

Inv. Pesq.	46 (3)	Págs. 349-377	diciembre 1982
------------	--------	---------------	----------------

Aproximación al comportamiento estadístico del viento en el delta del Ebro. Estudio de la velocidad escalar *

MARC A. GARCÍA

Instituto de Investigaciones Pesqueras de Barcelona.
Paseo Nacional, s/n. Barcelona-3

Palabras clave: Velocidad escalar del viento, distribución de Weibull, test de Komolgorov-Smirnov, Delta del Ebro.

Key words: Scalar wind speed, Weibull distribution, Komolgorov-Smirnov test, Ebro Delta.

RESUMEN: El objeto del presente estudio es el ensayo de una modelación estadística del módulo de vector velocidad del viento considerado como variable aleatoria, en el marco geográfico del Mediterráneo próximo al Delta del Ebro, y en una escala de tiempos anual y estacional (nos ceñimos al año 1980). Asimismo, se propone un método de estimación de futuras velocidades locales medias modales o extremales, y se analizan las posibilidades de extrapolación del mismo a otros ámbitos geográficos y temporales.

SUMMARY: STATISTICAL DESCRIPTION OF THE WIND AT THE EBRO DELTA. — The purpose of this work is to assess the statistical properties of the observed scalar wind speed in the region of the Ebro Delta on the Spanish Mediterranean coast in 1980. The wind speed is treated as a random variable and both annual and seasonal behaviour is explored. An estimation method is proposed for the prediction of future values of the mean, modes and extreme values of the wind speed. Application of the technique to other geographical and temporal domains is briefly discussed.

INTRODUCCIÓN

La unidad de Oceanografía del Instituto de Investigaciones Pesqueras de Barcelona ha estado desarrollando, en el ámbito del proyecto «Estudio de la calidad de las aguas continentales y marítimas del delta del Ebro», una estrategia de obtención de datos meteorológicos y oceanográficos encaminada a poder disponer de largas series temporales de valores de parámetros dinámicos en la región citada que, a través de posterior tratamiento estadístico y numérico, condujeran finalmente a un diagnóstico de la dinámica marítima del Delta con un alto grado de concreción.

En este contexto, el presente estudio contiene una primera modelación estadística de los datos de velocidad de viento obtenidos durante 1980 en una estación suficientemente representativa de la meteorología que actúa sobre las aguas que bañan el Delta, y establece las bases para la formulación de un método de prognosis estimativa de velocidades del viento en la zona.

* Recibido el 18 de marzo de 1982.

Trabajo realizado en el ámbito del proyecto conjunto hispano-norteamericano número 793 028.

Caracterización matemática del viento. Velocidad y dirección

El fenómeno albergado bajo la denominación genérica de «viento» es amplio y ciertamente complejo. Incluye, en sentido extensivo, su génesis meteorológica (cuantificable en términos de un vector gradiente de presiones, si se acepta la hipótesis geostrófica) y su ocurrencia, que puede ser descrita en términos de velocidad bajo la hipótesis bidimensional a través de las variables «velocidad escalar» (u) y «dirección de proveniencia» (θ). Si bien θ queda suficientemente caracterizada al decir que se mide en grados sexagesimales a partir del norte magnético en sentido dextrógiro, existen sobre u tres ambigüedades a disipar con anterioridad a cualquier otra consideración:

1. La cota de referencia a la que estamos midiendo esa velocidad.
2. La representatividad respecto del espectro de energía del viento de las velocidades muestrales medidas (en otras palabras, si los intervalos de muestreo tomados son adecuados como para considerar que el proceso viento es estacionario entre dos lecturas consecutivas).
3. La naturaleza estructural de la velocidad considerada, ya sea media o instantánea (y en este último caso, lo que se entiende por «instantánea» a la vista del período de resolución del anemómetro usado).

En el caso que nos ocupa, vamos a trabajar sobre un conjunto de registros horarios de pares de valores (u , θ) obtenidos en la estación meteorológica ubicada a bordo del buque «Delta», fondeado en las proximidades de la plataforma petrolífera «Afortunada» (coordenadas $40^{\circ} 40' 07''$ N, $01^{\circ} 18' 03''$ E, cota de lectura 25 m), durante el período que va del 1 de enero al 31 de diciembre de 1980. Son velocidades promediadas a lo largo de 10 minutos cada hora (es éste un criterio frecuentemente adoptado a la vista de la estructura del espectro de energía del viento), y se emplean corregidas a cota 10 m (están suministradas ya así). El número total de registros válidos asciende a 8530.

Es criticable el que las conclusiones que se vayan a extraer tengan un ámbito de validez restringido, puesto que tal es el carácter de los datos empleados. Pero no es menos cierto que el objetivo básico de este estudio es el desarrollar una metodología aplicable a otras situaciones distintas; es decir, no se ha buscado tanto el desarrollo de una investigación de conclusiones directamente extrapolables a otros ámbitos geográficos y temporales (que acaso sería también un enfoque equivocado para el estudio de una meteorología tan característica y local como es la del Valle y Delta del Ebro) cuanto el poner a punto un proceso de razonamiento que permita obtener resultados satisfactorios en situaciones muy diversas. En el mismo sentido, no deberá buscarse en estas páginas una comprobación o «tarado» exhaustivos de los métodos que se proponen, puesto que ello debe ser objeto de especiales atención y crítica en otro momento, a la vista de futuras series de datos.

Antecedentes

Ni que decir tiene que los ensayos de modelación estadística de variables asociadas a fenómenos meteorológicos no son nuevos. En lo que respecta a estimaciones de las distribuciones probabilísticas de velocidades de vientos, cabe destacar como clásicos los trabajos de BROOKS *et al.* (1946), GUMBEL (1954), DAVENPORT (1967) y, más recientemente, COPEIRO (1979). La mayor parte de ellos centran su interés en el cálculo de distribuciones extremales para períodos de retorno cualesquiera, de determinación de evidente importancia para el diseño de edificios y obras portuarias, por ejemplo. Aquí nos interesaremos por un estudio de carácter no extremal, aunque en la fase de conclusiones se llegará a esbozar consideraciones para la posible determinación de la función extremal asociada a la variable aleatorias estudiada aquí.

El vector de velocidad del viento puede ser estudiado en descripción bidimensional en términos de sus componentes cartesianas (u_x, u_y) —sea el sistema referencial considerado tal que las direcciones x e y coincidan con el este y norte, respectivamente—. Si se asumen como variables aleatorias, y sin prejuzgar nada acerca de su dependencia recíproca, se ha comprobado que los histogramas observados de frecuencias relativas conjuntas, en ausencia de fenómenos friccionales, son asimilables a una distribución normal bivariada de ecuación (BROOKS, 1946):

$$p(u_x, u_y) = (1/2 \pi \sigma^2) \exp \{ -((u_x - \bar{u}_x)^2 + (u_y - \bar{u}_y)^2) / 2 \sigma^2 \} \quad (1)$$

siendo \bar{u}_x, \bar{u}_y las medias de u_x y u_y , y σ la desviación típica de ambas, de forma que $\sigma_{u_x} = \sigma_{u_y} = \sigma$.

Si se considera $\bar{u}_x = \bar{u}_y = 0$, la fórmula anterior conduce a una distribución de la variable módulo del vector velocidad (esto es, u) de la forma:

$$p(u) = (u/\sigma^2) \exp (-u^2/2 \sigma^2) \quad (2)$$

que es la conocida distribución de Rayleigh. Integrando (2) entre los límites del campo de existencia de u , 0 e ∞ , obtenemos la función de distribución acumulada correspondiente:

$$F_R(u) = 1 - \exp (-u^2/2 \sigma^2) \quad (3)$$

Es obvio que en la realidad no se suelen verificar las condiciones ideales de ausencia de fricción para las que (3) sería en efecto la distribución $F(u)$ de la velocidad escalar u considerada como variable aleatoria. En concreto, las velocidades registradas por estaciones meteorológicas suelen estar medidas a cotas tales que se producen divergencias respecto del carácter gaussiano ideal de la variable debidas ante todo a distorsiones friccionales. Por otro lado, es evidente que las hipótesis $\bar{u}_x = \bar{u}_y = 0$, $\sigma_{u_x} = \sigma_{u_y} = \sigma$ no son acepta-

bles cuando nos limitamos al estudio de una meteorología local muy característica con situaciones básicas «privilegiadas». Es por ello por lo que se emplea con mayor frecuencia para modelar $F(u)$ la distribución de Weibull:

$$F_{c,k}(u) = 1 - \exp \{ -(u/c)^k \} \quad (4)$$

que por ser una distribución de dos parámetros, c y k , resulta más flexible que la de Rayleigh (obsérvese que esta última no es más que un caso particular de (4) en el que $k = 2$ y $c = \sqrt{2}\sigma$). Esta distribución ha sido ensayada con éxito para describir el comportamiento estadístico de la velocidad escalar del viento en los aeropuertos de Nueva York (cota de vientos 500 m, $c = 25$ mph, $k = 1,87$) y Seattle (cota de vientos 300 m, $c = 19,0$ mph, $k = 1,9$) de Estados Unidos, entre otros muchos ejemplos.

DAVENPORT (1967) propone el uso de la función de Weibull para aproximar la distribución acumulada conjunta de u y θ en la forma:

$$p(u > U, \theta) = \phi(\theta) \exp \{ -(U/c(\theta))^{k(\theta)} \} \quad (5)$$

donde $\phi(\theta)$, $c(\theta)$, $k(\theta)$ se expresan como series armónicas del tipo:

$$g(\theta) = \sum_{k=0}^{\infty} (A_k \cos k\pi\theta + B_k \operatorname{sen} k\pi\theta) \quad (6)$$

estimándose los coeficientes (A_k, B_k) , $k = 0, 1, \dots$ desde los datos observados y debiéndose verificar lógicamente:

$$\int_0^{2\pi} g(\theta) d\theta = 1 \quad (7)$$

que es condición necesaria para que la función (5) pueda considerarse como función probabilística.

Notación empleada

- α Significación del test de Komolgorov-Smirnov.
- α' Significación del test de hipótesis sobre la media.
- c, k Parámetros de la distribución de Weibull (anual).
- c_0, k_0 Valores de inicialización del algoritmo de cálculo de (c, k) .
- c_1, k_1 Parámetros de la distribución de Weibull (anual, sectores 1, 2, 3).
- c_4, k_4 Parámetros de la distribución de Weibull (anual, sector 4).
- c^1, k^1 Parámetros de la distribución de Weibull (mensual).
- c_1^1, k_1^1 Parámetros de la distrib. de Weibull (mensual, sectores 1, 2, 3).
- c_4^1, k_4^1 Parámetros de la distrib. de Weibull (mensual, sector 4).

D_n^z	Valor crítico del test de Komolgorov-Smirnov.
$E(x)$	Esperanza matemática de la variable aleatoria x .
$f_{y,z}(x)$	Función de densidad relativa de x , dependte. de dos parám. (y, z).
$F(x)$	Función de distribución acumulada de x .
$F_E(x)$	Función extremal de distribución de x .
$F_R(x)$	Función de distribución acumulada Rayleigh de x .
$F_{c,k}(x)$	Función de distribución acumulada Weibull de x , de parám. (y, z).
$g(x)$	Función de x (expresión general).
$\Gamma(x)$	Función gamma de x .
n	Número de registros considerados.
$f(x)$	Función probabilidad (o densidad relativa) de x .
$f(x, y)$	Función de probabilidad conjunta de x e y .
$S_n(x)$	Histograma acumulado observado de x .
σ	Desviación típica.
$\sigma_{u_x}, \sigma_{u_y}$	Desviaciones típicas de las variables u_x, u_y .
θ	Ángulo de procedencia del viento.
u	Velocidad escalar del viento.
u_1, u_1^i	Velocidad escalar del viento procedente de los sectores 1, 2, 3.
u_4, u_4^i	Velocidad escalar procedente del sector 4.
u_x, u_y	Componentes cartesianas de la velocidad escalar del viento.
\bar{u}_x, \bar{u}_y	Medias de las componentes cartesianas de la veloc. escalar viento.
\bar{X}_z	Media muestral de la variable z .

MATERIAL Y MÉTODOS

El test de Komolgorov-Smirnov

Para enjuiciar la bondad del ajuste de una distribución teórica a un histograma observado caben dos opciones: la simple apreciación visual (no poco útil en multitud de casos) o el empleo de un criterio matemático objetivo. Decantados por razones de rigor hacia esta última opción, son diversos los «tests» que pueden escogerse. Se adopta aquí el test de Komolgorov-Smirnov por tratarse de un método no paramétrico (ello resulta útil para nuestros propósitos) de alta exigencia. Su formulación general es:

$$\max_{\forall x} |F(x) - S_n(x)| \leq D_n^z \quad (8)$$

esto es, que el valor absoluto de la máxima diferencia entre las ordenadas de la distribución teórica $F(x)$ y del histograma observada $S_n(x)$ debe ser —para todo valor de la variable aleatoria x — menor que un cierto valor crítico D_n^z , que es función del número de registros considerados n y de la signi-

ficación α del test. Tomando significación $\alpha = 0,01$, y para n superiores a 35, puede considerarse:

$$D_{v^{\alpha}} \simeq \frac{1,63}{\sqrt{n}} \quad (9)$$

Se discutirá posteriormente la forma concreta de aplicación del test en este estudio.

Meteorología local en el delta del Ebro

Escapa del ámbito de este trabajo el realizar un estudio exhaustivo de cómo las diferentes situaciones meteorológicas determinan el tipo de viento que se va a observar en el Delta. Sin embargo, es obligada una descripción previa de los modos de viento dominantes en la zona y de las circunstancias meteorológicas que los suelen acompañar.

A grandes rasgos, se pueden distinguir cuatro tipos de vientos dominantes (fig. 1), a saber: el NE (localmente «gregal»), el E («llevant»), el SO («garbí») y el NO («mestral»). En general, los dos primeros se caracterizan por estar asociados a procesos anticiclónicos (frecuentemente, a altas centradas en Francia o Europa Central, aproximadamente), o bien a borrascas con centro en el Mediterráneo occidental (fig. 3(a) y (b) respectivamente). Es lógico esperar que sean estos vientos los que provoquen en el Delta, y por extensión en todo el litoral catalán, las mayores alturas de ola por soplar sobre la

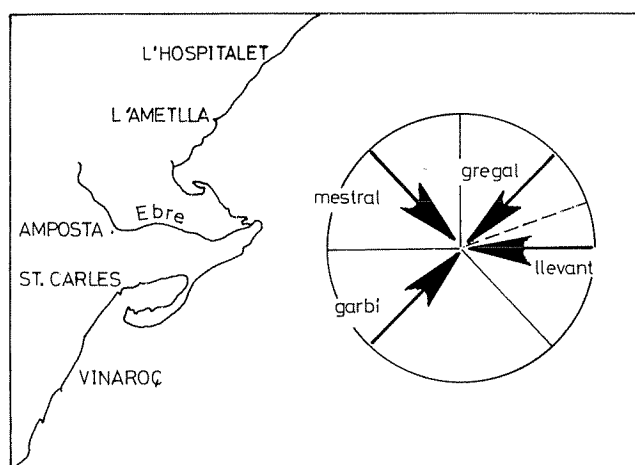


FIG. 1.— Vientos dominantes en el delta del Ebro y ámbitos de variabilidad (representación simplificada).

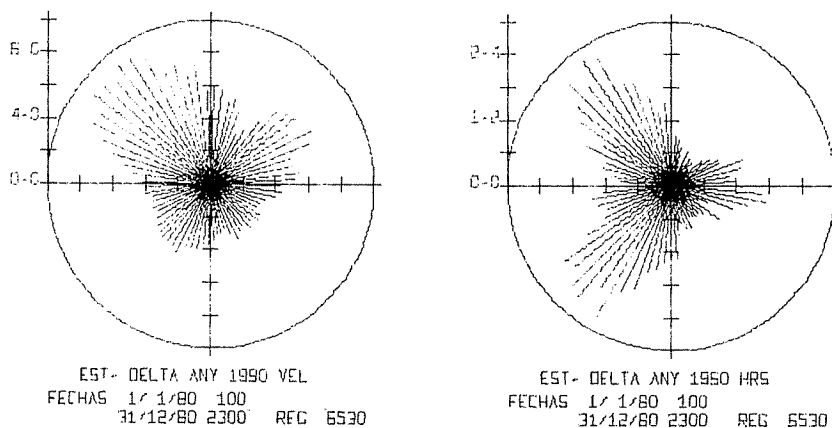


FIG. 2. — Distribución de velocidades (izquierda) y persistencias (derecha) de vientos en 1980. Datos de la estación «Delta».

dirección que corresponde al fetch máximo. El gregal es propio de fuertes tormentas ocasionales, mientras que el levant se distingue por poseer unas persistencias más elevadas (fig. 2).

El garbí y el mestral pueden tener en una misma estación orígenes meteorológicos semejantes: gradientes de presión de borrascas noratlánticas (figura 3(c) y (d)), en cuyo caso se produce uno u otro tipo de viento en función de la posición del anticiclón de las Azores, o bien de borrascas mediterráneas (fig. 3(e) y (f)). La ocurrencia de un tipo u otro de viento se debe en general a dos causas fundamentales: en primer lugar, y como ya se ha apuntado en parte, a la propia estructura de los gradientes béricos, que determina en gran manera la dirección en la que el viento va a soplar aun en capas bajas donde la hipótesis geostrófica es cuestionable; y en segundo lugar, a la topografía local, que influye decisivamente en el Delta sobre la configuración de su meteorología por lo que hace a los vientos. Concretamente, ante situaciones susceptibles de ocasionar tanto «garbí» como «mestrál», parece que la ocurrencia de unos u otros es función de si el eventual enfriamiento de las capas bajas en la cabecera del Ebro va a crear un flujo que va a ser canalizado por su valle (en este caso se observará un mestral en el Delta), o si por el contrario el chorro va a rodear el Sistema Ibérico por su vertiente sur y luego ascender paralelamente a la costa hacia el Delta (esto supondría un garbí).

Por lo que hace a la cuantificación de los cuatro vientos dominantes a lo largo de los doce meses del año, se observa (fig. 4) que el mestral es el viento de mayor persistencia acumulada en los meses fríos (octubre a mayo), mientras que es el garbí el que da máximas persistencias en la estación cálida

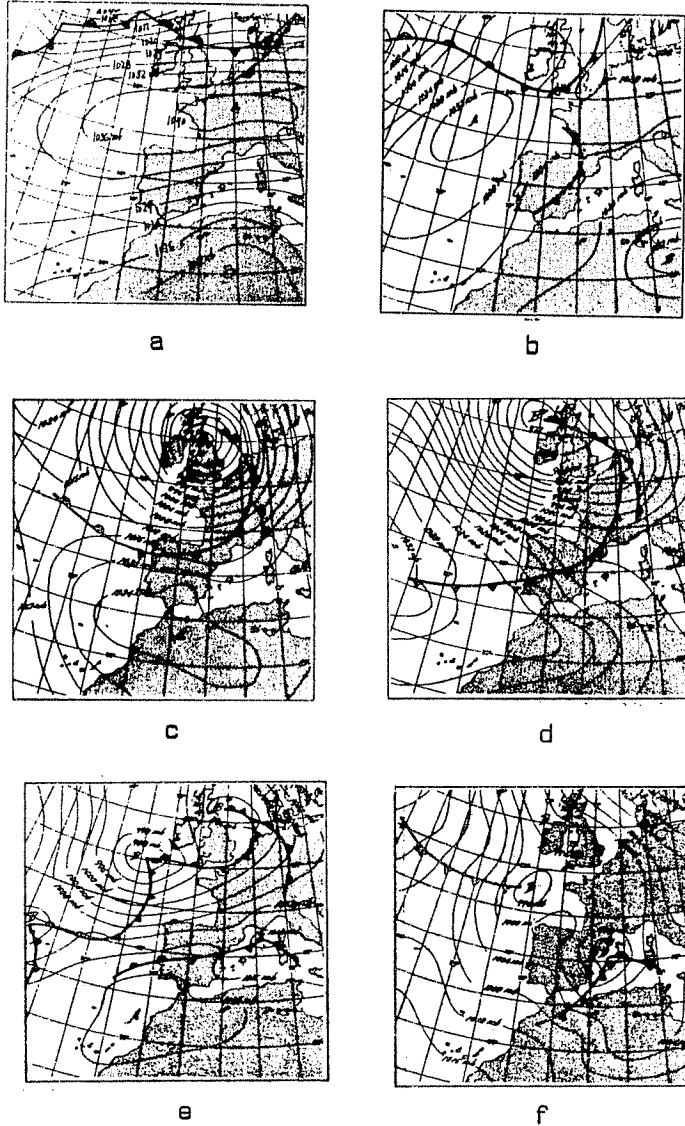


FIG. 3.—Mapas de superficie a las 00 h TMG.
Fuente: Instituto Nacional de Meteorología.

- (a) 29-12-80.
- (b) 26-02-80.
- (c) 22-01-80 (se registró garbí en el Delta).
- (d) 22-03-80 (se registró mestrál en el Delta).
- (e) 28-03-80 (se registró garbí en el Delta).
- (f) 22-03-80 (se registró mestrál en el Delta).

	N tramuntana	NE gregal	E llevant	SE xaloc	S migjorn	SW garbí	W ponent	NW mestral	
	x							•	ENE
								x •	FEB
								x •	MAR
								x •	ABR
								x •	MAY
	x					•			JUN
						•		x	JUL
						•		x	AGO
	x					•			SEP
								x •	OCT
								x •	NOV
	x							•	DIC
								x •	AÑO 80

x máxima velocidad
 • máxima persistencia

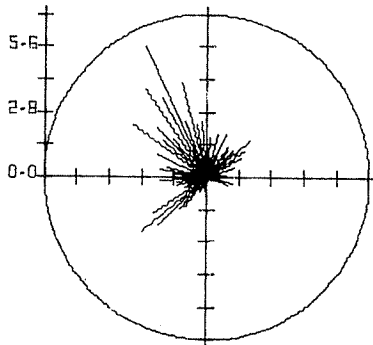
FIG. 4. — Distribución de máximas velocidades y persistencias de vientos por sectores en 1980. Datos de la estación «Delta».

(junio a septiembre) (figs. 5 a y 5 b). En el plano de las celeridades, se aprecia (fig. 4) que es el mestral el que siempre presenta mayores velocidades medias mensuales, con excepción de aquellos meses en los que haya ocurrido algún temporal con vientos del primer cuadrante («gregal»), hecho que viene a suceder más o menos trimestralmente (figs. 6 a y 6 b).

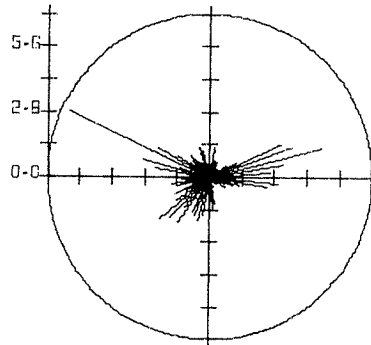
Estas reflexiones están lejos de ser definitivas, pero sí deben contemplarse como pistas que contribuirán a explicar el comportamiento estadístico de la variable que es objeto de estudio.

Formulación de hipótesis generales

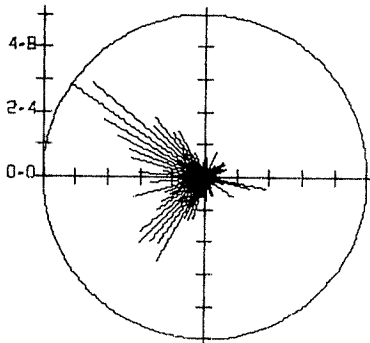
De aquí en adelante nos vamos a ceñir exclusivamente a la velocidad escalar del viento. De ella estudiamos su valor promediado a lo largo de 10 minutos en cada hora, tal como se anunciaba, y nos limitaremos a los datos



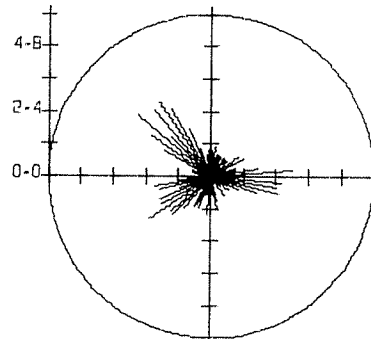
EST- DELTA GEN 1980 HRS
 FECHAS 1/ 1/80 100
 31/ 1/80 2300 REG 692



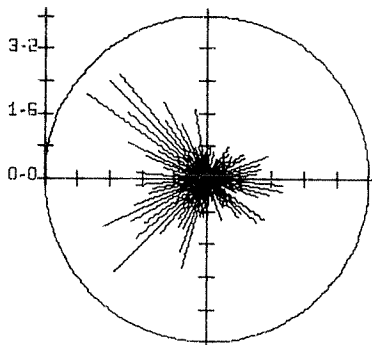
EST- DELTA FEB 1980 HRS
 FECHAS 1/ 2/80 0
 29/ 2/80 2300 REG 676



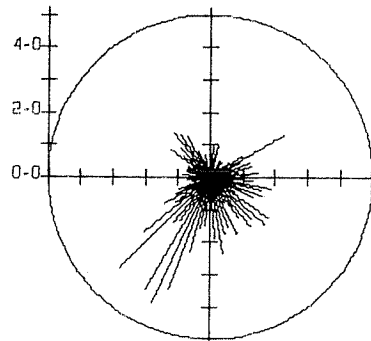
EST- DELTA MAR 1980 HRS
 FECHAS 1/ 3/80 0
 31/ 3/80 2300 REG 701



EST- DELTA ABR 1980 HRS
 FECHAS 1/ 4/80 0
 30/ 4/80 2300 REG 719

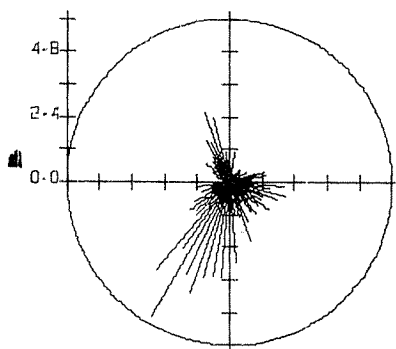


EST- DELTA MAI 1980 HRS
 FECHAS 1/ 5/80 0
 31/ 5/80 2300 REG 744

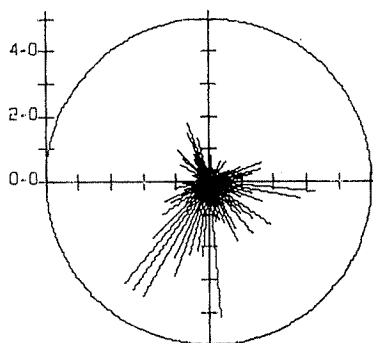


EST- DELTA JUN 1980 HRS
 FECHAS 1/ 6/80 0
 30/ 6/80 2300 REG 692

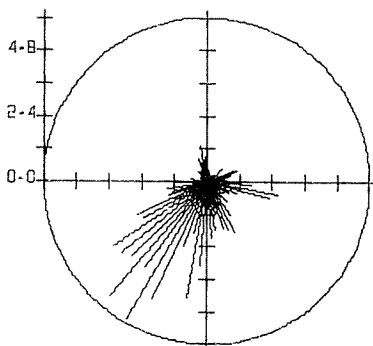
FIG. 5 a. — Distribución de persistencias de viento de enero a junio de 1980. Datos de la estación «Delta».



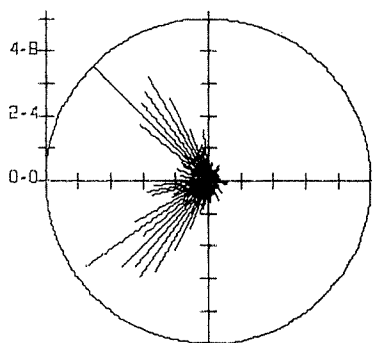
EST- DELTA JUL 1980 HRS
 FECHAS 1/ 7/80 0
 31/ 7/80 2300 REG 738



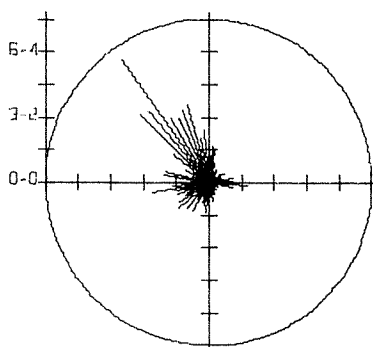
EST- DELTA AGO 1980 HRS
 FECHAS 1/ 8/80 0
 31/ 8/80 2300 REG 741



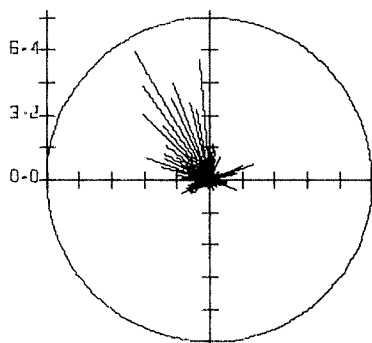
EST- DELTA SET 1980 HRS
 FECHAS 1/ 9/80 0
 30/ 9/80 2300 REG 670



EST- DELTA OCT 1980 HRS
 FECHAS 1/10/80 0
 31/10/80 2300 REG 744

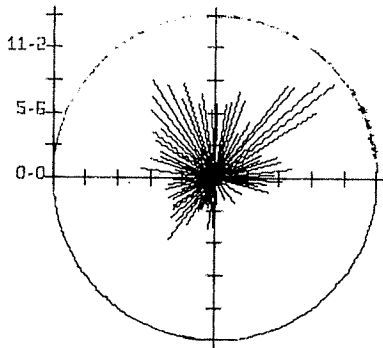


EST- DELTA NOV 1980 HRS
 FECHAS 1/11/80 0
 30/11/80 2300 REG 682

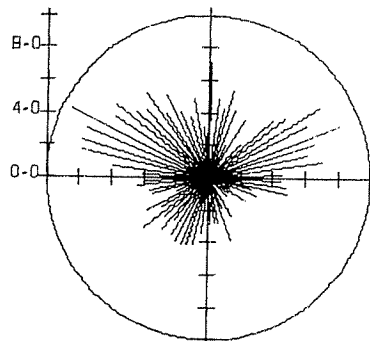


EST- DELTA DES 1980 HRS
 FECHAS 1/12/80 0
 31/12/80 2300 REG 740

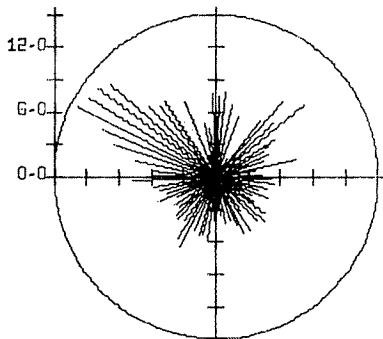
FIG. 5 b. — Distribución de persistencias de viento de julio a diciembre de 1980. Datos de la estación «Delta».



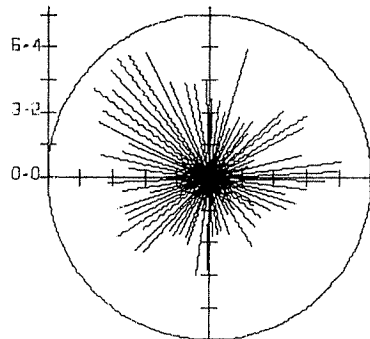
EST- DELTA GEN 1980 VEL
 FECHAS 1/ 1/80 100
 31/ 1/80 2300 REG 692



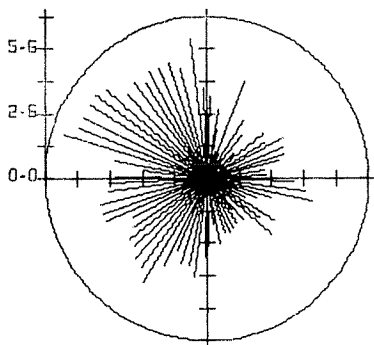
EST- DELTA FEB 1980 VEL
 FECHAS 1/ 2/80 0
 29/ 2/80 2300 REG 676



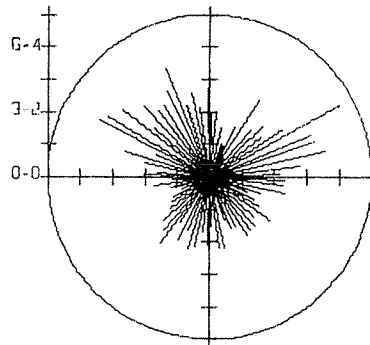
EST- DELTA MAR 1980 VEL
 FECHAS 1/ 3/80 0
 31/ 3/80 2300 REG 701



EST- DELTA ABR 1980 VEL
 FECHAS 1/ 4/80 0
 30/ 4/80 2300 REG 719

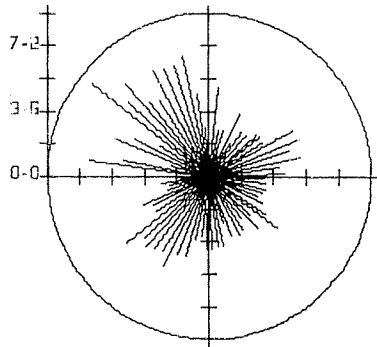


EST- DELTA MAI 1980 VEL
 FECHAS 1/ 5/80 0
 31/ 5/80 2300 REG 744

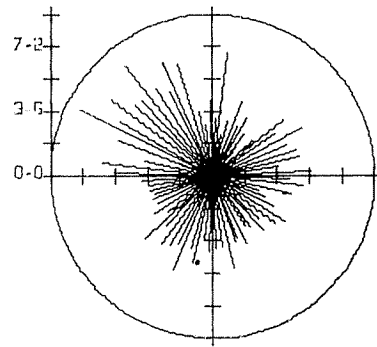


EST- DELTA JUN 1980 VEL
 FECHAS 1/ 6/80 0
 30/ 6/80 2300 REG 682

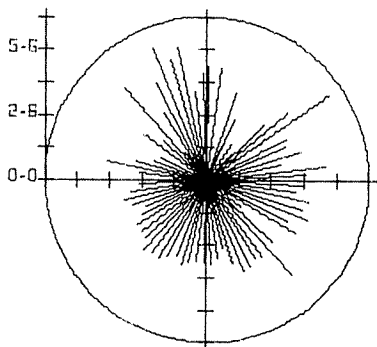
FIG. 6 a. — Distribución de velocidades de viento de enero a junio de 1980.
 Datos de la estación «Delta».



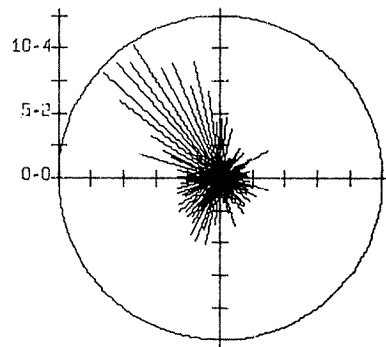
EST- DELTA JUL 1980 VEL
FECHAS 1/ 7/80 0
31/ 7/80 2300 REG 739



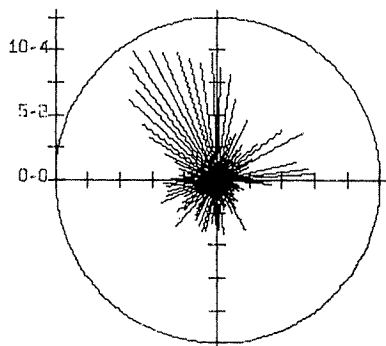
EST- DELTA AGO 1980 VEL
FECHAS 1/ 8/80 0
31/ 8/80 2300 REG 741



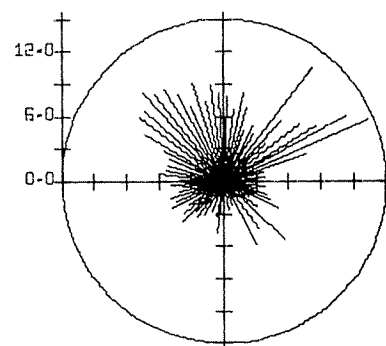
EST- DELTA SET 1980 VEL
FECHAS 1/ 9/80 0
30/ 9/80 2300 REG 670



EST- DELTA OCT 1980 VEL
FECHAS 1/10/80 0
31/10/80 2300 REG 744



EST- DELTA NOV 1980 VEL
FECHAS 1/11/80 0
30/11/80 2300 REG 682



EST- DELTA DES 1980 VEL
FECHAS 1/12/80 0
31/12/80 2300 REG 740

FIG. 6 b. — Distribución de velocidades de viento de julio a diciembre de 1980. Datos de la estación «Delta».

registrados durante 1980 (fig. 7). Sobre la variable citada se postula que es variable aleatoria que se distribuye según una función del tipo Weibull, de parámetros (c, k) a determinar. Aceptaremos esta hipótesis con una significación α si con los (c, k) elegidos se verifica el test de Komolgorov-Smirnov correspondiente a esa significación. Dicho de otro modo: (c, k) serán los coeficientes tales que (4) es la función de distribución de u (con una significación α) si se verifica la desigualdad (8). Puesto que u es una variable no discreta, (8) ha de cumplirse para todo valor real del campo de existencia de u , esto es, $0 \leq u < \infty$. Ahora bien, dado que $F_{c,k}(u)$ es función continua monótona creciente y los histogramas acumulados tienden, para particiones

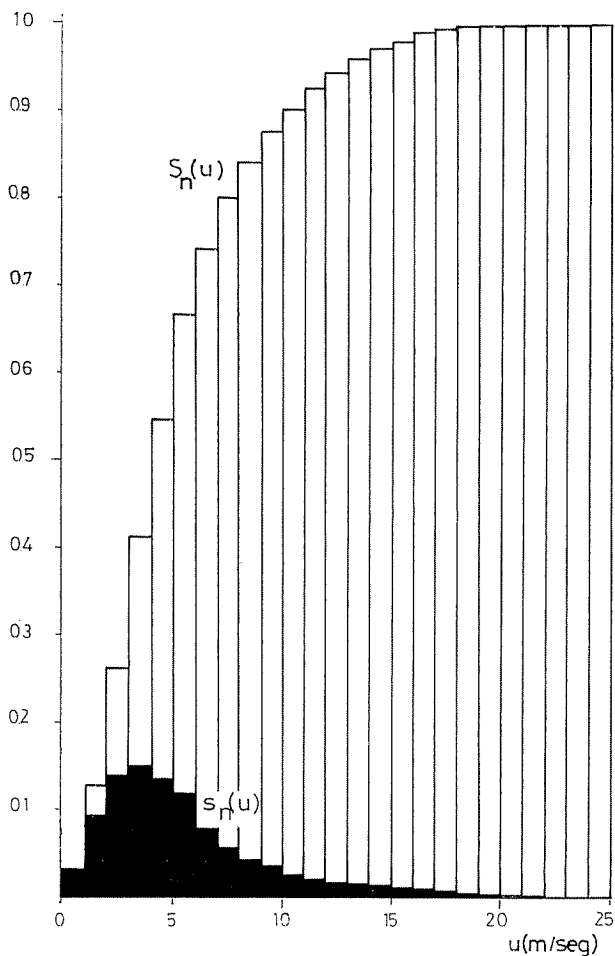


FIG. 7.—Histogramas observados de frecuencias relativas ($s_n(u)$) y acumuladas ($S_n(u)$) de velocidades de viento (u) en 1980. Datos de la estación «Delta».

de los intervalos de abscisas cada vez más finos, a una función continua monótona creciente que pasa por los puntos de abscisa, el límite superior de cada intervalo de u , y ordenada el valor de la frecuencia acumulada asociada a éste, se considera suficiente aplicar (8) en forma discreta a los valores de u que son cota superior de cada intervalo. En este caso, y tomando intervalos tales que $\Delta u = 1$ m/seg, entonces (8) puede substituirse por:

$$\max_{\forall u = 1, 2, \dots} |F_{c,k}(u) - S_n(u)| \leq D_n^* \quad (10)$$

Éste es un procedimiento usado con frecuencia, al que puede recurrirse gracias a la no parametricidad del test sin pérdida de generalidad alguna. Es precisamente el que se usa aquí para calcular los (c, k) buscados. Bastará con aplicar (10) en forma iterativa para diversos valores de (c, k) hasta que se satisfaga la desigualdad. Los valores (c_0, k_0) de inicialización del algoritmo correspondiente se calculan en base a la conocida propiedad de la distribución de Weibull:

$$\ln(-\ln(1 - F_{c,k}(u))) = k \ln u - k \ln c \quad (11)$$

es decir, que $\ln(-\ln(1 - F_{c,k}(u)))$ está en dependencia lineal de $\ln u$ y los coeficientes de esta función dependen exclusivamente de c y k . Siendo así, se tomarán (c_0, k_0) tales que:

$$\ln(-\ln(1 - S_n(u))) \leq k_0 \ln u - k_0 \ln c_0 \quad (12)$$

RESULTADOS

Ensayo anual

Aplicamos en primer lugar el proceso descrito en el apartado anterior a todos los valores de u registrados durante 1980 (fig. 8). Como valores (c_0, k_0) se adoptan:

$$c_0 = 5,00 \quad k_0 = 1,70$$

La conclusión a la que se llega es que no existe par (c, k) alguno tal que se verifique el test (10).^{*} En todo caso, podría ensayarse una distribución teórica del tipo:

$$\Psi_{c,k}(u) = 1 - \exp[-(u/g(u))^k]$$

* La significación escogida es $\alpha = 0,01$.

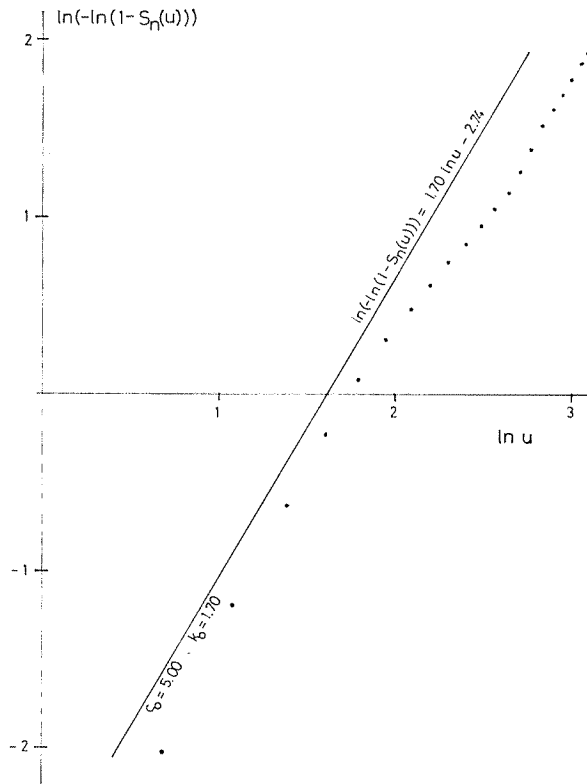


FIG. 8.—Frecuencias acumuladas de velocidad de viento en representación doblemente logarítmica. Datos de 1980.

que estaría sometida a estas condiciones:

- 1) $\frac{u}{g(u)} \xrightarrow{u \rightarrow \infty} \infty$
- 2) $g(u) \simeq \left\{ \begin{array}{l} 5,80 \quad \forall u \in (0,7) \\ 6,70 \quad \forall u \geq 11 \end{array} \right\} \quad k \in (1,80, 1,90)$
- 3) $g(u)$ continua y monótona creciente

Si consideramos que el poseer una distribución del tipo Weibull es una característica intrínseca de la variable velocidad escalar asociada a determinado régimen de vientos, deja de ser sorprendente el resultado negativo obtenido al intentar modelar la velocidad observada durante un año con una

función de Weibull. En efecto, al agrupar indiscriminadamente todas las velocidades registradas a lo largo de 1980 sin atender a sus diversas procedencias, estamos mezclando velocidades que, si bien en algunos casos pueden corresponder a estaciones comunes, tienen su origen en situaciones meteorológicas diferentes, por lo general (recuérdese lo expuesto en el capítulo anterior). Ello se hace especialmente crítico para velocidades superiores a 7 m/seg (sí es posible encontrar unos (c, k) tales que se verifique:

$$\max_{\forall u \leq 7} |F_{c,k}(u) - S_n(u)| \leq D_n^x \tag{13}$$

que es precisamente el valor aproximado a partir del cual comienza a variar substancialmente la composición anual por provincias de la velocidad observada (fig. 9)). Este hecho es revelador de la no independencia de las variables u y θ , de lo que en otra ocasión nos ocuparemos.

Aún puede pensarse en otro factor distorsionante: el carácter estacional de la meteorología y por tanto de la velocidad del viento. Si calculamos la esperanza matemática de la distribución de Weibull:

$$E(u) = \int_0^{\infty} u f(u) du = c \Gamma \left(1 + \frac{1}{k} \right) \tag{14}$$

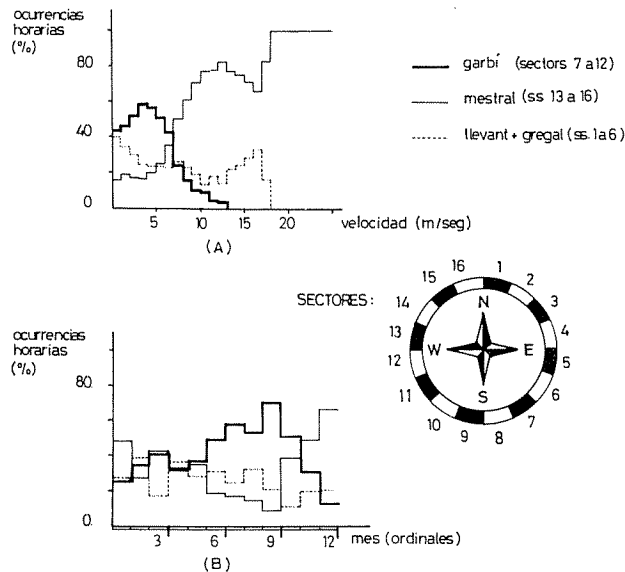


FIG. 9.— Composición modal del viento: (A) por intervalos de velocidad, y (B) por meses. El criterio seguido para la denominación de los sectores se ilustra en la misma figura.

vemos que es función de los parámetros c y k . Pero suponiendo que $k \in [1,5, 2]$, podemos aproximar:

$$E(u) \simeq c \Gamma(1,5) = c \frac{\sqrt{\pi}}{2} \quad (15)$$

con lo que $E(u) = g(c)$. Si tomamos como estimador de la esperanza $E(u)$ la media observada \bar{X}_u , tendremos que, con la significación α' que hayamos asignado al correspondiente test de hipótesis sobre la media $E(u) \equiv \bar{X}_u$:

$$\bar{X}_u \simeq c \frac{\sqrt{\pi}}{2} \quad (16)$$

Si ahora calculamos el valor de \bar{X}_u para períodos subestacionales (por ejemplo, meses), vemos que los diversos valores calculados difieren notablemente entre sí (fig. 10), con lo que las hipotéticas funciones de Weibull que se podrían ajustar a sus distribuciones observadas tendrían, al menos, parámetros c diferentes. A la vista de ello, piénsese en lo que supone tratar indistintamente velocidades correspondientes a distintos períodos estacionales.

Ensayo sectorial

Además de las reflexiones precedentes, hay dos hechos a tener en cuenta:

1. El eje del valle del Ebro viene a incidir según la dirección 340° sobre Amposta, y al llegar al Delta, se abre y queda flanqueado por estriba-

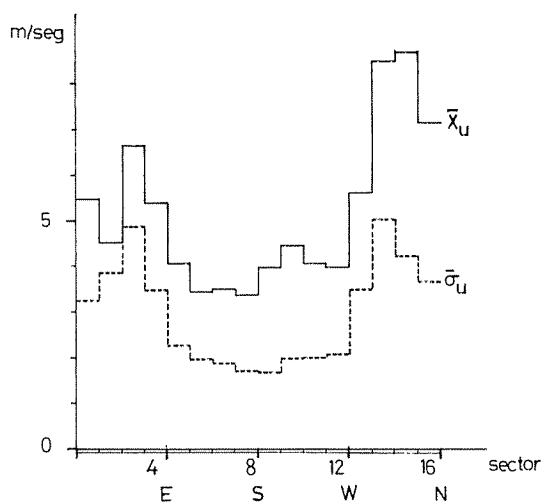


FIG. 10. — Valores mensuales de las medias muestrales (x_u) y desviaciones típicas observadas (σ_u) de la velocidad.

ciones montañosas que limitan un sector (280° , 350°) con vértice en Tortosa.

- De los 4 vientos dominantes en la zona (llevant, garbí, mestral y gregal), es el mestral, y por extensión los vientos del cuarto cuadrante, los de velocidades de mayor media y desviación típica (fig. 11).

A la vista de estas consideraciones, se decide agrupar las velocidades observadas durante 1980 en dos bloques, según su procedencia sea el cuarto cuadrante (ésta es la procedencia de los vientos más «distorsionantes») o no, y se va a estudiar el comportamiento estadístico de las dos variables u_1 (velocidad de vientos provenientes de los cuadrantes 1, 2 ó 3) y u_2 (velocidad de vientos procedentes del cuarto cuadrante) que quedan así definidas. Se postula de ambas que son variables aleatorias que se distribuyen según sendas funciones de Weibull de parámetros respectivos (c_1, k_1) y (c_2, k_2) .

Si bien el suponer que u_2 es variable Weibull está en consonancia con las consideraciones hechas sobre el origen meteorológico diverso de los vientos dominantes en el Delta (pueden suponerse que pertenecen al cuarto cuadrante todas las velocidades de vientos que han descendido por el valle del Ebro); no ocurre así con u_1 , que está definida como «variable-cajón de sastre». En rigor, esta objeción es cierta, aunque no debe perderse de vista que se está intentando modelar exclusivamente la distribución del módulo de la velocidad del viento, por lo que la diversificación de u en dos variables tiene un carácter meramente operativo. Si podemos hallar unos (c_1, k_1) tales que u_1 pueda considerarse efectivamente como distribuida según una función de Weibull

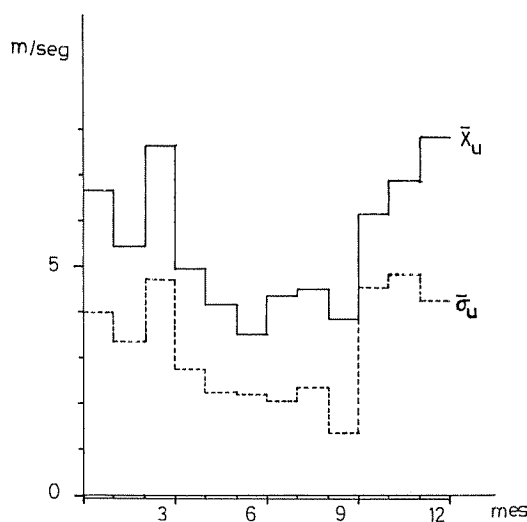


FIG. 11.— Valores anuales de las medias muestrales (\bar{x}_u) y desviaciones típicas observadas (σ_u) de la velocidad por sectores. Se adopta la notación sectorial de la figura 9.

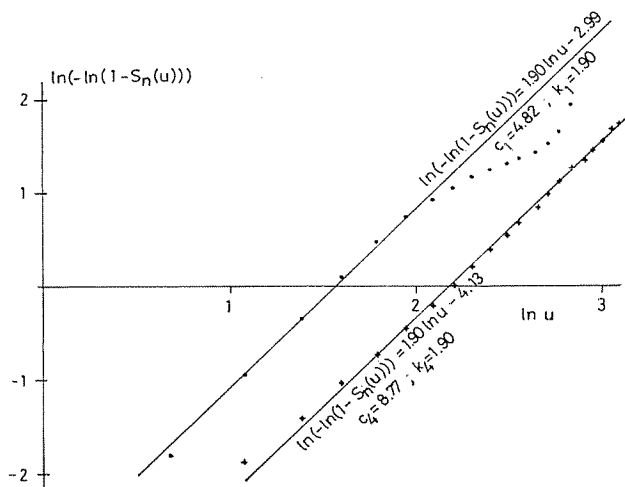


FIG. 12. — Frecuencias acumuladas de velocidad de vientos procedentes de los cuadrantes 1, 2 o 3 y del cuarto cuadrante en representación doblemente logarítmica. Datos de 1980.

de tales parámetros, ello será debido de alguna manera a la flexibilidad propia de la distribución de Weibull, y no tanto a que u_1 posea por naturaleza un carácter estadístico funcional próximo al gaussiano.

Estamos aislando así del conjunto de velocidades escalares observadas las procedentes del cuarto cuadrante por suponérselas «responsables» de los resultados negativos del ensayo anual. Intentando ajustar ya a u_1 y u_4 sendas distribuciones $F_{c_1, k_1}(u_1)$, $F_{c_4, k_4}(u_4)$ según el método expuesto con anterioridad, se llega a las siguientes conclusiones (fig. 12):

1. Con los valores:

$$c_1 = 4,82 \quad k_1 = 1,90$$

puede aceptarse con significación $\alpha = 0,01$ (esto es, una confianza del 99 %) que u_1 tiene por distribución F_{c_1, k_1} . En otras palabras (véase fig. 13):

$$F(u_1) = F_{c_1, k_1} = 1 - \exp \left\{ - (u/4,82)^{1,90} \right\} \quad (17)$$

2. Existe un amplio abanico de valores (c_1, k_1) para los que se verifica (10) con significación $\alpha = 0,01$ y $F(u_1) = F_{c_1, k_1}(u_1)$. En concreto, fijando $k_1 = 1,90$ se cumple (10) para $\forall c \in [8,55, 9,15]$.

3. Las medias observadas de u_1 y u_4 son:

$$\bar{X}_{u_1} = 4,36 \text{ m/seg} \quad \bar{X}_{u_4} = 7,77 \text{ m/seg}$$

Además, el valor $E(u)$ que se deriva de la distribución $F_{c_1, k_1}(u_1)$ es:

$$E(u_1) = c_1 \Gamma\left(1 + \frac{1}{k_1}\right) \simeq 4,82 \Gamma(1,50) = 4,82 \frac{\sqrt{\pi}}{2} = 4,27 \text{ m/seg} \quad (18)$$

Por lo que hace a u_1 , si imponemos $E(u_1) = \bar{X}_{u_1}$, resulta:

$$7,77 \simeq c_1 \frac{\sqrt{\pi}}{2} \quad c_1 \simeq 8,77 \text{ m/seg} \quad (19)$$

(véase fig. 14).

4. Tomando confianza del 99 %, asumiendo:

$$\begin{aligned} F(u_1) &= 1 - \exp\{-(u/4,82)^{1,90}\} \\ F(u_1) &= 1 - \exp\{-(u/8,77)^{1,90}\} \end{aligned} \quad (20)$$

y suponiendo (en virtud del teorema del límite central) que las medias observadas \bar{X}_{u_1} , \bar{X}_{u_2} son variables aleatorias que se distribuyen normalmente (tén-gase en cuenta que el número de registros tenidos en cuenta es grande), se verifican, como era de esperar, los siguientes tests de hipótesis:

- a) $E(u_1) \equiv \bar{X}_{u_1}$
- b) $E(u_2) \equiv \bar{X}_{u_2}$

(es obvio en este caso, puesto que se ha impuesto $E(u_1) = \bar{X}_{u_1}$ *a priori* para el cálculo de c_1).

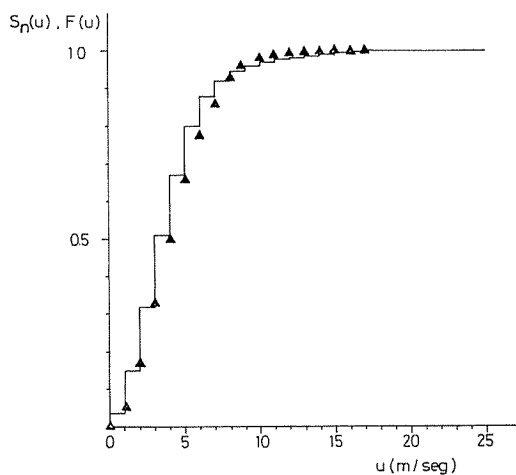


FIG. 13.—Histograma acumulado observado y ordenadas de la distribución teórica para abscisas enteras de velocidades procedentes de los cuadrantes 1, 2 o 3. Datos de 1980.

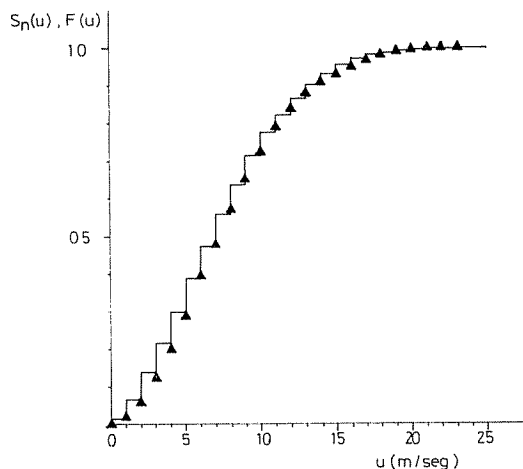


FIG. 14.—Histograma acumulado observado y ordenadas de la distribución teórica para abscisas enteras de velocidades procedentes del cuarto cuadrante. Datos de 1980.

Ensayo estacional. Consideraciones

El enfoque de los apartados anteriores era puramente *espacial*. Esto es, prescindiendo de la estacionalidad de los diversos modos de viento dominantes, se conseguía un ajuste adecuado de la distribución teórica propuesta para la velocidad escalar observada a lo largo de un año agrupando las velocidades registradas en dos variables escalares correspondientes a sendos bloques de velocidades de distinta procedencia y medias y desviaciones típicas claramente diferenciadas entre sí. En una palabra: se recurría al artificio de «eliminar» o aislar los registros más distorsivos y almacenarlos en una nueva variable, con lo que conseguíamos «ajustar» el histograma observado para que verificase (10). Resultaba además que la nueva variable también podía considerarse como distribuida según una función de Weibull.

Ahora bien, cabe otra alternativa al enfoque planteado que acaso sea menos artificiosa. Los modos dominantes tienen direcciones privilegiadas de procedencia, pero no es menos cierto que hay también épocas del año características en las que los diversos vientos poseen máxima ocurrencia (fig. 9). Por otro lado, resulta evidente que las condiciones meteorológicas son más homogéneas en una estación que consideradas en conjunto a lo largo del año. Si traducimos esto a términos estadísticos, es muy posible que la variable velocidad escalar del viento considerada de estación en estación vaya a poseer un carácter más próximo al «gaussiano» (expresado por la distribución de Weibull si se tienen en cuenta los fenómenos friccionales). Y si ello es cierto, también debe serlo para períodos subestacionales (meses), o al menos para aquellos que no comprendan períodos de transición entre regímenes meteorológicos a mesoescala.

Ensayo estacional no sectorial

Por todo lo expuesto, se va a intentar calcular unos parámetros (c^i , k^i) tales que las velocidades escalares u^i de cualquier procedencia observadas a lo largo de los meses i del año 1980 ($i = 1, 2, \dots, 12$) se puedan considerar como variables aleatorias distribuidas según una función de Weibull de tales parámetros (como siempre, con una significación $\alpha = 0,01$).

Repitiendo el proceso de cálculo ya expuesto con anterioridad, se concluye que para todos los meses de 1980, salvo septiembre, octubre y noviembre (que aproximadamente se corresponden con la estación de otoño), y considerando:

$$k^i = 1,90 \quad \forall i \neq 9, 10, 11$$

existe un valor de c^i tal que se cumple el test (10) con la significación fijada. Los valores respectivos de c^i para cada mes se recogen en el cuadro I.

Por lo que respecta a los meses de otoño, no existe conjunto alguno de valores (c^i , k^i) —ni siquiera para valores de k^i distintos de 1,90— tales que se verifique el test de Komolgorov-Smirnov con la significación requerida. Este resultado es explicable por tratarse los meses en cuestión de períodos de transición entre situaciones meteorológicas generales (invierno y verano). Fenomenológicamente, son frecuentes en ellos las ocurrencias de fuertes tormentas en forma irregular, lo que está en consonancia con las altas desviaciones típicas de la velocidad del viento en octubre y noviembre. Podría objetarse que, en base a la justificación esgrimida, el mismo «no ajuste» debería observarse en los meses de primavera, por tener éstos también carácter de época de transición entre las situaciones invernal y estival. Ahora bien, si admitimos las medias y desviaciones típicas muestrales mensuales de las velocidades observadas como indicadores estaciones a escala local, se observa que a efectos meteorológicos la transición invierno-verano se concentra en el

CUADRO I

Intervalos de valores admisibles del parámetro c^i de la distribución de Weibull de la velocidad escalar que se ha modelado para cada mes i .

i	Mes	(c^i intervalos de c^i admisibles)
1	Enero de 1980	(7,25 - 0,15, 7,50 + 0,15)
2	Febrero	(6,00 - 0,15, 6,00 + 0,15)
3	Marzo	(8,25 - 0,15, 8,25 + 0,15)
4	Abril	(5,50 - 0,15, 6,25 + 0,15)
5	Mayo	(0,75 - 0,15, 5,25 + 0,15)
6	Junio	(4,00 - 0,15, 4,00 + 0,15)
7	Julio	(5,00 - 0,15, 5,00 + 0,15)
8	Agosto	(5,00 - 0,15, 5,25 + 0,15)
12	Diciembre	(8,50 - 0,15, 9,00 + 0,15)

mes de abril, mientras que la transición verano-invierno es más dilatada, en primera aproximación (fig. 10).

El recurso imaginable para «ajustar» estos tres meses, cual sería el agruparlos y tratar sus velocidades como valores muestrales de una única variable de registros en la confianza de que haya sido la escasez de éstos la causa del mal ajuste), tampoco conduce a que se cumpla (10) en este caso para parámetros algunos, puesto que el test se hace más restrictivo con el aumento de n , tal como evidencia (9).

Ensayo estacional sectorial

A la vista del efecto de la «clasificación temporal» de los datos que se ha realizado en el apartado anterior, queda un último procedimiento a ensayar. Siguiendo el razonamiento que conducía al ensayo anual por sectores, puede ahora suponerse que el «no ajuste» de los meses septiembre, octubre y noviembre también tiene una componente numérica atribuible a las velocidades procedentes del cuarto cuadrante sobre todo. Por tanto, se estudia ahora si es posible calcular para cada mes i unos (c_1^i, k_1^i) , (c_2^i, k_2^i) tales que a las variables supuestamente aleatorias u_1^i (velocidad escalar de vientos procedentes de los cuadrantes 1, 2 ó 3) y u_2^i (velocidad escalar de vientos procedentes del cuarto cuadrante) se les puedan ajustar sendas distribuciones de Weibull ($F_{c_1^i, k_1^i}$, $F_{c_2^i, k_2^i}$ con significación $\alpha = 0,01$).

Mediante un análisis similar al de apartados anteriores, se puede concluir lo siguiente:

1. Salvo para los meses de septiembre y diciembre, es posible encontrar unos (c_1^i, k_1^i) , con $k_1^i = 1,90$, $\forall i \neq 9, 12$, tales que se puede aceptar, con la significación establecida, que u_1^i se distribuye según una Weibull $F_{c_1^i, k_1^i}$. Las c_1^i respectivas están detalladas en el cuadro II.

CUADRO II

Intervalos de valores admisibles del parámetro c_1^i de la distribución de Weibull procedente de los cuadrantes 1, 2 ó 3 que se ha modelado para cada mes i .

i	Mes	$(c_1^i$ intervalos de c_1^i admisibles)
1	Enero de 1980	(6,50 - 0,15, 6,75 + 0,15)
2	Febrero	(5,00 - 0,15, 5,50 + 0,15)
3	Marzo	(6,25 - 0,15, 6,50 + 0,15)
4	Abril	(4,75 - 0,15, 5,50 + 0,15)
5	Mayo	(4,00 - 0,15, 4,50 + 0,15)
6	Junio	(3,75 - 0,15, 4,00 + 0,15)
7	Julio	(4,80 - 0,01, 4,80 + 0,01)
8	Agosto	(4,75 - 0,15, 5,25 + 0,01)
10	Octubre	(3,50 - 0,15, 3,75 + 0,15)
11	Noviembre	(4,50 - 0,15, 5,00 + 0,15)

Para el mes de diciembre pueden encontrarse valores de c_1^i tales que se verifique el test de Komolgorov-Smirnov, pero para $k_1^i < 1,60$. Por lo que hace a septiembre, no es posible ajustar al histograma observado una distribución de Weibull satisfactoriamente (téngase en cuenta lo apuntado en el apartado anterior y la singularidad de este mes en lo que respecta a la composición del viento por procedencias, resumida en la figura 9).

2. En relación al mestral (vientos del cuarto cuadrante), existen para cualquier mes de 1980 valores de c_1^i tales que, fijando $k_1^i = 1,90$, $\forall i$, se puede considerar con la significación habitual que u_1^i es variable Weibull de parámetros (c_1^i, k_1^i) . Véase cuadro III.

CUADRO III

Intervalos de valores admisibles del parámetro c_1^i de la distribución de Weibull de la velocidad procedente del 4.º cuadrante que se ha modelado para mes i .

i	Mes	$(c_1^i, \text{intervalos de } c_1^i \text{ admisibles})$
1	Enero de 1980	(8,00 - 0,05, 9,20 + 0,05)
2	Febrero	(7,00 - 0,05, 9,30 + 0,05)
3	Marzo	(11,30 - 0,05, 13,60 + 0,05)
4	Abril	(7,10 - 0,05, 7,60 + 0,05)
5	Mayo	(5,90 - 0,05, 6,20 + 0,05)
6	Junio	(4,40 - 0,05, 6,10 + 0,05)
7	Julio	(6,40 - 0,05, 7,60 + 0,05)
8	Agosto	(6,30 - 0,05, 8,20 + 0,05)
9	Septiembre	(3,80 - 0,05, 6,70 + 0,05)
10	Octubre	(11,40 - 0,05, 12,10 + 0,05)
11	Noviembre	(10,70 - 0,05, 10,90 + 0,05)
12	Diciembre	(9,40 - 0,05, 9,90 + 0,05)

DISCUSIÓN

En base a los resultados obtenidos y a las consideraciones realizadas, pueden establecerse las siguientes afirmaciones:

1. La velocidad escalar del viento en las inmediaciones del delta del Ebro es una variable que, en la medida en que el punto de toma de datos, el año estudiado y el parámetro de lectura escogido (media de la velocidad durante 10 minutos en cada hora) sean representativos, no puede considerarse como variable aleatoria distribuida gaussianamente o siguiendo una distribución de Weibull.

2. Las distorsiones respecto de este carácter estadístico ideal son atribuibles a la propia estructura de la meteorología local, al existir unos sectores angulares de procedencia privilegiados en cuanto a la celeridad de los vientos

que de ellos provienen se refiere (la orografía local es determinante para ello), y por tener la estacionalidad gran influencia sobre la citada meteorología local.

3. Si se estudia la distribución de la velocidad del viento por meses, con independencia de su procedencia, se aprecia como ésta se ajusta bien a una función de Weibull salvo en períodos de transición entre regímenes meteorológicos estables. El estudio mensual aplicado a la variable «velocidad en el cuarto cuadrante» da un buen ajuste para todos los meses, mientras que al ser aplicado a las velocidades de los vientos procedentes de los otros tres cuadrantes en conjunto, produce unos ajustes de menor bondad, en especial para meses correspondientes a situaciones de transición (septiembre).

4. Prácticamente en todos los casos en que el ajuste a una distribución $F_{c,k}(u)$ de Weibull es satisfactorio (anual o mensualmente), es posible encontrar un valor del parámetro c tal que, habiendo fijado $k = 1,90$, se verifique el test correspondiente con la significación requerida.

Obsérvese la importancia de estas conclusiones, puesto que si se asume, en términos de sectores diferenciados (u_1^i y u_2^i) o bien ignorando las diversas procedencias (u_1^i), que la velocidad escalar del viento se comporta como variable Weibull a lo largo de cada mes (ello es una aproximación suficientemente adecuada a los resultados obtenidos), quedará definida perfectamente



①	SEATTLE	$k = 1.87$	$l = 43^\circ \text{N}$
②	NY AIRPORT	$k = 1.9$	$l = 41^\circ \text{N}$
③	CASABLANCA	$k = 1.5$	$l = 33^\circ \text{N}$
④	SYDNEY	$k = 1.39$	$l = 34^\circ \text{S}$
⑤	MELBOURNE	$k = 1.64$	$l = 37^\circ \text{S}$
⑥	I. MALVINAS	$k = 2.5$	$l = 52^\circ \text{S}$

FIG. 15. — Distribución de estaciones donde se ha modelado la distribución de la velocidad escalar mediante funciones de Weibull. Latitud aproximada (l) y parámetro k hallado en cada una.

su estadística mensual si se conoce el parámetro de la distribución correspondiente c^i (o bien c_{1^i} y c_{1^i}) y suponemos $k^i = 1,90$. k^i vendrá a ser un parámetro característico de la latitud del punto donde se han leído vientos (ob-sérvese el reparto de las estaciones de registro para las que se han modelado en diversas ocasiones distribuciones de Weibull y sus correspondientes valores de k en la figura 15). Por lo que respecta a c^i , ya hemos visto que gobierna localmente el comportamiento estadístico de la velocidad escalar del viento en el mes i -ésimo del año considerado. Es un parámetro que, fijando k^i , puede ponerse en función de la esperanza matemática de la distribución exclusivamente, como se deduce de (14). Si se toma como estimador de ésta la media muestral, puede concluirse que existe esta relación aproximada entre c^i y \bar{x}_{11^i} (fig. 16):

$$\bar{x}_{11^i} \simeq c^i \Gamma\left(1 + \frac{1}{1,90}\right) \simeq 0,886 c^i \quad (21)$$

Ahora bien, \bar{x}_{11^i} es una media muestral, por lo que puede considerarse a su vez como variable aleatoria distribuida normalmente, en virtud del teorema del límite central. Ya que los parámetros de la distribución de Gauss son las propias media y varianza de la distribución, serán éstas (o en su defecto estimadores consistentes de las mismas) las que gobernarán el com-

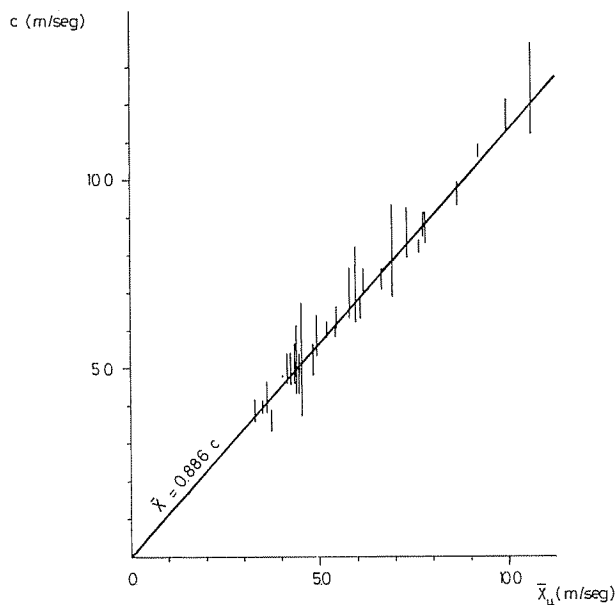


FIG. 16. — Parámetros c admisibles de las diversas funciones modelas vs. respectivas medias muestrales x_{11} .

portamiento estadístico de \bar{X}_{u^i} a lo largo del período considerado (un conjunto de N meses i -ésimos de N años consecutivos, en general). Y si \bar{X}_{u^i} es normal, se desprende de (21) que c^i es también variable gaussiana, por lo que las consideraciones anteriores también le son de aplicación para todo i .

Se concluye, pues, lo siguiente: podemos suponer que c^i (o bien c_1^i y c_4^i), para todo i , es un conjunto de 12 variables aleatorias normalmente distribuidas, cuyos valores muestrales serán las sucesivas medias muestrales de la velocidad del viento en los meses i -ésimos de años sucesivos afectadas del coeficiente 0,886. Sus parámetros estadísticos pueden estimarse desde los propios valores muestrales que se vayan obteniendo. Y puesto que c^i gobierna por sí solo la distribución de la variable velocidad escalar del viento en el mes (los meses) i -ésimo(s), bastará «determinar» cuál va a ser el valor c^i en el mes i de un año venidero para conocer la estadística de la celeridad del viento en ese período y así poder determinar un valor de la velocidad asociado al nivel de probabilidad o riesgo que hayamos fijado. La «determinación» de c^i debe matizarse: puede pensarse en determinar un «valor más probable» (asociado al máximo de la función de densidad relativa propia de la variable), un «valor modal» (moda de la distribución), o bien un «valor seguro» de c^i (es decir, un valor de c^i tal que la probabilidad de ser sobrepasado sea un valor P dado. Obsérvese que $g(c) = \frac{\partial}{\partial c^i} (F_{c^i, k^i}(u^i)) < 0, \forall c^i, u^i > 0$,

esto es, que $F_{c^i, k^i}(u^i)$ es monótona decreciente en c^i). Así, determinado un c^i , queda definida la distribución de u^i como se ha visto, por lo que de nuevo pueden determinarse valores más probables, modales o seguros de u^i .

Hay que insistir en que este razonamiento es aplicable tanto a las velocidades modeladas mensualmente con independencia de su procedencia como a las variables u_1^i y u_4^i . Se obtendrá respectivamente una estimación de cuál va a ser «la» velocidad media, modal o extremal procedente de cualquier sector, de los cuadrantes 1, 2 y/o 3, o del cuarto cuadrante (mestrales) en un mes i de un año próximo (es evidente que la estimación de mestrales será la más «ortodoxa» a la luz de la bondad de los diversos ajustes que se han ido verificando a lo largo del estudio).

Este planteamiento se aparta del enfoque tradicional de la estimación de velocidades extremas en base a funciones probabilísticas del tipo:

$$F_E(U) = p(u > U) = 1 - (F(U))^N \quad (22)$$

siendo N el número de años que el período de retorno escogido comprende. A diferencia de lo considerado aquí, tales funciones se basan en la suposición de que los parámetros de la distribución anual (o mensual) del módulo de la velocidad del viento son dados y fijos, lo cual no parece ajustarse suficientemente bien a meteorologías tan singulares y variables como las del delta del Ebro.

Por último, hay que subrayar que, pese a no haber intervenido para nada el concepto de riesgo asociado a un período de retorno dado aquí, no se obtendrá un valor estimado único de la velocidad media, modal o extremal mediante el método formulado. Si bien es cierto que se considera implícitamente un período de retorno «infinito», el hecho de que los parámetros de la distribución teórica de c^1 deban estimarse en base a los valores muestrales provocará que se vayan «corrigiendo» los valores estimados de tales parámetros a medida que aumente el número de esos valores muestrales, por lo que también se irá modificando la estimación de las velocidades en los diversos meses i-ésimos, haciéndose ésta más «ajustada» si cabe.

En todo caso, la validación de las propuestas que se han efectuado se deberá realizar a la vista de las observaciones meteorológicas que se irán verificando en el transcurso del tiempo. Cualquier extrapolación del tratamiento estadístico que aquí se ha expuesto a otros ámbitos geográficos deberá tener en cuenta la especificidad de la topografía y meteorología locales en cuestión para poder obtener resultados satisfactorios.

BIBLIOGRAFÍA

- COPEIRO, E. — 1979. Estima de una función de distribución a partir de una muestra aleatoria. *Revista de Obras Públicas*, marzo 1979: 193-207.
- DAVENPORT, A. G. — 1967. *Wind structure and wind climate*. Faculty of Engineering Science, The University of Western Ontario, Canada: 48 pp.
- HOEL, P. G. — 1968. *Introducción a la estadística matemática*. Ediciones Ariel, Barcelona: 451 pp.
- INSITUTO NACIONAL DE METEOROLOGÍA. — 1980. *Resúmenes mensuales del boletín meteorológico diario*. Ministerio de Transporte y Comunicaciones. Madrid.
- LOSADA, M. A., et al. — 1977. Curso de Puertos. II: Dinámica Atmosférica. Cátedra de Puertos, ETSICCP, Universidad de Santander. (Mimeo.)
- SIEGEL, S. — 1956. *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. Mc Graw-Hill-Kogakusha, Tokyo, Japan: 312 pp.
- SHELL SPANJE N. V. — 1980. *Castellon. Data listings of wind and waves*. Marex House, Isle of Wight, Great Britain.