

**ESTIMACION LOCAL DE RIESGO SISMICO
MEDIANTE SIMULACION ESTOCASTICA**

F. A. NAVA*

C. LOMNITZ*

(Recibido: 21 de julio, 1983)

(Aceptado: 24 de enero, 1984)

RESUMEN

Se presenta un método para la estimación del riesgo sísmico en regiones cuya historia de sismicidad es incompleta y para las cuales no se cuenta con datos de aceleración, basado en simulaciones pseudoaleatorias del proceso sísmico con un mínimo de suposiciones.

La aplicación de este método a la estimación del riesgo sísmico para la planta nuclear de Laguna Verde, México (basada en suposiciones simplistas), indica que una estimación pesimista del riesgo para un período de 50 años es del orden de 6.0%, para la aceleración de OBE de 0.12g y del orden de 0.97% para la aceleración de SSE de 0.24g.

ABSTRACT

A method is presented for the estimation of seismic risk in regions whose seismic history is incomplete and for which no acceleration data exists, based on Monte Carlo Simulations of the seismic process, using a minimum of assumptions.

Application of this method to the estimation of seismic risk for the nuclear power plant at Laguna Verde, Mexico (based on rough assumptions), indicates that a pessimistic estimation for the risk for a 50 year period is about 6.0% for the OBE acceleration of 0.12g, and about 0.97% for the SSE acceleration of 0.24g.

* *Instituto de Geofísica, UNAM, MEXICO.*

INTRODUCCION

Aunque cada día es mayor el número de acelerógrafos en operación, la insuficiencia o ausencia total de catálogos que incluyan medidas de aceleración es un problema mayor para la correcta evaluación local de riesgo sísmico en muchas partes del mundo. En varias regiones no solamente se desconocen las aceleraciones, sino que la misma sismicidad es en gran parte desconocida, lo cual impide el poder determinar cuáles son, dentro de una área determinada, los lugares de menor riesgo sísmico; p. ej. aquellos más alejados de las fallas activas (Slemmons, 1972) y aquellos donde son menores las intensidades registradas (Lomnitz, 1981). Este problema es crítico para países altamente sísmicos, especialmente en regiones poco pobladas hasta la fecha, que serán desarrolladas en un futuro próximo, pero cuya historia sísmica es casi desconocida.

Con el desarrollo de una región está asociada la edificación de construcciones cuyo correcto diseño antisísmico es de vital importancia, p. ej. hospitales, escuelas, plantas de energía, etcétera. Tal es el caso de la región de Laguna Verde, Veracruz, donde se localiza la primera planta nuclear mexicana, con la cual ejemplificaremos los métodos de evaluación de riesgo propuestos en el presente trabajo.

Trataremos de crear un modelo que permita obtener estimaciones útiles de riesgo sísmico basadas en un mínimo de datos, algunas propiedades estadísticas del proceso sísmico, algunas relaciones empíricas de aceleración y un mínimo de suposiciones adicionales. Este problema ha sido tratado por varios autores; por ejemplo podemos citar a Baumgartner y Rast (1982) que obtienen distribuciones para las intensidades esperadas regionalmente en Suiza, y a Cornell (1968) que obtiene distribuciones para las aceleraciones esperadas en un punto de observación. El método de Cornell (1968) permite obtener expresiones analíticas para las distribuciones de aceleraciones; sin embargo, aunque Cornell aplica su método a distribuciones espaciales planas y puntuales solamente, las integrales resultantes de considerar distribuciones probabilísticas espaciotemporales son complicadas y pueden resultar imposibles de evaluar en forma cerrada. El presente método evita los posibles errores debidos a la evaluación numérica de integrales complicadas (sobre todo en computadoras cuya palabra es corta). Los métodos de simulación pseudoaleatoria ("Métodos de Monte Carlo"), además de impartir robustez a los resultados, facilitan la utilización de distribuciones espaciotemporales de cualquier tipo.

La simulación de catálogos mediante métodos estocásticos no es nueva (*cf.* Vere-Jones, 1970; Lomnitz y Nava, 1983), pero en el presente trabajo no trataremos de reproducir catálogos completos, sino solamente eventos principales (sin réplicas). En vez de predecir riesgos de ocurrencia de sismos de determinada magnitud (*cf.* Kagan y Knopoff, 1977), estimaremos directamente los riesgos de las aceleraciones máximas, cualquiera que sea la magnitud del sismo causante.

MODELO

Supongamos una región reconocida como sísmica con base en pocos datos, para la cual la ausencia de estaciones locales no permite localizar los sismos grandes con gran precisión, ni detectar sismos locales de mediana magnitud que, sin embargo, pueden ser importantes desde el punto de vista de riesgo sísmico local.

Los datos para esta región serán un conjunto de k eventos, localizados dentro de la región y sus correspondientes magnitudes M_i ; $i = 1, k$.

La esperanza del logaritmo del número N de eventos con magnitudes $> M$ por unidad de tiempo es comúnmente representada por:

$$\log N(M) = A - bM \quad (1)$$

donde A y b son constantes cuyos valores dependen de la actividad sísmica de la región estudiada y de las unidades de tiempo utilizadas (Gutenberg y Richter, 1944; Richter, 1958). Recientemente, algunos autores (*cf.* Lahr and Stephens, 1982; Singh *et al.*, 1983) han propuesto formas distintas de (1) para esta esperanza; sin embargo, la fórmula (1) es una primera aproximación razonable, sobre todo cuando no se conoce la verdadera distribución. El ajustar la fórmula (1) a una población que incluya muestras de algún pico como los propuestos por Singh *et al.* (1983), resultaría en un valor pesimista del parámetro b .

Si llamamos $f(M)$ a la densidad de probabilidad de que la magnitud de un sismo sea M , se puede demostrar a partir de (1), que $f(M)$ es de la forma:

$$f(M) = \beta \exp(-\beta M) \quad (2)$$

donde β es una constante relacionada con b como

$$\beta = b \ln 10 \quad (3)$$

y, puesto que (2) es una distribución exponencial,

$$\beta = 1/M$$

donde M es la magnitud promedio.

La distribución exponencial no cambia al trasladar el origen de coordenadas; por lo tanto si M_r es la mínima magnitud observada:

$$f(M; M > M_r) = \beta \exp[-\beta(M - M_r)] \quad (4)$$

y si M_o es el promedio de las magnitudes observadas ($M > M_r$)

$$M_o = \beta^{-1} + M_r \quad (5)$$

relación que nos permite obtener β de M_r y M_o , siendo $(M_o - M_r)$ el estimador de máxima verosimilitud de β^{-1} (Aki, 1965).

Aunque un proceso de Poisson no puede estrictamente representar a un sistema con memoria, se encuentra que aproxima de manera aceptable las observaciones de ocurrencia de sismos grandes (cf. Vere-Jones, 1970; Lomnitz y Nava, 1983). Suponiendo que la distribución en el tiempo de eventos grandes es Poisson, si llamamos $\lambda = N(M_r)$ al número esperado de eventos con $M > M_r$ por unidad de tiempo, la densidad de probabilidades de intervalos T entre eventos está dada por:

$$f(T) = \lambda \exp(-\lambda T) \quad (6)$$

Para calcular el efecto en un punto específico de la región de la ocurrencia de un sismo de magnitud M a una distancia R del punto de observación, podemos estimar la máxima aceleración experimentada en dicho punto, mediante relaciones empíricas $a = a(M, R)$. Existe en la literatura un gran número de dichas fórmulas elaboradas usando datos de distintos lugares (cf. Paul *et al.*, 1981); en el presente trabajo utilizaremos cuatro de ellas que son ampliamente usadas y que cubren un extenso rango de resultados (como se verá más adelante). Es necesario cubrir una amplia gama de resultados, pues la escasez o falta absoluta de datos para la región estudiada hace imposible evaluar las características de la atenuación anelástica y de la fuente, que permitan adaptarle alguna de las relaciones empíricas elaboradas para otras regiones (Herrmann y Goertz, 1981). Con cada relación $a(M, R)$ está asociada una gran incertidumbre (Vanmarcke y Cornell, 1969); pero las discrepancias entre las distintas leyes de atenuación hacen que el efecto del posible error estadístico asociado con cada ley no sea un factor importante.

Las relaciones $a(M, R)$ usadas son:

$$a_1/g = 0.0069 \exp(1.6 M) / [1.1 \exp(1.1 M) + R^2] \quad (\text{Milne y Davenport, 1969})$$

$$a_2/g = 0.279 \exp(0.8 M) / R^{1.64} \quad (\text{Davenport, 1972})$$

$$a_3/g = 5.7 \exp(0.8 M) / (R + 40)^2 \quad (\text{Esteva y Villaverde, 1973})$$

$$a_4/g = 10^{**} [0.249 M - 1.02 - 0.0025 R - \log R] \quad (\text{Joyner y Boore, 1981})$$

donde a_i/g es la aceleración (en múltiplos de la aceleración de la gravedad $g = 9.8 \text{ m/seg/seg}$) y R es distancia.

Es importante mencionar que es inadecuado el representar a un sismo de magnitud considerable como una fuente puntual para distancias comparables a la dimensión del área de ruptura. Esteva (1976) considera que el límite al cual tiende la relación a_1/g , al tender R a cero representa, de cierta manera, este efecto; sin embargo, otras fórmulas divergen y, en general, no serán confiables para valores pequeños de R . En el campo cercano (R pequeño) las aceleraciones dependen de las características dinámicas de la fuente, y éstas aún no están bien estudiadas (cf. Boatwright, 1982). Sin embargo, existen indicaciones de que las aceleraciones máximas llegan a ser independientes del tamaño del sismo en el campo cercano, por lo cual fijamos un límite superior a las aceleraciones permitidas con base en el valor de $\sim 2g$ propuesto por Brune (1970, 1971) y McGarr (1982).

Aunque menos utilizada que la aceleración para el diseño de estructuras, la intensidad I es un parámetro que debe tomarse en cuenta para la elección de sitios para construcción (Lomnitz, 1981). Desafortunadamente, en una zona poco poblada es difícil evaluar correctamente la historia de intensidades. La intensidad es un parámetro poco preciso y no tiene una relación simple con la aceleración máxima. Existen en la literatura numerosas fórmulas empíricas relacionando I con M y R (cf. Gupta y Nuttli, 1976; Chiaruttini y Siro, 1979), pero la evaluación de una sola fórmula es suficiente para dar una idea del nivel de intensidades que se pueden esperar. La fórmula utilizada es:

$$I = 1.45 M - 5.7 \log R + 7.9$$

(Esteva, 1968)

Un factor importante para el cálculo de aceleraciones e intensidades es el efecto del tipo de suelo en el sitio en cuestión. La fórmula para I y las tres primeras fórmulas $a(M, R)$ asumen un suelo rocoso firme. Para suelos sedimentarios, especialmente para los poco consolidados, pueden ser necesarias correcciones del orden de +2 ó +3 unidades de intensidad M.M. (Gaus y Sherif, 1972) y factores del orden de 1.5 - 4.3 (Johnson y Silva, 1981) o tal vez mayores para aceleración: aunque Joyner y Boore (1981) mantienen que la corrección por efectos del suelo local no es estadísticamente significativa para a_d/g . El efecto de amplificación debido a la geología local para la mayor aceleración registrada hasta la fecha, 1.7g (vertical), 0.8g (horizontal) para el sismo de Valle Imperial de 1979 ($M = 6.6$), se estima como ~ 3 (Archuleta y Spudich, 1982).

El contar con algún dato observacional de I para algún sismo en la región permite formarse una idea del orden de las correcciones necesarias para la correcta evaluación de la aceleración. Si la historia de las intensidades se conoce bien, pueden utilizarse fórmulas que incluyan esta información en el cálculo de la aceleración, corrigiendo así, por el efecto del suelo local (Murphy y O'Brien, 1977). La ventaja de este método es que incluye otros efectos locales como formación de cáusticas, etcétera.

La aplicación de los métodos aquí propuestos a un lugar determinado, requiere que las aceleraciones simuladas sean corregidas por los efectos locales de amplificación.

El riesgo sísmico puede definirse a partir de alguna relación tipo:

$$R_\tau = 1.0 - \exp(-\alpha \tau \exp(\beta M_d)) \quad (7)$$

(cf. Lomnitz, 1974) donde R_τ es el riesgo sísmico para un período de τ años (usualmente τ es la vida útil de la construcción), $\alpha = 10^A$ es la razón media de ocurrencia de sismos con $M > 0$ por año, y M_d es la magnitud del sismo de diseño definida como la mínima magnitud que cause, en el punto donde se desea evaluar el riesgo, una

aceleración mayor o igual a la aceleración de diseño a_d (usualmente $a_d > 0.1g$). M depende de la distribución espacial de las fuentes sísmicas, de la relación a (M, R) utilizada y de los efectos locales; por lo que la evaluación de (7) puede ser complicada e inestable. Para calcular el riesgo sin necesidad de evaluar complicadas integrales recurrimos ahora al uso de simulación pseudoaleatoria.

El modelo estocástico es como sigue:

i) Se dan los valores de la aceleración de diseño a y del período τ . Para el caso de una planta nuclear la aceleración de diseño puede tener dos valores: el de la máxima aceleración, para la cual es posible parar la operación del reactor sin peligro (SSE, Safe Shutdown Earthquake), y el de la máxima aceleración que puede resistir el reactor sin necesidad de suspender su operación (OBE, Operational Basis Earthquake). El OBE se considera a menudo como SSE/2.

ii) Definimos una "Área de Influencia" (AI) que es el área dentro de la cual pueden ocurrir sismos capaces de producir la aceleración de diseño en el punto estudiado (el cual puede encontrarse dentro o fuera de AI). El AI estará limitada por la presencia de áreas asísmicas o, simplemente por la distancia a la cual se requieren magnitudes inalcanzables (i.e. $M > 9$); o puede estar definida por normas oficiales (p. ej. las normas norteamericanas del NRC).

Hemos supuesto que no se conoce la distribución espacial de los sismos dentro de AI, especialmente la del parámetro menos confiable por regla general que es la profundidad. Por lo tanto suponemos la sismicidad distribuida uniformemente dentro de AI y de un intervalo de profundidades. En caso de contar con conocimientos suplementarios acerca de la distribución espacial de los sismos, es fácil suponer otro tipo de densidad de probabilidades en el AI y/o expresarla como una combinación de varias AI, cada una de ellas con diferente forma, localización, densidad, etcétera. Kagan y Knopoff (1980) suponen que la distribución espacial de sismos someros es equivalente a una distribución uniforme de los epicentros en un plano, y dicha distribución no cambia grandemente para sismos a diferentes profundidades.

iii) Simulamos realizaciones de N años del proceso, evaluando β y λ según la fórmula (5) a partir de datos experimentales; y generando magnitudes y tiempos de ocurrencia pseudoaleatorios distribuidos según (4) y (6), y localizaciones con distribución uniforme dentro de AI.

Para cada evento, calculamos la intensidad y las aceleraciones máximas en el punto de interés usando las fórmulas antes mencionadas, corrigiendo de ser necesario por efectos de geología local, y obtenemos histogramas de aceleraciones vs. magnitud para cada una de las fórmulas.

iv) A partir del número de veces que, durante cada realización de duración τ , se

alcancen o excedan los valores de SSE y/o OBE, se estima el riesgo para cada relación $a(M, R)$.

EL AREA DE LAGUNA VERDE

La construcción de una planta nuclear en el área de Laguna Verde, Veracruz, México, hace importante el evaluar el riesgo sísmico en el lugar donde está siendo edificada esta planta. La historia sísmica del área no es muy extensa y no cuenta con medidas de aceleración. Aplicaremos el método arriba expuesto a esta área basándonos en datos de Lomnitz (1983) suplementados con dos búsquedas en el catálogo de NOAA; una de ellas con radio de 160 km alrededor de Veracruz, Ver., y otra en el área de 17.5° a 20° N y de 92.4° a 100.4° W. La figura 1 muestra la localización de Laguna Verde (19.7° N, 96.4° W) como un triángulo, y los epicentros de los sismos con magnitudes mayores de 5 identificados cada uno por la magnitud respectiva. También muestra los epicentros de sismos menores como puntos. El rectángulo inclinado de 580 por 620 km indica el AI usada. La aparente ausencia de sismicidad en el ángulo inferior del AI es consecuencia del muestreo, mientras que aparentemente la sismicidad es baja al norte de Laguna Verde; sin embargo, esto puede ser efecto de posibles errores de localización, por lo que es adecuada una distribución uniforme.

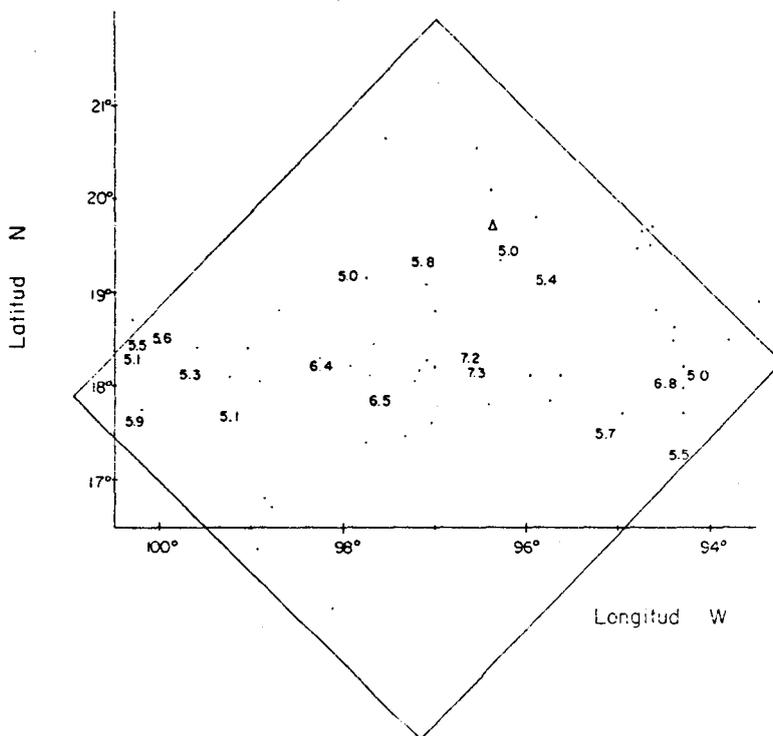


Fig. 1. Epicentros de los sismos en la región de Laguna Verde, Veracruz para el período 1980-1982. La localización del reactor nuclear (punto de observación) se indica por un triángulo. Los sismos con $M > 5$ son identificados por su magnitud. El rectángulo representa el AI mostrada en la figura 2.

El tiempo muestreado es de 62 años (1920 - 1982) y aunque la cobertura debería ser razonablemente completa para eventos con magnitudes mayores de $M_r = 5$; la magnitud media observada (18 eventos con $M > 5$) es $M_o = 5.78$ que corresponde a $b = 0.557$. Este valor de b es bajo con respecto al promedio mundial de $b = 1$. (Vere-Jones, 1970), y sugiere que la cobertura de los catálogos no es adecuada. Considerando únicamente la sismicidad de 1963 - 1982, cuya cobertura podemos esperar sea más completa, obtenemos $b = .712$ (10 eventos $M > 5$); valor más cercano al promedio mundial y que resulta en un número de eventos con $M > 3.5$ que concuerda con el reportado por los catálogos. Considerando que este valor de b es más confiable, lo utilizaremos para la evaluación del riesgo.

Las profundidades de los sismos no son muy confiables, pero los sismos son, en su mayoría, de profundidad intermedia (60 - 350 km); esto es de esperarse si, como propone Lomnitz (1982), los sismos fuertes de la región están asociados al proceso de subducción de la placa de Cocos. Consideraremos, por lo tanto, profundidades de 35 a 100 km.

Las aceleraciones de diseño consideradas en este trabajo son las utilizadas para la planta nuclear de Laguna Verde: 0.12g para el OBE y 0.24g para el SSE.

Por lo tanto, para estimar apropiadamente el riesgo, procedemos a obtener realizaciones pseudoaleatorias del proceso. La figura 2 muestra la distribución de epicentros, dentro de una región correspondiente al área rectangular de la figura 1, para una realización de 62 años del modelo estocástico y $M_r = 5$. La comparación con los datos mostrados en la figura 1 sugiere que la suposición simplista de distri-

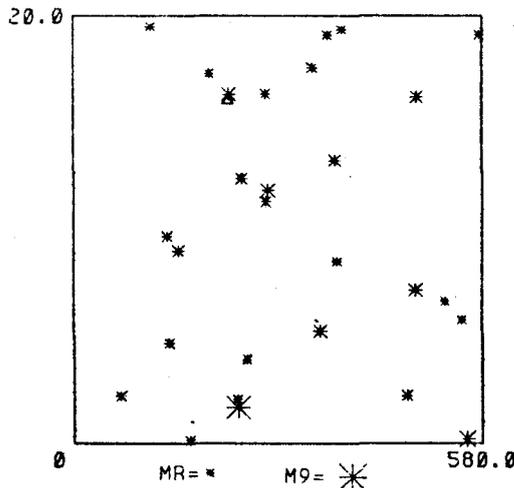


Fig. 2. Epicentros de los eventos generados por el modelo estocástico dentro del AI con $M_r = 5$, $b = 0.712$, tiempo total 62 años, tiempo medio entre eventos 1.9 años. La tabla 1 lista los eventos graficados en esta figura. Esta distribución epicentral simulada puede compararse con la observada, mostrada en la figura 1. Escalas en km.

bución espacial uniforme simula adecuadamente las observaciones. Otros parámetros del modelo se indican en la leyenda de la figura 2. En la tabla 1 son listados, el tiempo de ocurrencia, la distancia hipocentral, la magnitud, las cuatro aceleraciones

Simulación Estocástica y Riesgo Sísmico

Tabla 1

Area: Largo=580 km, Ancho=620 km, Estacion:(220km, 500km)
 $M_r=5.0$ $b=0.712$ $\lambda=0.52$

	T	Mag.	Dist.	Aceleración (g) / Intensidad (M.M.)			
1	3.50	5.2	183.52	0.00	0.00	0.01	0.00
				2.			
2	7.26	5.3	503.19	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
3	7.48	5.0	235.08	0.00	0.00	0.01	0.00
				3.			
4	7.98	5.2	459.53	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
5	11.97	5.3	157.65	0.00	0.00	0.01	0.00
				3.			
6	13.83	6.1	387.34	0.00	0.00	0.00	0.00
				2.			
7	15.24	5.2	289.16	0.00	0.00	0.00	0.00
				1.			
8	15.80	6.4	152.06	0.01	0.01	0.03	0.01
				5.			
9	17.35	5.3	85.85	0.00	0.01	0.02	0.01
				4.			
10	19.64	8.2	456.96	0.02	0.01	0.02	0.00
				5.			
11	24.39	5.1	197.82	0.00	0.00	0.01	0.00
				2.			
12	24.81	6.0	366.39	0.00	0.00	0.00	0.00
				2.			
13	29.71	5.3	81.72	0.00	0.01	0.03	0.01
				5.			
14	31.94	6.2	77.36	0.02	0.03	0.06	0.03
				6.			
15	32.98	5.1	463.77	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
16	36.17	5.7	187.75	0.00	0.01	0.01	0.00
				3.			
17	37.08	5.9	127.65	0.00	0.01	0.02	0.01
				4.			
18	40.29	5.6	171.16	0.00	0.01	0.01	0.01
				3.			
19	40.77	5.5	505.62	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
20	41.15	6.6	600.15	0.00	0.00	0.00	0.00
				2.			
21	41.75	5.1	391.18	0.00	0.00	0.00	0.00
				1.			
22	46.31	5.3	221.75	0.00	0.00	0.01	0.00
				2.			
23	48.01	5.1	431.05	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
24	48.24	5.7	274.65	0.00	0.00	0.01	0.00
				2.			
25	49.93	5.0	370.99	0.00	0.00	0.00	0.00
				1.			
26	53.16	5.4	134.32	0.00	0.01	0.01	0.01
				4.			
27	53.94	5.2	441.29	0.00	0.00	0.00	0.00
				0.			
28	60.89	5.4	371.78	0.00	0.00	0.00	0.00
				1.			

y la intensidad para cada evento de la realización correspondiente a la figura 2 (para la cual no fueron alcanzadas las aceleraciones de diseño). La figura 3 muestra los correspondientes histogramas de aceleraciones.

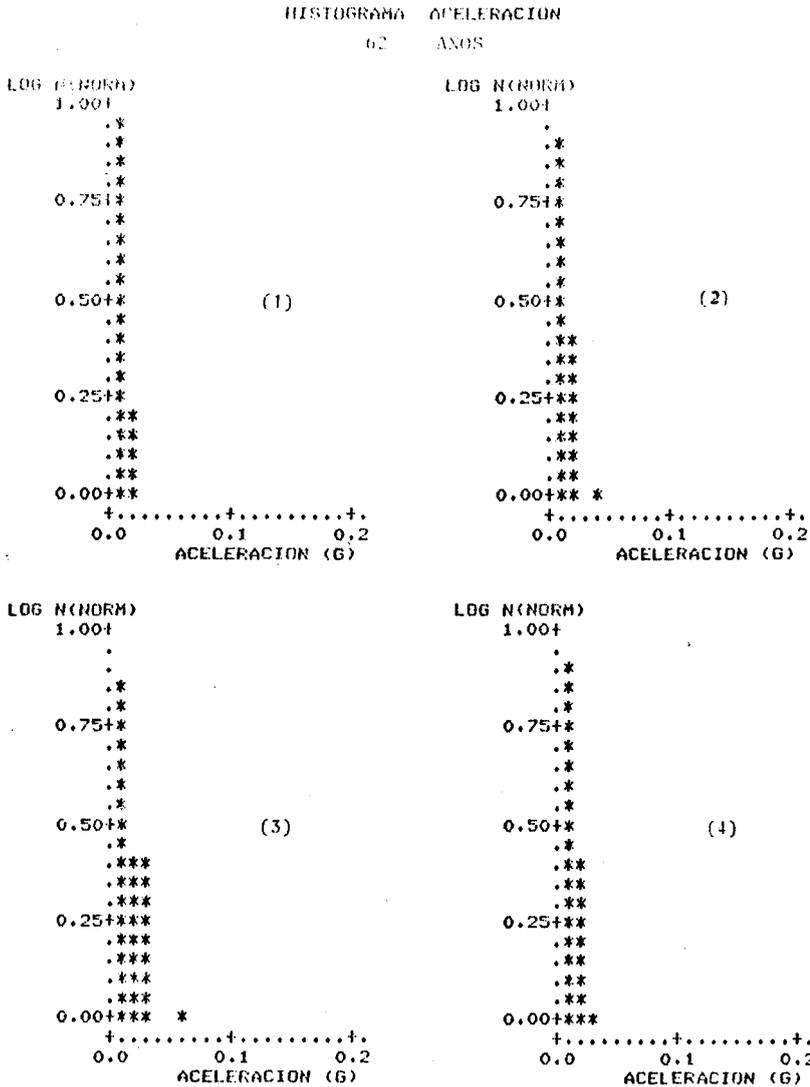


Fig. 3. Histogramas de aceleraciones para la simulación mostrada en la figura 2 y la tabla 1. Los intervalos graficados son de (0.05] para el logaritmo de n, y de [0.01] para la aceleración. Es mostrado un histograma para cada fórmula a(M, R).

Para formarse una idea acerca de la distribución de las aceleraciones, se procedió a obtener realizaciones para tiempos cada vez más largos a partir de las mismas semillas para la generación de números pseudoaleatorios. El resultado se muestra en la figura 4, donde los histogramas han sido normalizados por el número total de eventos. Para duraciones mayores de 10 000 años, la distribución para las acelera-

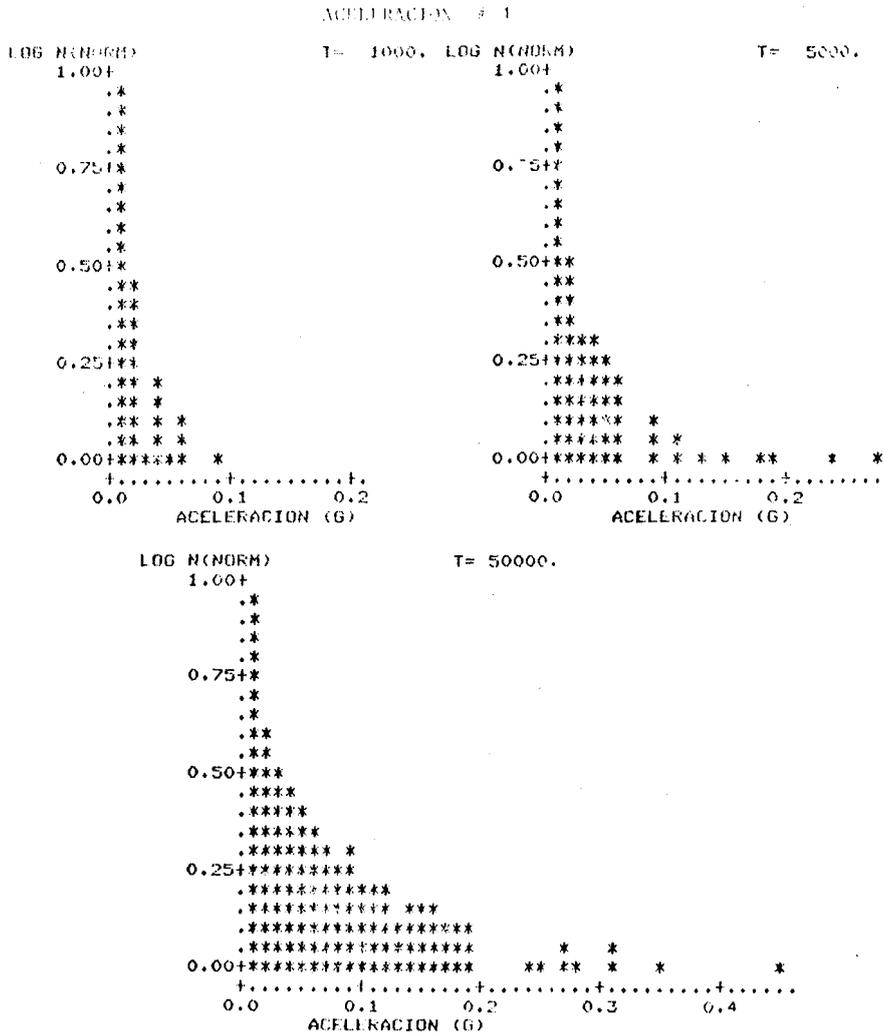


Fig. 4. Histogramas para diferentes duraciones de una realización (mismas semillas), del modelo estocástico, para las cuatro fórmulas a(M, R) consideradas. La duración de cada realización se indica junto al histograma. Los parámetros del modelo son los indicados en la figura 2.

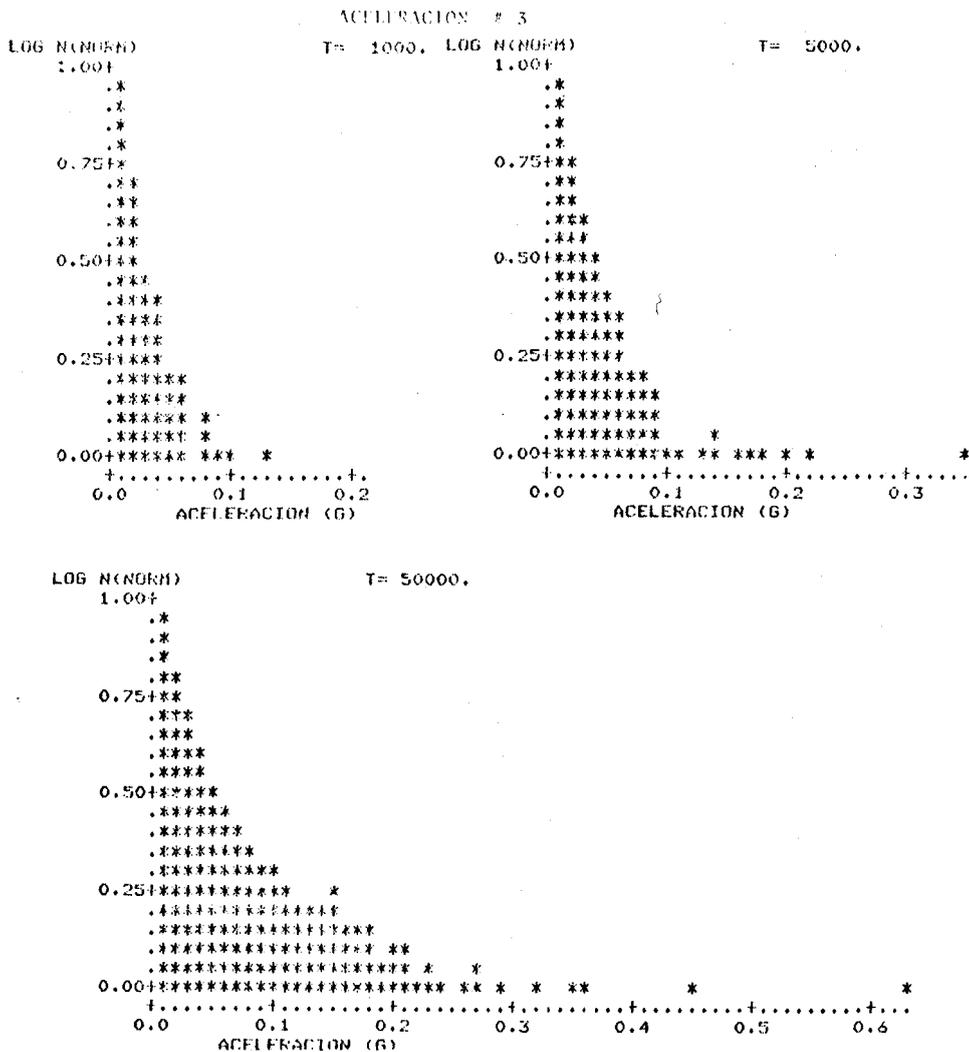


Figura 4 (cont.)

La figura 5 muestra los resultados de 5 000 realizaciones de 50 años cada una. Los riesgos promedio de OBE y SSE para cada una de las realizaciones a(M, R) se muestran graficados contra el número de realizaciones. El valor alrededor del cual se estabilizan los valores de riesgo promedio, es un estimador apropiado del riesgo

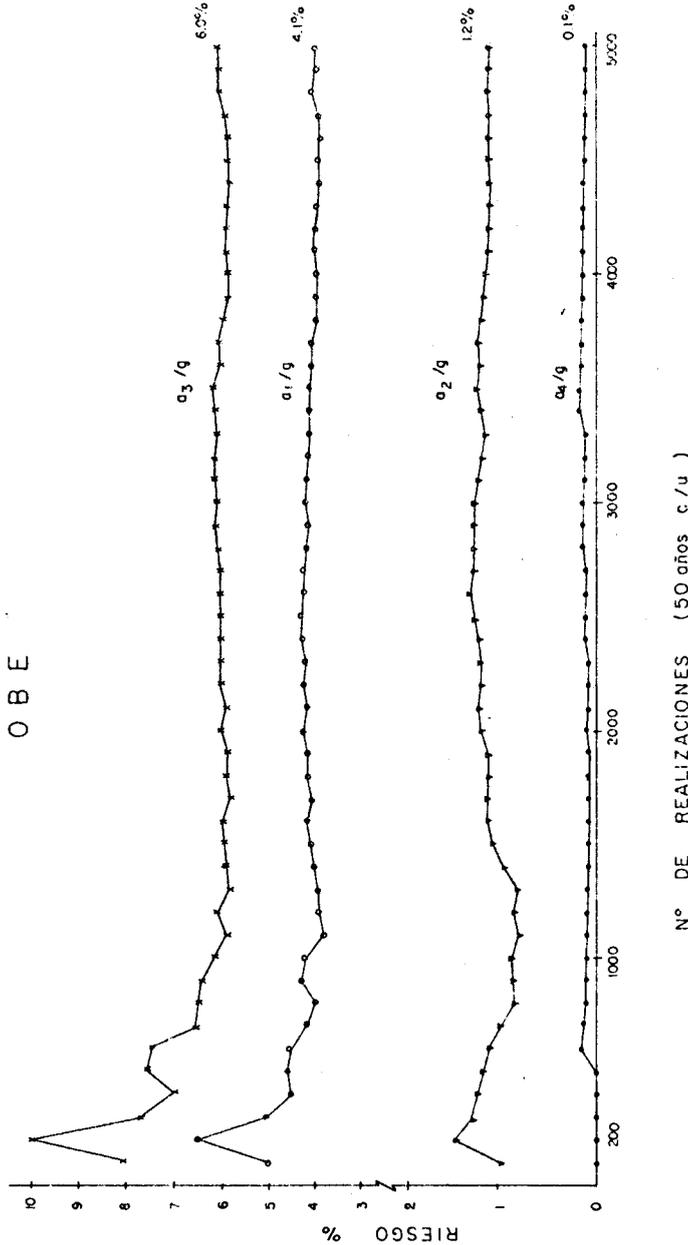
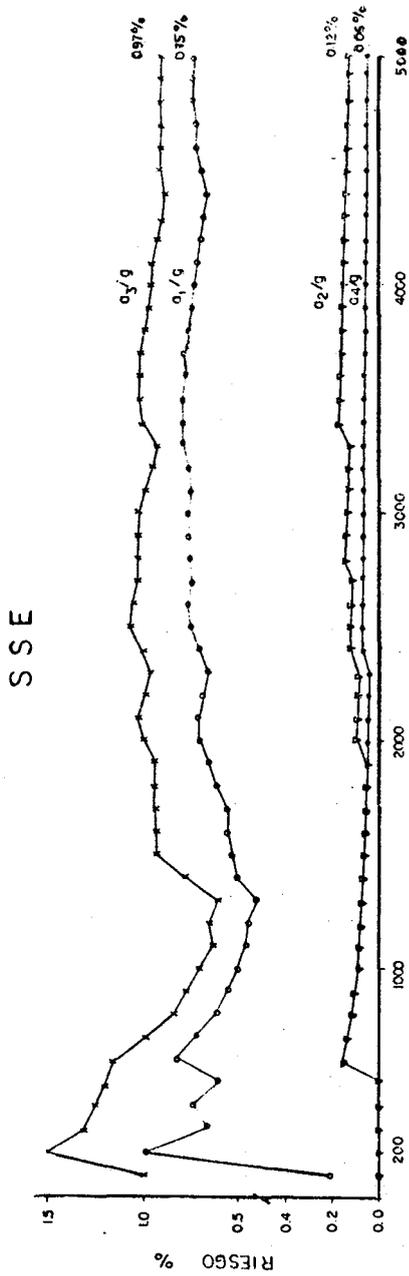


Fig. 5. Promedios de riesgo obtenidos de 5 000 realizaciones de 50 años cada una. A cada fórmula a(M, R) corresponde una curva para la aceleración de OBE y otra para la de SSE. Nótese que la escala vertical para a_1/g y a_3/g es distinta de aquella para a_2/g y a_4/g .



N° DE REALIZACIONES (50 años c/u)

Figura 5 (cont.)

real (asumiendo la validez de nuestras suposiciones) para la planta nuclear de Laguna Verde. Los valores del riesgo, determinado de esta manera para la planta nuclear, se muestran en la tabla 2. Los mayores riesgos estimados son de 6.0% para OBE y de 0.97% para SSE; y los menores son de 0.1% (OBE) y 0.06%(SSE), para un período de 50 años.

Tabla 2

Riesgo para relación	0.12	0.24
a_1/g	4.1%	0.75%
a_2/g	1.2%	0.12%
a_3/g	6.0%	0.97%
a_4/g	0.1%	0.06%

La intensidad máxima promedio de 50 grupos de 100 realizaciones de 50 años cada una es $I_{\max} = \text{VIII} - \text{IX M.M.}$ Para esta intensidad las estructuras diseñadas especialmente para soportar aceleraciones laterales ("Construcción tipo A", (Richter, 1958)) no presentan daños serios.

Como se mencionó arriba, el valor de b es incierto. Aki (1965) indica que la incertidumbre de b está expresada por:

$$b(1 - \xi/\sqrt{n}) < b < b(1 + \xi/\sqrt{n})$$

donde la confianza de que el verdadero valor de b esté dentro del intervalo indicado es el área bajo la función $\text{erf}(\xi/2)$, y n es el número de eventos observados. La aplicación de esta fórmula para una confianza del 90% resulta en los límites:

$$0.342 < b < 1.082$$

El valor de 0.557 obtenido de la muestra completa queda incluido dentro del rango de confianza y nos puede servir para hacer una estimación pesimista del riesgo. El riesgo promedio obtenido a partir de 4 000 realizaciones de 50 años cada una para este valor de b es de 7.5% y 5.7% para OBE y de 1.3% y 1.1% para SSE, para las relaciones a_3/g y a_1/g respectivamente, que son las que dan los mayores riesgos.

La intensidad máxima promedio de 40 grupos de 100 realizaciones de 50 años cada una para $b = 0.557$ es de VIII - IX M.M.

CONCLUSIONES

El método propuesto es fácil y ampliamente aplicable. Permite incluir en los modelos toda la información con que se cuente para una región (incluyendo la relación

a(M, R) apropiada si ésta se conoce), y dar estimaciones útiles basándose en un mínimo de datos y suposiciones. Es un método robusto en comparación con métodos de estimación por integración directa, que pueden presentar errores numéricos, sobre todo en computadoras con palabra corta.

La aplicación del método a la región de Laguna Verde nos permite estimar riesgos para 50 años, del orden de 6.0% para la aceleración de OBE (0.12g) y de 0.97% para la aceleración de SSE (.24g); e indican que la intensidad máxima puede ser del orden de VIII - IX M.M.

Los resultados mostrados en los histogramas de aceleraciones pueden ser de utilidad práctica para fijar las amplificaciones y niveles de disparo para acelerógrafos en la región considerada, basándose en la distribución de aceleraciones pequeñas.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a Alberto Tubilla sus estimulantes discusiones, Sadot Alexandre dibujó las figuras. Un árbitro anónimo hizo valiosas sugerencias para la primera versión de este trabajo. El sistema RESMAC, en cuyas computadoras fueron hechas las simulaciones, es parcialmente financiado por CONACYT.

BIBLIOGRAFIA

- AKI, K., 1965. Maximum likelihood estimate of b in the formula $\log N = a - bM$ and its confidence limits. *Bull. Earthquake Res. Inst.*, 43, 237-239.
- ARCHULETA, R. and P. SPUDICH, 1982. Analysis of near-source static and dynamic measurements from the 1979 Imperial Valley earthquake. Proc. Workshop XVI The Dynamic Characteristics of Faulting Inferred from Recordings of Strong Ground Motion. U.S.G.S. Open File Rept. 784 - 838.
- BAUMGARTNER, G. and B. RAST, 1982. Probabilistic evaluation of design earthquakes. Seminar on Safety Aspects of Nuclear Power Plant Siting, Vienna, Nov. 1982.
- BOATWRIGHT, J., 1982. Introduction. Proc. Workshop XVI. The Dynamic Characteristics of Faulting Inferred from Recordings of Strong Ground Motion. U. S. G. S. Open File Rept. 82-591, 2-12.
- BRUNE, J., 1970. Tectonic stress and the spectra of seismic shear waves from earthquakes. *J. Geophys. Res.*, 75, 4997-5009.
- BRUNE, J., 1971. Correction. *J. Geophys. Res.*, 76, 5002.
- CAMPBELL, K., 1982. Near source scaling characteristics of peak horizontal accelerations for moderate-to-large earthquakes. Proc. Workshop XVI The Dynamic Characteristics of Faulting Inferred from Recordings of Strong Ground Motion. U.S.G.S. Open File Rept. 82-591, 120-184.

- CHIARUTTINI, C. and L. SIRO, 1981. The correlation of peak ground horizontal acceleration with magnitude, distance, and seismic intensity for Friuli and Ancona, Italy and the Alpine Belt. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 71, 1993-2009.
- CORNELL, C., 1968. Engineering seismic risk analysis. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 58, 1583-1606.
- DAVENPORT, A., 1968. A statistical relationship between shock amplitude, magnitude, and epicentral distance and its applications to seismic zoning. Univ. Western Ontario, Fac. Eng. Sci., BLWT-4-72.
- ESTEVA, L., 1968. Bases para la formulación de decisiones de diseño sísmico. UNAM, Inst. Ing. Rep. 182.
- ESTEVA, L. and R. VILLAVERDE, 1972. Seismic Risk, design spectra and structural reliability. Proc. 5th World Conf. Earthquake Eng., Rome, 2586-2597.
- ESTEVA, L., 1976. Seismicity. In: Seismic risk and engineering decisions. Lomnitz, C. and E. Rosenbluth Eds., Elsevier Pub. Co., 179-224.
- GAUS, I. and M. SHERIF, 1972. Zonation and microzonation. Proc. Int. Conf. Microzonation, Seattle, 1972, 3-11.
- GUPTA, I., and O. NUTTLI, 1976. Spatial attenuation of intensities for central U. S. earthquakes. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 66, 743-751.
- GUTENBERG, B. and C. RICHTER, 1944. Frequency of earthquakes in California. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 34, 185-188.
- HANKS, T. and H. KANAMORI, 1979. A moment magnitude scale. *J. Geophys. Res.*, 84, 2348-2350.
- JOHNSON, L., and W. SILVA, 1981. The effects of unconsolidated sediments upon the ground motion during local earthquakes. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 71, 127-142.
- JOYNER, W. and D. BOORE, 1981. Peak acceleration and velocity from strong-motion records from the 1979 Imperial Valley, California, earthquake. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 71, 2011-2038.
- KAGAN, Y. and L. KNOPOFF, 1977. Earthquake risk prediction as a stochastic process. *Phys. Earth Planet. Int.*, 14, 97-108.
- KAGAN, Y. and L. KNOPOFF, 1980. Spatial distribution of earthquakes. The two-point correlation function. *Geophys. J. R. Astr. Soc.*, 62, 302-320.
- LAHR, J. and C. STEPHENS, 1982. Alaska seismic zone: possible example of non-linear magnitude distribution for faults. *Earthquake notes*, 53, 66.
- LOMNITZ, C., 1974. Global tectonics and earthquake risk. Developments in Geotectonics, Vol. 5, Elsevier Pub. Co., 320 pp.
- LOMNITZ, C., 1981. Environmental siting of power plants. *Bull. Int. Assoc. Eng. Geol.*, 23, 33-36.
- LOMNITZ, C., 1983. Seismicity and earthquake risk at the NPP site of Laguna Verde, Veracruz. *Geof. Int.*, 22, 113-135.
- LOMNITZ, C. and F. NAVA, 1983. The predictive value of seismic gaps. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 73, 1815-1824.

- McGARR, A., 1982. Upper bounds of near-source ground motion based on a model of inhomogeneous faulting. Proc. Workshop XVI, The Dynamic Characteristics of Faulting Inferred from Recordings of Strong Ground Motion. U.S.G.S. Open File Rept. 82-591, 562-586.
- MILNE, W. and A. DAVENPORT, 1969. Earthquake probability. Proc. 4th. World Conf. Earthquake Eng., Santiago.
- MURPHY, J. and L. O'BRIEN, 1977. The correlation of peak ground acceleration amplitude with seismic intensity and other physical parameters. *Bull. Seism. Soc. Am.*, 67, 877-915.
- PAUL, D., V. SINGH and N. KUMAR, 1980. A guide to acceleration, velocity and displacement relationships with distance and magnitude. *Bull. Indian Soc. Earthq. Technology*, 15, 13-22.
- RICHTER, C., 1958. Elementary seismology. Freeman, 768 pp.
- SEED, H. and P. SCHNABEL, 1972. Soil and geologic effects on site response during earthquakes. Proc. Int. Conf. Microzonation, Seattle, 1972, 61-85.
- SINGH, S., M. RODRIGUEZ and 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.
- SLEMMONS, D., 1972. Microzonation for surface faulting. Proc. Int. Conf. Microzonation, Seattle, 1972, 348-361.
- VANMARCKE, E. and C. CORNELL, 1969. Statistical study of earthquake loading and response of structures. IV WCEE, Chile, 1969.
- VERE-JONES, D., 1970. Stochastic models for earthquake occurrence. *J. R. Stat. Soc.*, B32, 1-62.