

Análisis espectral de un acelerograma considerado como una realización de un proceso estocástico no-estacionario

J. VALERIO (*)

RESUMEN El objetivo de este trabajo es obtener el Espectro Evolucionario de un acelerograma aplicando la teoría de PRIESTLEY. Este procedimiento sirve para analizar procesos aleatorios no-estacionarios cuya composición en frecuencias varía "suavemente" con el tiempo. A pesar de lo bien establecida que está esta teoría, su aplicación práctica posee todas las dificultades asociadas al caso estacionario más las inherentes a su dependencia en el tiempo. Sin embargo, la teoría sirve para "interpretar" y "valorar la precisión" de las cantidades que se calculan en la realidad. En este trabajo se analizan todas estas cuestiones y se aplica la técnica multifiltro para estimar una versión "suavizada" de la función Densidad Espectral de Potencia Evolucionaria de un acelerograma.

SPECTRAL ANALYSIS OF EARTHQUAKE ACCELERATIONS AS REALIZATIONS OF A NON-STATIONARY STOCHASTIC PROCESS

ABSTRACT The aim of this work is to obtain the evolutionary spectrum of an accelerogram by applying PRIESTLEY's theory. This procedure serves to analyse non-stationary random processes whose frequency content varies "slowly" over time. In spite of the fact that this theory is well-established, its practical application involves difficulties concerning the stationary case, in addition to those problems which are inherent in its time dependency. However, the theory is useful in giving an "interpretation" and "assessment of the precision" of the quantities that are actually calculated. This work analyzes all these questions, and the multifilter technique is applied in order to estimate a "smoothed" version of the evolutionary spectral density function of an accelerogram.

Palabras clave: Señales aleatorias; Procesos no-estacionarios; Ingeniería Sísmica; Sismología; Espectro de respuesta; Espectro evolucionario.

1. INTRODUCCIÓN

Desde que HOUSNER sugirió por primera vez, en 1947, modelar los terremotos como realizaciones de un proceso aleatorio, se han utilizado los modelos probabilísticos como la forma más apropiada y racional de analizar y caracterizar las acciones sísmicas desde un punto de vista ingenieril.

Los primeros modelos estocásticos utilizados eran estacionarios: superposición de pulsos aleatorios llegando aleatoriamente en el tiempo, ruido blanco y ruido blanco filtrado. El uso de estos modelos se ha justificado en base a que los acelerogramas simulados de esta forma originaban espectros de respuesta con amortiguamiento similares a los obtenidos a partir de terremotos reales de gran magnitud en un rango limitado de frecuencias.

La necesidad de modelar las acciones sísmicas mediante procesos estocásticos no-estacionarios se origina cuando el terreno y/o la estructura tienen un comportamiento claramente no lineal pues, en este caso, el sistema puede sufrir

por la acción de la fase de mayor intensidad del terremoto —fase intermedia— una degradación con pérdida de resistencia, lo cual se traduce en una disminución de las frecuencias propias; en esta situación la llegada de las ondas de largo periodo al final del mismo con pequeña amplitud pero de gran duración pueden provocar fatiga en los materiales y/o resonancia estructural (KAMEDA, 1975; TILIOUINE, 1982 y SHINOZUKA, 1988).

Ahora bien, como la no-estacionariedad se puede producir en el dominio del tiempo (ej. valor medio cuadrático dependiendo del tiempo) y/o en el dominio de la frecuencia (ej. función densidad espectral de potencia variando con el tiempo), no es extraño que los procesos "localmente estacionarios" (también llamados "uniformemente modulados" o "modelos separables"), que corresponden a procesos no-estacionarios en el dominio del tiempo, sean los más usados en la práctica por la mayoría de los autores.

En cuanto a los procesos no-estacionarios en el dominio de la frecuencia se pueden distinguir dos líneas principales de investigación: las que usan el "espectro físico" (HOSHIYA, 1980; TILIOUINE, 1982 y BENDIMERAD y GERE, 1984) y las que utilizan el "Espectro Evolucionario" (BRANT y SHINOZUKA, 1969; KAMEDA, 1975; SCHERER, RIERA y SCHUELLER, 1982; SUGITO y KAMEDA, 1984; SPANOS, ROESSET y DONLEY, 1987 y SAWADA y KAMEDA, 1988). Como esta segunda línea puede

Artículo presentado en el 10º Congreso de Ingeniería Sísmica celebrado en Madrid en 1992.

(*) Dr. Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos. Director del Programa Técnico Dinámicas. Laboratorio de Geotecnia, CEDEX, MOPTA.

considerarse superior, al menos desde un punto de vista teórico, es la que se ha elegido en este trabajo.

2. FUNCIÓN DENSIDAD ESPECTRAL DE POTENCIA EVOLUCIONARIA

El concepto de "Espectro Evolucionario" ha sido introducido por PRIESTLEY (1965) y se aplica a una clase de procesos no-estacionarios denominados "procesos oscilatorios".

Se dice que un proceso aleatorio $\{X(t)\}$ es oscilatorio si existe una familia de funciones "oscilatorias" deterministas, $\phi(t, f)$:

$$\phi(t, f) = A(t, f)e^{i2\pi ft} \quad (1)$$

donde $A(t, f)$ es una función de modulación que varía lentamente con el tiempo, de manera que $\{X(t)\}$ puede expresarse por:

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} A(t, f)e^{i2\pi ft} dZ(f) \quad (2)$$

siendo $\{Z(f)\}$ un proceso aleatorio ortogonal en el sentido de que los incrementos $dZ(f)$ y $dZ(f')$ son variables aleatorias no correlacionadas. De las diversas formas de definir la variación lenta con el tiempo de la función $A(t, f)$, la más conveniente es aquella que supone que su Transformada de FOURIER está altamente concentrada en la región de la frecuencia cero, es decir:

$$A(t, f) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i2\pi f\theta} dH(f, \theta) \quad (3)$$

con $|dH(f, \theta)|$ teniendo un máximo en $\theta=0$. Esta restricción en la elección de $A(t, f)$ preserva la interpretación física de f como una frecuencia, concepto fundamental en los procesos no-estacionarios. En efecto, para clarificar mejor esta cuestión se supone primero que el proceso sea estacionario. La razón por la cual se puede interpretar la función densidad espectral de potencia $-S(f)-$ de un proceso estacionario como la distribución en frecuencias de la media cuadrática:

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} S(f) df \quad (4)$$

radica en el hecho de que si $\{X(t)\}$ es un proceso estacionario, el proceso tiene una representación espectral de la forma:

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i2\pi ft} dZ(f) \quad (5)$$

es decir, un proceso estacionario puede ser representado por la "suma" de senos y cosenos de diferentes frecuencias ($e^{i2\pi ft}$) y amplitudes y fases aleatorias ($dZ(f)$). En este sentido, el concepto de frecuencia tiene el significado convencional asociado a las funciones armónicas.

Por otro lado, si el proceso $\{X(t)\}$ es no-estacionario no se pueden emplear las funciones $e^{i2\pi ft}$ como "elementos básicos" pues son intrínsecamente estacionarias. De ahí que, si se quiere introducir la noción de frecuencia en el análisis de los procesos no-estacionarios se tienen que elegir otros "elementos básicos" que siendo no-estacionarios tenga forma oscilatoria y en los que la noción de "frecuencia" sea fundamental (PRIESTLEY, 1971). Estas funciones oscilatorias son las de-

finidas en (1) con la restricción (3). El concepto generalizado de "frecuencia" en que la teoría del "Espectro Evolucionario" está basada y el significado de (3) puede ser mejor comprendido con el siguiente ejemplo (PRIESTLEY, 1981). Sea la función determinista $X(t)$ un coseno amortiguado de la forma:

$$X(t) = Ae^{-\alpha t} \cos(2\pi f_0 t + \phi) \quad (6)$$

Si se hace un análisis de FOURIER convencional de $X(t)$ se ve que $X(f)$ contiene componentes de todas las frecuencias ya que consiste en dos funciones gaussianas centradas en $\pm f_0$. En otras palabras, si se quiere representar $X(t)$ como "suma" de senos y cosenos con amplitudes constantes se necesitan infinitas componentes de frecuencias. Sin embargo, se puede describir perfectamente $X(t)$ diciendo que contiene dos únicas frecuencias ($\pm f_0$) con amplitudes variando con el tiempo ($Ae^{-\alpha t}$). En realidad, si se examina el comportamiento "local" de $X(t)$ en el entorno de un instante t_0 , esto último es lo que se observa ya que si el intervalo de observación es pequeño comparado con α , $X(t)$ aparecería simplemente como una función coseno con frecuencia f_0 y amplitud $Ae^{-\alpha t_0}$. Por ello, si se tiene una función no periódica $X(t)$ cuya transformada de FOURIER tiene un máximo absoluto en el punto f_0 (o en $\pm f_0$ como es el caso real), se puede definir f_0 como "frecuencia" de esta función ya que "localmente" $X(t)$ se comporta como un armónico de "frecuencia convencional" f_0 , modulado por una función amplitud que varía "lentamente" con el tiempo.

Este tipo de razonamiento es la base interpretativa del "Espectro Evolucionario" siendo la representación espectral de un proceso no-estacionario (2) virtualmente una generalización directa de (6). En definitiva, la expresión (2) puede ser interpretada como el límite de una "suma" de senos y cosenos con diferentes frecuencias y amplitudes aleatorias variando con el tiempo, $|A(t, f)| dZ(f)$, de tal manera que la media cuadrática de $\{X(t)\}$ obtenida "a través" de los registros es:

$$E[X^2(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} S(f, t) df \quad (7)$$

donde $S(f, t)$ es la función de Densidad Espectral de Potencia Evolucionaria. En esta última expresión $S(f, t)$ describe, en cada instante de tiempo t , la distribución en frecuencias de la media cuadrática entorno de t ("local power").

A pesar de lo bien establecida que está la teoría de PRIESTLEY, su aplicación práctica posee todas las dificultades asociadas al caso estacionario más las inherentes a su dependencia del tiempo. A continuación, se determina $S(f, t)$ y se analizan todas estas cuestiones.

3. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DENSIDAD ESPECTRAL DE POTENCIA EVOLUCIONARIA DE UN ACELEROGRAMA

3.1. APLICACIÓN DE LA TÉCNICA MULTIFILTRO PARA ESTIMAR LA FUNCIÓN DENSIDAD ESPECTRAL DE POTENCIA EVOLUCIONARIA

La técnica multifiltro ha sido aplicada para:

- Hallar la función Densidad Espectral de Potencia de procesos aleatorios estacionarios (PRIESTLEY, 1962 y PRIESTLEY y GIBSON, 1965) y transitorios (ARNOLD, 1970).

- Analizar la dispersión de las ondas superficiales (DZIEWONSKI, BLOCH y LANDISMAN, 1969).
- Determinar el "Espectro Envolvente de Respuesta" de acelerogramas (TRIFUNAC, 1971, PEREZ, 1973 y SCHOLL, 1974).
- Y, finalmente, calcular la función Densidad Espectral de Potencia Evolucionaria de acelerogramas (KAMEDA, 1975 y SCHERER, RIERA y SCHUELLER, 1982).

En este trabajo se va a estimar $S(f, t)$ mediante la técnica seguida por estos últimos autores. Para ello, considérese el sistema discreto de un grado de libertad (SDOF) como un filtro causal no recursivo. La ecuación del movimiento de un SDOF sometido en su base a una excitación es:

$$\ddot{x}(t) + 2\zeta(2\pi f_n)\dot{x}(t) + (2\pi f_n)^2 x(t) = x(t) \quad (8)$$

donde:

$\{x(t)\}$ = proceso aleatorio no-estacionario de la aceleración de la base (input).

$\{z(t)\}$ = proceso aleatorio no-estacionario del desplazamiento relativo de la respuesta del oscilador (output).

ζ = amortiguamiento relativo del oscilador.

f_n = frecuencia natural del oscilador.

Como $\zeta \ll 1$, el SDOF actúa como un filtro de banda estrecha por lo que $z(t)$ puede aproximarse por:

$$z(t, f_n) = R(t, f_n) \cos(2\pi f_n t + \phi(t)) \quad (9)$$

con $R(t, f_n)$ igual a:

$$R^2(t, f_n) = z^2(t, f_n) + \frac{[\dot{z}(t, f_n)]^2}{(2\pi f_n)^2} \quad (10)$$

Tomando valores medios "a través" de los registros de la expresión (10) resulta:

$$E[R^2(t, f_n)] = E[z^2(t, f_n)] + \frac{E[\dot{z}^2(t, f_n)]}{(2\pi f_n)^2} \quad (11)$$

Ahora bien, PRIESTLEY (1965, 1966) mostró que:

$$E[z^2(t, f_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} |H(f)|^2 S_x(t, f + f_n) df + O\left[\frac{B_h}{B_x}\right] \quad (12)$$

donde $H(f)$ es la función de transferencia del filtro, B_h es la "anchura de banda en el dominio del tiempo" del SDOF y B_x es una "anchura característica" del proceso $\{x(t)\}$ que puede interpretarse como el máximo intervalo de tiempo en que las funciones $A(t, f_n)$ son aproximadamente constantes y, por tanto, el proceso puede considerarse estacionario.

Así mismo, si:

$$B_h \ll B_x \quad (13)$$

la relación (12) puede aproximarse mediante:

$$E[z^2(t, f_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} |H(f)|^2 S_x(t, f + f_n) df \quad (14)$$

Si ahora se supone que para cada instante de tiempo t , la variación de $S_x(f, t)$ es "suave" comparada con $|H(f)|^2$, es decir, que la "anchura de banda" del espectro es sustancialmente mayor que la del filtro, entonces (14) se puede poner de la forma:

$$E[z^2(t, f_n)] = \frac{S_x(t, f_n)}{4\zeta^2(2\pi f_n)^2} \quad (15)$$

Esta relación es "exacta" para el caso particular en que el input es un ruido blanco, es una "buena aproximación" si el input es un proceso estacionario y constituye una "aproximación más gruesa" si el input es un proceso no-estacionario. Sustituyendo (15) y sus derivadas en (11) y teniendo en cuenta que $G_x(t, f_n) = 2 S_x(t, f_n)$, resulta la siguiente relación:

$$G_x(t, f_n) = 4\zeta^2(2\pi f_n)^2 E[R^2(t, f_n)] \quad (16)$$

El proceso envolvente $R(t, f_n)$ se determina teniendo en cuenta la Figura 1 y la expresión (11), ya que $R(t, f_n)$ es el módulo de la función compleja $\dot{z}(t, f_n)$. De esta manera, es fácil obtener una "estimación gruesa" de $G_x(t, f_n)$ pues (16) se transforma finalmente en la siguiente expresión:

$$G_x(t, f_n) = 4\zeta^2(2\pi f_n)^2 R^2(t, f_n) \quad (17)$$

Ahora bien, en (17) se ha eliminado el promediado de $R^2(t, f_n)$ "a través" de los registros ya que sólo se va a disponer de uno. Por ello, con el fin de reducir las fluctuaciones, PRIESTLEY propone "suavizar" $G_x(t, f_n)$ en el entorno de t con lo que aumenta, además, la precisión del estimador a costa de sacrificar el grado de resolución en el dominio del tiempo. Este suavizado se realiza con una función de ponderación $W_{Tp}(t)$ de manera que el espectro suavizado se obtiene mediante la nueva expresión:

$$\hat{G}_x(t, f_n) = \int_{-\infty}^{\infty} W_{Tp}(u) G_x(t, f_n, t-u) du \quad (18)$$

donde el parámetro T_p debe satisfacer la relación:

$$B_h \ll T_p \ll T \quad (19)$$

Es decir, mientras $h(t)$ opera "localmente" sobre el proceso $\{x(t)\}$, $W_{Tp}(u)$ lo hace sobre un intervalo de tiempo sustancialmente mayor. En este trabajo se ha tomado como función de ponderación una "ventana" rectangular.

Una vez estimada la función $G_x(t, f_n)$ mediante la expresión (18), es importante determinar la precisión de esta estimación aunque solo sea de forma aproximada. Con este fin, tomando como medida de la precisión de la estimación espectral el error eficaz normalizado $-\eta(w)$ resulta:

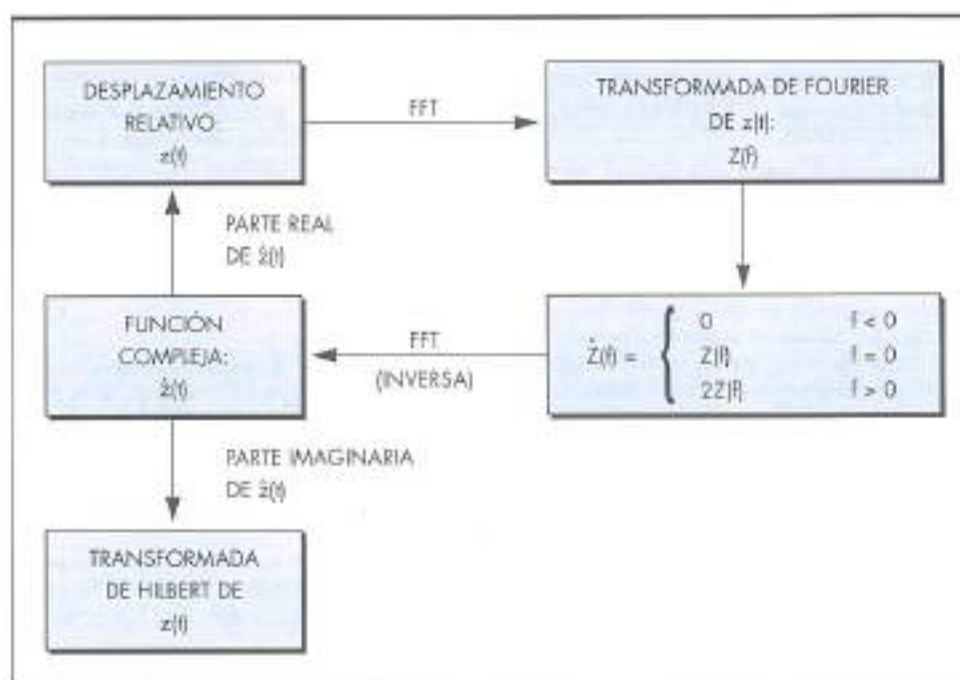
$$\eta^2(w) = \varepsilon_r^2(w) + \varepsilon_b^2(w) \quad (20)$$

siendo, como se sabe, ε_r el error aleatorio normalizado y ε_b el error de sesgo normalizado. PRIESTLEY (1966) demuestra que estos dos últimos errores pueden aproximarse mediante las siguientes expresiones:

$$\varepsilon_r^2 = \frac{C}{T_p} \int_{-\infty}^{\infty} |H_x(w)|^4 dw \quad (21)$$

$$\varepsilon_b^2 = \frac{1}{4} \left[\frac{B_h^2}{B_{ST}^2} + \frac{B_h^2}{B_{SY}^2} \right] \quad (22)$$

donde: B_h = anchura de banda en el dominio de la frecuencia del SDOF, B_{ST} = anchura de banda en el dominio del tiempo de $G_x(t, f_n)$, B_{SY} = anchura de banda en el dominio de la frecuencia de $G_x(t, f_n)$, B_w = anchura de banda en el domi-

FIGURA 1. Diagrama de cálculo de $\dot{z}(t)$ 

nio del tiempo de la función de ponderación que es igual a $T_p/\sqrt{12}$ y $C = 2\pi$ para la ventana rectangular. La relación (21) puede aproximarse mediante la expresión:

$$\epsilon_r^2 \approx \frac{4\pi}{25T_p^2 \omega_{NS}^2} \quad (23)$$

3.2. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Como ejemplo de aplicación para determinar los parámetros necesarios para estimar $G_a(t, f)$, se ha utilizado la componente N-S del acelerograma de El Centro.

El número de parámetros que habría que cuantificar son los siguientes: ξ (filtro), T_p (ventana de ponderación) y B_{ST} , B_{ST} y B_{ST} (proceso no-estacionario). Sin embargo, en la práctica se reduce a determinar ξ y T_p , ya que para calcular B_{ST} y B_{ST} se necesita conocer $G_a(t, f)$ y no hay método para hallar B_{ST} . Aquí es donde radica la mayor fuente de dificultades para una aplicación racional del método: la estimación de los parámetros B_{ST} , B_{ST} y B_{ST} . Los dos primeros son inherentes a los procesos no-estacionarios, mientras que el tercero (B_{ST}) es común, en parte, con los estacionarios. En estos últimos procesos la resolución en el dominio de la frecuencia (B_{ST}/B_{ST}) no tiene, en principio, ninguna restricción. Sin embargo, si el proceso es no-estacionario y se disminuye mucho B_{ST} aumenta B_{ST} y este parámetro debe cumplir la relación (13). En otras palabras, en los procesos no-estacionarios al actuar el filtro muy "localmente" en el tiempo asegurando una alta resolución en este dominio, hay que "sacrificar" cierto grado de resolución en el dominio de la frecuencia.

Determinación del amortiguamiento del filtro

Al aplicar la técnica multifiltro se ha supuesto que el filtro utilizado era de banda estrecha y que su fase transitoria era despreciable. Ambas hipótesis vienen controladas por el valor del amortiguamiento ξ asignado al filtro de la manera siguiente:

- Para que el filtro sea de banda estrecha se requiere que ξ sea lo más pequeño posible.
- Por otro lado, para que el efecto de la fase transitoria desaparezca rápidamente es necesario que ξ sea grande.

El conflicto se resuelve tomando una solución de compromiso. KAMEDA (1975) recomienda utilizar un rango de valores de 0.05-0.20. En este trabajo se ha elegido ξ de manera que el acelerograma simulado a partir del Espectro Evolucionario estimado se aproxime lo más posible al real en tres aspectos: aceleración máxima, pseudoespectro de respuesta de la velocidad y espectro de FOURIER. Teniendo en cuenta esta comparación, se ha tomado un valor de $\xi = 0.05$ (URIEL, BLAZQUEZ y VALERIO, 1987).

Determinación del parámetro T_p de la ventana de ponderación

El parámetro T_p influye de las dos maneras siguientes:

- Para que la resolución en el dominio del tiempo (B_{ST}/B_{ST}) sea pequeña, T_p debe serlo también ya que:

$$B_{ST} = \frac{T_p}{\sqrt{12}} \quad (24)$$

- Por otro lado, según (23) para que el error aleatorio normalizado sea pequeño T_p debe tomar un valor grande.

El conflicto se resuelve, igual que en el caso de ξ , con una solución de compromiso. Se ha observado que para $\xi = 0.05$ es mejor tomar un valor variable con la frecuencia que uno constante, ya que la aceleración máxima se aproxima más al valor real. Esta variación de T_p con la frecuencia también puede "justificarse" sin más que optimizar $\eta^2(w)$ con respecto a T_p . En efecto, sustituyendo (22) y (23) en (20) y haciendo cero la derivada de $\eta^2(w)$ con respecto a T_p resulta la siguiente expresión:

$$T_p = 3.37 \{ T_n - B_{ST} \} \quad (25)$$

El valor de T_p adaptado en este trabajo coincide con el recomendado por KAMEDA (1975) ya que da una resolución aceptable en el dominio del tiempo ($B_{\text{est}} = 1$ seg) y un mejor valor de pico del acelerograma simulado ($a_{\text{max}} = 328$ cm/seg²). No obstante, adolece de bastante imprecisión ya que presenta un error aleatorio normalizado de 0,73-3,2 en el rango de frecuencias analizado (0,1-10 Hz).

Con los valores de ξ y T_p tomados en este trabajo ($\xi = 0,05$ y $T_p = \min(3 T_n, 1,5)$) se ha estimado el Espectro Evolucionario $G_e(t, f)$ de las tres componentes del terremoto de El Centro, 1940 (URIEL, BLÁZQUEZ y VALERIO, 1987). La Figura 2 muestra el Espectro Evolucionario normalizado de la componente N-S y la Figura 3 representa el acelerograma de esta última componente junto con la evolución temporal del Espectro Evolucionario normalizado para algunas de las frecuencias determinadas. El número total de frecuencias analizadas fue de 47 que corresponden a una anchura de banda del filtro (B_H) igual a $2\xi f_n$.

Una aplicación interesante del Espectro Evolucionario consiste en examinar las concentraciones de energía que se aprecian en su evolución temporal y en la del acelerograma. En efecto, si se analizan conjuntamente las tres componentes se deduce que:

- Existen 6 picos de energía en los primeros 30 segundos entorno de 2, 5, 9, 12, 21 y 26 segundos (Tabla 1).
- La frecuencia más representativa de la evolución de la intensidad de las componentes horizontales resulta ser la de 2 Hz ya que en ella (Figura 3) se aprecian claramente los seis picos antes mencionados con niveles espectrales muy grandes comparados con los máximos obtenidos (Tabla 1).

- El valor máximo estimado de $G_e(t, f)$, componente N-S, es de 5.986 [cm/seg²]²/Hz para $f = 1.822$ Hz y $t = 2,22$ segundos (Figura 3).
- En cuanto a la componente E-W, el valor máximo estimado de $G_e(t, f)$ es de 3.193 [cm/seg²]²/Hz para $f = 0,818$ Hz y $t = 12,58$ segundos.
- Las aceleraciones máximas horizontales se producen para $t = 2,12$ segundos (componente N-S) y $t = 11,44$ segundos (componente E-W), valores que coinciden, aproximadamente, con la posición de los máximos absolutos del Espectro Evolucionario.

Si se asocia cada concentración temporal de energía con un paquete de ondas originado por un "evento", el terremoto de El Centro habría sido ocasionado en sus 30 primeros segundos por la secuencia de 6 eventos distintos. Este resultado está, en parte, de acuerdo con el estudio realizado por TRIFUNAC y BRUNE (1970). Estos autores analizaron visualmente los acelerogramas de este terremoto y distinguieron "al menos 4 eventos" a los 2, 8, 13 y 23,5 segundos, respectivamente. Por otro lado, de un trabajo más reciente llevado a cabo por DOSER y KANAMORI (1987), se deduce que este terremoto puede ser modelizado satisfactoriamente mediante "4 a 6 fuentes puntuales" separadas entre sí 17,5 Km, aunque el mejor ajuste lo encuentran estos autores con "5 eventos". A la vista de estos resultados es razonable señalar que la técnica seguida en este trabajo es, al menos, tan objetiva como la de DOSER y KANAMORI y más que la "visual" utilizada por TRIFUNAC y BRUNE, por lo que es posible que el terremoto de El Centro de 1940 haya sido originado por la secuencia de 5 ó 6 eventos. Para terminar y con el fin de avalar en parte esta hipótesis, se ha confeccionado

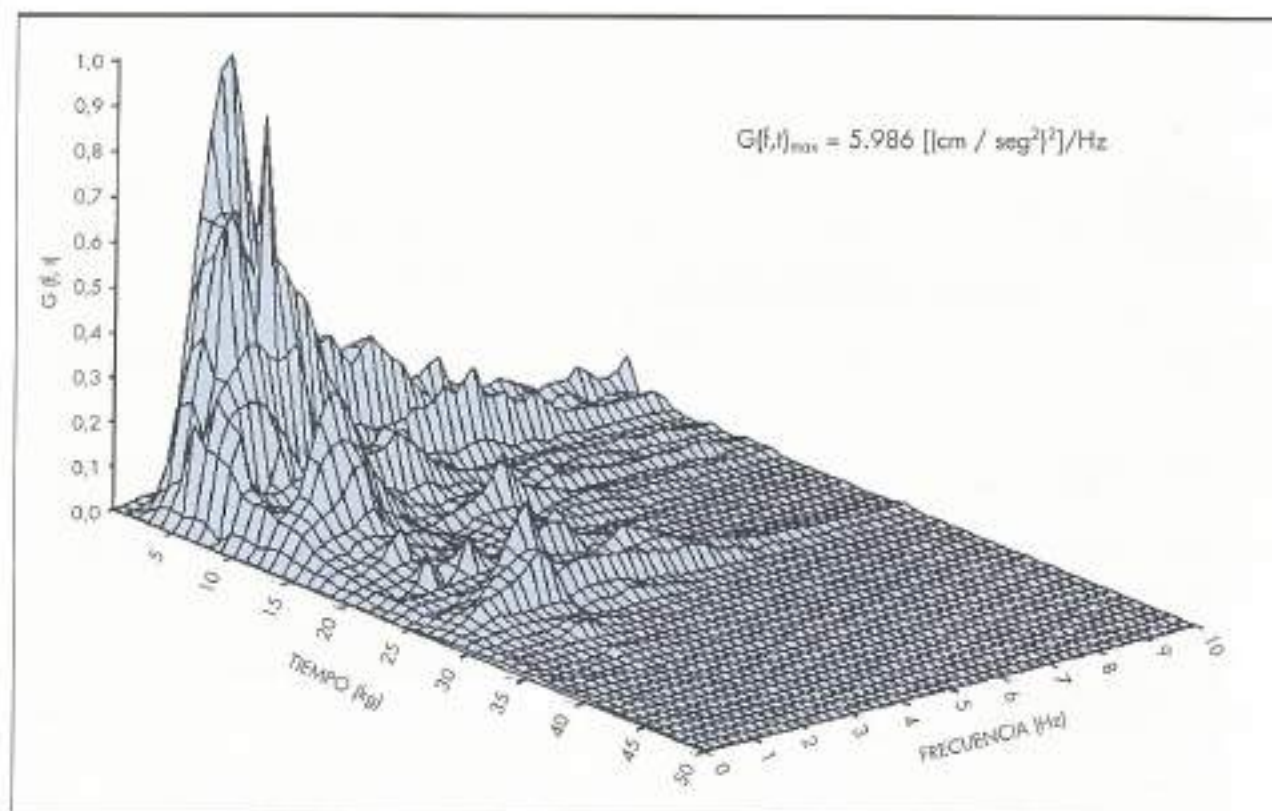


FIGURA 2. Representación tridimensional del espectro evolucionario normalizado del acelerograma de El Centro (componente N-S).

TABLA 1. Picos de energía en la componente N-S del terremoto de El Centro (1940).

NUMERO DE ORDEN		1	2	3	4	5	6
ACELEROGRAMA	t (seg)	2,12	4,82	8,94	11,84	20,74	25,74
	a (cm/seg ²)	334	240	166	199	-91	-113
ESPECTRO EVOLUCIONARIO MAS REPRESENTATIVO	t (seg)	2,22	5,18	9,62	12,58	21,46	25,89
	f (Hz)	2	2	2	2	2	2
	$G(f, t)^*$	5,076	2,519	626	1,165	601	1,605
VALORES MAXIMOS DEL ESPECTRO EVOLUCIONARIO	t (seg)	2,22	5,18	9,62	12,58	21,20	25,74
	f (Hz)	1,82	1,82	0,55	1,35	3,67	2,22
	$G(f, t)^*$	5,986	5,274	1,192	2,364	801	1,907
Expresado en (cm/seg ²)/Hz							

la Tabla 2. Esta tabla contiene el número de máximos absolutos hallados en el Espectro Evolucionario y clasificados temporalmente: los picos 1, 3, 4 y 6 coinciden con los de TRI-FUNAC y BRUNE y el 2 aparece muchas más veces que el 5 por lo que podría corresponder al quinto evento.

4. CONCLUSIONES

A la vista de lo que se ha comentado en este trabajo, se pueden sacar las siguientes conclusiones:

- La teoría de PRIESTLEY es la más correcta y potente que existe en la actualidad para analizar en el dominio de la frecuencia procesos estocásticos no-estacionarios cuyas funciones estadísticas varíen "suavemente" en el tiempo.
- La aplicación práctica de esta teoría posee todas las dificultades asociadas al caso estacionario más las inherentes a su dependencia del tiempo. Sin embargo, la teoría desarrollada sirve para "interpretar" y "valorar la precisión" de las cantidades que se calculan en la realidad.
- La función Densidad Espectral de Potencia Evolucionaria, $G(f, t)$, se ha calculado utilizando la técnica multifiltro y lo más que se puede estimar es una versión "suavizada" de $G(f, t)$, suavizada tanto en el dominio del tiempo como en el de la frecuencia.
- El número de parámetros que habría que determinar para estimar $G(f, t)$ son cinco: amortiguamiento del filtro (ξ), longitud de la ventana temporal de suavizado (T_p), anchura característica del proceso no-estacionario analizado (B_p) y las anchuras de banda del Espectro Evolucionario en el dominio del tiempo (B_{ST}) y de la frecuencia (B_{SF}). En la estimación de estos parámetros radica la mayor fuente de problemas para una aplicación racional de la teoría, aunque en la práctica se reducen a dos: ξ y T_p .
- Con los valores de ξ y T_p elegidos, la estimación de $G(f, t)$ en el rango de frecuencias 0,1-10 Hz presenta las siguientes

características: $B_{ST} = 1$ seg, $B_{SF} = 2$ Hz, $\xi_0 = 0,2$ y $\xi_r = 0,73-3,2$. Lo cual demuestra que la determinación de $G(f, t)$ adolece de bastante imprecisión, aunque estos valores hay que tomarlos con sentido más orientativo y cualitativo que cuantitativo.

- Finalmente, al tener $G(f, t)$ la capacidad de mostrar la evolución temporal de cada frecuencia, resulta de capital importancia su determinación para conocer si un terremoto es una secuencia o no de "eventos" y, además, comprender sus posibles efectos dañinos en las obras de Ingeniería: bien por degradación de los materiales empleados y/o también por el efecto acumulativo de los sucesivos eventos.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo es el resultado de una investigación dirigida por el Dr. URIEL y en colaboración con el Dr. BLÁZQUEZ, y fue llevada a cabo en el Laboratorio de Geotecnia del CEDEX (MOPTMA) mediante una subvención concedida por la CAICYT y con cargo al Fondo Nacional para el Desarrollo de la Investigación Científica.

REFERENCIAS

- ARNOLD, CH. R. (1970). Spectral estimation for transient waveforms. IEEE Transactions on Audio and Electroacoustics, Vol. AU-18, n° 3, September: 248-257.
- BENDIMERAD, M. F. y GERE, J. M. (1984). Non-stationary spectral analysis and modeling of three-dimensional seismic ground motion. Proc. 8th WCEE, San Francisco, Vol. 2: 501-508.
- BRANT, P. W. y SHINOZUKA, M. (1969). Application of the evolutionary power spectrum in structural dynamic. Proc. of ASCE-EMD Speciality Conference on Probabilistic Concepts and Methods, Nov: 42-46.

TABLA 2. Número de máximos absolutos del espectro evolucionario correspondiente a cada uno de los picos de energía (Terremoto de El Centro, 1940).

NUMERO DE ORDEN	1	2	3	4	5	6
Componente N-S	15	24	—	—	1	3
Componente E-W	7	13	9	13	1	4
Componente Vertical	15	9	7	15	1	—

DOSER, D. I. y KANAMORI, H. (1987). Long period surface waves of four western United States earthquakes recorded by the Pasadena strainmeter. BSSA, Vol. 77, n° 1, February: 236-243.

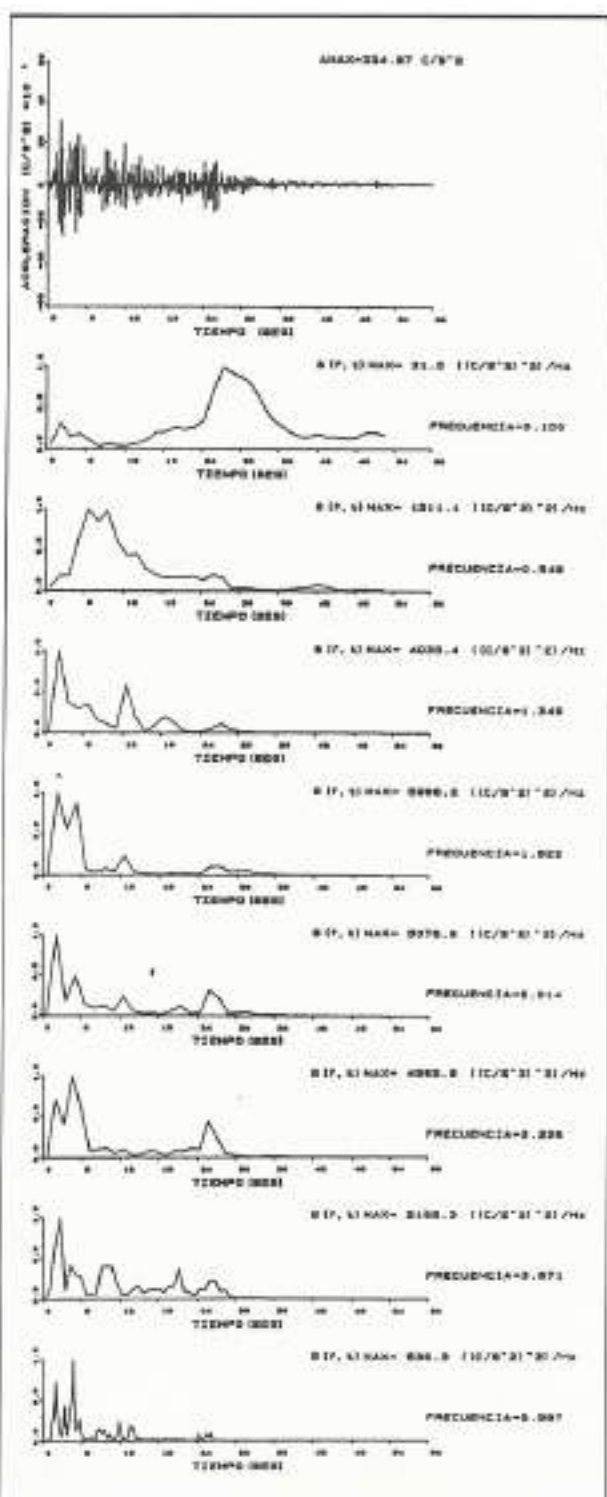


FIGURA 3. Acelerograma y espectro evolucionario normalizado de alguna de las frecuencias calculadas en el rango 0.1-10 Hz [componente N-S].

DZIEWONSKI, A.; BLOCH, S. y LANDISMAN, M. (1969). A technique for the analysis of transient seismic signals. BSSA, Vol. 59, n° 1, February: 427-444.

HOSHIYA, M. (1980). Stochastic process model of ground motion to meet the needs of reliability analysis of nuclear power plants. Nuclear Engineering and Design, Vol. 60: 99-106.

HOUSNER, G. W. (1947). Characteristics of strong-motion earthquakes. BSSA, Vol. 37, n° 1, January: 19-31.

KAMEDA, H. (1975). Evolutionary spectra of seismogram by multifilter. Journal of the EMD, ASCE, Vol. 101, EM6, December: 787-801.

PÉREZ, V. (1973). Velocity response envelope spectrum as a function of time, for the Pacoima dam, San Fernando earthquake, February 9, 1971. BSSA, Vol. 63, n° 1, February: 299-313.

PRIESTLEY, M. B. (1962). Basic considerations in the estimation of spectra. Technometric, Vol. 4, n° 4, November: 551-563.

PRIESTLEY, M. B. (1965). Evolutionary spectra and non-stationary processes. J. R. Statist. Soc. B., 27: 204-237.

PRIESTLEY, M. B. y GIBSON, C. H. (1965). Estimation of power spectra by a wave-analyser. Technometric, Vol. 7, n° 4, November: 553-559.

PRIESTLEY, M. B. (1966). Design relation for non-stationary processes. J. R. Statist. Soc. B., 28: 228-240.

PRIESTLEY, M. B. (1971). Some notes on the physical interpretation of spectra of non-stationary stochastic processes. Journal of the Sound and Vibration, 17, 1: 51-54.

PRIESTLEY, M. B. (1981). Spectral analysis and time series. London: Academic Press.

SAWADA, T. y KAMEDA, H. (1988). Modeling of non-stationary cross spectrum for multivariate earthquake motions by multifilter technique. Proc. 9th WCEE, Tokyo, Vol. II: 795-800.

SCHERER, R. J.; RIERA, J. D. y SCHUELLER, G. I. (1982). Estimation of time dependent frequency content of earthquake accelerations. Nuclear Engineering and Design, Vol. 71: 301-310.

SCHOLL, R. E. (1974). Statistical analysis of low-rise building damage caused by the San Fernando earthquake. BSSA, Vol. 64, n° 1: 1-23.

SHINOZUKA, M. (1988). State of the art report: engineering modeling of ground motion. Proc. 9th WCEE, Tokyo, Vol. VIII: 51-62.

SPANOS, P.; ROESSET, J. M. y DONLEY, M. (1987). Evolutionary power spectrum estimation of September 19, 1985 Mexico earthquake accelerograms. Stochastic Approaches in Earthquake Engineering US-Japan Joint Seminar, Florida, USA: 322-333.

SUGITO, M. y KAMEDA, H. (1984). Prediction of near-source ground motions for great earthquakes from superposed evolutionary models. Proc. 8th WCEE, San Francisco, Vol. 2: 509-516.

TILIOUINE, B. (1982). Non-stationary analysis and simulation of seismic signals. Ph. D. Dissertation, Civil Engineering Department, Stanford University, Stanford, CA.

TRIFUNAC, M. D. y BRUNE, J. N. (1970). Complexity of energy release during the Imperial Valley California earthquake of 1940. BSSA, Vol. 60: 137-160.

TRIFUNAC, M. D. (1971). Response envelope spectrum and interpretation of strong ground motion. BSSA, Vol. 61, n° 2, April: 343-356.

URIEL, S.; BLÁZQUEZ, R. y VALERIO, J. (1987). Tratamiento de señales aleatorias producidas por acciones dinámicas en el terreno (sismos, explosiones y vibraciones). Informe n° 4. Proyecto de Investigación CAICYT-Laboratorio de Geotecnia del CEDEX, MOPT, Madrid, España.