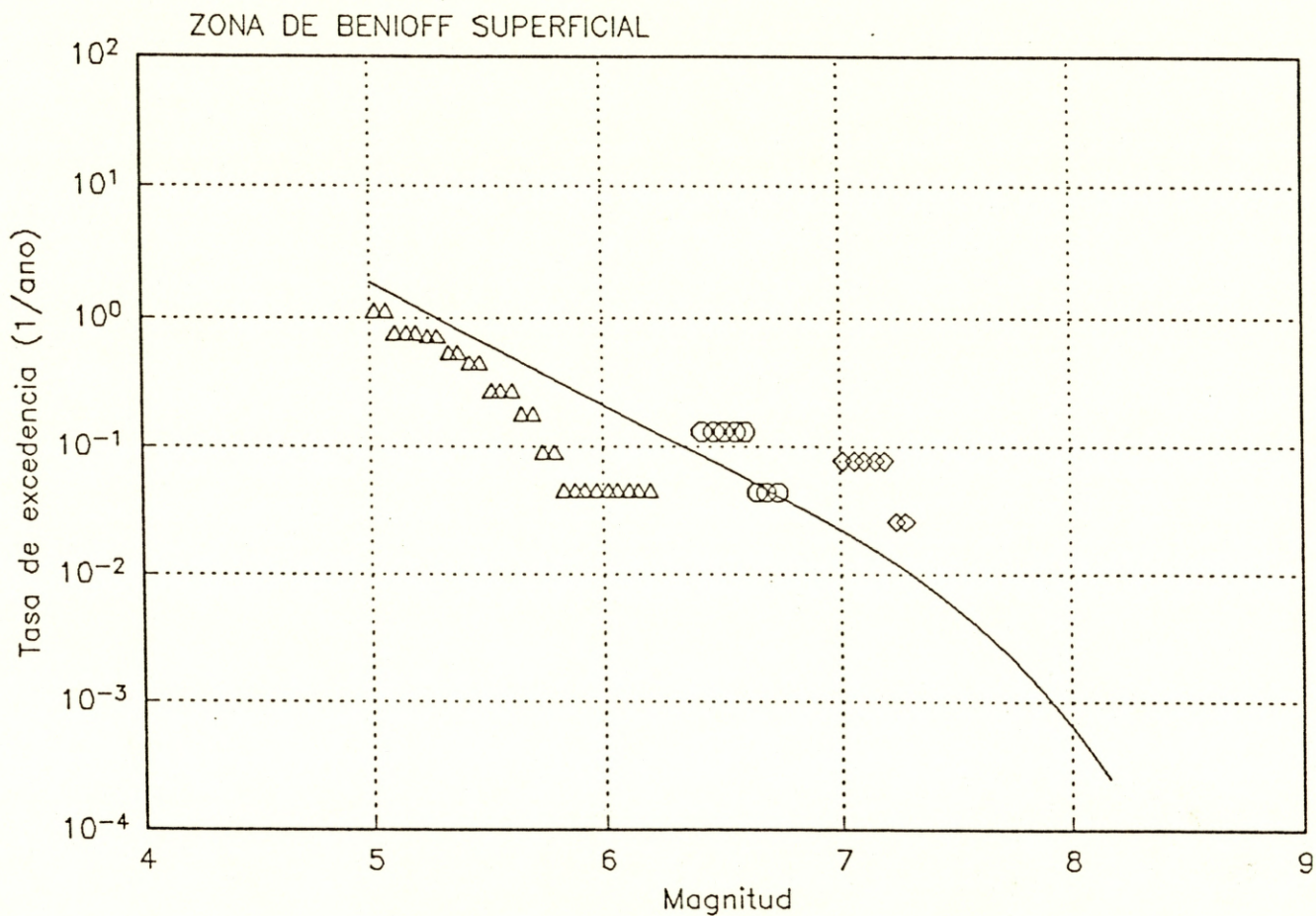


Figura 4. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Zona de Benioff Superficial. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

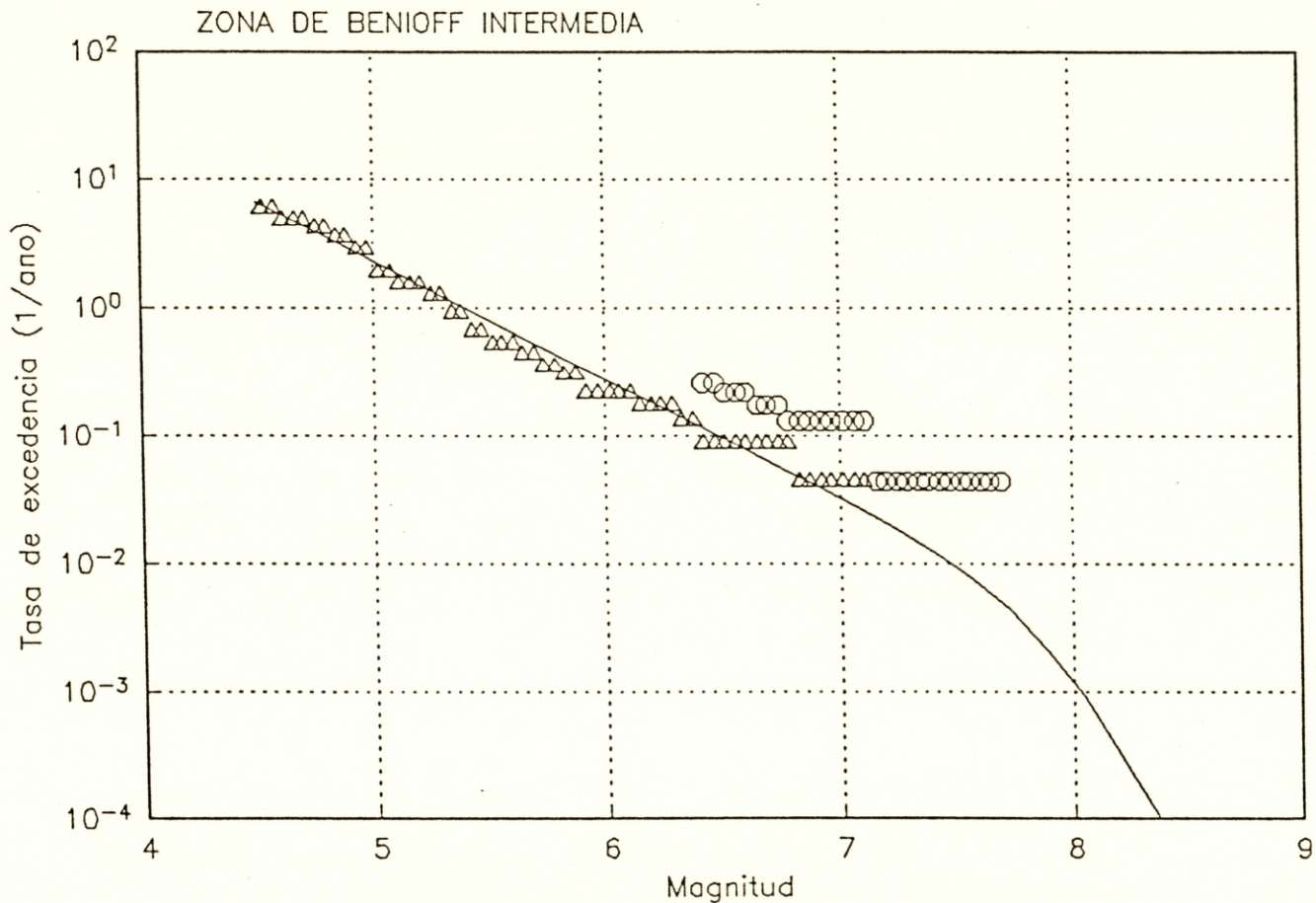


Figura 5. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Zona de Benioff Intermedia. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

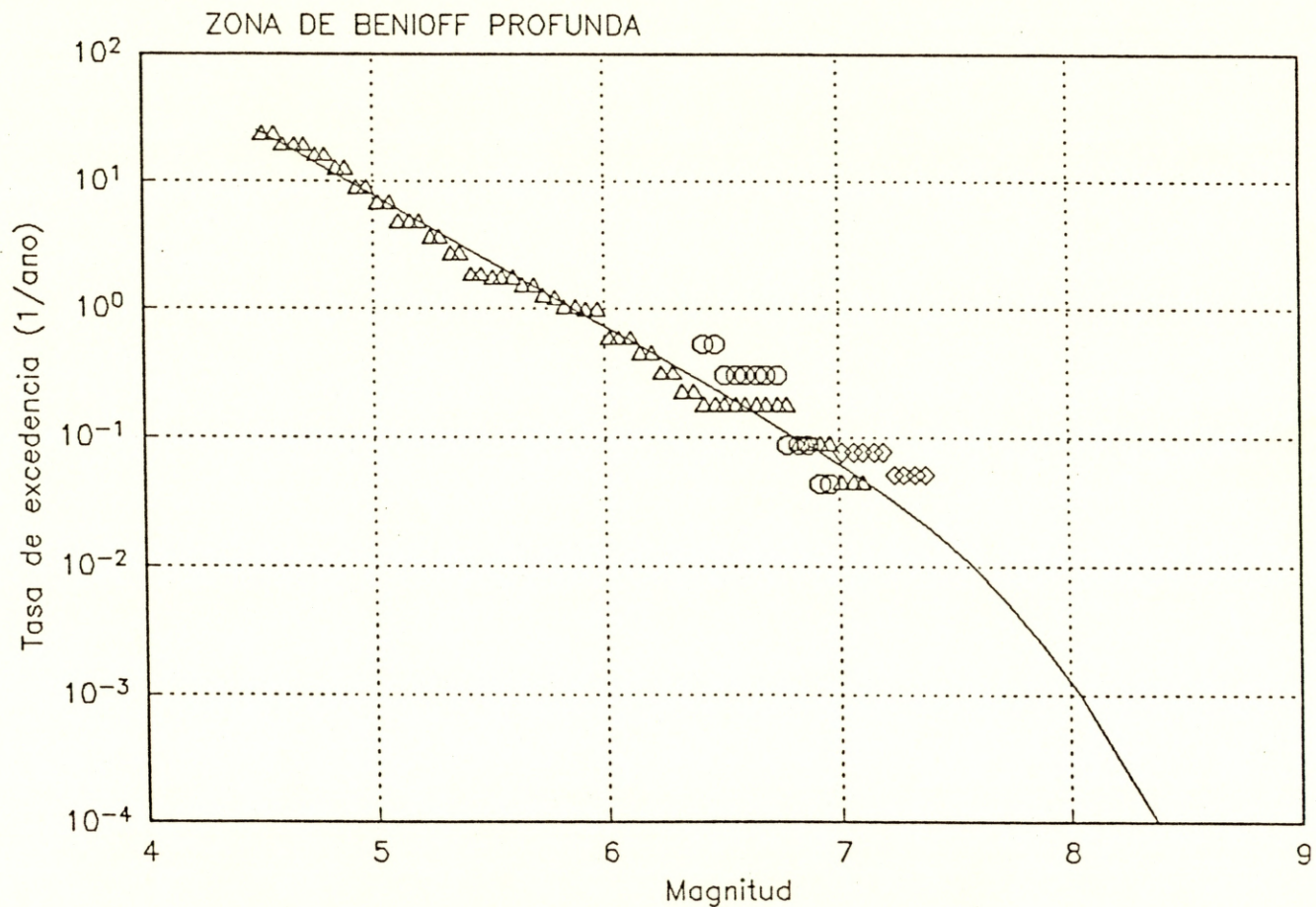


Figura 6. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Zona de Benioff Profunda. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

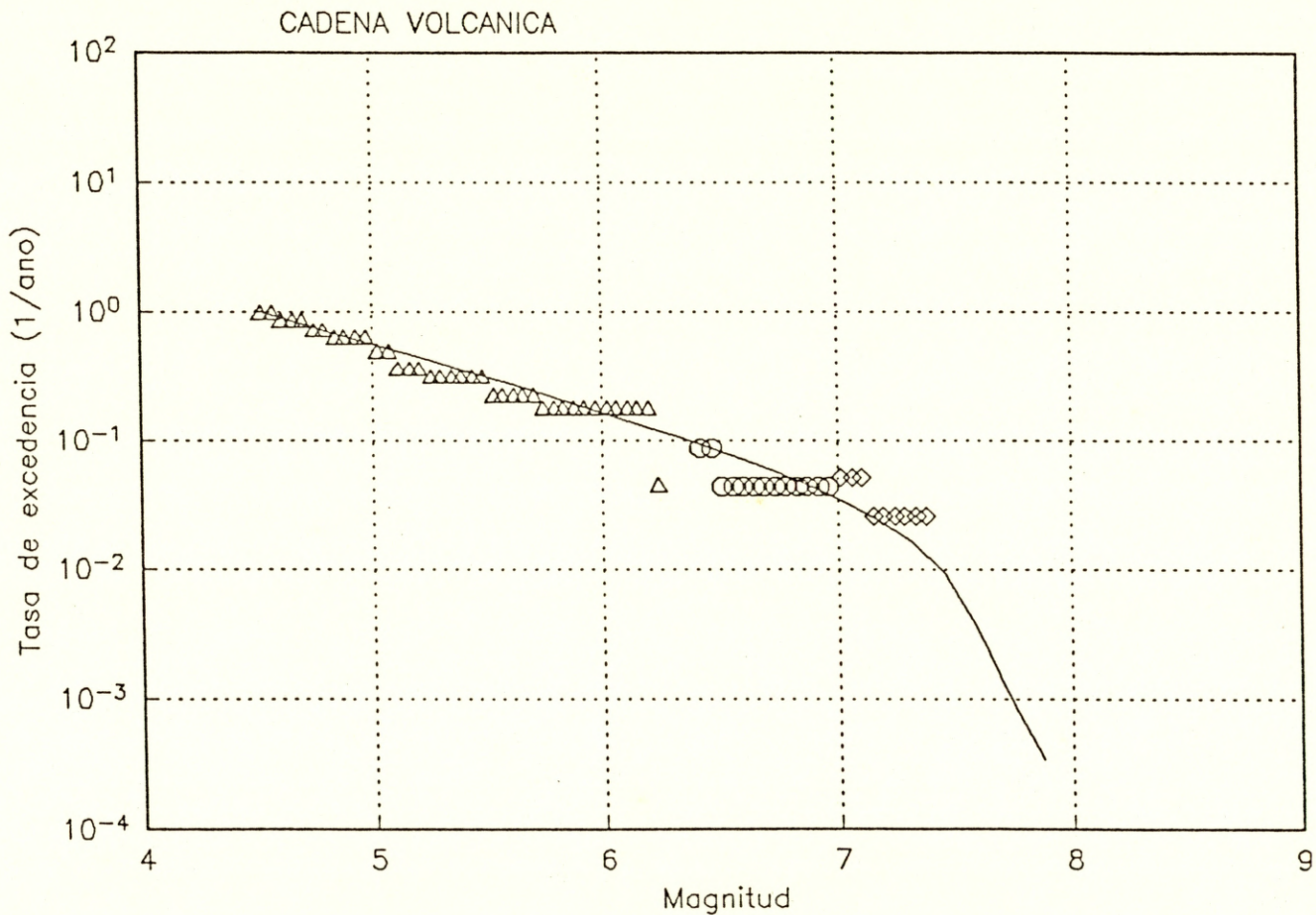


Figura 7. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Cadena Volcánica. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

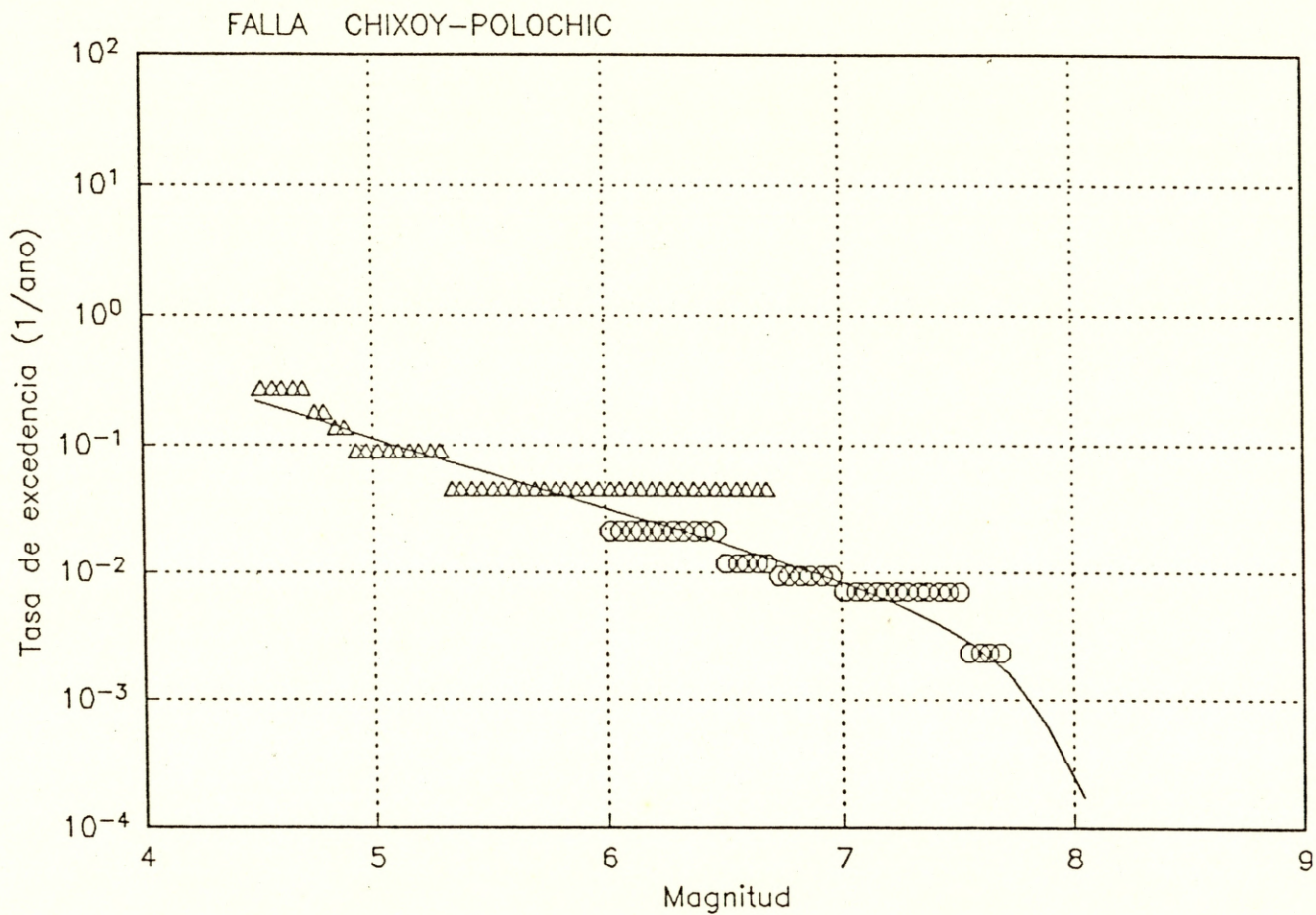


Figura 8. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Falla Chixoy-Polochic. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

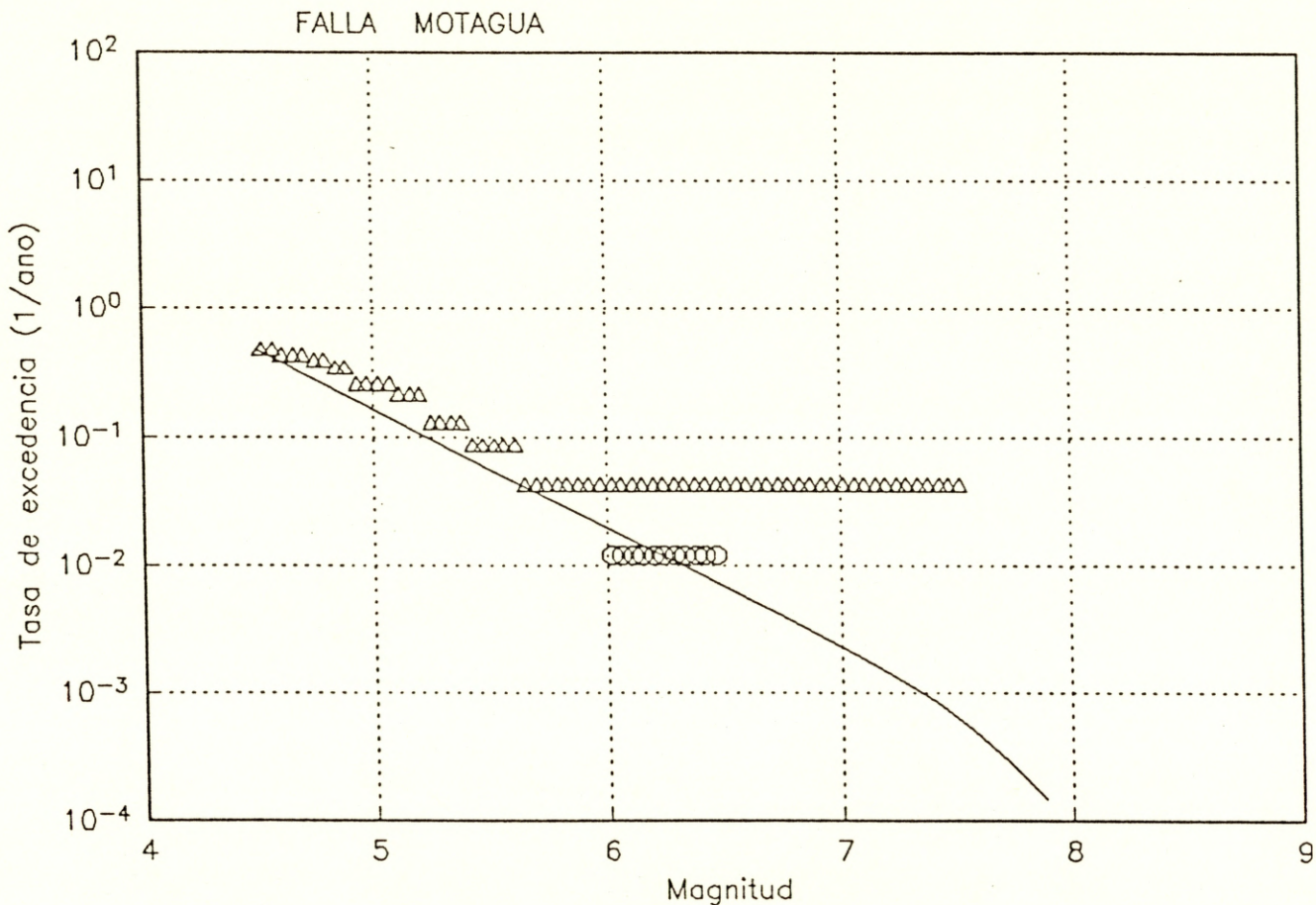


Figura 9. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Falla Motagua. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

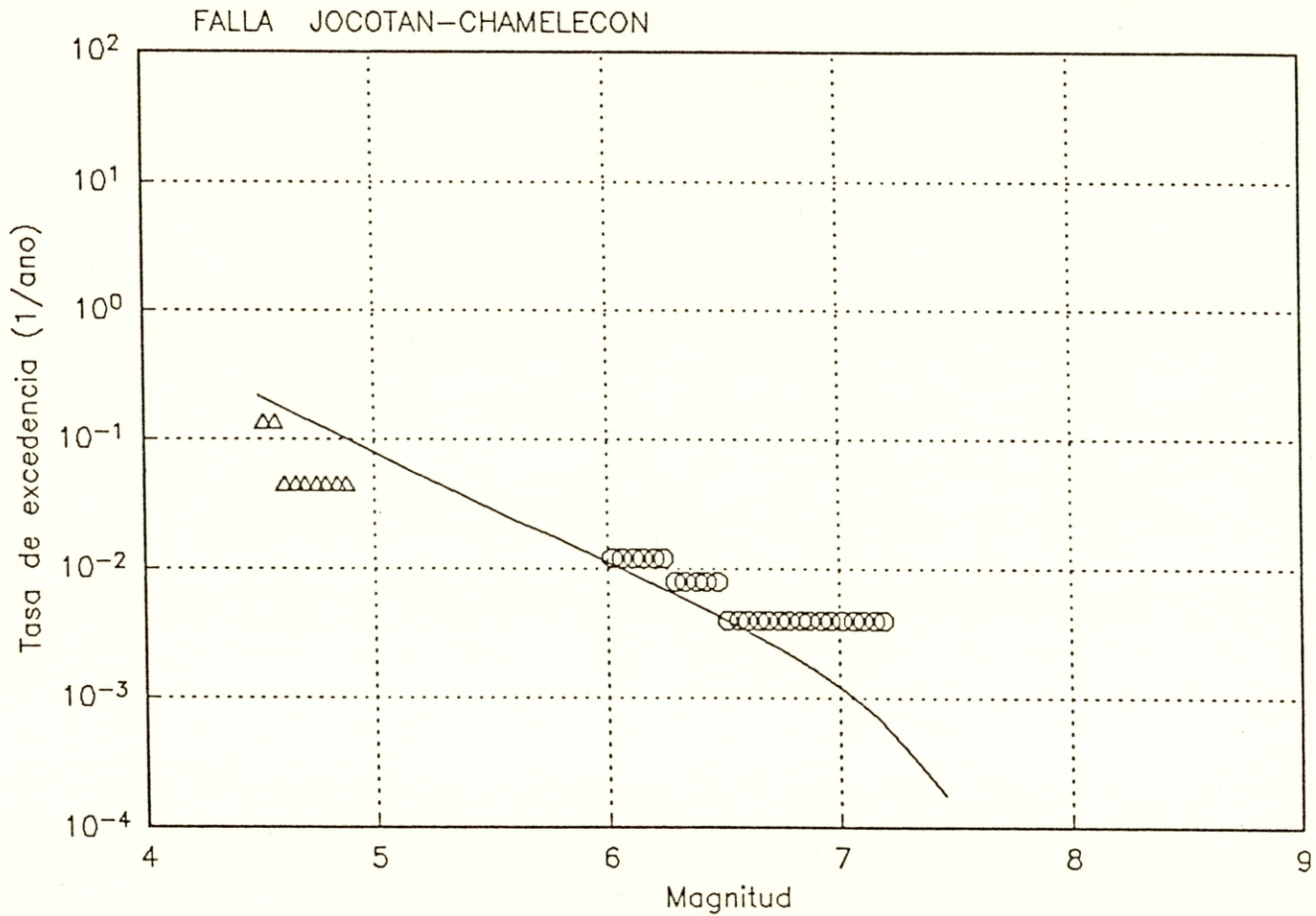


Figura 10. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Falla Jocotán-Chamelecón. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

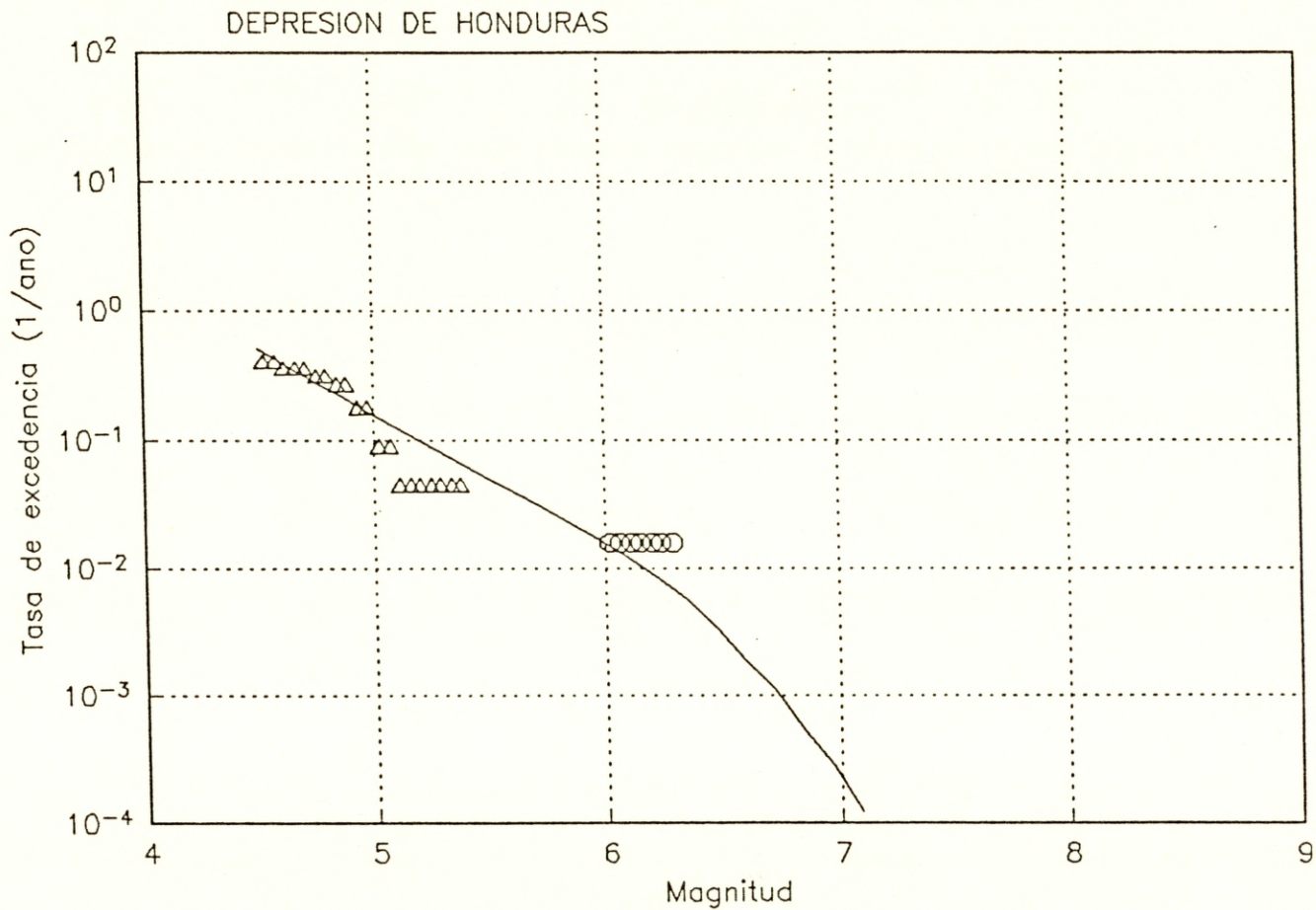


Figura 11. Línea continua: valor esperado de la tasa de excedencia como función de la magnitud para la Depresión de Honduras. Triángulos: temblores ocurridos entre 1964 y 1988; círculos: eventos entre 1940 y 1963; rombos: temblores anteriores a 1940.

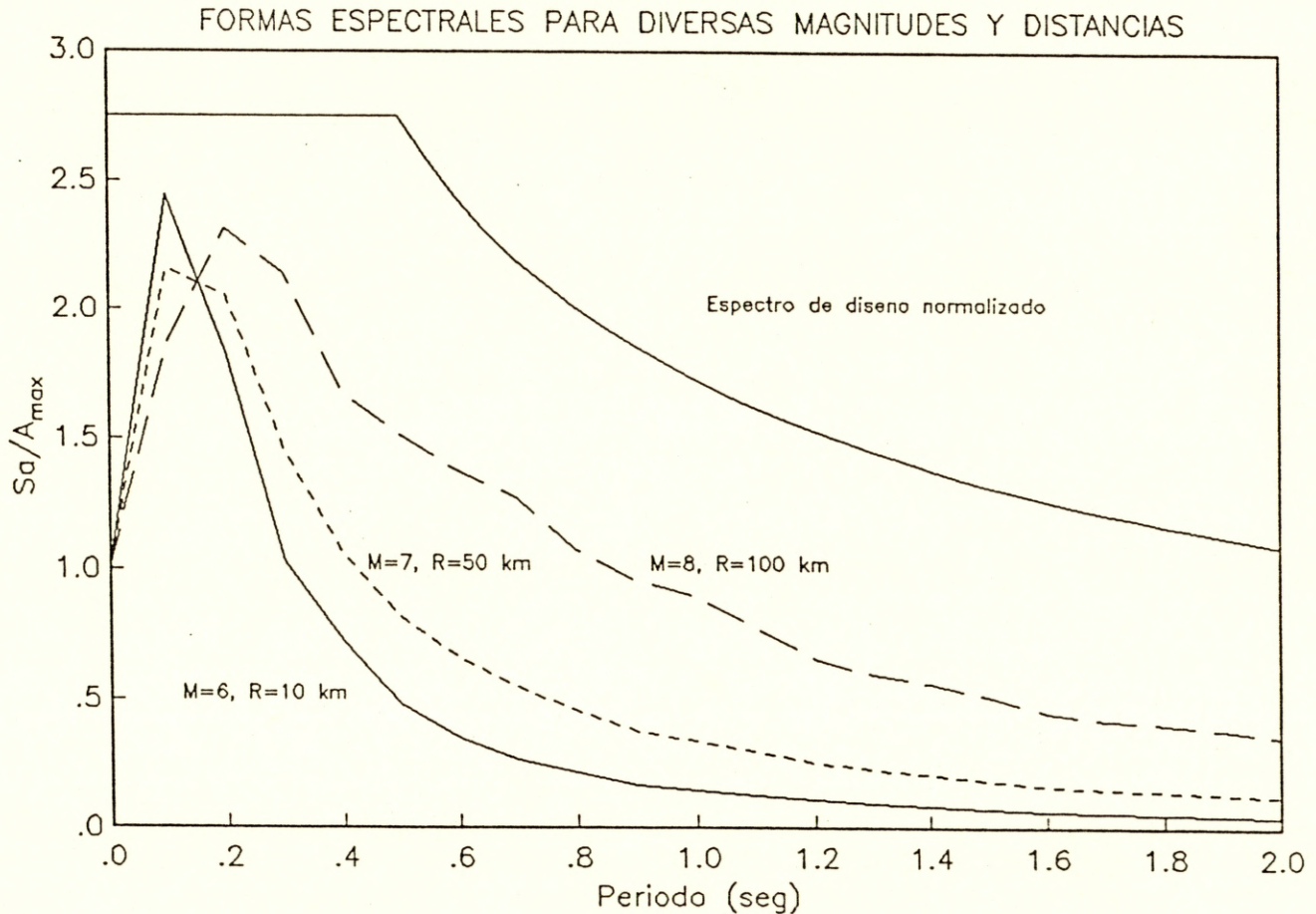


Figura 12. Espectros de respuesta (aceleraciones, 5% de amortiguamiento) normalizados con respecto a la aceleración máxima del terreno, correspondientes a diversas magnitudes y distancias. Nótese que aún el espectro con mayor contenido de período largo queda cubierto por la forma adoptada para el espectro de diseño.

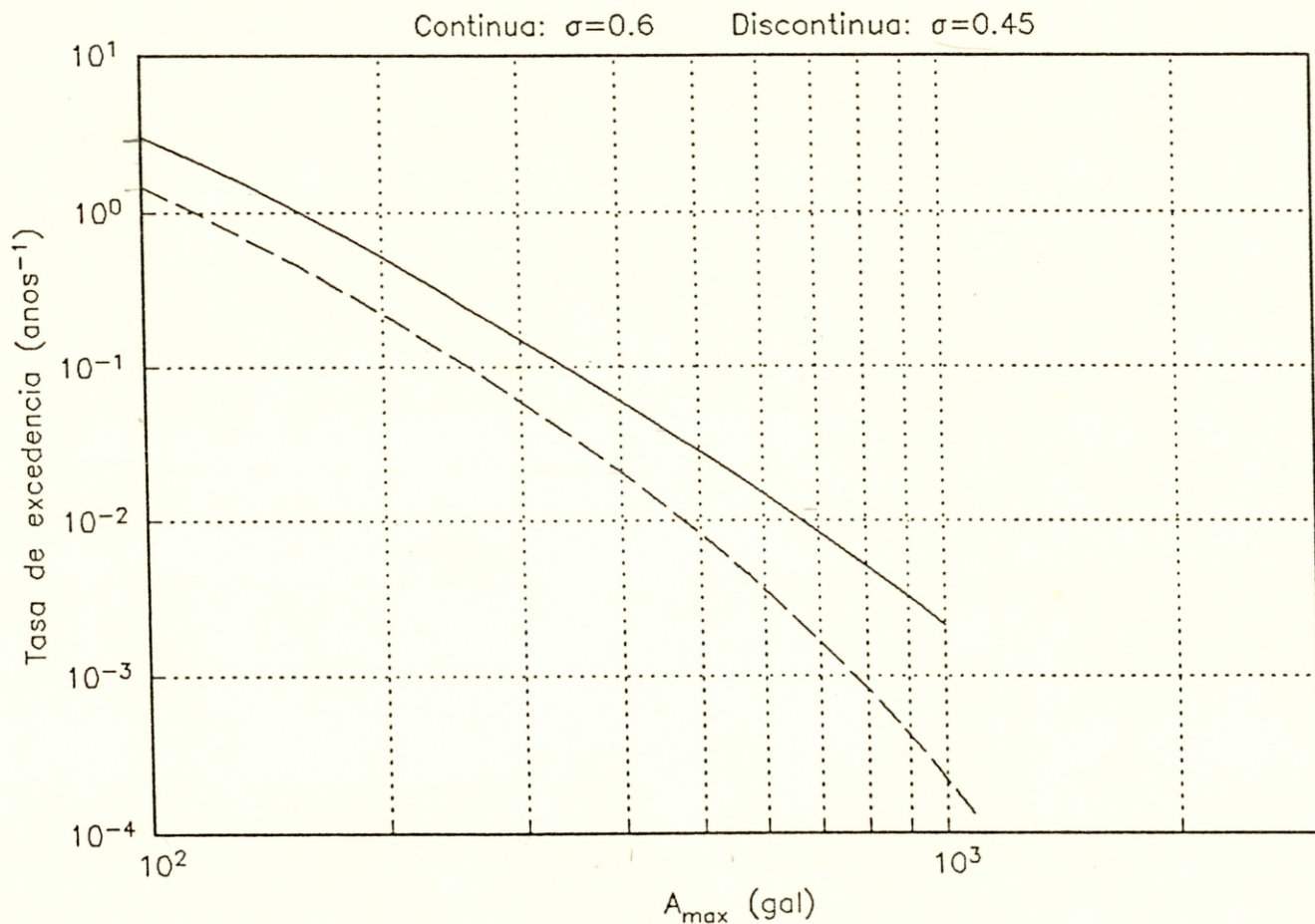


Figura 13. Tasa de excedencia de la aceleración máxima del terreno para un punto localizado a los 13.75°N y 89°W . Nótese la diferencia en las tasas debida a los dos valores de incertidumbre en la atenuación que se han considerado.

Amax, Tr=100 años

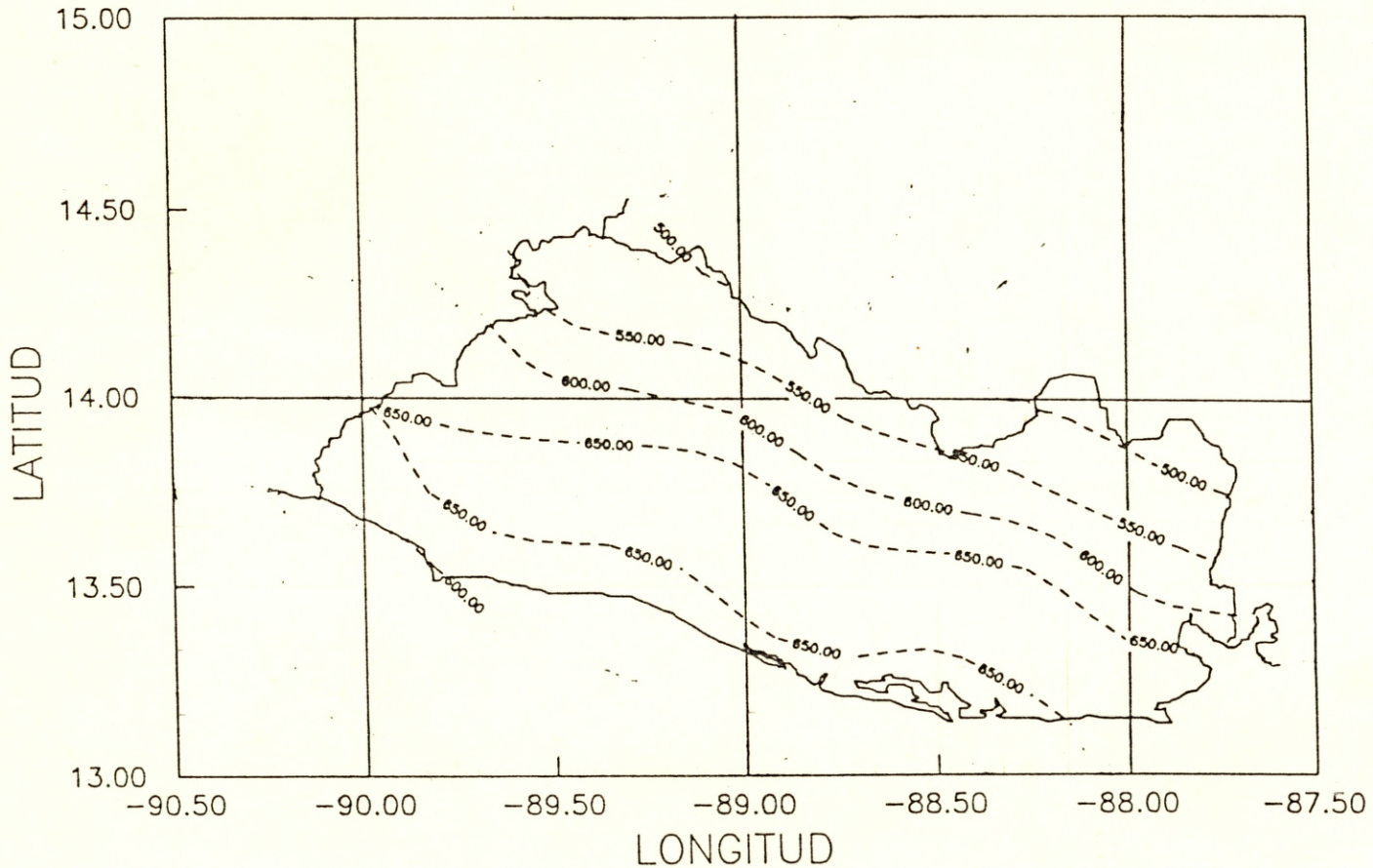


Figura 14. Mapa de isoaceleraciones máximas del terreno (en gal) para un periodo de retorno de 100 años.

Amax, Tr=500 años

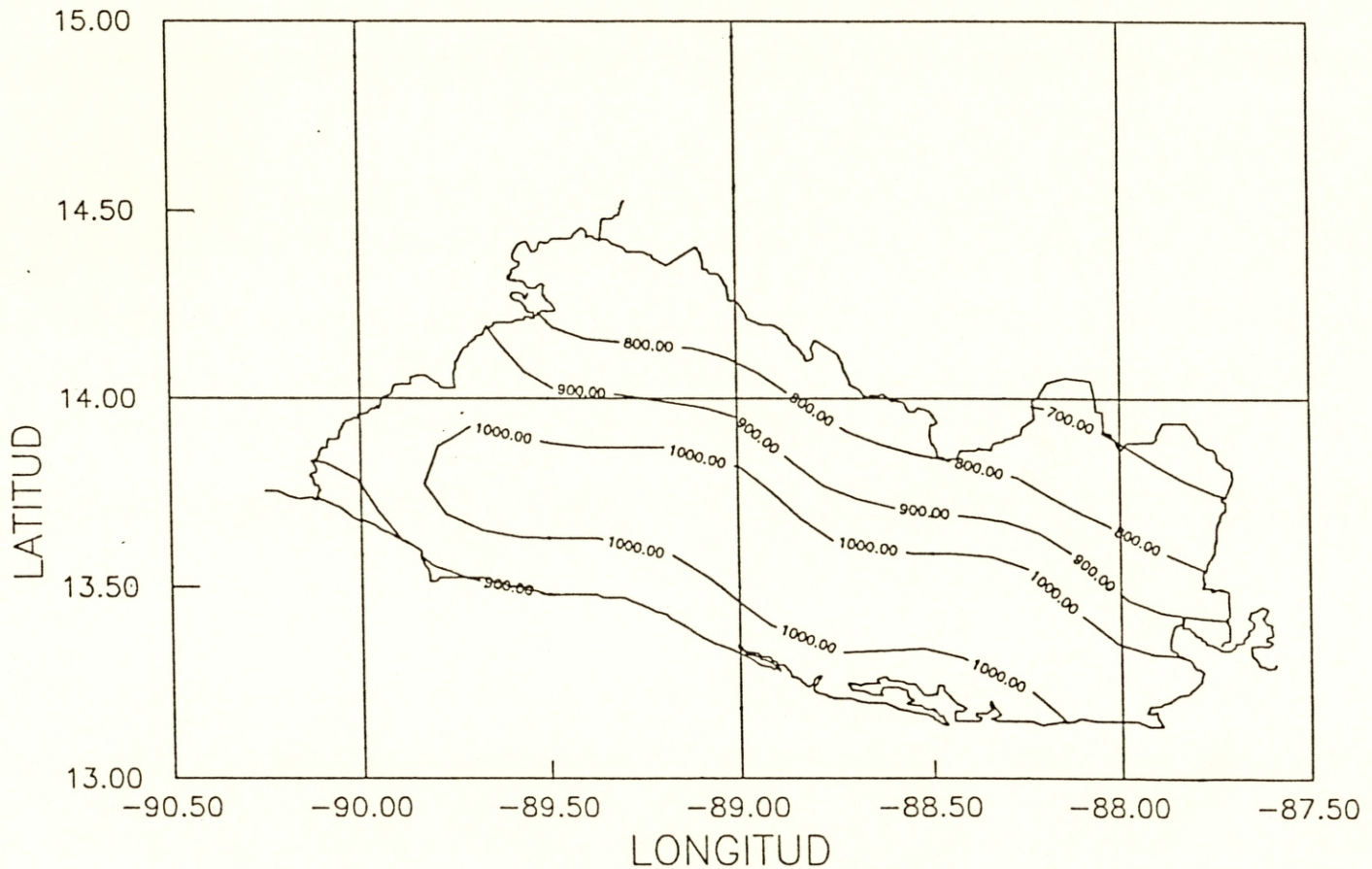


Figura 15. Mapa de isoaceleraciones máximas del terreno (en gal) para un periodo de retorno de 500 años.

Amax, Tr=1000 años

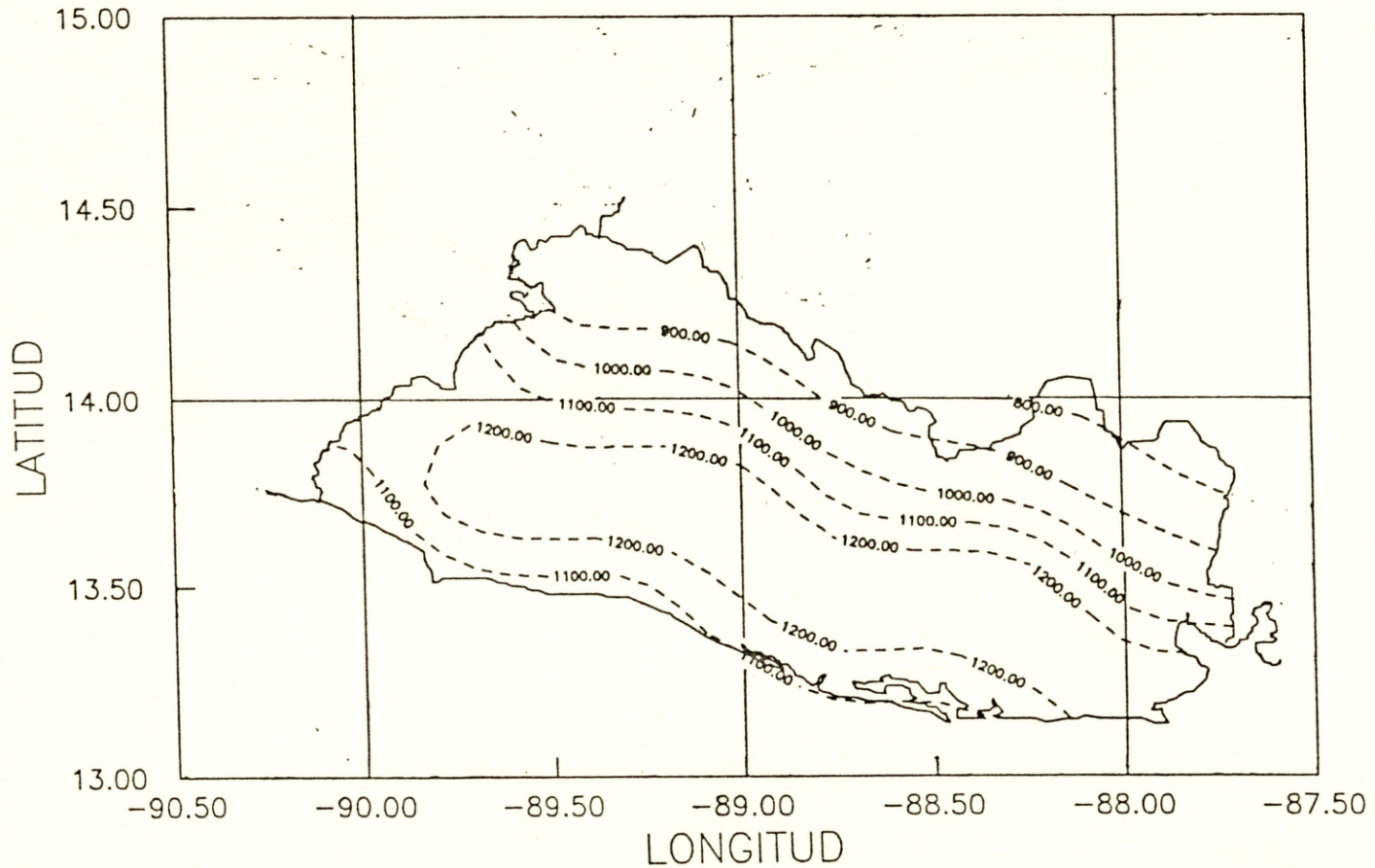


Figura 16. Mapa de isoaceleraciones máximas del terreno (en gal) para un periodo de retorno de 1000 años.

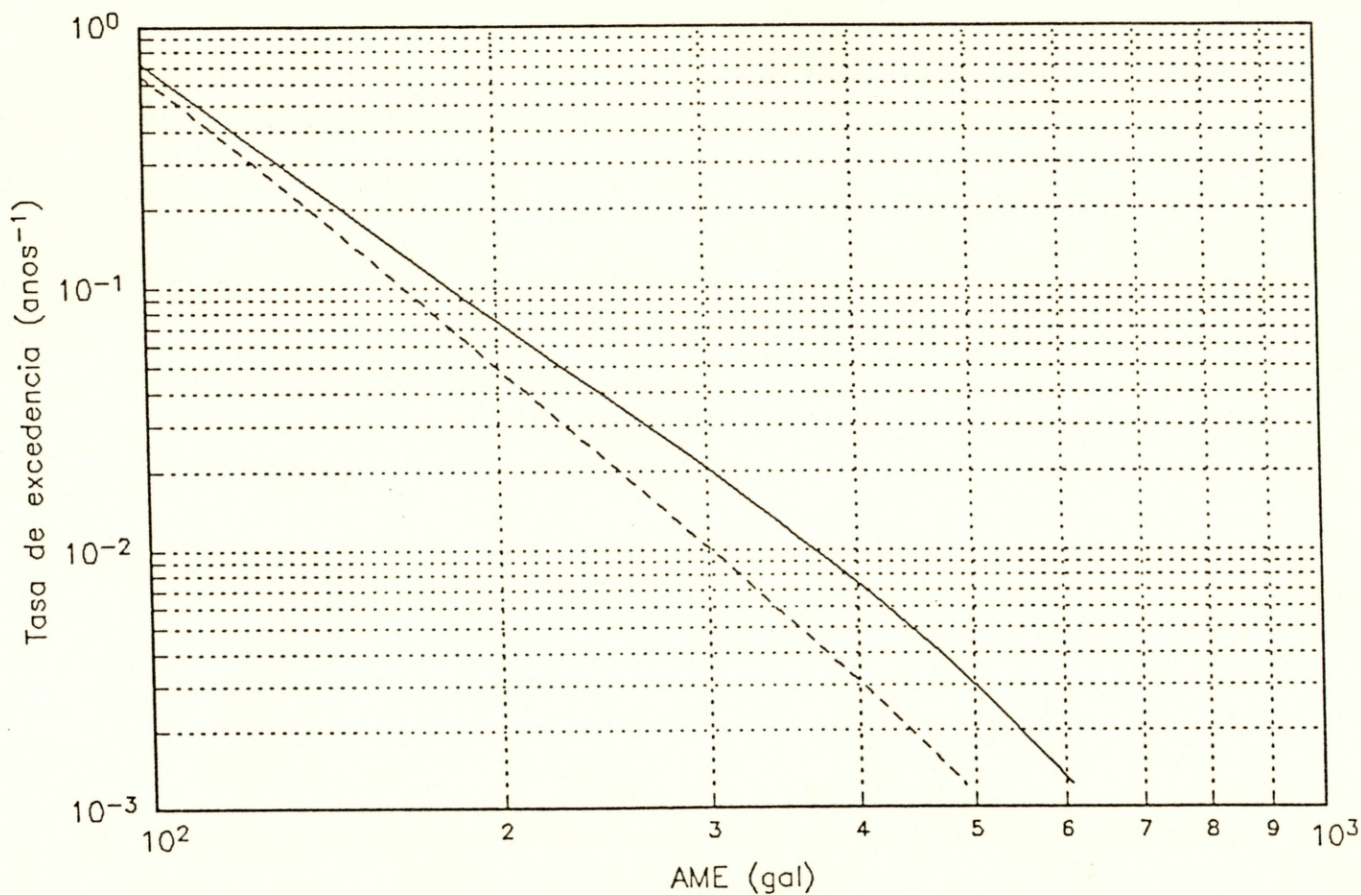


Figura 17. Tasas de excedencia de la aceleración máxima efectiva (AME) para casos representativos de la zona de máxima sismicidad (línea continua) y de la de menor sismicidad (línea discontinua).



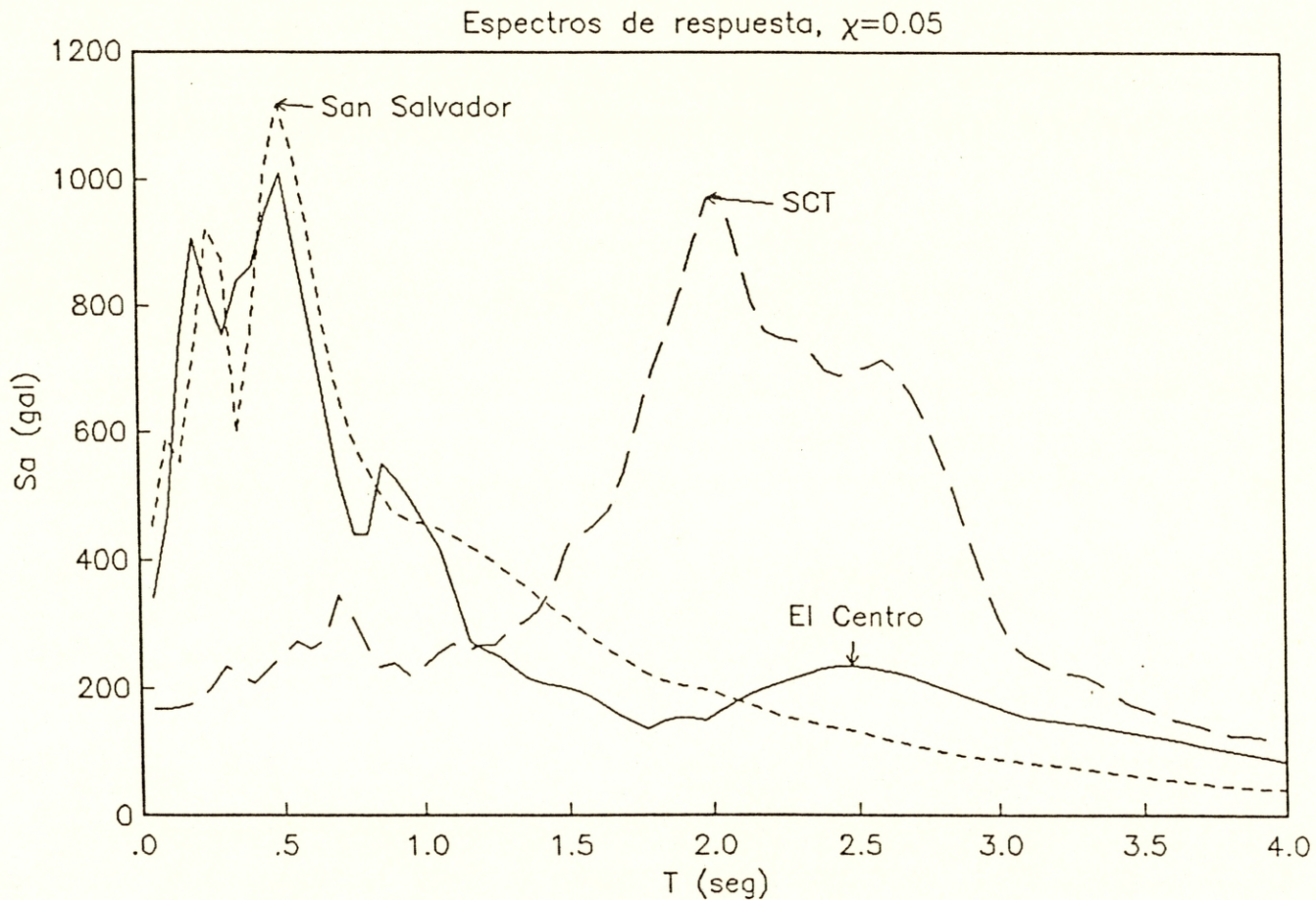


Figura 18. Espectros de respuesta para tres temblores: San Salvador, El Centro y SCT en la ciudad de México. Nótese la gran similitud en los espectros de los dos primeros eventos.

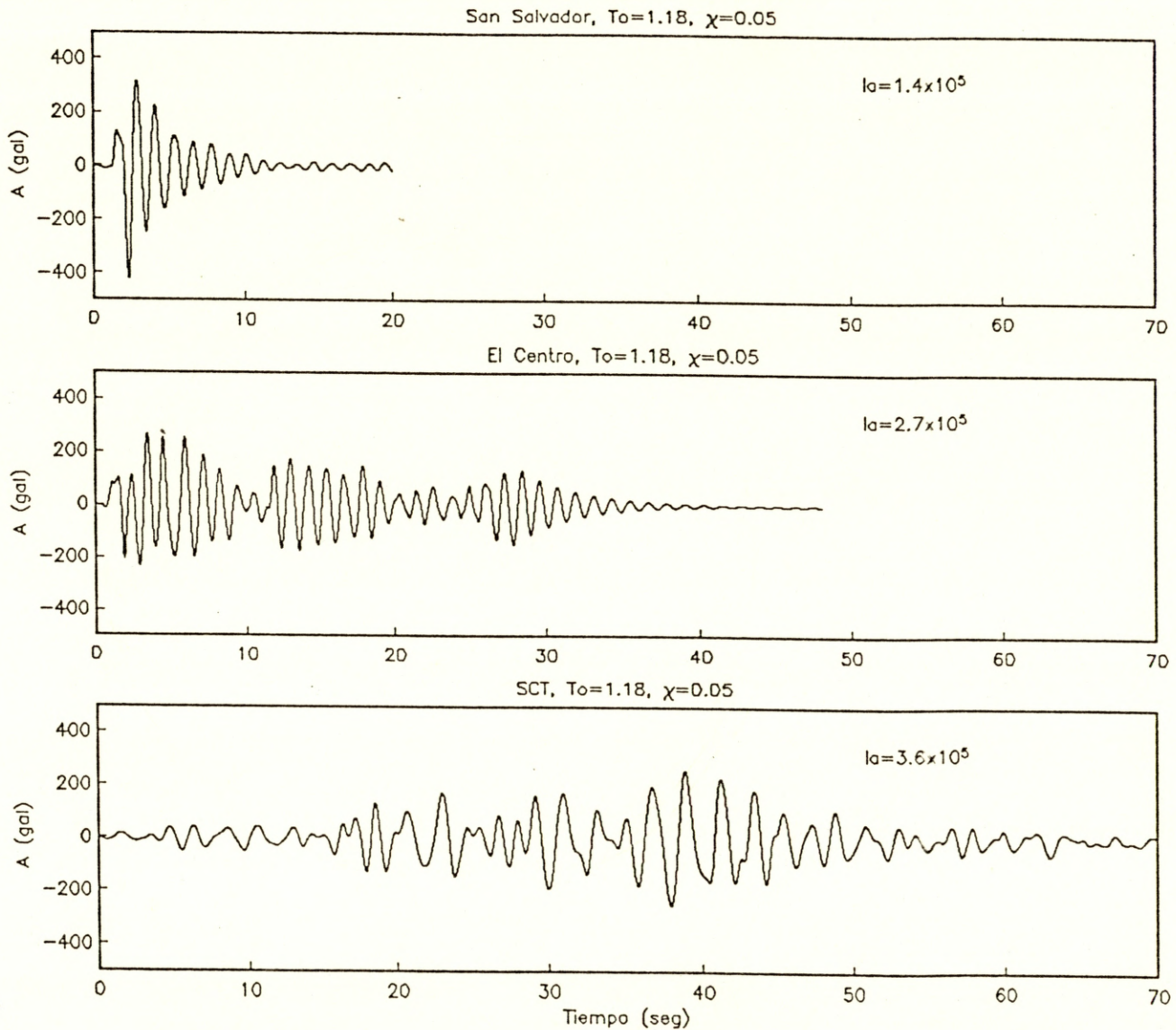


Figura 19. Respuestas elásticas de un oscilador de un grado de libertad con periodo de 1.18 seg y 5% de amortiguamiento ante los temblores de San Salvador, El Centro y SCT. En cada recuadro se indica el valor de la integral de la aceleración cuadrática, que es proporcional a la intensidad de Arias.

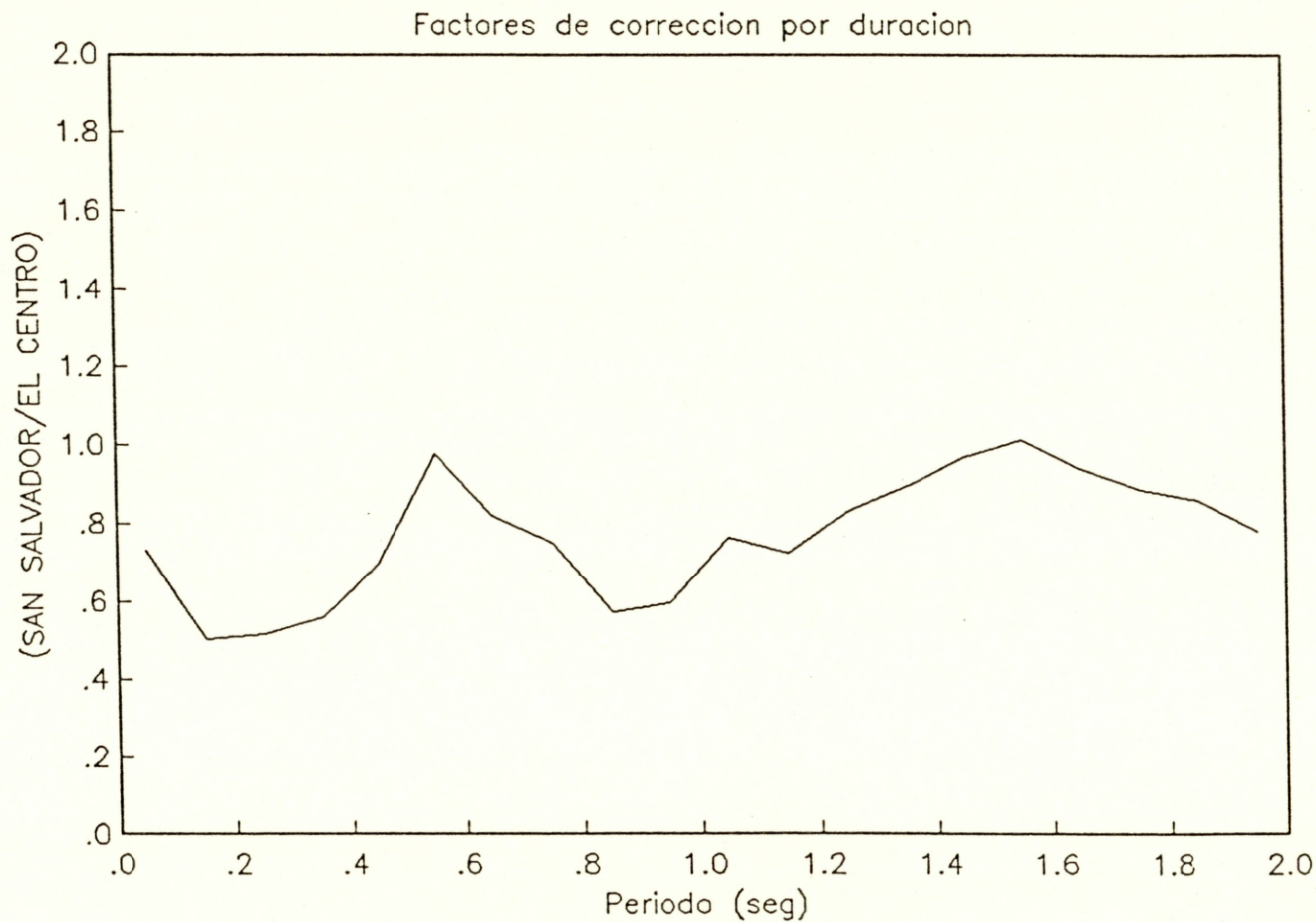


Figura 20. Factores de corrección para tomar en cuenta la menor duración de los temblores que afectan a El Salvador en comparación con los que ocurren en California.

APENDICE 1

Método de estimación de parámetros de sismicidad local

Una medida para cuantificar la sismicidad local es la *tasa de excedencia de magnitudes* $\lambda(m)$, la cual se define como el número de temblores de magnitud mayor o igual a un valor m que ocurren en una zona sismogénica por unidad de tiempo y por unidad de volumen.

La primera sugerencia sobre la forma de la tasa de excedencia como función de la magnitud fue dada por Gutenberg y Richter (1954) luego de analizar los catálogos de varias regiones del mundo, y se resume en una dependencia lineal del logaritmo de λ con m :

$$\lambda(m) = \alpha e^{-\beta m} \quad (1)$$

Los parámetros desconocidos son α y β . α está ligado al número de sismos de pequeña magnitud y varía ampliamente de una zona a otra; β es la pendiente de la recta, cuyo valor permanece, en la mayoría de los casos, en un rango entre 1.5 y 3.5 (Newmark y Rosenblueth, 1971).

Investigaciones posteriores (Esteva, 1968; Rosenblueth, 1969) llegaron a la conclusión de que aquella relación lineal era inadmisibles para magnitudes muy pequeñas y muy grandes, porque el desplazamiento de la falla y la energía liberada por unidad de tiempo y de volumen serían infinitos en el primer y segundo caso, respectivamente. Además, la evidencia estadística mostraba un decaimiento de la

curva a medida que la magnitud se acercaba a los valores máximos registrados en el mundo, cuestión que resultó congruente cuando se advirtió que la magnitud máxima de los temblores estaba acotada en relación directa a las características geotectónicas de las fuentes sísmicas.

Cornell y Vanmarcke (1969) incorporaron como tercer parámetro de la tasa de excedencia a la magnitud máxima posible M_u que podría presentarse en una zona, y obtuvieron la siguiente relación:

$$\lambda(m) = \lambda_0 \frac{e^{-\beta m} - e^{-\beta M_u}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_u}} \quad M_0 \leq m \leq M_u \quad (2)$$

$$\lambda(m) = 0 \quad m > M_u$$

Si se grafica esta expresión en papel semilogarítmico se observa que es sensiblemente una recta de pendiente $-\beta$ en el rango de magnitudes cercanas a la umbral M_0 , y que luego se vuelve cóncava hacia abajo a medida que se aproxima a M_u . λ_0 no es más que la tasa de excedencia cuando m es igual a M_0 (Fig. 1). Los parámetros λ_0, β y M_u se conocen como de sismicidad local y son justamente los que se desea estimar.

Dada la definición de λ , la densidad de probabilidad de las magnitudes resulta:

$$P_M(m) = \frac{\beta e^{-\beta m}}{e^{-\beta M_0} - e^{-\beta M_u}} \quad (3)$$

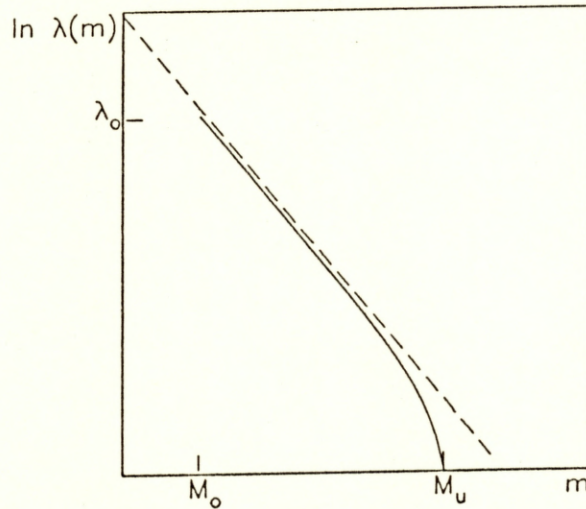


Fig. 1 Formas típicas de la tasa de excedencia de magnitudes. En línea interrumpida la expresión de Gutenberg y Richter (1954) y en línea continua la de Cornell y Vanmarcke (1969).

Si se acepta que la generación de temblores en el tiempo sigue un proceso de Poisson, la densidad de probabilidad del tiempo τ entre eventos de magnitud mayor o igual a M_0 es exponencial con parámetro λ_0 :

$$P_t(\tau) = \lambda_0 e^{-\lambda_0 \tau} \quad (4)$$

Las suposiciones anteriores llevan también a aceptar que los tiempos entre temblores sucesivos son independientes, lo cual da resultados coherentes con la realidad en muchos casos. Sin embargo, en algunas zonas de subducción se ha observado que los grandes temblores tienden a ocurrir de manera más o menos periódica y que la energía liberada está estrechamente correlacionada con el tiempo transcurrido sin temblar. Este hecho se traduce en una tasa de excedencia aproximadamente constante en un rango angosto cerca de la magnitud máxima; este proceso

ha sido simulado mediante modelos físicos en los que el tiempo entre eventos de este tipo sigue una distribución diferente a la exponencial (Hong y Rosenblueth, 1988; Ordaz y Rosenblueth, 1989). Jara y Rosenblueth (1988) examinaron algunas alternativas y concluyeron que la distribución lognormal resulta la más adecuada para la costa mexicana del Pacífico bajo un criterio de optimización.

Para superar el problema de la incompletez de los datos en la estimación de los parámetros de sismicidad local, Esteva (1971) propuso utilizar el teorema de Bayes con densidades previas tipo gamma para λ_0 y β , y considerar a los datos como completos a partir de una sola magnitud umbral. Rosenblueth y Ordaz (1987) hicieron un tratamiento más riguroso de este problema reconociendo varios intervalos de tiempo de completitud y conservando el acomplamiento entre β y M_u resultante del proceso. Rosenblueth y Ordaz (1990) estimaron la magnitud máxima que se esperaría de los temblores mexicanos de subducción mediante la técnica bayesiana, combinando las opiniones de expertos en el tema, las relaciones semiempíricas y la información estadística que al respecto existen.

En lo que sigue se presenta un método para calcular los parámetros de sismicidad local aprovechando que un catálogo sísmico puede estar completo para varios periodos no traslapados, cada uno con su propia magnitud umbral. Este es el caso, por ejemplo, del catálogo mexicano, el cual se considera completo desde el año 1900 para magnitudes mayores que 7; desde 1940 para mayores que 6 y desde 1964, cuando se instaló la red mundial de acelerógrafos estándar (WWSSN), para mayores que 4.5 (Singh *et al.*, 1983).

UTILIZACION DE SUBCATALOGOS

Supóngase que el catálogo se divide en k subcatálogos que se consideran completos, de tal manera que el i -ésimo subcatálogo corresponde a un periodo t_i durante el cual se observaron n_i temblores con magnitudes m_{ij} mayores o iguales a M_{0i} , y que ocurrieron a intervalos de tiempo τ_{ij} . Los periodos pueden ser contiguos entre sí o aislados, pero nunca traslapados (Fig. 2).

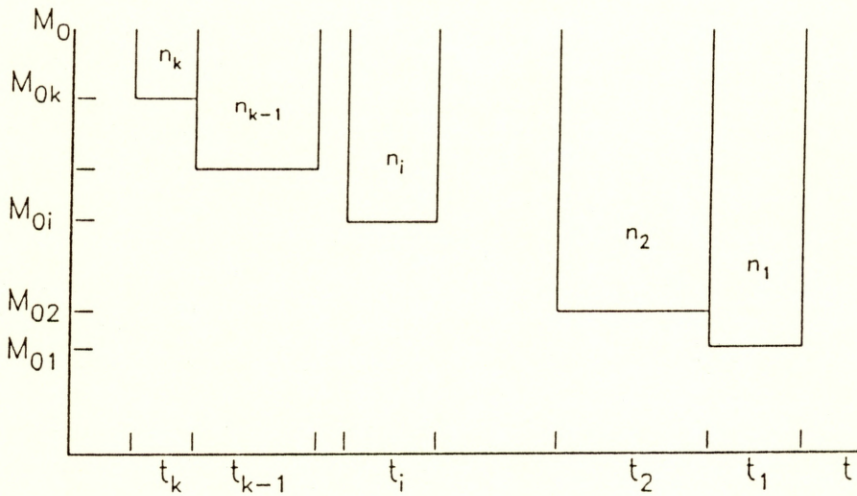


Fig. 2 División de un catálogo en k subcatálogos completos. El i -ésimo subcatálogo cubre un periodo t_i y contiene n_i temblores de magnitud mayor o igual a M_{0i} .

Si ϵ_i es el evento que comprende las observaciones, supuestas independientes, del i -ésimo subcatálogo, y bajo las hipótesis de que el proceso de ocurrencia de los sismos es Poissoniano y de que la magnitud es independiente del tiempo entre sismos, la verosimilitud de ϵ_i se calcula con base en las ecs (3) y (4), y resulta:

o

$$L(\epsilon_i | \lambda_{0i}, \beta, M_u) = \prod_{j=1}^{n_i} \lambda_{0i} e^{-\lambda_{0i} \tau_{ij}} \frac{\beta e^{-\beta m_{ij}}}{e^{-\beta M_{0i}} - e^{-\beta M_u}} \quad (5)$$

$$L(\epsilon_i | \lambda_{0i}, \beta, M_u) = \beta^{n_i} \lambda_{0i}^{n_i} e^{-\lambda_{0i} t_i} \frac{e^{-\beta \sum_{j=1}^{n_i} (m_{ij} - M_{0i})}}{[1 - e^{-\beta (M_u - M_{0i})}]^{n_i}} \quad (6)$$

donde $t_i = \sum_{j=1}^{n_i} \tau_{ij}$.

Para tomar en cuenta a los k subcatálogos, es necesario hallar la verosimilitud del evento ϵ que incluye a todas las realizaciones del catálogo. Ella estará dada por:

$$L(\epsilon | \lambda_{01}, \dots, \lambda_{0i}, \dots, \lambda_{0k}, \beta, M_u) = \prod_{i=1}^k L(\epsilon_i | \lambda_{0i}, \beta, M_u) \quad (7)$$

Efectuando esta operación se llega a determinar que:

$$L(\epsilon | \lambda_{01}, \dots, \lambda_{0i}, \dots, \lambda_{0k}, \beta, M_u) = \beta^N e^{-\sum_{i=1}^k \lambda_{0i} t_i} e^{-\beta s} \prod_{i=1}^k \frac{\lambda_{0i}^{n_i}}{[1 - e^{-\beta (M_u - M_{0i})}]^{n_i}} \quad (8)$$

donde $N = \sum_{i=1}^k n_i$ y $s = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (m_{ij} - M_{0i})$.

Los parámetros a estimar son las tasas λ_{0i} correspondientes a la magnitud umbral de cada uno de los k subcatálogos, además de β y M_u . La ecuación anterior puede ser simplificada si las λ_{0i} se expresan en función de la magnitud umbral de un subcatálogo seleccionado arbitrariamente, a la que llamaremos *magnitud umbral de referencia* (M_{01} en el siguiente desarrollo). De acuerdo con la ec (2):

$$\lambda_{0i} = \lambda_{01} \gamma_i \quad (9)$$

donde
$$\gamma_i = \frac{e^{-\beta M_{0i}} - e^{-\beta M_u}}{e^{-\beta M_{01}} - e^{-\beta M_u}} .$$

Utilizando esta relación, dos de los términos de la ec (8) se transforman en:

$$e^{-\sum_{i=1}^k \lambda_{0i} t_i} = e^{-\lambda_{01} t^*} \quad (10)$$

$$\prod_{i=1}^k \frac{\lambda_{0i}^{n_i}}{[1 - e^{-\beta(M_u - M_{0i})}]^{n_i}} = \frac{\lambda_{01}^N}{[1 - e^{-\beta(M_u - M_{01})}]^N} \frac{1}{e^{-\beta \sum_{i=1}^k n_i (M_{01} - M_{0i})}} \quad (11)$$

donde $t^* = \sum_{i=1}^k \gamma_i t_i$. Además, s es equivalente a:

$$s = \bar{s} + \sum_{i=1}^k n_i (M_{01} - M_{0i}) \quad (12)$$

$$\text{con } \bar{s} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (m_{ij} - M_{01}) .$$

Nótese que \bar{s} es la suma de las diferencias entre la magnitud de cada uno de los temblores del catálogo y la magnitud umbral de referencia.

Reemplazando las ecs (10), (11) y (12) en la (8) se obtiene la verosimilitud del catálogo completo con solo tres parámetros por determinar (λ_{01}, β, M_u):

$$L(\epsilon | \lambda_{01}, \beta, M_u) = \beta^N e^{-\beta \bar{s}} \frac{\lambda_{01}^N e^{-\lambda_{01} t^*}}{[1 - e^{-\beta(M_u - M_{01})}]^N} \quad (13)$$

Dados los valores que adopta β , una expresión aproximada de la verosimilitud se logra cuando M_u es lo suficientemente mayor que M_{01} como para que el denominador se suponga igual a uno.

Hasta aquí el planteamiento se circunscribe a utilizar las observaciones como única fuente de información. Pero existen otras provenientes del conocimiento teórico y del criterio que se tiene acerca del fenómeno en cuestión, y que pueden ser introducidas en el análisis. El teorema de Bayes es una herramienta apropiada para lograrlo. De manera general, el teorema tiene el enunciado siguiente: "Si ξ es un

conjunto de observaciones relativo a un fenómeno que se quiere explicar mediante ciertos parámetros θ , la probabilidad de que éstos tomen ciertos valores θ_i es proporcional al producto de la verosimilitud condicionada a que $\theta = \theta_i$ y la probabilidad de que $\theta = \theta_i$ ":

$$p''(\theta|\xi) \propto L(\xi|\theta)p'(\theta) \quad (14)$$

El primer término del lado derecho es la verosimilitud mientras que el segundo, conocido como probabilidad previa, indica las estimaciones de los parámetros sin tomar en cuenta los datos. El lado izquierdo resultante resume las estimaciones posteriores de los parámetros y contiene toda la información incluida en el análisis.

Siguiendo el planteamiento del problema, y suponiendo a priori que λ_{01}, β y M_u son tres variables aleatorias independientes, se seleccionan funciones de densidad previas tipo gamma para λ_{01} y β , y una arbitraria para M_u . Esto obedece a la forma de los términos de la verosimilitud, pues en el caso de λ_{01} una función gamma constituye la conjugada natural mientras que en el de β simplifica el manejo matemático. El procedimiento es similar si se escogen otros tipos de distribución.

La hipótesis de independencia a priori hace que densidad conjunta de los parámetros sea igual al producto de las marginales, y por ello:

$$p'(\lambda_{01}, \beta, M_u) = \lambda_{01}^{n'-1} e^{-\lambda_{01}t'} \beta^{n'-1} e^{-\beta s'} p'(M_u) \quad (15)$$

donde el valor esperado $E(\)$ y el coeficiente de variación $COV(\)$ previos son:

$$E'(\lambda_{01}) = \frac{n'}{t'} \quad COV'(\lambda_{01}) = \frac{1}{\sqrt{n'}} \quad (16)$$

$$E'(\beta) = \frac{m'}{s'} \quad COV'(\beta) = \frac{1}{\sqrt{m'}} \quad (17)$$

Entonces, aplicando el teorema de Bayes, la probabilidad posterior es:

$$p''(\lambda_{01}, \beta, M_u | \varepsilon) \propto L(\varepsilon | \lambda_{01}, \beta, M_u) p'(\lambda_{01}, \beta, M_u) \quad (18)$$

cuyo resultado es:

$$p''(\lambda_{01}, \beta, M_u | \varepsilon) \propto \beta^{m''-1} e^{-\beta s''} \frac{\lambda_{01}^{n''-1} e^{-\lambda_{01}t''}}{[1 - e^{-\beta(M_u - M_{01})}]^N} p'(M_u) \quad (19)$$

donde $n'' = n' + N$, $t'' = t' + t^*$, $s'' = s' + \bar{s}$ y $m'' = m' + N$.

Con la expresión anterior se determinan las funciones de la densidad probabilidad posteriores, tanto conjuntas como marginales, y, por ende, los momentos de orden p , q y r para los tres parámetros, así:

$$E(\lambda_{01}^p \beta^q M_u^r) = \frac{I(p, q, r)}{I(0, 0, 0)} \quad (20)$$

donde

$$I(p,q,r) = \int_{R(M_u)} \int_0^\infty \int_0^\infty \lambda_{01}^p \beta^q M_u^r p''(\lambda_{01}, \beta, M_u | \epsilon) d\lambda_{01} d\beta dM_u \quad (21)$$

$R(M_u)$ es el rango de posibles valores de M_u y $I(0,0,0)$ es un factor de normalización que garantiza que $p''(\lambda_{01}, \beta, M_u | \epsilon)$ integre uno.

De este modo, entonces, se puede encontrar el momento de cualquier orden de alguno de los tres parámetros. Por ejemplo:

$$E(\lambda_{01}^p) = \frac{I(p,0,0)}{I(0,0,0)} \quad (22)$$

Conocida la densidad conjunta posterior de los parámetros, afectada por el factor de normalización, es posible determinar el momento de orden v de la tasa de excedencia para alguna magnitud m , mediante la ecuación:

$$E[\lambda^v(m)] = \int_{R(M_u)} \int_0^\infty \int_0^\infty \lambda^v(m) p''(\lambda_{01}, \beta, M_u | \epsilon) d\lambda_{01} d\beta dM_u \quad (23)$$

de tal manera que cuando v es igual a uno se tiene el valor esperado. Para encontrar la varianza σ^2 se tomará ventaja de que:

$$\sigma^2[\lambda(m)] = E[\lambda^2(m)] - E^2[\lambda(m)] \quad (24)$$

Una aproximación de primer orden de la tasa de excedencia se obtiene cuando en la ec (2) se reemplazan los parámetros por sus respectivos valores esperados. Si éstos fueran, por ejemplo, $\overline{\lambda_{01}}, \overline{\beta}$ y $\overline{M_u}$ se tendría:

$$E[\lambda(m)] = \overline{\lambda_{01}} \frac{e^{-\overline{\beta}m} - e^{-\overline{\beta} \overline{M_u}}}{e^{-\overline{\beta}M_{01}} - e^{-\overline{\beta} \overline{M_u}}} \quad M_{01} \leq m \leq \overline{M_u} \quad (25)$$

REFERENCIAS DEL APÉNDICE 1

1. Allen, C.R. (1976). Geological criteria for evaluating seismicity, cap. 3 en *Seismic risk and engineering decisions*, C. Lomnitz and E. Rosenblueth editores, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam, 425 pp.
2. Bender, B. y K.W. Campbell (1989). A note on the selection of minimum magnitude for use in seismic hazard analysis, *short note in Bull. Seism. Soc. Am.* 79, 199-204.
3. Cornell, A. y E. Vanmarcke (1969). The major influences on seismic risk, *IV Congreso Mundial de Ingeniería Sísmica*, Santiago de Chile, 69-83.
4. Esteva, L. (1968). Bases para la formulación de decisiones de diseño sísmico, *tesis doctoral*, Universidad Nacional Autónoma de México, México DF.
5. Hong, H.P. y E. Rosenblueth (1988). Model for generation of subduction

- earthquakes, *Earthquake Spectra*, 4, 481-497.
6. Gutenberg, B. y C.F. Richter (1954). *Seismicity of the Earth*, Princeton University Press, Princeton.
 7. Jara, J.M. y E. Rosenblueth (1988). The Mexico earthquake of september 19, 1985 -Probability distribution of time between characteristic subduction earthquakes, *Earthquake Spectra* 4, 499-529.
 8. Habermann, R.E. (1987). Man-made changes of seismicity rates, *Bull. Seism. Soc. Am.* 77, 141-159.
 9. Idriss, I.M. (1985). Evaluating seismic risk in engineering practice, *Proceedings of the Eleventh International Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering*, San Francisco, vol. 1, 255-320.
 10. Lomnitz, C. (1974). *Global tectonics and earthquake risk*, Elsevier, Amsterdam, 320 pp.
 11. Newmark, N.M. y E. Rosenblueth (1971). *Fundamentals of earthquake engineering*, Prentice Hall, Inc., Englewood Cliff, New Jersey, 640 pp.
 12. Ordaz, M. y E. Rosenblueth (1989). Earthquake magnitud exceedance rate and self-similarity, *Earthq. Eng. Struct. Dyn.* 18, 1017-1023.
 13. Rosenblueth, E. (1969). Seismicity and earthquake simulation, *Report on NSF-UCEER Conf. on Earthq. Eng. Res.*, Universities Council for Engineering Research, Pasadena, Cal., 47-64.
 14. Rosenblueth, E. y M. Ordaz (1987). Use of seismic data from similar regions,

Earthq. Eng. Struct. Dyn. 15, 619-634.

15. Singh, S.K., M. Rodríguez y L. Esteva (1983). Statistics of small earthquakes and frequency of occurrence of large earthquakes along the Mexican subduction zone, *Bull. Seism. Soc. Am.* 73, 1779-1796.

16. Zuñiga, F.R. (1989). A study of the homogeneity of the NOAA earthquake data file in the Mid-America region by the magnitude signature technique, *Geof. Int.* 28, 103-119.

APENDICE 2

Leyes de atenuación para El Salvador

INTRODUCCION

Los países centroamericanos son frecuentemente afectados por sismos provenientes de varias fuentes (Orantes, 1990): una zona de subducción, situada en el Océano Pacífico, donde la placa de Cocos se introduce bajo la placa del Caribe; fallas geológicas superficiales y de profundidad intermedia, y actividad volcánica.

La estimación de la aceleración máxima del terreno producida por un sismo de magnitud M en un sitio ubicado a una distancia hipocentral R_0 , es de vital importancia para propósitos de medir el riesgo asociado y proponer espectros de diseño acordes al conocimiento científico, a los datos existentes y a la experiencia acumulada.

Los recientes avances logrados en la sismología junto con el desarrollo tecnológico y el incremento del número de aparatos de medición, han permitido mejorar la ubicación de los epicentros de sismos ocurridos y entender más acerca de sus características tales como, mecanismo de falla, energía liberada, directividad, transmisión de ondas y efectos locales.

A pesar de que los registros acelerográficos obtenidos son de mejor calidad y en mayor número, no son suficientes para superar las grandes incertidumbres que rodean al tema, por lo que los resultados no tratan de reflejar la realidad sino, más bien, el estado actual del conocimiento. Por esto, en el presente trabajo, se presentan varias metodologías para calcular una ley de atenuación, fundamentadas todas ellas en una regresión no lineal de varios parámetros.

DATOS

En el Anexo 1 se listan los datos empleados en este estudio (NORSAR, 1992). Ellos han sido registrados por diversas instituciones: Red Sismológica Nacional de Costa Rica, Laboratorio de Ingeniería Sísmica de Costa Rica, Instituto Costarricense de Electricidad, Departamento de Investigaciones Sismológicas de El Salvador, Instituto Sísmico de Nicaragua, U.S. Geological Survey, National Earthquake Information Service, U.S. and Geodetic Survey y National Oceanic and Atmospheric Administration.

Suprimiendo los datos correspondientes a pisos superiores de construcciones, resultan un total de 27 sismos registrados por una o más estaciones (Figura 1) y 11 sismos registrados por 2 o más estaciones (Figura 2). La magnitud de todos estos eventos está entre 3 y 7.6 y la distancia hipocentral entre 6 y 210 Km.

PROCEDIMIENTOS

Inicialmente es necesario plantear una ecuación que relacione adecuadamente la aceleración del terreno con la magnitud y la distancia hipocentral. Ordaz y Singh (1992) proponen que debe ser de la forma siguiente:

$$\log A = a + b \cdot M + c \cdot \log G(R) + d \cdot R \quad (1)$$

$A = (A_1^2 + A_2^2)^{1/2}$ es la media geométrica de las dos componentes horizontales de aceleración, A_1 y A_2 , y es seleccionada básicamente por su significado vectorial. $R^2 = R_0^2 + r^2$, $r = h_1 \cdot \exp(h_2 \cdot M)$, $G(R) = R$ si $R < R_x$ y $G(R) = (R_x \cdot R)^{1/2}$ en caso contrario. R es una distancia hipocentral reformada que toma en cuenta el área de ruptura del sismo, a través del radio equivalente de la falla, r , cuya dependencia con la magnitud ha sido establecida (Kasahara, 1981). La variación de $G(R)$ se debe al hecho de que

cerca de la fuente predominan las ondas de cuerpo, mientras que a distancias lejanas lo hacen las ondas de superficie. $R_x = 100$ Km. se ha supuesto en este caso.

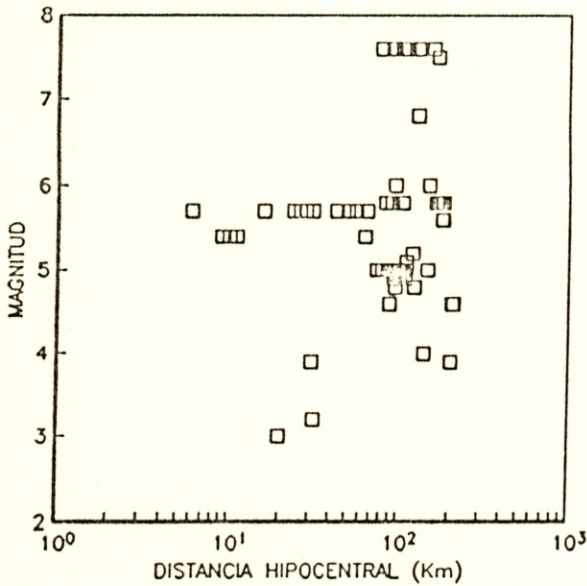


Fig. 1 Eventos registrados por una o más estaciones
(27 sismos - 83 datos)

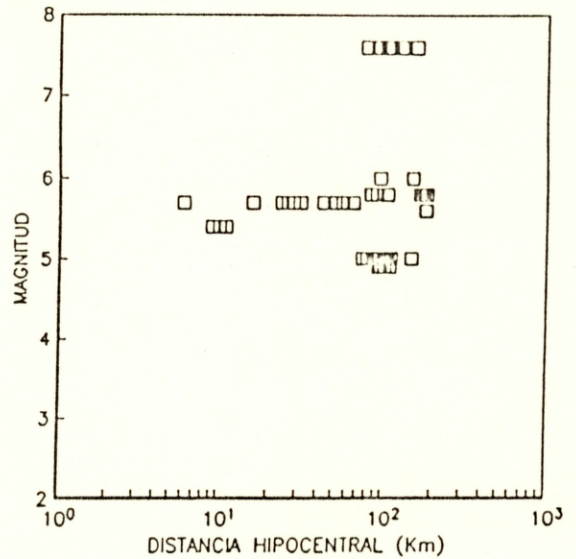


Fig. 2 Eventos registrados por dos o más estaciones
(11 sismos - 67 datos)

No se ha hecho distinción de los datos con respecto a los tipos de suelo debido a que no se dispone de esta información en todos los casos.

La magnitud de los sismos del catálogo está dada por una o más de las M_s , M_L , M_D o m_b , y el valor tomado para los cálculos ha sido priorizado en ese orden.

Los parámetros a determinar, entonces, son h_1 , h_2 , a , b , c , d y el error a que se hará mención es el error típico medio, ϵ , que mide la diferencia entre las n aceleraciones de dato, A , y las correspondientes calculadas, A_c .

$$\epsilon = \frac{1}{n} \sum \log^2 \left(\frac{A_c}{A} \right) \quad (2)$$

Dados los parámetros involucrados, el problema se convierte en una regresión no lineal ya que no se conocen en primera instancia h_1 y h_2 , siendo necesario hacer iteraciones sobre estos o empleando algún otro método alternativo.

En ausencia de efectos locales muy particulares, resulta claro que la aceleración crece con la magnitud y disminuye con la distancia, lo que conduce a valores positivos de b y negativos de c y d . Estos dos últimos son los denominados coeficientes de atenuación geométrica e inelástica, respectivamente. Existen razones teóricas que sugieren un valor de c cercano a -1 , siendo posible reducir el número de variables en el proceso de regresión (Joyner y Boore, 1981; Fukushima and Tanaka, 1990; Ordaz and Singh, 1992). Este caso es el que llamaremos regresión restringida.

La regresión en una etapa consiste en determinar por mínimos cuadrados los coeficientes en un solo paso, técnica que es ampliamente conocida (Ang and Tang, 1975; Benjamin and Cornell, 1970). Los datos necesarios son todos aquellos sismos registrados por una o más estaciones.

Joyner y Boore (1988) reconocieron que la variancia es diferente para cada temblor y plantearon etapas de regresión independientes sobre la distancia y la magnitud, a fin de separar las incertidumbres que tienen cada una de ellas. En la primera etapa se ajustan los datos a la ecuación (3) y se determinan c , d y un valor B para cada sismo i . En el caso restringido, $c \cdot \log G(R)$ se traslada al lado izquierdo de la ecuación.

$$\log A = B(i) + c \cdot \log G(R) + d \cdot R \quad (3)$$

La segunda etapa consiste en ajustar un polinomio dependiente de la magnitud a los valores de B , seleccionándose en este trabajo uno de primer orden, es decir:

$$B(i) = a + b * M$$

(4)

Bajo este esquema, sólo es posible considerar los sismos que han sido registrados por dos o más estaciones, siendo deseable que ellas estén uniformemente distribuidas en un tramo suficientemente amplio, para medir los cambios sustanciales del movimiento del terreno.

Las técnicas hasta aquí descritas desembocan en el conocimiento de parámetros considerados fijos que coinciden con los estimadores de máxima verosimilitud, si se supone una distribución normal de ϵ .

Ordaz *et. al.* (1992) sugieren utilizar la información teórica del fenómeno de atenuación además de los datos, fuentes que se pueden combinar convenientemente a través del teorema de Bayes. Así, el conocimiento que se tenga de los coeficientes a calcular, sin acudir a los datos, es incorporado mediante densidades de probabilidad previas que son reformadas por la verosimilitud, dando como resultado valores posteriores que contienen toda la información disponible. De esta manera, los coeficientes desconocidos de la ecuación (3) son variables aleatorias y no valores fijos, como en los casos anteriores. Los detalles de la regresión en estas condiciones se pueden ver en Broemling (1985).

RESULTADOS

Mediante iteraciones de regresión en una etapa restringida se encuentran un conjunto de h_1 , h_2 que son discriminados, en principio, a aquellos que producen valores negativos de d , y luego a los que conducen a radios equivalentes de falla cercanos a la realidad y a un error típico medio menor posible. Bajo estas restricciones se selecciona $h_1 = 1.0$ y $h_2 = 0.47$, que se mantienen para las otras alternativas de

regresión. Se observa que para otras parejas, tanto los coeficientes como el error no cambian sustancialmente.

En el método bayesiano, los coeficientes previos son descritos por sus valores esperados y varianzas. Los valores esperados, E , en este estudio, corresponden al modelo de atenuación de ondas propuesto por Brune (1970) con los siguientes parámetros: caída de esfuerzos = 100 bares, densidad = 2.8 gr/cm³, velocidad de ondas $S = 3.2$ Km/s, patrón de radiación = 0.55, factor de partición de la energía = 0.7 y factor de amplificación por superficie libre = 2. Así, se encuentra: $E[a] = 2.30$, $E[b] = 0.30$, $E[c] = -1.0$, $E[d] = -4.0e-3$. Las varianzas se fijan con el criterio de que hay un 90% de probabilidad de que los coeficientes puedan alejarse del valor esperado hasta 1.7 veces la desviación estándar. Como se trata de una regresión en una sola etapa, la verosimilitud es calculada con todos los sismos registrados por una o más estaciones.

En el cuadro 1 se presenta un resumen de los coeficientes y en las figuras 3, 4 y 5 las curvas de atenuación para magnitud 4, 5, 6 y 7, correspondientes a los diferentes procedimientos.

Cuadro 1 Coeficientes de la ley de atenuación calculados con las diferentes alternativas.

ALTERNATIVA	a	b	c	d	ϵ
UNA ETAPA no restringida	2.81	0.215	-1.09	+2.06e-04	0.26
UNA ETAPA restringida	2.69	0.214	-1.00	-2.18e-04	0.26
DOS ETAPAS no restringida	1.88	0.280	-0.74	-9.81e-04	0.26
DOS ETAPAS restringida	2.30	0.280	-1.00	-2.67e-04	0.25
BAYES valores esperados	2.74	0.212	-0.99	-9.43e-04	0.26

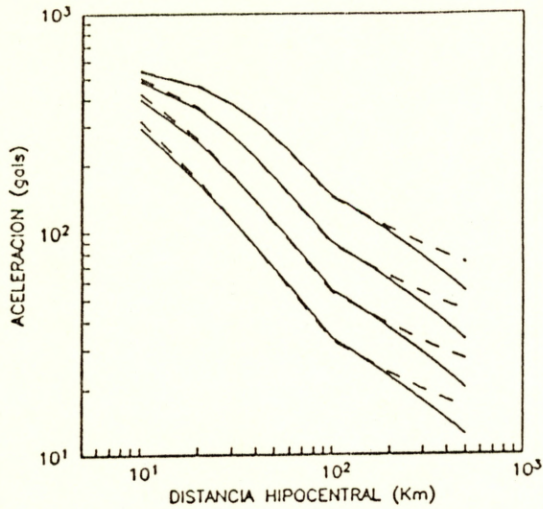


Fig. 3 Regresión en una etapa(--)no restringida y (-)restringida. Atenuación para M=4 a 7.

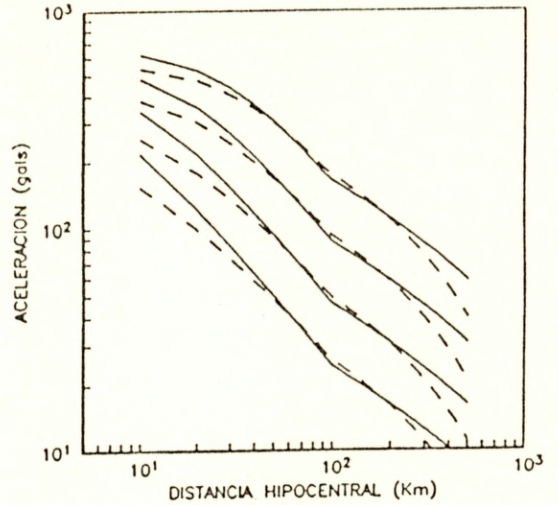


Fig. 4 Regresión en dos etapas(--)no restringida (-)restringida. Atenuación para M=4 a 7.

CONCLUSIONES

Se ha señalado una forma funcional para reproducir la atenuación de la aceleración máxima del terreno con la magnitud y la distancia, en la cual se introducen parámetros adicionales para tomar en cuenta el área de ruptura asociada a un sismo y el predominio de las ondas de cuerpo en distancias cercanas al foco.

Se han presentado diversas alternativas para llevar a cabo la regresión de los datos, basadas en mínimos cuadrados. Se destaca que el planteamiento clásico de regresión en una sola etapa puede llevar a coeficientes inaceptables desde el punto de vista de la física del fenómeno, aunque las amplitudes y la forma de las curvas de atenuación reflejen los datos. Por ello, es necesario juzgarlos con base en la teoría o restringirlos previamente.

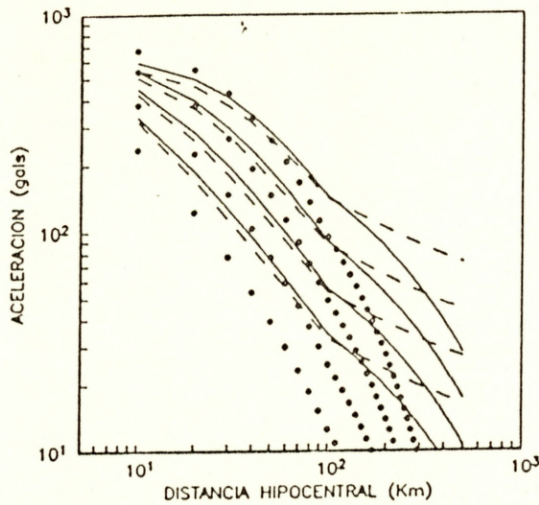


Fig. 5 Regresión bayesiana (o)previa (---)verosimilitud (-)posterior.
Atenuación para M = 4 a 7

El procedimiento de regresión en dos etapas conduce a mejores resultados siempre y cuando cada temblor haya sido registrado por un número suficiente de estaciones, de tal manera que sea posible dar la forma adecuada a la curva de atenuación con respecto a la distancia y luego escalarla con la magnitud. Este no es el caso presente, pues de los 11 sismos posibles del catálogo la mayoría han sido registrados por estaciones muy cercanas una de otras.

Al aplicar la técnica bayesiana, los resultados posteriores casi coinciden con la verosimilitud en distancias hipocentrales menores que 200 Km y luego decaen drásticamente (Figura 5). Esto se debe a que los datos existentes en ese rango aportan mucha información al momento de realizar la regresión. En cambio, a distancia mayores, donde no se tienen datos, es la información previa la que tiene mayor influencia.

Con estas reflexiones, los autores sugieren que los coeficientes más convenientes son los dados por la regresión en una etapa restringida y por el método bayesiano, los cuales son bastante similares exceptuando el correspondiente a la atenuación

inelástica, cuyo valor podrá ser conocido con mayor precisión cuando se cuente con información a distancias mayores.

REFERENCIAS AL APENDICE 2

Ang, A. and W. Tang (1975). *Probability concepts in engineering planning and design*, John Wiley & Sons, Inc., New York.

Benjamin, J.R. and C.A. Cornell (1970). *Probability, statistics and decision for civil engineers*, McGraw-Hill, Inc., New York.

Broemling, L.D. (1985). *Bayesian analysis of linear models*, Marcel Dekker, Inc., New York.

Brune, J.N. (1970). Tectonic stresses and spectra of seismic waves from earthquakes, *J. Geophys. Res.* 75, 4997-5009.

Fukushima, Y. and T. Tanaka (1990). A new attenuation for peak horizontal acceleration of strong earthquake ground motion in Japan, *Bull. Seism. Soc. Am.* 80, 757-779.

Joyner, W. and D.M. Boore (1981), Peak horizontal acceleration and velocity from strong motion records including records from the 1979 Imperial Valley, California, earthquake, *Bull. Seism. Soc. Am.* 71, 2011-2038.

Joyner, W. and D.M. Boore (1988), Measurement, characterization and prediction of strong ground motion, *Proceedings of Earthquake & Soil Dynamics II, GT Div/ASCE*, Park City, 43-101.

Kasahara, K. (1981). *Earthquake Mechanics*, Cambridge University Press, New York.

NORSAR (1992). Reduction of Natural disasters in Central America -Digitization of strong motion data and PGA attenuation, *Preliminar report*, Norway.

Orantes, M. (1990). Microzonificación sísmica de la ciudad de San Salvador con base en registros de sismoscopios, *Seminario Internacional de Seguridad de Sistemas de Servicios Públicos Vitales*, Lima.

Ordaz, M. and S.K. Singh (1992). Source spectra and spectral attenuation of seismic waves from mexican earthquakes, and evidence af amplification in the hill zone of Mexico City, *Bull. Seism. Soc. Am.* **82**,24-43.

Ordaz, M., S.K. Singh and A. Arciniega (1992). Bayesian attenuation Regressions: an application to Mexico City, *submitted to Bull. Seism. Soc. Am.*

ANEXO 1

Datos considerados en este estudio

FECHA	LAT LAT	LONG LONG	PROF ELEV	M _L PGA-1	M _S PGA-2	m _b PGA-3	M _D SITIO	#EST NIVEL
19910422	9.633	-83.148	23.5	6.6	7.6	6.3	-	11
	9.867	-83.925	1445	249.76	128.01	211.83	S	1
	9.842	-83.805	1010	137.69	55.95	86.35	R	1
	9.848	-84.314	1105	85.86	61.57	63.34	S	1
	9.938	-84.078	1155	71.54	33.43	58.7	H	0
	10.07	-84.5	-	265.7	193.7	761.3	S	1
	9.87	-84.038	1240	102.09	41.77	73.07	R	1
	9.916	-84.099	1130	121.32	53.27	78.36	S	1
	10.019	-84.22	950	108.46	43.98	114.23	H	1
	9.938	-84.078	1155	71.67	96.8	102.65	H	2
	9.373	-83.705	702	194.39	166.83	143.96	H	2
	9.937	-84.054	1200	143.18	117.26	190.63	S	1
19901222	9.91	-84.31	4.8	5.7	5.7	5.3	-	14
	9.867	-83.925	1445	235.02	115.44	299.25	S	1
	9.912	-83.922	1545	106.65	45.14	78.03	H	1
	9.842	-83.805	1010	39.8	20.16	30.72	R	1
	9.938	-84.078	1155	120.63	65.08	113.41	H	0
	10.088	-84.482	1105	166.05	97.69	178.94	S	1
	9.938	-84.078	1155	122.49	55.23	163.48	H	0
	9.87	-84.038	1240	162.6	65.92	75.31	R	1
	9.976	-84.755	4	40.09	36.78	44.15	S	1
	9.916	-84.099	1130	176.94	77.6	229.06	S	1
	10.019	-84.22	950	271.95	208.65	426.48	H	1
	9.938	-84.078	1155	99.2	150.18	134.34	H	2
	9.944	-84.326	-	508.5	439.5	600	CRESTA	2
	9.943	-84.322	-	494.6	205.6	367.4	R	1
	9.321	-84.33	-	881.9	218.9	632.6	S	1
19760204	15.05	-89.73	50	-	7.5	6.2	7.5	1
	13.7	-89.18	-	49.67	14.59	41.55	S	1
19791027	13.08	-90.08	50	-	6.8	5.7	6.7	1
	13.7	-89.18	-	44.36	-	22.74	S	1
19861010	13.67	-89.18	8	-	5.4	5	5.4	8
	13.71	-89.17	662	525.83	454.15	394.82	S	1
	13.7	-89.17	616	691.17	391.19	414.43	S	1
	13.72	-89.21	705	704.12	365.1	-	S	1

FECHA	LAT LAT	LONG LONG	PROF ELEV	M _L PGA-1	M _S PGA-2	m _b PGA-3	M _D SITIO	#EST NIVEL
	13.71	-89.24	838	311.55	147.1	214.86	H	1
	13.7	-89.21	703	334.5	251.54	459.24	H	0
	13.7	-89.21	703	677.15	357.75	518.96	H	2
	13.7	-89.21	703	891.72	-	-	H	2
	13.68	-89.24	797	416.88	231.14	381.28	H	1
19880313	12.97	-89.47	30	-	-	4.9	-	2
	13.65	-88.79	380	20.89	8.43	14.51	S	1
	13.72	-89.21	705	24.27	22.16	-	S	1
19881103	13.88	-90.45	69	-	6	5.6	5.4	2
	13.92	-89.85	749	122.73	47.63	90.29	S	1
	13.68	-89.24	797	57.56	25.15	38.42	H	1
19881104	13.78	-90.92	86	-	-	5.2	4.6	1
	13.92	-89.15	749	24.15	15.48	-	S	1
19910313	12.73	-87.99	60	-	4.6	4.8	4.2	1
	13.31	-87.86	360	200.91	74.99	120.32	R	1
19920121	14.14	-91.01	77	-	-	-	4	1
	13.9	-89.93	690	25.75	20.26	20.69	S	1
19920606	12.63	-88.53	80	-	-	-	4.8	1
	13.48	-88.47	-	15.88	9.15	16.03	H	1
19920702	14.05	-89.87	28	-	-	-	3.2	1
	13.98	-89.75	615	30.43	15.08	22.69	S	1
19920802	13.97	-89.73	20	-	-	-	3	1
	13.98	-89.75	615	25.56	17.42	17.41	S	1
19770903	12.54	-87.532	79	5	-	5.3	-	2
	12.33	-87.14	-	15	12.78	19	D	1
	12.61	-87.12	-	21.44	14.89	28.8	D	1
19770930	11.08	-85.98	47	5.4	-	5.2	-	1
	11.43	-85.85	-	45.37	30.43	66.04	D	1
19780412	12.48	-88	58	5.1	-	5.1	-	1

FECHA	LAT LAT	LONG LONG	PROF ELEV	M _L PGA-1	M _S PGA-2	m _b PGA-3	M _D SITIO	#EST NIVEL
	12.333	-87.14	-	16.02	15.95	19.13	D	1
19780531	12.33	-87.72	55	5.8	-	-	-	14
	12.11	-86.13	-	38.84	33.16	60.16	D	1
	12.16	-86.27	-	24.3	16.65	21.23	D	1
	11.85	-86.2	-	19.42	12.62	21.88	D	1
	12.44	-86.9	-	49.8	49.1	72.16	D	1
	12.333	-87.14	-	82.86	46.88	70.34	D	1
	12.61	-87.12	-	125.18	74.48	167.67	D	1
	12.13	-86.27	-	27.72	17.73	35.24	D	0
	12.13	-86.3	-	57.44	33.68	65.02	D	1
	12.15	-86.21	-	53.89	83.12	70.68	D	1
	12.11	-86.25	-	37.36	31.01	31.52	D	1
	12.13	-86.27	-	59.5	69.23	70.18	D	1
	12.48	-87.17	-	56.05	29.97	80.06	D	1
	12.48	-87.17	-	89.26	38.49	75.77	D	1
	12.48	-87.17	-	70.56	28.23	76.82	D	1
19780720	11.98	-86.9	72	5.1	5	5.3	-	14
	12.11	-86.13	-	44.4	38.56	50.54	D	1
	12.16	-86.27	-	14.08	13.21	36.87	D	1
	11.85	-86.2	-	36.27	16.54	41.16	D	1
	12.44	-86.9	-	52.23	44.38	39.61	D	1
	12.333	-87.14	-	56.64	42.94	63.1	D	1
	12.61	-87.12	-	59.88	39.21	72.51	D	1
	11.43	-85.85	-	16.51	17.3	41.06	D	1
	12.13	-86.3	-	35.08	22.53	41.68	D	1
	12.15	-86.21	-	51.2	19.46	36.06	D	1
	12.11	-86.25	-	46.68	26.08	52.52	D	1
	12.11	-86.25	-	14.71	14.17	26.97	D	1
	12.48	-87.17	-	82.05	30.1	49.63	D	1
	12.48	-87.17	-	77.81	12.86	48.58	D	1
	12.48	-87.17	-	101.59	30.49	60.64	D	1
19791001	11.97	-86.07	7	3.9	-	-	-	1
	12.16	-86.27	-	108.12	60.94	116.34	D	1
19800606	12.45	-87.88	46	4.9	-	-	-	1
	12.61	-87.12	-	46.42	17.16	61.32	D	1
19800713	9.81	-84.9	10	4.6	-	4.5	-	1
	11.43	-85.85	-	22.1	11.79	18.67	D	1
19800801	12.37	-87.88	52	4.9	-	5.2	-	2
	12.333	-87.14	-	37.54	21.35	30.58	D	1

FECHA	LAT LAT	LONG LONG	PROF ELEV	M _L PGA-1	M _S PGA-2	m _b PGA-3	M _D SITIO	#EST NIVEL
	12.61	-87.12	-	87.39	16.74	46.72	D	1
19811014	12.38	-87.63	52	5	-	4.9	-	2
	12.333	-87.14	-	24.66	13.37	24.06	D	1
	12.61	-87.12	-	40.96	20.37	54.35	D	1
19811014	12.44	-87.87	52	4.8	-	4.8	-	1
	12.333	-87.14	-	23.55	13.79	29.2	D	1
19811020	12.97	-85.3	33	3.9	-	-	-	1
	12.61	-87.12	-	50.62	17.09	52.51	D	1
19830718	12.27	-87.83	63	-	-	5.6	-	2
	12.16	-86.27	-	21.36	10.41	20.5	D	1
	12.13	-86.3	-	41.49	22.77	60.41	D	1
19831019	12.38	-87.18	28	-	-	5.2	-	1
	12.11	-86.13	-	34.02	15.26	34.9	D	1

LAT, LONG: Latitud, Longitud (grados).

PROF: profundidad del hipocentro (Km).

ELEV: altura sobre el nivel del mar a la que está situada la estación.

#EST: número de estaciones.

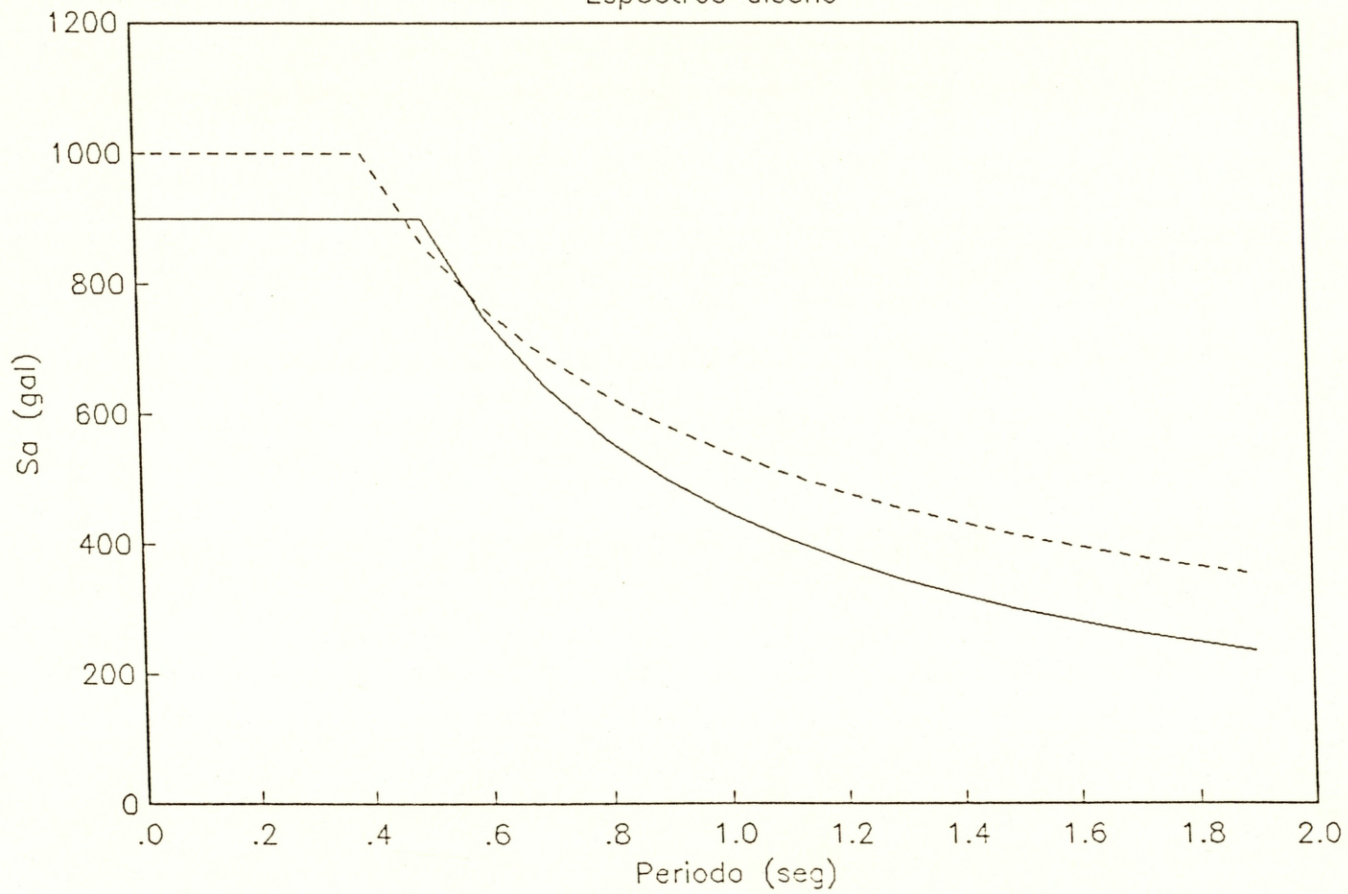
PGA-1, PGA-2, PGA-3: aceleración (gals) de canal 1, 2, 3.

SITIO: S-suelo, H-duro, R-roca, D-desconocido.

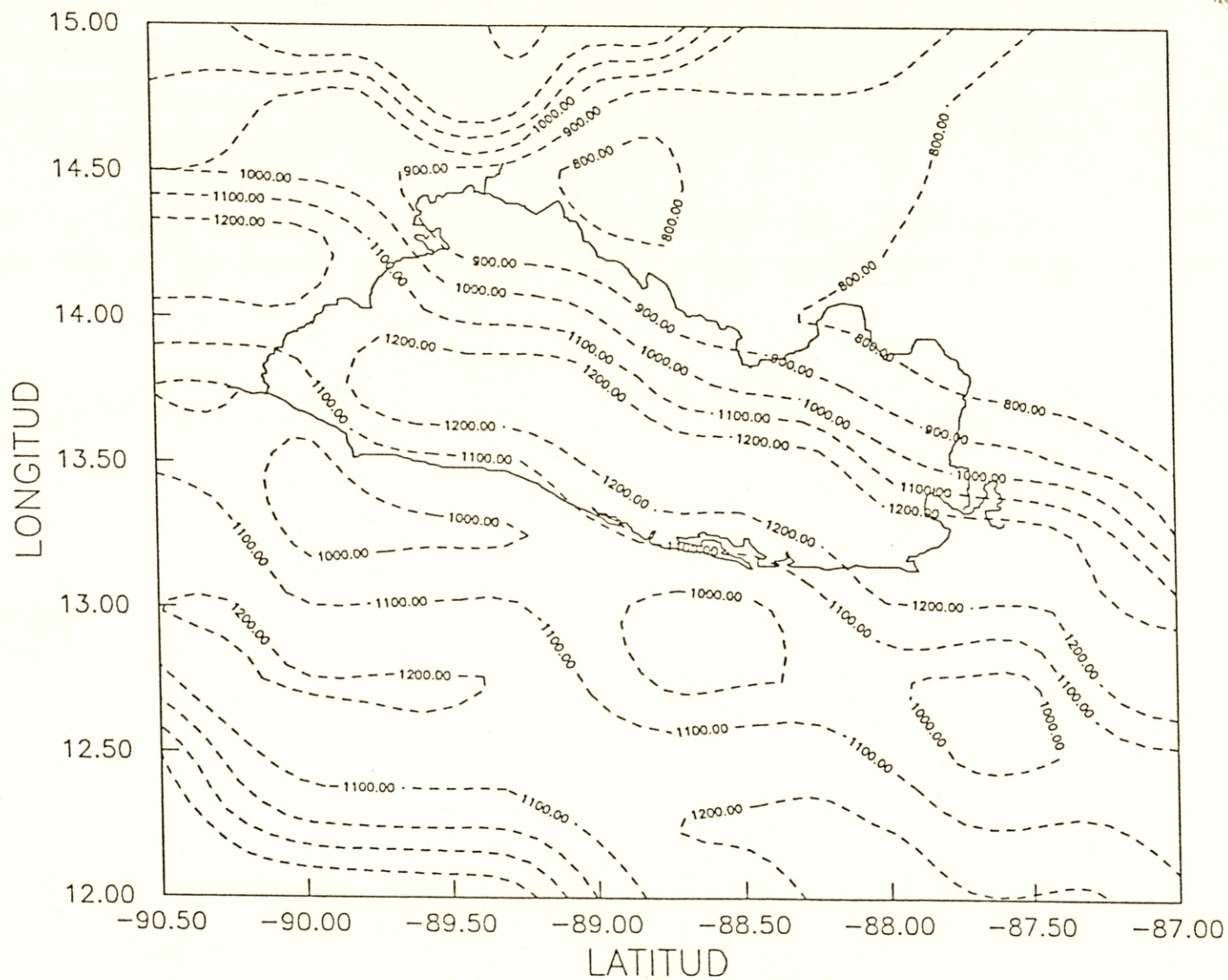
NIVEL: 0-cimentación, 1-nivel del suelo, 2-nivel superior.

NOTA: El tipo de aparato es SMA-1.

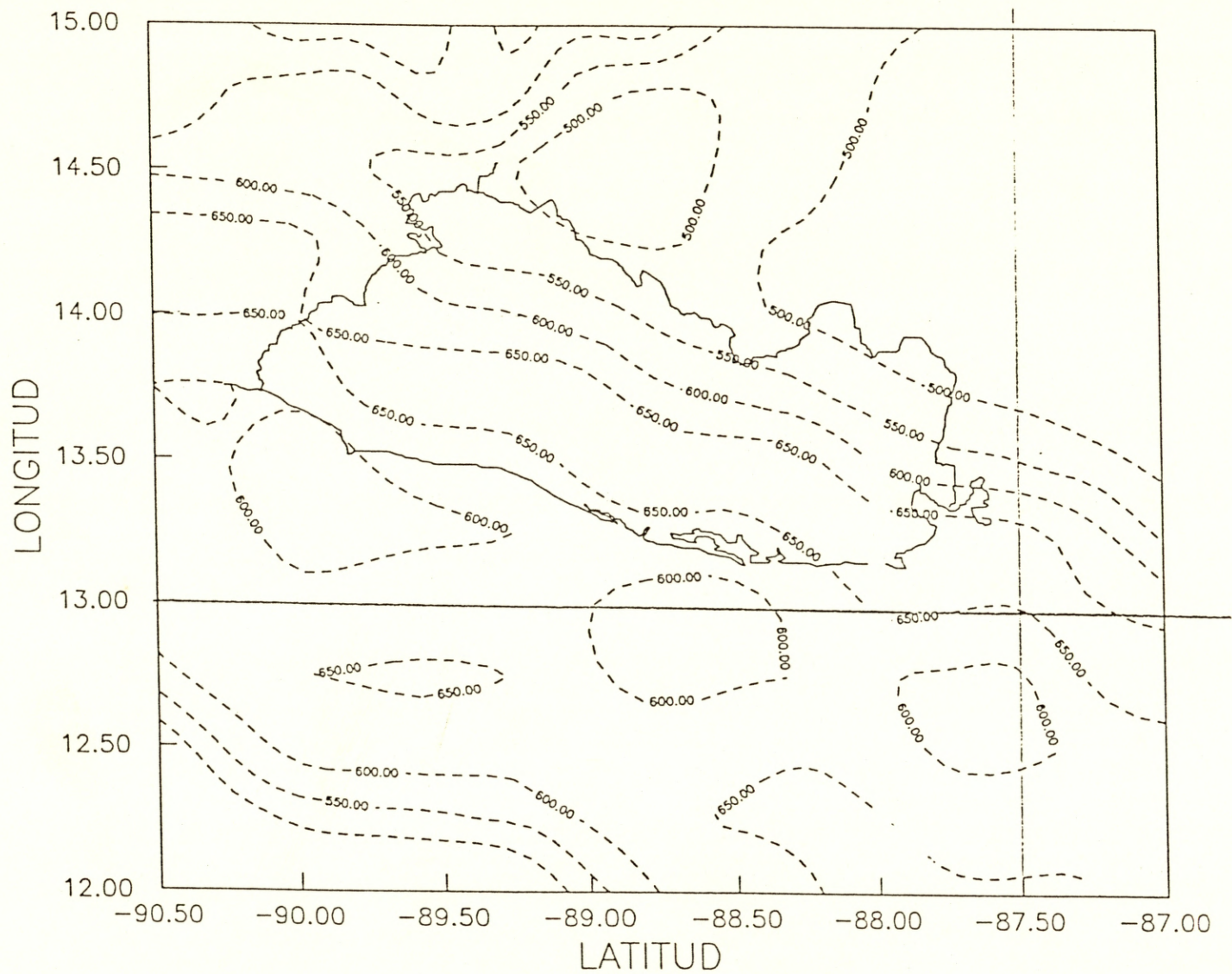
Espectros diseno



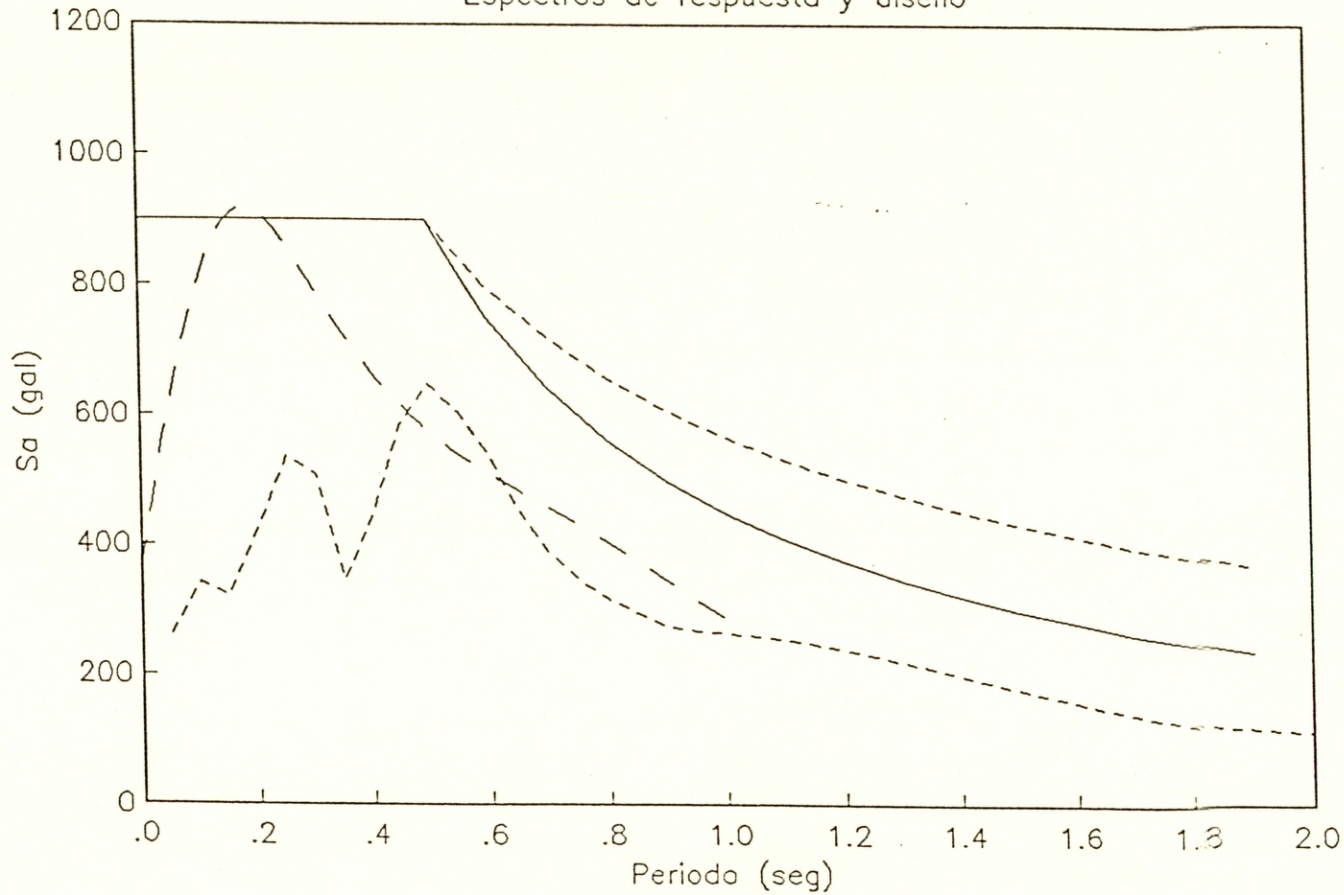
Amax, Tr=1000 anos

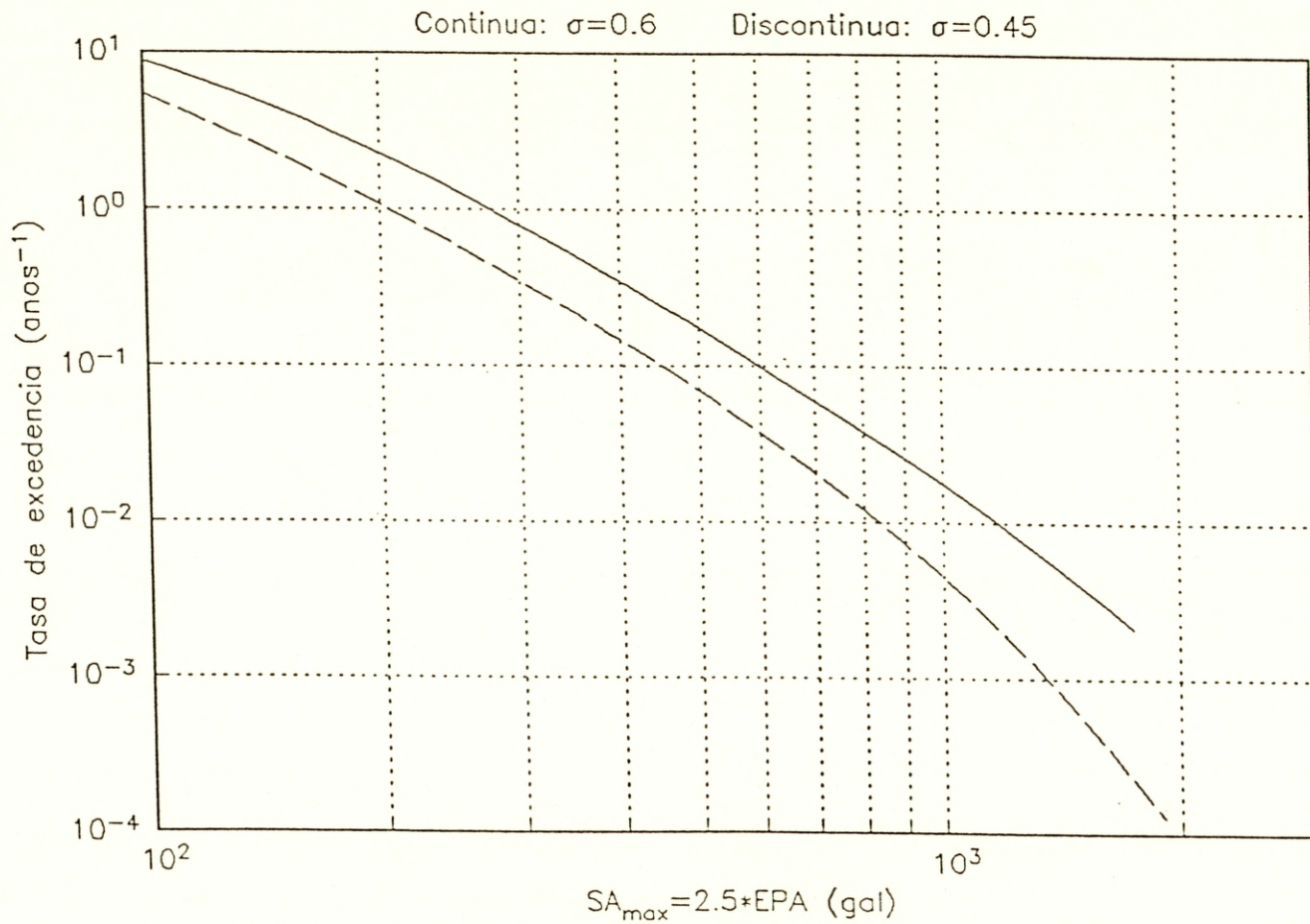


Amax, Tr=100 anos



Espectros de respuesta y diseno





CONTINUA: ENERGIAS; DISCONTINUA: ORDENADAS ESPECTRALES.

