

COLEGIO INGENIEROS DE CAMINOS
 BIBLIOTECA

Regímenes de oleaje y temporales a partir de registros (*)

Por ENRIQUE COPEIRO

Dr. Ingeniero de Caminos, C. y P.
 Laboratorio de Puertos. "Ramón Iribarren"

En la actualidad no existe un criterio que permita determinar con fundamento cuál es el tipo de función de distribución extremal apto para la variable "altura de ola significativa" (régimen de temporales). Lo mismo ocurre respecto a la función de distribución (no extremal) de esta misma variable (régimen de oleaje). En el presente artículo se propone una respuesta a ambos problemas, a partir de la metodología que ha sido expuesta en dos artículos publicados recientemente en esta Revista.

1. INTRODUCCION

En un artículo anterior (9) se propuso una metodología para determinar la función de distribución extremal de variables geofísicas cuya evolución a lo largo del tiempo es continua, a partir de registros que permitan reconstruir la curva de evolución de la variable en un cierto intervalo. En el presente artículo se va a aplicar dicha metodología a la variable "altura de ola significativa", cuya importancia en ingeniería marítima no necesita ser recalcada. Según se mostró en (9), en la actualidad no existe un criterio que permita discriminar con fundamento qué tipo de función resulta aceptable para caracterizar la distribución extremal de esta variable. En la referencia (6), donde se empleó por primera vez este modelo estadístico, se estimaron las formas funcionales de los parámetros en juego mediante un procedimiento indirecto, al no contarse con datos directos, y a partir de observaciones de mediana o baja precisión (estimaciones visuales de altura de ola y de altura de ola máxima). Posteriormente (7 y 9) aquellos parámetros han sido estudiados directamente mediante registros instrumentales de oleaje pertenecientes a una amplia gama de áreas marítimas. Los resultados a que se llega muestran una coherencia que permite proponer su aplicabilidad práctica general con confianza.

La función de distribución extremal $\Phi(H_s)$ de la altura de ola significativa, puede escribirse (6, 7 y 9):

$$\Phi(H_s) = [F(H_s)]^{n(H_s)}$$

donde $F(H_s)$ es la función de distribución de la altura de ola significativa, y $n(H_s) = \frac{8760}{t(H_s)}$ sien-

do $t(H_s)$ la duración media en horas de las excedencias de H_s (ondulaciones que, en la curva de evolución de la variable, exceden el valor H_s). El

(*) Se admiten comentarios sobre el presente artículo, que pueden remitirse a la Redacción de esta Revista, hasta el 30 de septiembre de 1979.

parámetro $n(H_s)$ puede ser definido como el número de "pruebas estadísticas" del fenómeno aleatorio "excedencia de H_s " en el año medio.

La caracterización directa de $\Phi(H_s)$ mediante la ecuación anterior requiere, obviamente, el análisis previo de $n(H_s)$ y $F(H_s)$.

En (7 y 9) se estudió la forma funcional de $n(H_s)$ con ayuda de ocho series de datos instrumentales, llegándose a la conclusión de que la sencilla relación lineal $n(H_s) = K_1 H_s + K_2$ resulta adecuada. Algunas series de datos adicionales correspondientes a otras variables de evolución continua (caudal fluvial, velocidad del viento, precipitación) indicaron un buen comportamiento de la relación lineal en estos casos también, apuntando a una posible generalidad de esta relación.

En cuanto a la función de distribución $F(H_s)$, su determinación tiene un doble interés puesto que no solamente es un ingrediente de la ecuación extremal sino que también posee una gran importancia por sí misma (tiempos de utilidad de obras de atraque, cálculos de transporte sólido litoral, etcétera). En el apartado siguiente se analiza esta función.

2. FUNCION F(H_s)

Para caracterizar el tipo de función de distribución más conveniente en el caso de H_s se han utilizado datos instrumentales correspondientes a las ocho estaciones ya empleadas en la referencia (7) para estudiar $n(H_s)$, más otras 12 series de datos seleccionadas de entre casos aparecidos en diversas publicaciones. El criterio de selección de estaciones ha consistido en escoger aquellas que cubren un período de observación largo (en todo caso un número entero de años cuando estos son sólo uno o dos), y no están en profundidades excesivamente reducidas. No siempre ambas condiciones se cumplen todo lo ampliamente que sería deseable (lo cual refleja la escasez de observaciones instrumentales de oleaje hasta el momento), pero globalmente los datos forman un conjunto aceptable. En los cuadros 1 y 2 se muestran las

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

Nombre estación	Situación	Area marítima	Profundidad (m)	Periodo observado	T. útil (h)	% T. útil	Tipo de observac.	Duración de cada registro	Intervalo entre registros	Fuente
Osborne Head	Nova Scotia (Canadá)	Atl. Norte (W)	30,3	15 diciembre 1970 1 septiembre 1976	37,138	70,1	Instrument. (boya)	20 min.	3 horas	Don Birell (Marine Information Directorate, Canadá)
Western Head	Nova Scotia (Canadá)	Atl. Norte (W)	40,2-43,0	15 abril 1970 5 mayo 1973	19,494	74,2	Instrument. (boya)	20 min.	3 horas	
Chebducto Bay	Nova Scotia (Canadá)	Atl. Norte (W)	26,7	24 octubre 1974 4 febrero 1976	9,091	81,3	Instrument. (boya)	20 min.	3 horas	
Roberts Bank	British Columbia (Canadá)	Estrecho de Georgia	138,9	7 febrero 1974 3 abril 1976	12,282	70,0	Instrument. (boya)	20 min.	3 horas	L. Draper (I.O.S., Gran Bretaña)
Toronto	Toronto (Canadá)	Lago Ontario	107,8	15 abril 1972 18 junio 1973	7,163	81,2	Instrument. (boya)	20 min.	3 horas	
Owers Lightvessel	Owers (Inglaterra)	Canal de la Mancha	13-15	1 octubre 1968 30 septiembre 1969	8,704	99,4	Instrument. (boya)	12 min.	3 horas	E. Bouws (K.N.M.I., Holanda)
Plat. "Penrod 36"	(53° 24,6' Norte-4° 12,9' Este) (Holanda)	Mar del Norte	26,0	1 marzo 1973 28 febrero 1974	7,150	81,9	Instrument. (boya)	3 horas	3 horas	
Dique P. Lucero	Bilbao	Cantábrico	40,0	2 abril 1976 2 abril 1978	17,335	98,6	Instrument. (boya)	12 min.	3 h - 4 h	L. Tejedor (Thalassa, para el Puerto de Bilbao)
Barco meteor. "B"		Atlántico Norte		1949-1972		91,0	Visual		1 h - 3 h	
Barco meteor. "C"		Atlántico Norte		1952-1972		92,0	Visual		1 h - 3 h	Environmental Data Service (U.S.A.)
Barco meteor. "E"		Atlántico Norte		1952-1971		89,0	Visual		1 h - 3 h	
Barco meteor. "I"		Atlántico Norte		1949-1971		88,0	Visual		1 h - 3 h	
Barco meteor. "J"		Atlántico Norte		1949-1971		88,0	Visual		1 h - 3 h	
Barco meteor. "K"		Atlántico Norte		1949-1969		93,0	Visual		1 h - 3 h	

CUADRO 1

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

Nombre estación	Situación	Area marítima	Profund. (m)	Período observado	Tiempo útil	Tipo de instrumento	Duración de cada registro	Intervalo entre registros	F u e n t e
Dunkerque	Francia	Mar del Norte (S.)		22 abril 1960 17 agosto 1966	706 días	Presión			R. Bonnefille et al. (1967) (Hmáx)
Chausey Sud.	Francia	Canal de la Mancha	19,5	27 junio 1956 4 abril 1960	1.204 días	Presión			H. Allen (1977)
Nice	Francia	Mediterráneo (N.)	9,14	17 sepbre. 1954 27 mayo 1960	1.006 días	Presión			
Camp Pendleton	California	Pacífico	9,8	1954 y 1958		Presión	20 min.	6 horas	H. Powers et al. (1968)
Benghazi	Libia	Mediterráneo (S.)	12,8-14,6	1961 - 1965 Intermitente (muy irregular)		Presión	10 min.		H. Singh et al. (1968)
St. John Deep	Canadá (Bay of Fundy)	Atlánt. Norte (W.)	36,6	1 marzo 1972 28 febrero 1973		Boya			J. Khanna et al. (1974)
Cattlewash	I. Barbados	Borde Este del Caribe		Diciembre 1972 Noviembre 1973		Presión	15 min.	3 horas	C. Deane (1974)
Morecambe Bay	Gran Bretaña	Mar de Irlanda	21,9	Noviembre 1956 Octubre 1957	8.760 horas			3 horas	J. Battjes (1970)
Mersey Bar	Gran Bretaña	Mar de Irlanda	17,6	Septiembre 1965 Agosto 1966	8.760 horas			3 horas	
Sevenstones	Gran Bretaña	Atlánt. Norte (E.)	60,4	Enero 1962 Diciembre 1962	8.760 horas			3 horas	
Varne	Gran Bretaña	Estrecho de Calais	27,5	Febrero 1965 Enero 1966	8.760 horas			3 horas	
Smith's Knoll	Gran Bretaña	Mar del Norte	49,4	Marzo 1959 Febrero 1960	8.760 horas			3 horas	

CUADRO 2

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

principales características de los registros efectuados en las 20 estaciones, así como de las observaciones visuales de altura de ola pertenecientes a seis Barcos Meteorológicos situados en el Atlántico N., que serán también utilizadas más adelante aunque no se las emplea en el contraste de hipótesis junto con las observaciones instrumentales por su inferior fiabilidad. En la figura 1 aparece la localización geográfica de las 20 estaciones, que cubren un amplio espectro de ambientes marítimos.

La comparación va a establecerse entre las distribuciones Exponencial, Log-Normal, Weibull y Doble Exponencial. Estas son las funciones que vienen siendo empleadas con generalidad para tratar H_s en la bibliografía especializada, y cada una de aquéllas ha producido ajustes satisfactorios, aparentemente, en varios casos publicados.

La primera FDD propuesta para H_s fue la *Log-Normal*, utilizada por N. Jasper (1956) con observaciones visuales de barcos meteorológicos. J. Darbyshire (1956) empleó esta distribución con algunos registros instrumentales de H_{max} (parámetro aproximadamente proporcional a H_s cuando la dispersión de períodos no es muy grande). Posteriormente la adoptaron también L. Draper (1963),

J. Ploeg (1971), J. Khanna y P. Andru (1974) y M. Ochi (1978), entre otros.

La distribución de Weibull fue utilizada por N. Nordstrom (1969) y, a partir de un estudio comparativo realizado por J. Battjes (1970), ha venido siendo empleada con profusión, convirtiéndose quizá en la más popular de las FDD aplicadas a H_s . Después de aquéllos, ha sido usada por J. Flatseth y B. Pedersen (1970), H. Saetre (1974, datos de períodos invernales), J. Khanna y P. Andru (1974), E. Copeiro (1976), N. Hogben (1976), etc.

J. Larras (1965, 1967) propuso la distribución *Exponencial* para la altura de ola máxima diaria, y posteriormente ha sido aplicada para H_s por autores como R. Mayençon (1969), R. Bonnefille et al. (1967), L. Harris (1972), J. Patriarca (1974), H. Allen (1977).

Por último, la distribución *Doble Exponencial* ha sido también empleada por H. Saetre (1974, datos de períodos invernales) y J. Khanna y P. Andru (1974), entre otros.

La metodología que va a emplearse fue propuesta en (9) con carácter de generalidad para las variables geofísicas. En esta aplicación al caso

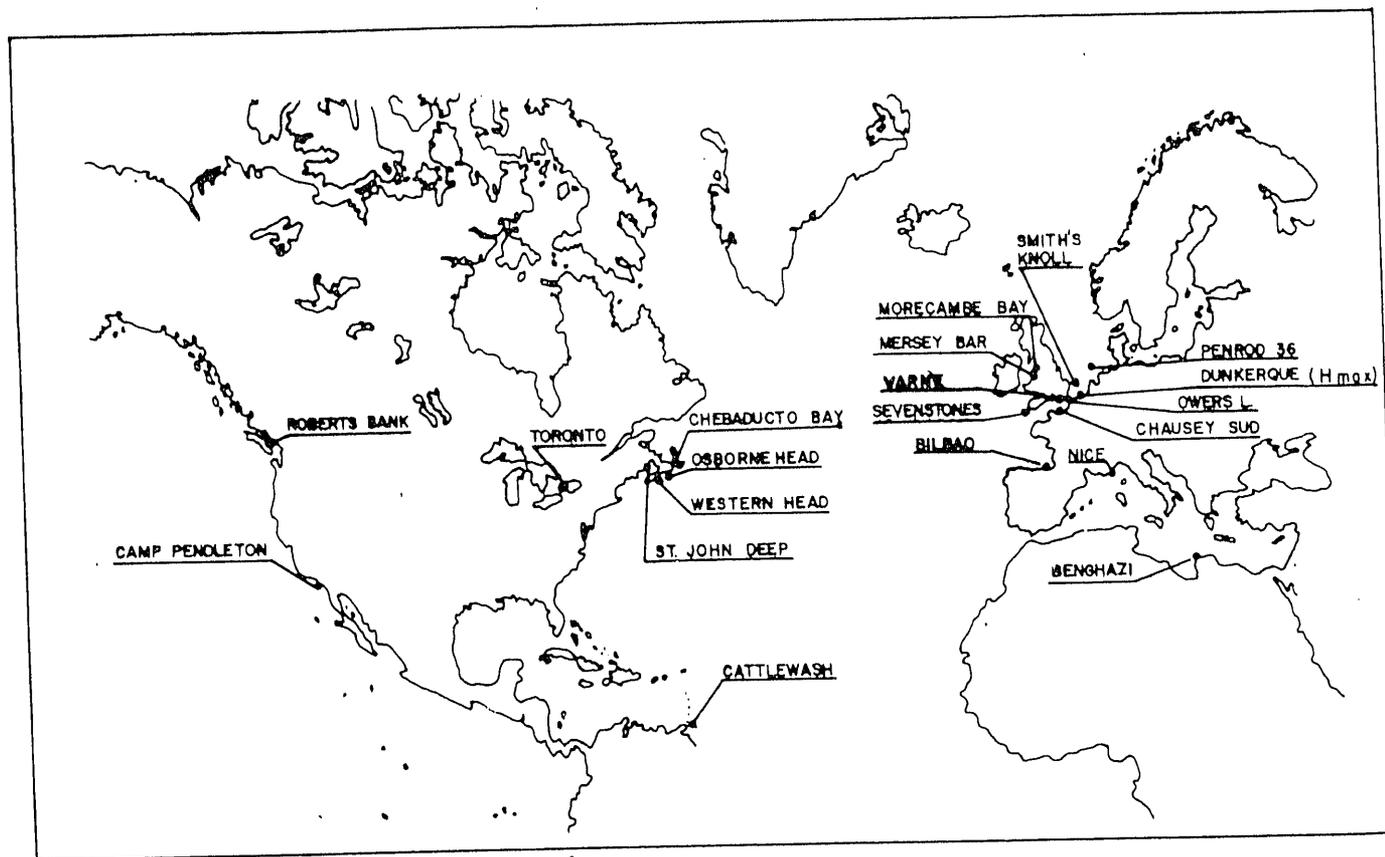


Fig. 1.—Determinación de $F(H_s)$: Localización de las estaciones.

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

concreto de la variable H , van a indicarse de nuevo las hipótesis que sirven de base al análisis:

La propia factibilidad de un estudio comparativo de varias muestras distintas de una variable para seleccionar FDD, se basa en la hipótesis de que para cada variable (en este caso H_s) resulta válido un mismo tipo de función de distribución, al menos dentro de ciertos tipos climáticos diferenciales que puedan ser discriminados en el comportamiento de esa variable. El resultado obtenido en la presente aplicación presenta, como se verá, un satisfactorio acuerdo con aquella hipótesis.

Como criterio de discriminación entre climas de oleaje, se ha escogido el mayor o menor peso relativo del swell dentro del oleaje presente en cada estación. El número de grupos climáticos establecidos ha sido cuatro, en una gradación progresiva desde la práctica inexistencia del swell hasta la preponderancia relativa de éste en el oleaje registrado. Como elementos para evaluar la asignación de cada estación de registro a uno de los grupos climáticos se han evaluado conjuntamente la posición del punto relativa a los vientos predominantes en el océano, el tamaño y limitaciones de los fetches disponibles y los abrigos locales, y las estadísticas de coincidencia altura de ola-período (ver referencia 7).

Los dos grupos situados en los extremos de esta gradación se han denominado "swell muy reducido" (swell inexistente o sólo relevante en alturas de ola muy bajas: Toronto, Roberts Bay, Morecambe Bay, Mersey Bar, Nice, Benghazi, Chausey Sud, Dunkerque) y "swell elevado" (notable peso relativo del swell hasta niveles relativamente elevados: Sevenstones, Bilbao, Cattewash, Camp Pedleton). Como grupos intermedios, "swell bajo" (siguiente al "swell muy reducido": Chebado Bay, Saint John Deep, Smith's Knoll) y "swell moderado" (Osborne Head, Western Head, Penrod 36, Varne Owers Lightvessel). Debe admitirse que la línea de separación entre los grupos es hasta cierto punto difusa por falta de un criterio cuantitativo de discriminación, pero como se verá esto no representa inconveniente para la resolución del estudio comparativo, cuyos resultados son suficientemente claros a partir de la diferenciación realizada aquí.

Para establecer un criterio correcto de comparación entre los ajustes producidos por las distintas funciones, debe comenzarse por puntualizar cuál es el tipo de relación existente entre la función de distribución de la población y los valores de probabilidad obtenidos en una muestra de tamaño finito (distribución observada):

Según se demostró en las referencias (7 y 8), cuando se realiza mediante *muestreo aleatorio* una estima de la distribución de una variable de tipo

geofísico, la fiabilidad es máxima en el centro de la función de distribución de la población, $F(x) = 0,5$, y disminuye hacia ambas colas de ella.

Puede también demostrarse (7) que, si la variable posee una evolución continua en el tiempo (caso de H_s) y la estima muestral de la distribución se realiza a partir de un muestreo de gran densidad en el tiempo (casi-continuo) o continuo (*) los extremos superior e inferior de ambas colas de puntos muestrales se desvían asintóticamente hacia los valores $F(x) = 1$ y $F(x) = 0$, respectivamente. Cuando, como en el caso de H_s , la variable tiene un límite inferior natural en $x = 0$, la desviación asintótica mencionada sólo se da en la cola superior. En el resto de la distribución la situación es similar a la indicada para un muestreo aleatorio. En la figura 2 se representa gráficamente la relación entre la función de distribución correspondiente a la población (línea continua) y la obtenida como estima muestral (a trazos) a partir de la curva de evolución de la variable. Se supone en esta figura que la muestra de esta última curva tiene una duración suficiente como para asegurar que en un cierto tramo "central" de la distribución, la FDD de la población coincide sensiblemente con la estima muestral. Los ejes coordenados de la figura corresponden al papel probabilístico propio de la FDD supuesta para la población.

En los estudios de función de distribución publicados hasta ahora (ver, por ejemplo, 2, 3, 10, 13, 18, 22, 24 y 27) se ha venido adoptando el criterio de escoger aquella función que mejor ajusta la totalidad de puntos muestrales o distribución observada, y en especial el extremo superior de ellos cuando el objetivo del análisis es utilizar la curva extrapolada. Ese criterio es erróneo, particularmente en el habitual caso de observaciones continuas o casi continuas, como evidencia la figura 2. El pretender ajustar la totalidad de la distribución observada y el pretender estimar a partir de ella la distribución de la población son dos propósitos no sólo distintos sino también incompatibles. En particular, el poner el énfasis principal del ajuste en el seguimiento estrecho de la cola superior de la distribución observada nos lleva a adaptar la función ajustada a la zona de fuerte desviación aleatoria (o, lo que es peor, a la desviación sistemática final), con lo que en el mejor de los casos tenemos una alta probabilidad de apartarnos marcadamente del comportamiento de la población en las extrapolaciones.

En la referencia (8) se mostró que para efectuar

(*) Curva completa de evolución de la variable en un cierto período de tiempo. Esta curva es también reconstruible a partir de observaciones de gran densidad, como se hizo en (7 y 8) con varias series de datos —entre ellos registros de altura de ola, cuya densidad puede verse en los cuadros 1 y 2—.

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

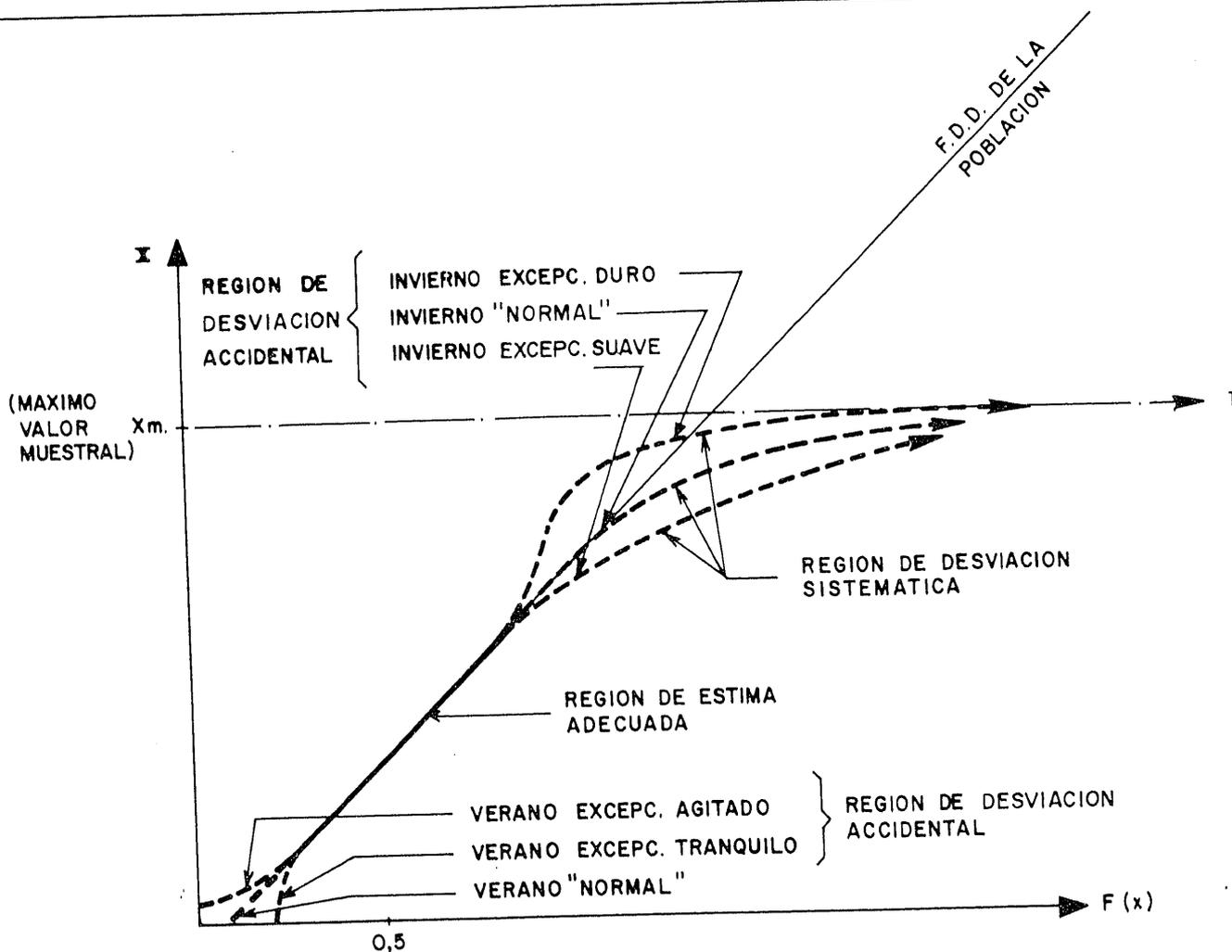


Fig. 2.—Función de distribución muestral comparada con la de la población: Regiones características. (Variable con un límite natural inferior en $x = 0$.)

un ajuste conveniente de una distribución muestral dada, en el caso de muestreo aleatorio, debe prescindirse de los puntos situados en ambos extremos debido a su baja fiabilidad (alternativamente, dar a cada punto un "peso" según su fiabilidad relativa). El rechazo de los extremos es aún más importante cuando no se trata de un muestreo aleatorio sino continuo o casi-continuo, ya que, según hemos visto, entra entonces en juego una desviación sistemática final. El problema que se plantea ahora es el de escoger el tipo de función de distribución conveniente. Este problema llega más lejos que el del ajuste (para plantear el método de ajuste se parte de suponer que ya se ha escogido el tipo de FDD que va a emplearse), y no se resuelve adecuadamente con una comparación de bondades de ajustes empleando varios FDD (ver 7 y 9). Como método de elección se propone (7 y 9) efectuar un estudio comparativo de los ajustes llevados a cabo con un grupo de muestras, basando dicho estudio no en las bondades relativas de ajuste según los criterios con-

vencionales sino en la peculiar información que proporcionan precisamente las zonas muestrales que poseen una baja fiabilidad pero cuya desviación de la población no es sistemática (zonas de "desviación aleatoria" en la figura 2): Si en el grupo de ajustes efectuados con una cierta FDD (ajustando sólo la zona "central" de la distribución muestral, como se ve en la figura) se observa que las desviaciones de los puntos muestrales en las zonas calificadas de "desviación aleatoria" son efectivamente aleatorias, no hay razón para rechazar esa FDD; por el contrario, ésta se rechaza cuando aquellas desviaciones presentan sistematicidad. La aleatoriedad de las desviaciones es compatible con un sesgo en ellas (mayor abundancia relativa de las desviaciones en una dirección, a cambio de una mayor intensidad relativa de las desviaciones en la otra). En el caso que va a verse, la diferencia entre el comportamiento de las distintas FDD es tan claro como para no ser necesario entrar a ponderar este último factor.

Cuando sólo se pretende emplear la FDD es

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

cogida con el fin de extrapolarla en uno de los dos sentidos (como es el caso del análisis extremal de máximos, donde el interés se centra en las extrapolaciones hacia valores altos) es natural centrar el estudio comparativo en la cola correspondiente de las distribuciones.

En primer lugar van a compararse las funciones Log-Normal y Exponencial, y, posteriormente, se tratan Weibull y Doble Exponencial que están estrechamente relacionadas con la Exponencial.

2.1. Exponencial-Log-Normal.

En las figuras 3, 4, 5 y 6 se muestran los ajustes efectuados con ambas funciones al grupo de estaciones clasificado "swell muy reducido". Los ajustes con la Exponencial son uniformemente satisfactorios, con desviaciones no sistemáticas y con una zona central de buen ajuste que es más amplia en las muestras más largas (Nice, Dunkerque, Chausey Sud). En todos los casos las desviaciones comienzan en niveles razonables de la probabilidad. Los ajustes con la Log-Normal son, en cambio, uniformemente pobres. Los extremos superiores de las series de puntos muestrales se desvían sistemáticamente por debajo de las rectas ajustadas, y esas desviaciones comienzan ya muy rápidamente, en valores excesivamente bajos de $F(H_s)$.

En las figuras 7 y 8 se muestran los ajustes correspondientes al grupo de "swell elevado". Aquí la situación cambia. La Log-Normal da buenos ajustes en toda la zona inferior, central y superior hasta niveles elevados de la probabilidad. La Exponencial se comporta bien en la zona superior, pero muestra una fuerte desviación sistemática en la cola inferior. El número de casos incluido en este grupo es pequeño, pero el examen de los dos grupos restantes va a clarificar el comportamiento relativo de las dos funciones.

En las figuras 9, 10, 11 y 12 se muestran los ajustes de los grupos "swell moderado" y "swell bajo". Estos ajustes tienen características intermedias entre las vistas para los dos grupos extremos. En general, la Log-Normal se comporta mejor en la parte inferior del tramo "central", pero, en cambio, en el tramo superior se desvía en forma sistemática y con excesiva rapidez. En Penrod 36, Owers L., Varne y Smith's Knoll, las desviaciones comienzan ya en probabilidades entre 0,8 y 0,9 que, al ser series anuales, significa un tiempo total de excedencia de entre setenta y tres y treinta y seis días. Esto es evidentemente excesivo, ya que incluye un número elevado de excedencias. Aun intentando ajustar sólo la parte central superior, renunciando al ajuste en la mitad inferior (líneas de puntos en algunas figuras), la Log-Normal sigue mostrando una desviación sistemática en la cola superior. Por tanto, esta función debe rechazarse cuando, como es el caso, se está interesado en

las extrapolaciones en el extremo superior. La Exponencial muestra en estos dos grupos una desviación sistemática en su cola inferior. Esta desviación comienza más cerca del centro de la distribución para los niveles de swell más altos, y se aleja hacia el extremo para menores niveles de swell. En cambio, en la mitad superior la Exponencial se porta uniformemente bien en estos dos grupos y, por tanto, en todo el conjunto de estaciones vistas. Esta función resulta en principio aceptable con vistas a extrapolar hacia valores altos de la variable, aunque es inutilizable en su extremo inferior cuando hay cantidades significativas de swell en la zona.

2.2. Exponencial-Weibull.

$H_s - A$

Exponencial: $F(H_s) = 1 - e^{-\frac{H_s - A}{B}}$; Weibull:

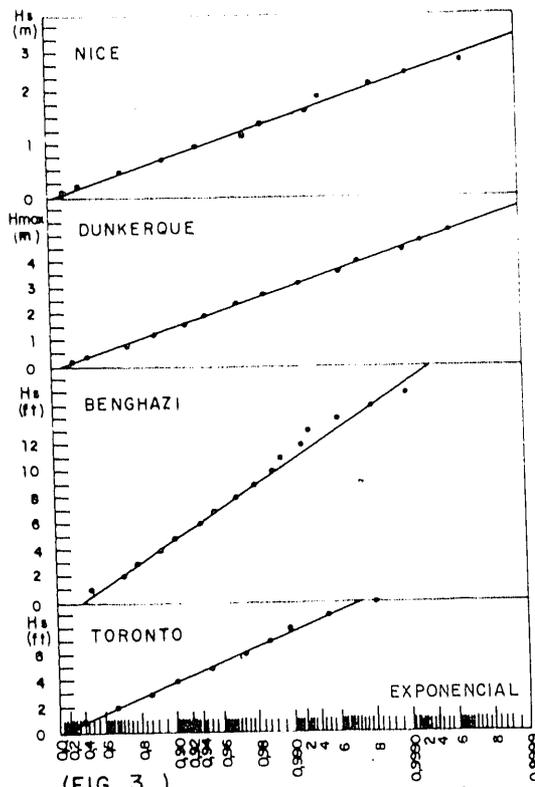
$$\frac{(H_s - A)^C}{C}$$

$F(H_s) = 1 - e^{-\frac{(H_s - A)^C}{C}}$. La diferencia entre ambas expresiones es la presencia del exponente C en la distribución de Weibull. La comparación entre ambas consiste, por tanto, en investigar si la inclusión de ese tercer parámetro en la Exponencial mejora su comportamiento en los ajustes. Los ajustes individuales de las 20 estaciones no se muestran aquí por limitaciones de espacio (pueden verse en la referencia 7), pero en el cuadro 3 se listan los valores obtenidos para los parámetros A y C en aquellos ajustes.

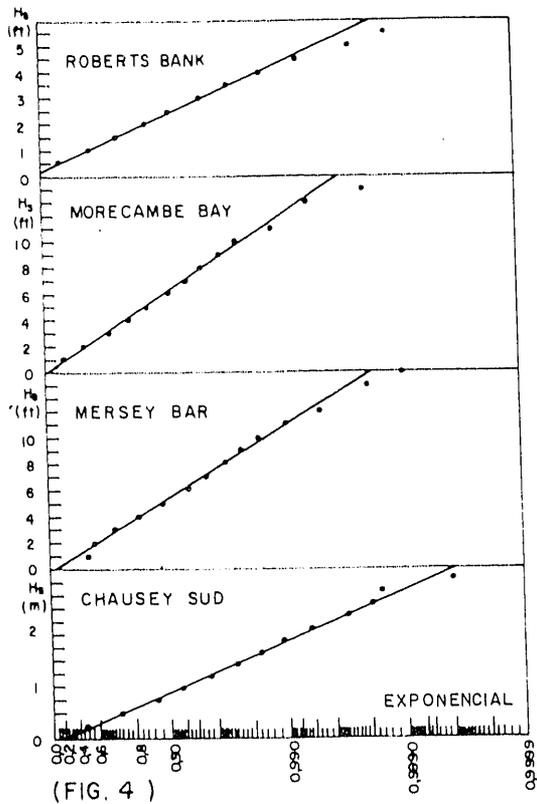
	A (m)	C
Camp Pendleton.	0,27	0,98
Bilbao.	0,60	1,02
Cattlewash.	1,52	1,24
Sevenstones.	0,61	1,20
Osborne Head.	0,46	0,97
Western Head.	0,52	0,93
Penrod 36.	0,50	1,05
Owers Lightvessel.	0,12	1,41
Varne.	0,15	1,11
Smith's Knoll.	0,06	1,31
Saint John Deep.	0,37	0,73
Chebucto Bay.	0,15	0,99
Dunkerque.	0	0,97
Chausey Sud.	0	0,96
Nice.	0	1,02
Robert's Bank.	0	1,09
Benghazi.	0	0,81
Morecambe Bay.	0	1,05
Mersey Bar.	0	1,02
Toronto.	0	1,03

CUADRO 3

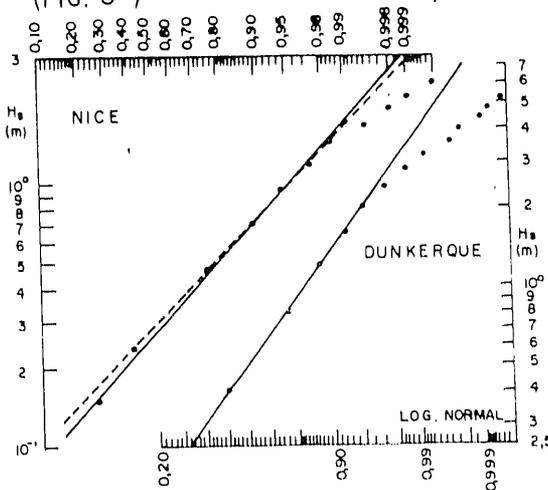
REGIMENES DE OLAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



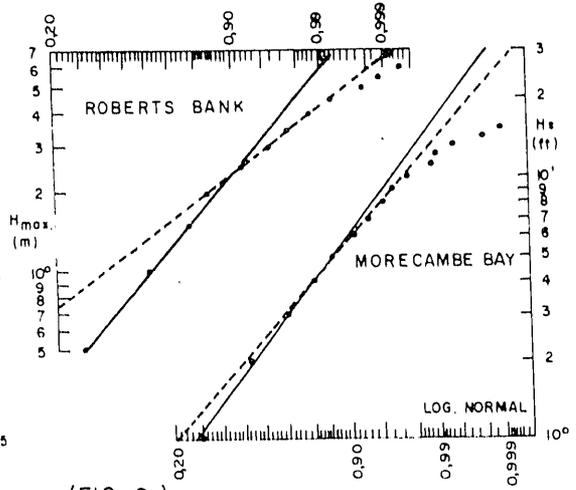
(FIG. 3)



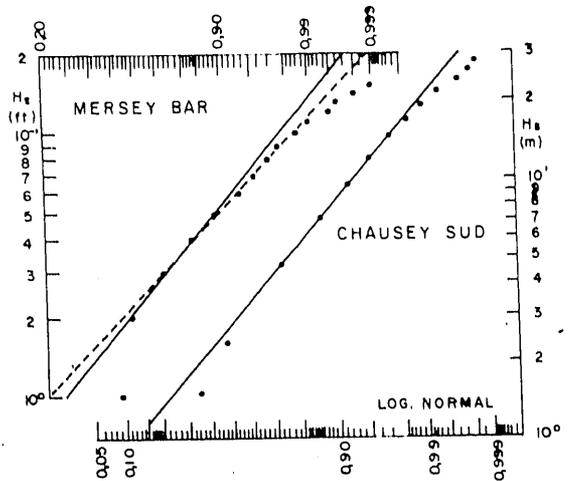
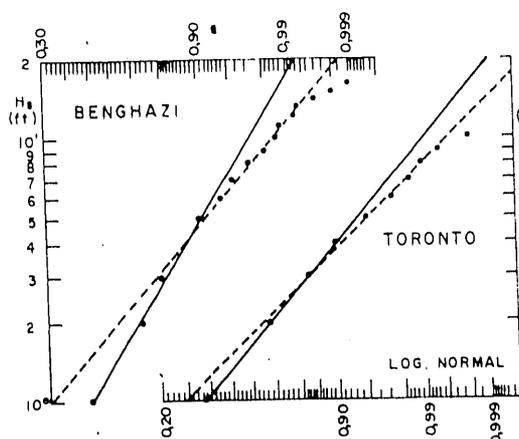
(FIG. 4)



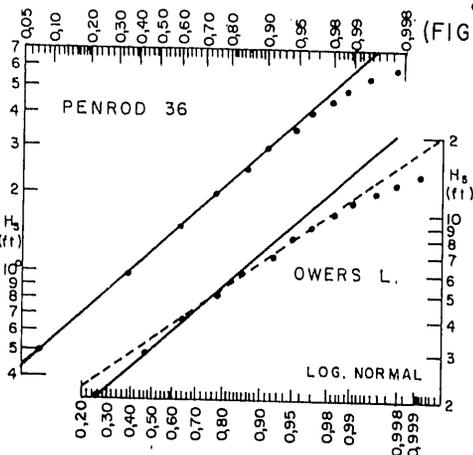
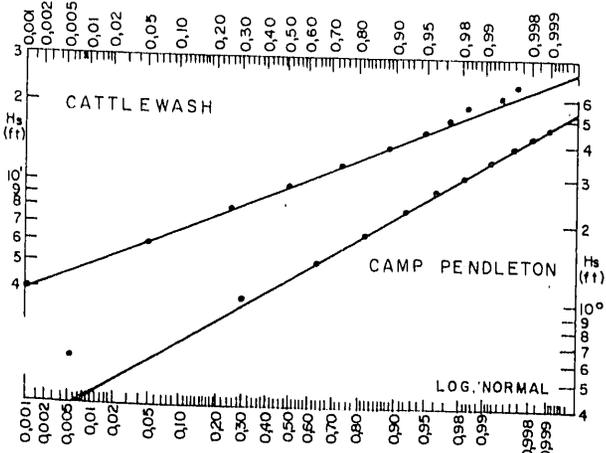
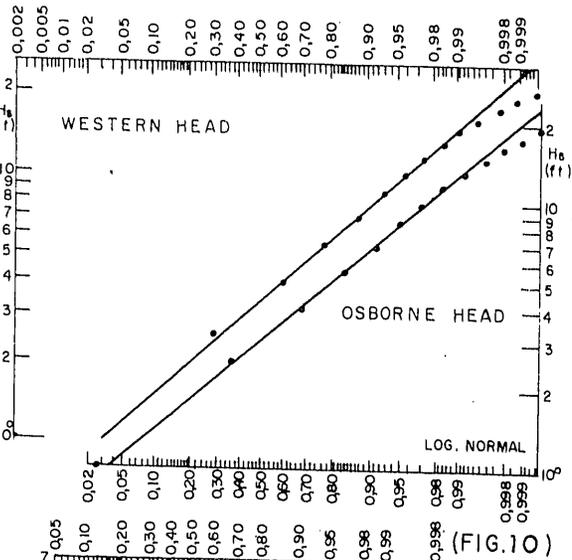
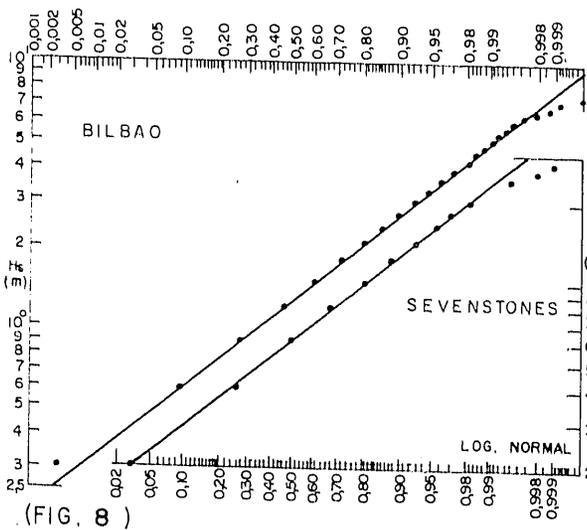
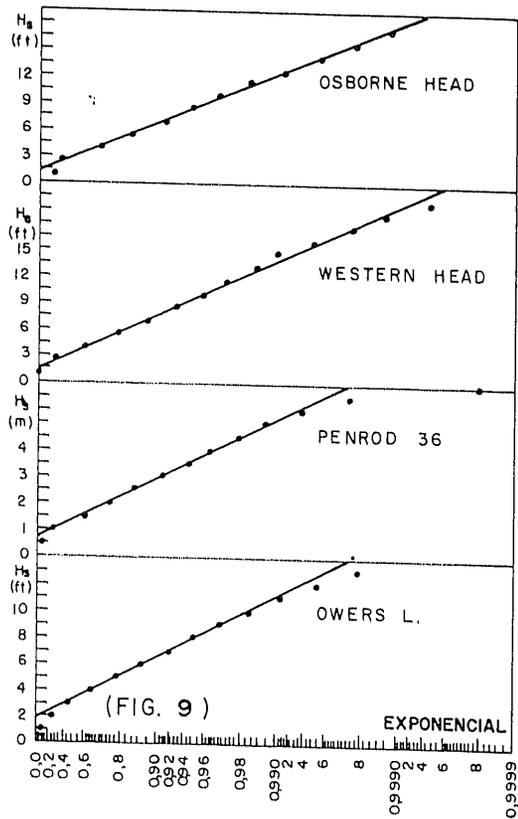
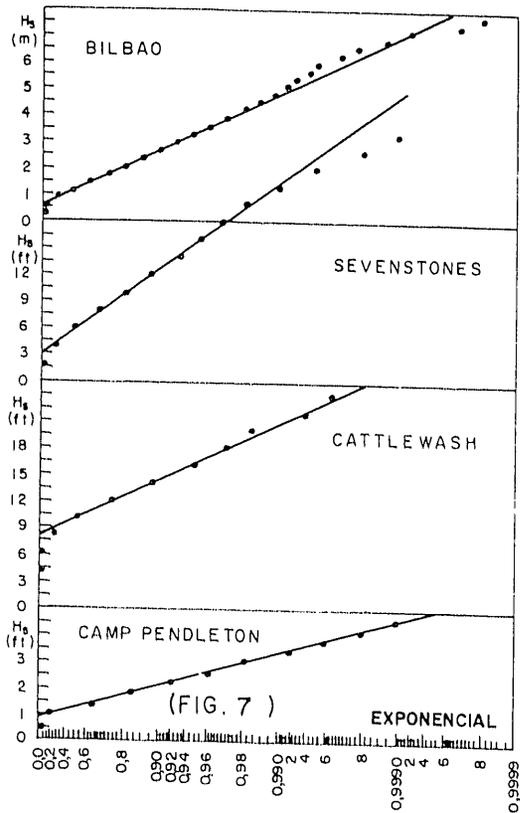
(FIG. 5)



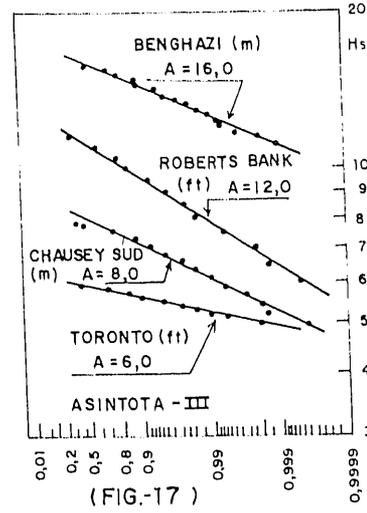
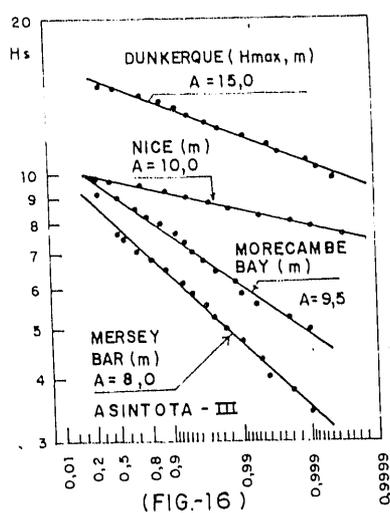
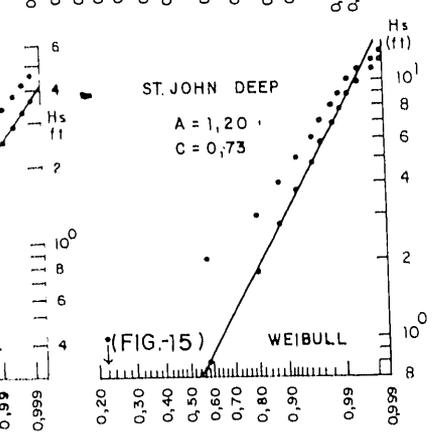
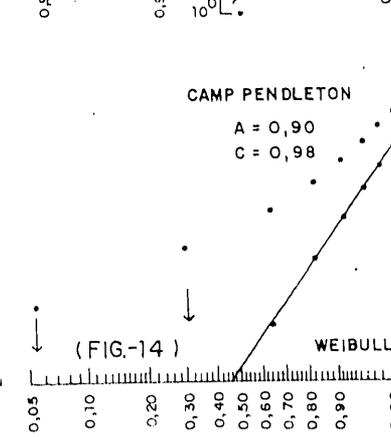
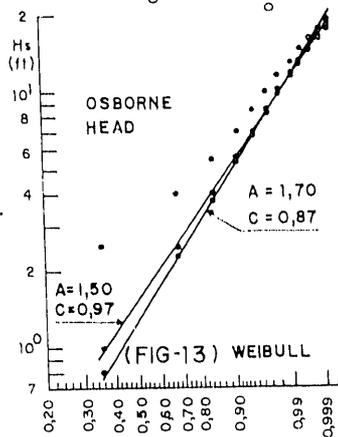
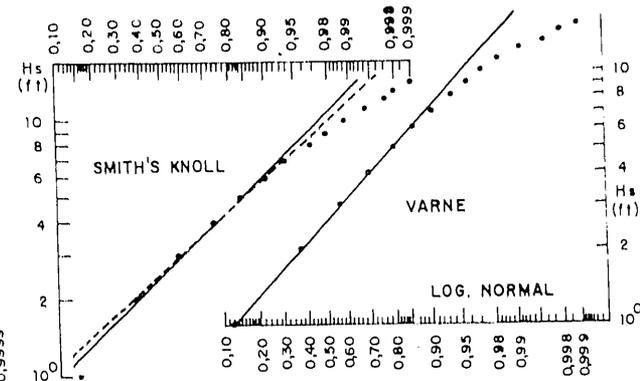
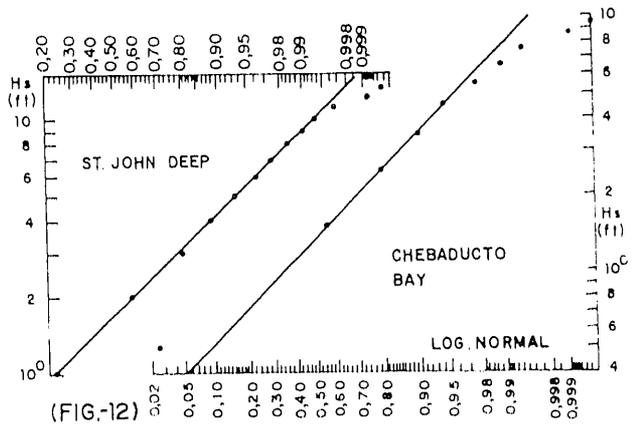
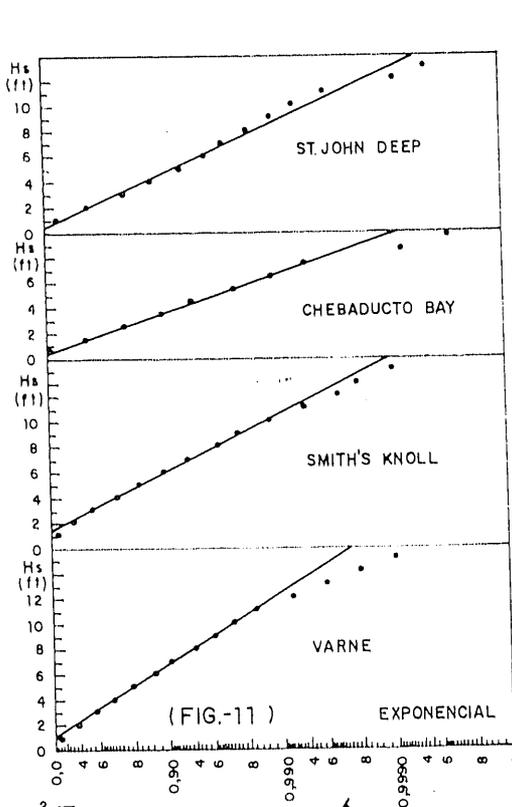
(FIG. 6)



REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



REGIMENES DE OLAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



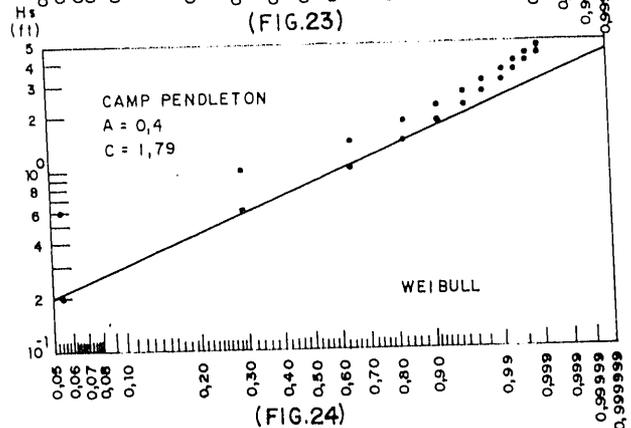
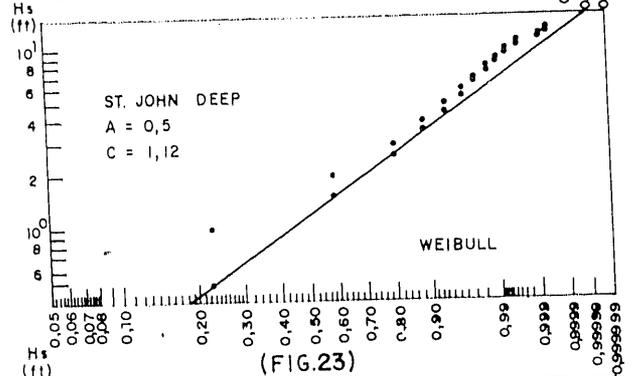
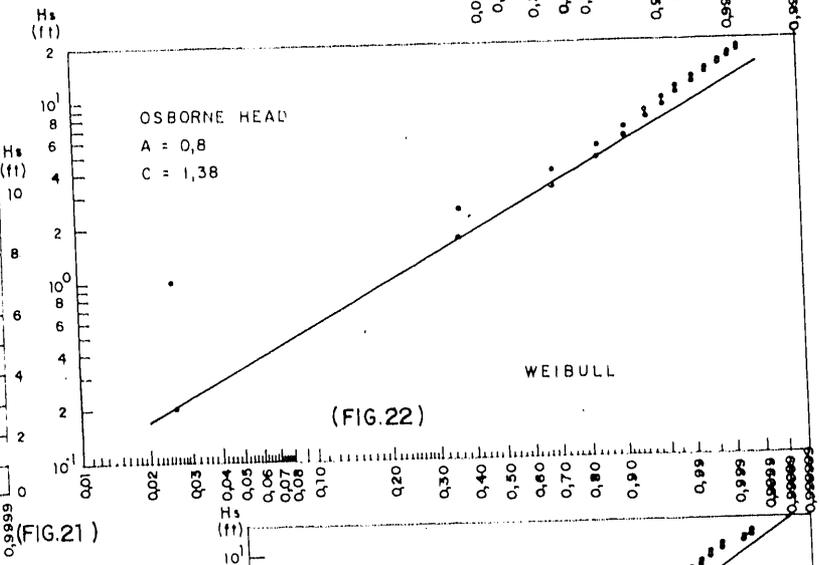
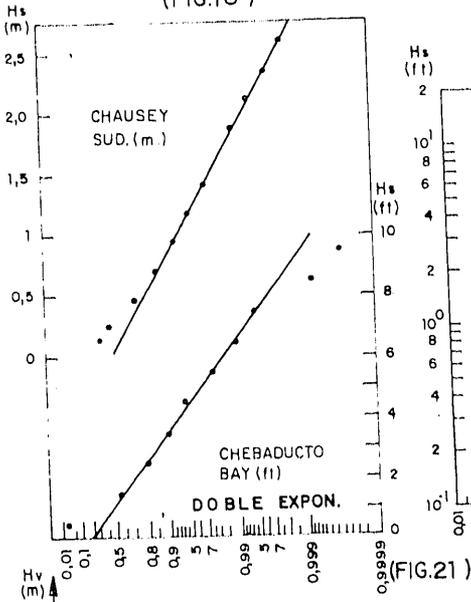
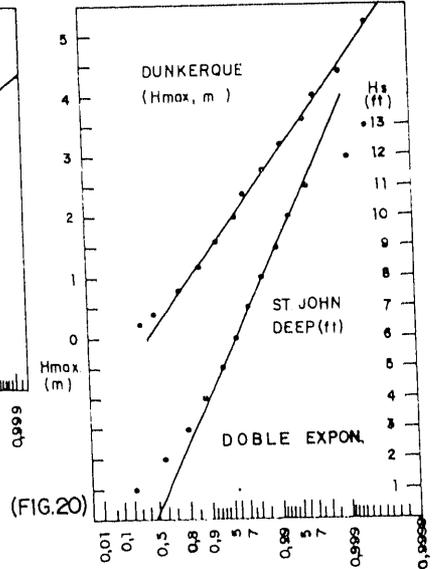
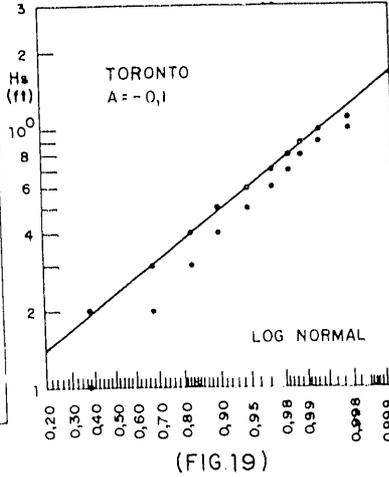
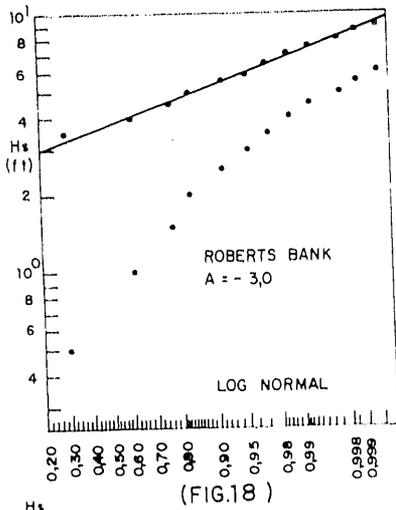
REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

Los tres parámetros de la distribución de Weibull le confieren una mayor flexibilidad, pero también un mayor grado de indeterminación en la estima de los valores de los parámetros mismos. Esto es cierto sobre todo en muestras de duración no larga, donde el tramo central de buen ajuste presumible es corto: Cuanto más corto sea aquel tramo central (muestras pequeñas), mayor es la indeterminación en el valor de A y, por tanto, de C . Por otra parte, el parámetro C tiene una alta sensibilidad a pequeños cambios en A (parámetro con el que se tantea para decidir el ajuste). Como ejemplo se muestra en la figura 13 el ajuste de Osborne Head donde, cuando el parámetro A se aumenta en 0,2 pies (6 cm), el parámetro C (que es una medida de la pendiente de la recta) pasa de 0,97 a 0,87. Debido a esto, el valor concreto asignado a C debe ser entendido con cierta amplitud. Respecto a los valores del cuadro anterior, las estaciones significativas son aquellas cuya duración de observación es larga (Osborne Head, Chausey Sud, Nice, Bilbao, Camp Pendleton, Western Head, Dunkerque, Roberts Bank), pues en ellas el tramo central de buena estima es más largo y la indeterminación en los valores de A y C en el proceso de ajuste es más reducida. En todas estas estaciones el valor de C es muy próximo a 1. De acuerdo con lo indicado sobre la exactitud de la estima de este parámetro, puede suponerse $C = 1$, a todos los efectos, en estos ajustes. En consecuencia no resulta justificado el incluir este parámetro adicional C a la función Exponencial. Los casos en que C toma un valor relativamente alejado de la unidad son muestras de corta duración, donde la indeterminación del ajuste es elevada, y, por tanto, la cifra asignada a aquel parámetro es muy poco significativa. En opinión del que escribe, la gran popularidad actual de la distribución de Weibull en estudios de oleaje se debe fundamentalmente a su flexibilidad (curvatura cóncava hacia arriba, en papel Exponencial, para $C < 1$; y cóncava hacia abajo, para $C > 1$). Esta permite que, cuando el tramo central de buena estima es corto (muestras de corta duración) y, por tanto, es susceptible de ser bien ajustado por un amplio rango de valores de A y C , la persona que realiza el ajuste tiende a escoger, de entre ellos, aquella pareja que consigue además adaptar la función a los extremos de las colas de la distribución observada. Esto es precisamente lo que (erróneamente) se considera deseable en los criterios de elección y ajuste que vienen siendo empleados hasta ahora. Sin embargo, no siempre esa flexibilidad permite adaptarse a las desviaciones muestrales superior e inferior simultáneamente. En las figuras 22, 23 y 24 se ve cómo, cuando se intenta ajustar el extremo inferior en algunos casos, el resto queda muy mal atendido (comparar con los ajustes de las figuras 13, 14 y 15, donde no se ajusta al extremo inferior: En estos casos,

el valor dado A hace que los puntos inferiores, que están lejos de la recta ajustada, se "salgan" del papel probabilístico, dando la apariencia superficial de ajuste completo en la zona inferior cuando en realidad esto no es cierto).

El hecho de que Weibull sea la única función de tres parámetros que ha polarizado el interés en el campo de oleaje es ciertamente curioso (y afortunado, ya que precisamente la Exponencial, que como se ha visto muestra buen comportamiento, es un caso particular de aquella otra función). Existen también otras funciones de distribución que poseen tres parámetros y tienen también una notable capacidad de adaptación, a pesar de lo cual no han sido objeto de atención. Por ejemplo, en las figuras 16 y 17 se han ajustado las ocho estaciones correspondientes a "swell muy reducido" con distribuciones Asintota-III, logrando un buen seguimiento del extremo superior (derecha). También se logran resultados parecidos con una Log-Normal de tres parámetros (realizando el cambio $H_s = H'_s - C$): Ver en las figuras 18 y 19 cómo así se mejoran grandemente los ajustes que se obtuvieron con sólo dos parámetros en las figuras 3 y 4. Más flexibilidad se lograría aún yendo a distribuciones con cuatro parámetros (por ejemplo, Log-Normal con el cambio $H_s = \frac{H'_s - C}{D - H'_s}$) o más.

Por supuesto, funciones con un número suficiente de parámetros pueden llegar a ajustar perfectamente cualquier distribución muestral; pero esto no implica en absoluto que esos ajustes nos aproximen más a la distribución de la población, como se ha indicado anteriormente. Por otra parte, cuando el criterio de elección de FDD que ha sido propuesto aquí es aplicado a muestras de longitudes habituales, cuyos tramos centrales de buen ajuste presumible no son largos, el uso de funciones con un alto número de parámetros lleva en la práctica a una situación de indeterminación elevada en la estima de los valores de esos parámetros. Esto debe ser evitado por la facilidad con que puede conducir a elecciones erróneas. En consecuencia, debemos por ahora reducir los análisis al campo de las funciones de distribución más sencillas que, si se comporta razonablemente como en este caso la Exponencial, producirán presumiblemente extrapolaciones aceptables para su uso práctico. El complicar estas funciones con parámetros adicionales o el ampliar el campo de investigación a otras funciones con muchos parámetros debe dejarse para el tiempo en que nuestro conocimiento estadístico de la variable en cuestión sea considerablemente superior al que tenemos hoy (y, por ejemplo, haya disponible un alto número de muestras de gran longitud).



2.3. Exponencial - Doble Exponencial.

Ambas distribuciones convergen rápidamente para valores elevados de la probabilidad:

$$\text{Exponencial: } F(x) = 1 - e^{-\frac{x-A}{B}}$$

$$\text{Convergencia: } F(x) \rightarrow e^{[F(x) - 1]} = e^{-e^{-\frac{x-A}{B}}} \\ F(x) \sim 1$$

La rapidez de la convergencia puede apreciarse visualmente comparando las escalas de los papeles probabilísticos correspondientes. La diferencia entre ambas es que, en las probabilidades menores, la escala doble exponencial está "estirada" respecto a la de la otra distribución. El interés de probar esta distribución está en ver si tal propiedad permite mejorar los ajustes de la zona inferior, deficientes en la Exponencial, mantenien-

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

do su buen comportamiento en la zona superior. En las figuras 20 y 21 se muestran algunos de los ajustes (puede verse el resto en la referencia 7): El "estiramiento" de la escala de probabilidad es excesivo, produciendo ahora desviaciones sistemáticas más acusadas aún y por encima en lugar de por debajo. El uso de esta función no es, pues, recomendable.

2.4. Conclusiones.

Ninguna de las cuatro funciones es apta para la totalidad del recorrido de la variable en todas las estaciones analizadas. *La distribución Exponencial ha sido hallada correcta a efectos de la extrapolación hacia alturas de ola elevadas.* En la zona inferior de la distribución hay una relación inversa entre el buen ajuste de la Exponencial y el peso relativo del *swell* existente: Las estaciones con niveles despreciables de *swell* dan buenos ajustes en todo el recorrido muestral útil, pero a medida que aumenta el peso relativo del *swell* hay una zona inferior de longitud creciente que muestra una desviación sistemática. *La distribución Log-Normal es capaz, en cambio, de ajustar satisfactoriamente los tramos inferiores de las estaciones que poseen un nivel relativo importante de swell* Estos tramos de buen ajuste son tanto más largos cuanto más amplio es el rango de valores de H_s en que el *swell* posee un peso considerable. En la zona superior de las distribuciones, la Log-Normal da extrapolaciones desviadas sistemáticamente por exceso. Estos resultados invitan a pensar que la heterogeneidad estadística encontrada en cada estación corresponde a la diferenciación física entre las propiedades del sea y del *swell* presentes en cada lugar, cada uno de los cuales afecta predominantemente a rangos diferentes de la altura de ola (con un cierto solape entre ellos). Es decir, la función Exponencial describe el crecimiento del sea formado por la acción de campos de viento que llegan al lugar de observación y dependen de núcleos de presión diferencial (especialmente borrascas). En las estaciones incluidas en este estudio (y por lo demás en general) el oleaje más alto es producido precisamente de aquella forma, y por ello la Exponencial es apta para extrapolaciones. La función Log-Normal, por otra parte, parece ajustar correctamente el tramo de alturas de ola constituido por una mezcla, en espacio y tiempo, de una buena proporción de *swell* proveniente de áreas lejanas, de oleaje bajo formado por el microclima local, y por sea en generación subsidiario de núcleos de presión. A este respecto, es curioso observar que la función Log-Normal resulta teóricamente apropiada para variables naturales en cuya constitución entran varios fenómenos también naturales y aleatorios, si sus efectos parciales se combinan de forma multiplicativa (5).

En la referencia (7) se propone una hipótesis tentativa, coherente con las observaciones hechas hasta aquí, para explicar por qué el desvío de los puntos muestrales en la zona inferior de los ajustes exponenciales ocurre en forma de "caída" brusca, en las estaciones con niveles considerables de *swell*.

3. DISTRIBUCION EXTREMAL $\Phi(H_s)$

A partir de las funciones obtenidas para $n(H_s)$ y $F(H_s)$ en los dos apartados anteriores, se obtiene la siguiente expresión para la distribución extremal $\Phi(H_s)$:

Convergencia:

$$\Phi(H_s) = [F(H_s)]^{n(H_s)} \rightarrow e^{-[1 - F(H_s)]^{n(H_s)}} \\ F(H_s) \sim 1$$

Formas funcionales:

Función de distribución: $F(H_s) = 1 - e^{-\frac{H_s - K_1}{K_2}}$

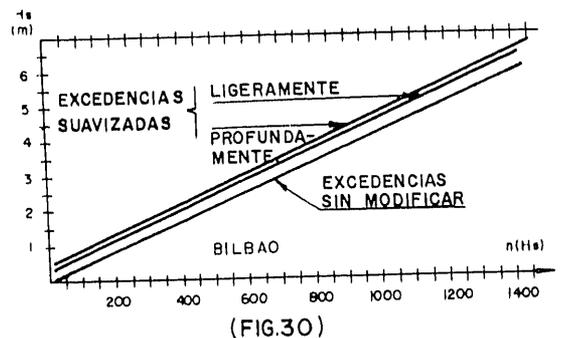
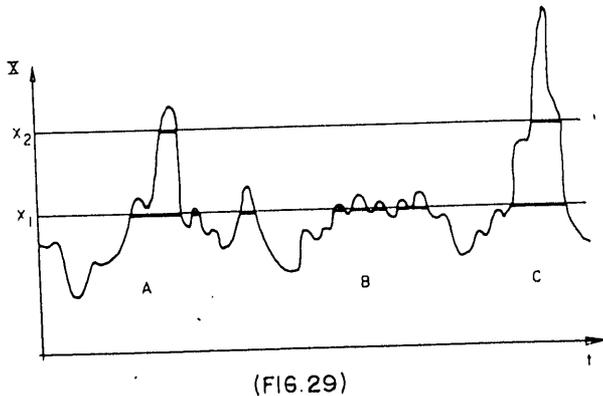
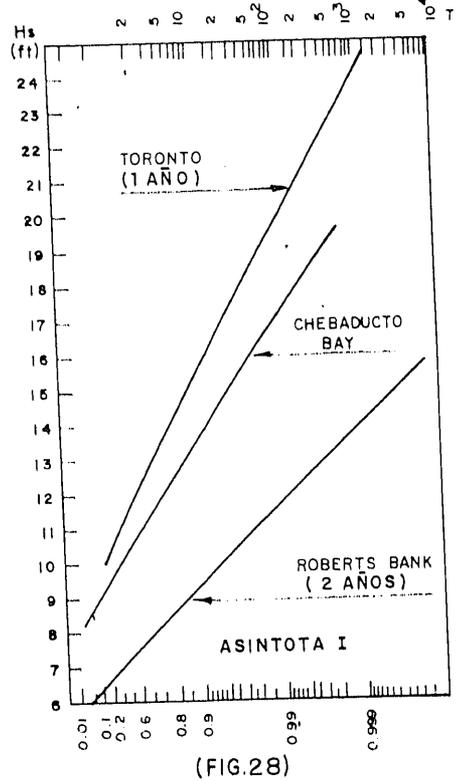
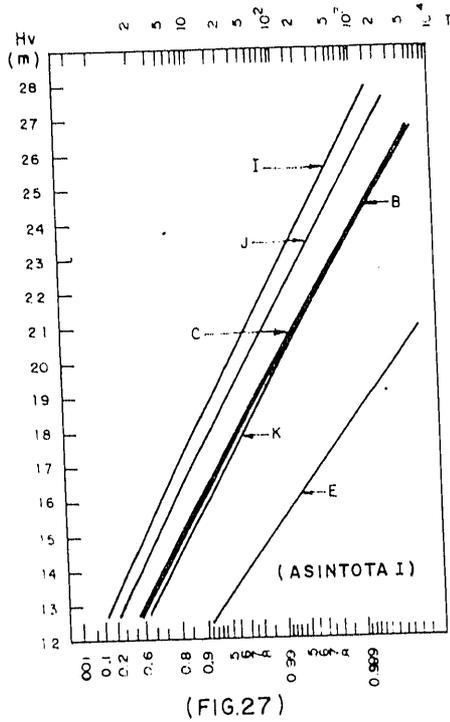
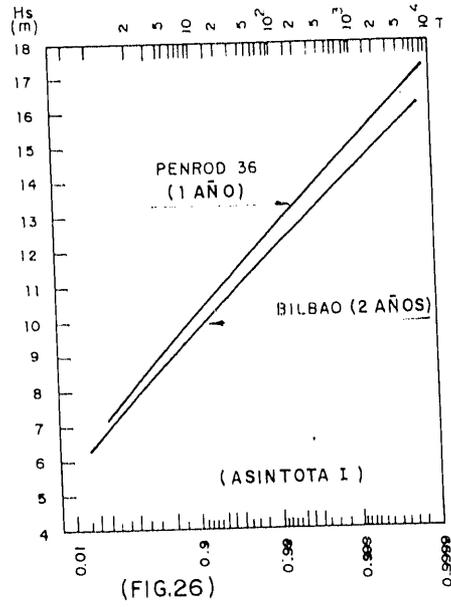
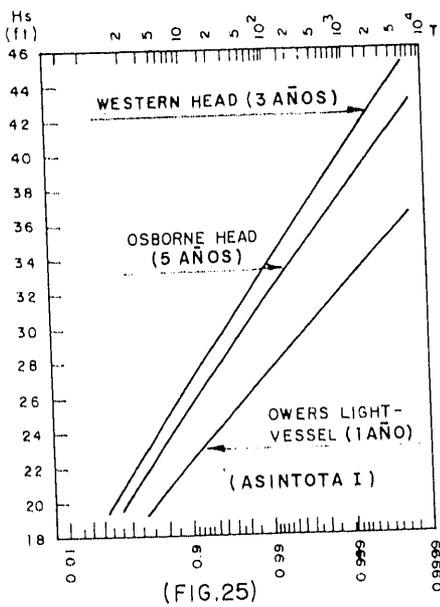
Parámetro n : $n(H_s) = K_3(H_s - K_4)$

Distribución extremal: $\Phi(H_s) = e^{-\frac{(H_s - A)^{K_3}}{B}}$

Es una función de distribución con tres parámetros. Si $n(H_s)$ tuviera forma exponencial, la distribución coincidiría con la doble exponencial o Asíntota-I. La forma lineal para $n(H_s)$ confiere a $\Phi(H_s)$ un crecimiento más rápido que el que daría la Asíntota-I. En las figuras 25, 26, 27 y 28 se han representado, en papel probabilístico Asíntota-I, las distribuciones extremales calculadas para las 14 estaciones de medida de oleaje que figuran en el cuadro 1, a partir de las estimas correspondientes de $F(H_s)$ y $n(H_s)$ (los regímenes $F(H_s)$ de las observaciones visuales en los seis barcos meteorológicos pueden verse en la ref. 7). La curvatura de las distribuciones es cóncava hacia abajo, lo que indica que cuando se utiliza una Asíntota-I para ajustar una muestra extremal se están sobreestimando los valores reales. Sin embargo, la curvatura es ligera y, por tanto, aquella sobreestima es pequeña si la muestra no es muy corta. Las diferencias son admisibles en la práctica, dentro del rango de períodos de retorno usuales. Por tanto, se concluye que es admisible el uso práctico de la Asíntota-I para el ajuste de muestras extremales de H_s siempre que esas muestras no sean excesivamente cortas. Esta función es de una utilización más sencilla que la distribución de tres parámetros que ha sido obtenida aquí.

El buen comportamiento mostrado por las fun-

REGIMENES DE OLAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

ciones lineal para $n(H_s)$ y exponencial para $F(H_s)$ hacen confiar en que estas sencillas leyes producen en la práctica resultados aceptables en el análisis extremal de H_s . A este respecto puede indicarse que se ha apreciado en algún caso concreto una excelente coherencia entre ambas funciones. En la estación de Bilbao, por ejemplo, la intensa desviación de los puntos muestrales por encima de la recta $n(H_s)$ comienza (figura 15 de la referencia 9) sensiblemente en el mismo punto que la desviación (figura 7) que toman los puntos por encima de la recta $F(H_s)$. Las dos desviaciones son indicativas de inviernos excepcionalmente duros: Excepcionalmente elevada frecuencia de oleaje alto ($F(H_s)$) - Excepcionalmente largas duraciones de las excedencias en niveles altos de oleaje ($n(H_s)$). Esta correlación sólo puede esperarse en casos de inviernos muy particularmente duros o suaves, ya que en la constitución de $F(H_s)$ juega el número de temporales además de su duración.

4. INDEPENDENCIA ESTADISTICA

El modelo extremal utilizado parte, entre otras, de la hipótesis de aleatoriedad o independencia entre pruebas estadísticas. *Esto equivale a aceptar que las curvas de excedencia se presentan en forma aleatoria.* Debe cuestionarse si esta hipótesis resulta aceptable en la práctica.

Cuando la cresta de una curva de excedencia es amplia, generalmente describe una serie de sinusoides (figura 29, caso B). Esas ondulaciones secundarias son obviamente interdependientes, y por tanto, el modelo propuesto resultaría inaplicable si este fenómeno dominase en todos los valores de la variable. Afortunadamente, las crestas de las curvas de excedencia que alcanzan valores elevados son fuertemente apuntadas y dejan muy poco margen a las oscilaciones secundarias (figura 29, nivel X_2). Para comprobar en un caso real cuál es la influencia cuantitativa de este factor, se han utilizado los registros de H_s correspondientes a Bilbao en el período (2 abril 1976 - 2 abril 1977). En la figura 30 se muestra la estima de $n(H_s)$ obtenida con la curva de evolución de H_s sin modificar, tal como la da el análisis efectuado por el ordenador. Junto a ella se han trazado las estimas obtenidas cuando se eliminan las oscilaciones secundarias suavizando manualmente el trazado de las excedencias. Esto se ha realizado con dos grados distintos de intensidad en la eliminación de irregularidades: suavización "ligera" y "profunda" (estos criterios son inevitablemente subjetivos). El resultado obtenido es rectas sensiblemente paralelas. Esto significa que los valores de $n(H_s)$ obtenidos con las distintas estimas tienen una diferencia absoluta sensiblemente constante, y una diferencia relativa que disminuye al aumentar el valor de la

variable. En los niveles relevantes para la predicción extremal, las diferencias relativas son tan pequeñas que se obtiene prácticamente la misma distribución extremal a partir de las tres estimas de $n(H_s)$.

No siempre es nítida la frontera entre estas oscilaciones secundarias y las curvas de excedencia "propiamente dichas". En ocasiones se presentan próximas curvas cuyas dimensiones son bien significativas, pero cuyo aspecto hace pensar en un cierto grado de dependencia mutua (figura 29, nivel X_1 , caso A). Puede citarse a este respecto que P. Rijkooort y J. Hemelrijk (1957) encontraron en el Mar del Norte pruebas de dependencia estadística entre temporales. Pero también a este respecto puede decirse que esta dependencia va perdiendo fuerza a medida que se consideran valores más elevados de la variable, correspondientes a períodos de retorno medios y altos donde las excedencias aparecen generalmente como picos aislados y bien distanciados entre sí. Esta indicación parece tener carácter general en el campo de las variables geofísicas de evolución continua. Las situaciones meteorológicas que dan origen a los valores excepcionales de la variable en cuestión no son, salvo excepcionalmente, muy duraderas en esos niveles. Esto puede observarse en registros reales de estas variables (en la referencia 7 se muestran algunos casos típicos).

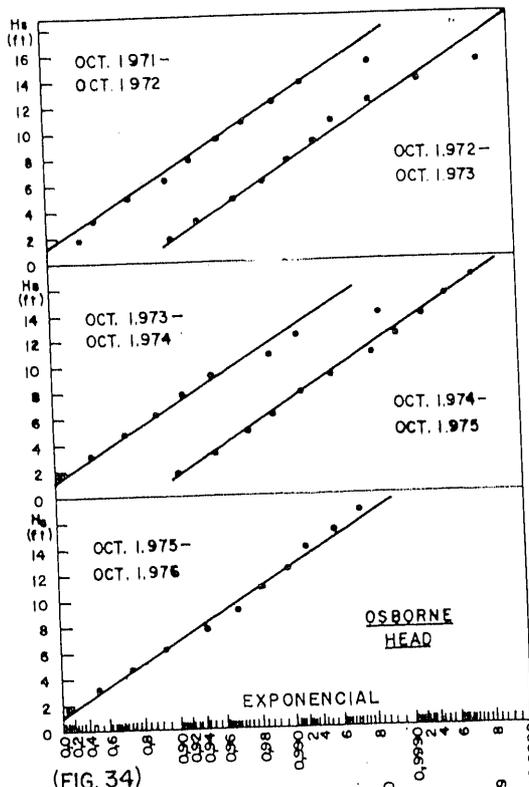
Una forma de evaluar el peso conjunto de estos factores es comparar las curvas de predicción extremal calculadas, con muestras extremales suficientemente largas de la misma población. En la referencia 9 se mostraron dos comparaciones realizadas con los datos de velocidad del viento en veinticuatro horas en Valladolid y de precipitación en treinta días en Los Llanos, donde se obtienen acuerdos satisfactorios. Desgraciadamente aún no se dispone de muestras extremales largas de H_s obtenidas instrumentalmente, para contrastar este caso. Sin embargo, no parecen existir motivos para pensar qué variable se deba comportar peor que las otras en cuanto a independencia entre las excedencias.

En resumen, la información utilizada aquí favorece la hipótesis de que la aleatoriedad de las excedencias es aceptable en general a efectos de predicciones extremas.

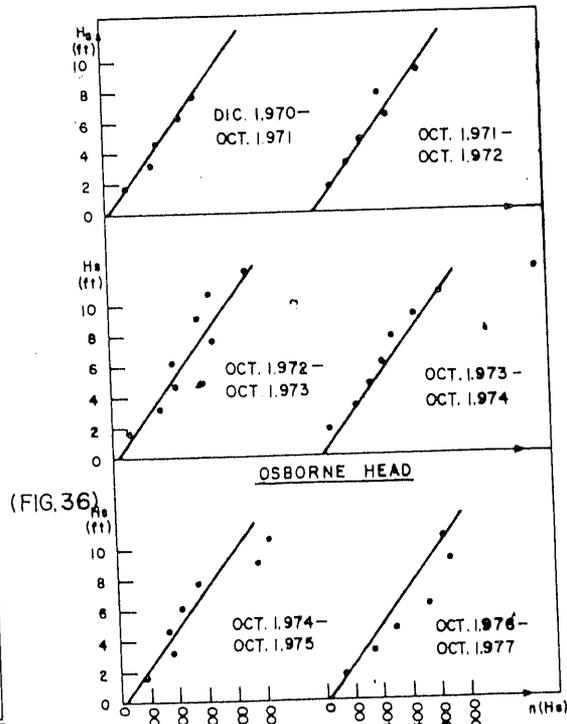
5. CICLICIDAD HIPERANUAL

Hasta ahora hemos planteado la ecuación extremal en términos de la probabilidad de no superación en el año medio. *El uso indiscriminado de esta ecuación supone aceptar que la diferente intensidad que toma la variable en años sucesivos responde a un proceso aleatorio.* Esta hipótesis debe ser cuestionada.

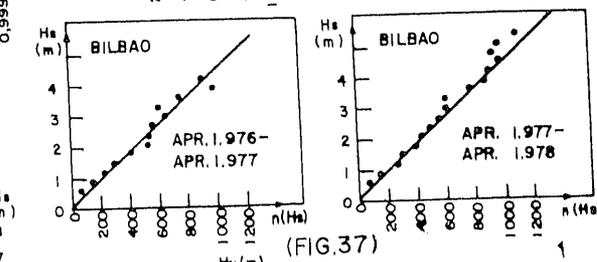
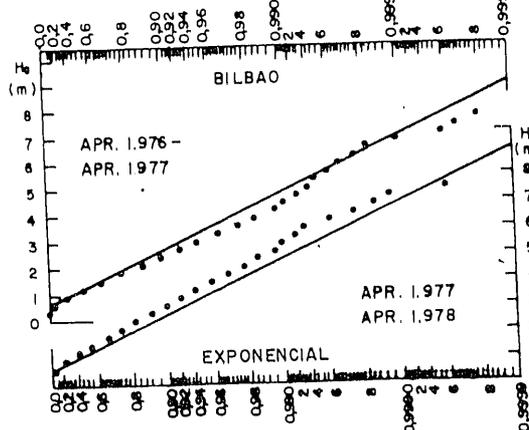
REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



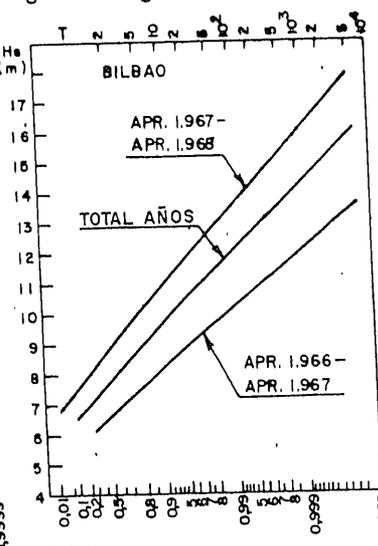
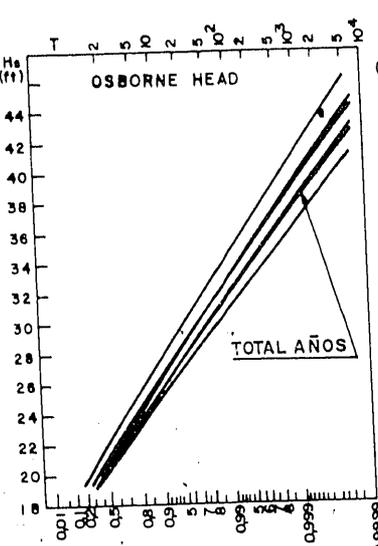
(FIG. 34)



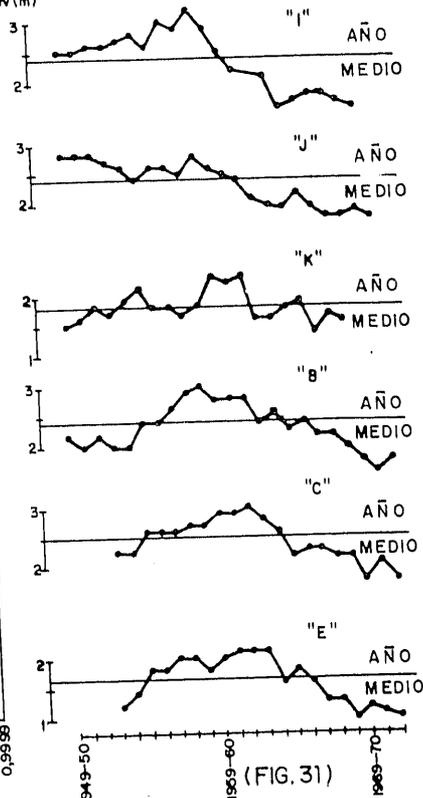
(FIG. 36)



(FIG. 37)



(FIG. 38)



(FIG. 31)

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

Son numerosos los autores que piensan en una cierta periodicidad hiperanual de los fenómenos de tipo climático, en conexión con los conocidos ciclos (de unos once años) existentes en la actividad solar. Hasta hoy no ha podido ser probada una periodicidad propiamente dicha, pero sí se han encontrado indicios significativos de alternancias entre grupos de años más "activos" y más "tranquilos" que la media. Esta tendencia a agrupamientos más o menos definidos da lugar a hablar de "pulsaciones" en estos fenómenos (5). Nuestro interés es determinar hasta qué punto estas pulsaciones afectan al uso práctico del modelo extremal.

No es mucho lo que se ha trabajado hasta hoy en esta cuestión. Un estudio de L. Russell y G. Schueller (1971) sobre el paso de huracanes sobre el Golfo de México tuvo como conclusión que, aunque el carácter pulsacional de este fenómeno fue inequívocamente detectado, la aplicación de un modelo de Poisson aleatorio daba resultados muy similares a los obtenidos con un modelo de Poisson periódico que permitía tener en cuenta la ciclicidad. Es decir, a efectos prácticos esa ciclicidad podía ser ignorada. Este es un interesante antecedente.

En la figura 31 se ha representado la evolución de la altura de ola estimada visualmente en los seis barcos meteorológicos que figuran en el cuadro 1, caracterizada por el valor de la variable correspondiente a la probabilidad $F(H_v) = 0,5$ en la distribución de H_v obtenida para cada año de observación. Los años han sido tomados con origen en el 1 de octubre; en la referencia 7 se puede ver la distribución muestral completa de cada año. La figura citada muestra claramente agrupaciones de años menos activos y más activos "por término medio" ($F(x) = 0,5$). Las agrupaciones vienen a tener duraciones de alrededor de la mitad del período total observado (curiosamente próximas a los once años de los ciclos solares), pero, precisamente por ello, se necesitaría un número muy superior de años de observación para poder caracterizarlas convenientemente.

A continuación se ha realizado una estima de la distribución extremal con cada año observado; este es el dato que interesa directamente en cuanto a la cuestión planteada aquí. En las figuras 32 y 33 (pag. 572) se muestra la evolución del valor de la variable correspondiente a un período de retorno de cien años, para cada estima anual (las distribuciones individuales pueden verse en la referencia 7). El resultado es muy incierto en cuanto a agrupaciones: En algunos barcos no hay indicios de agrupación y, en los que parece haberlos, aquellas no guardan relación con las observadas en la figura 31. En conclusión, *estos datos no indican un efecto significativo de la ciclicidad en las pre-*

dicciones extremales realizadas con años sucesivos de observación.

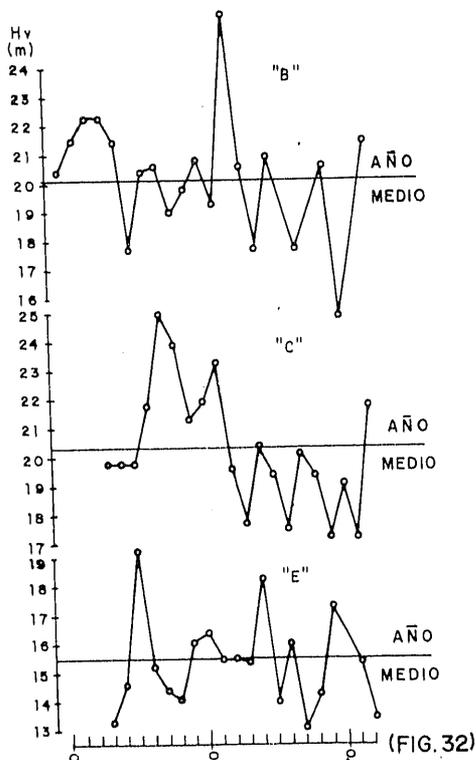
Sin embargo, lo que realmente importa a efectos prácticos es la variación *cuantitativa* entre las predicciones que se obtienen a partir de diferentes períodos de observación, ya sean esas variaciones cíclicas o no lo sean. En el apartado siguiente, donde se trata este tema, volveremos sobre los resultados obtenidos aquí con los datos de los barcos meteorológicos.

6. ESTIMAS SUFICIENTES DE $n(H_s)$ Y $F(H_s)$

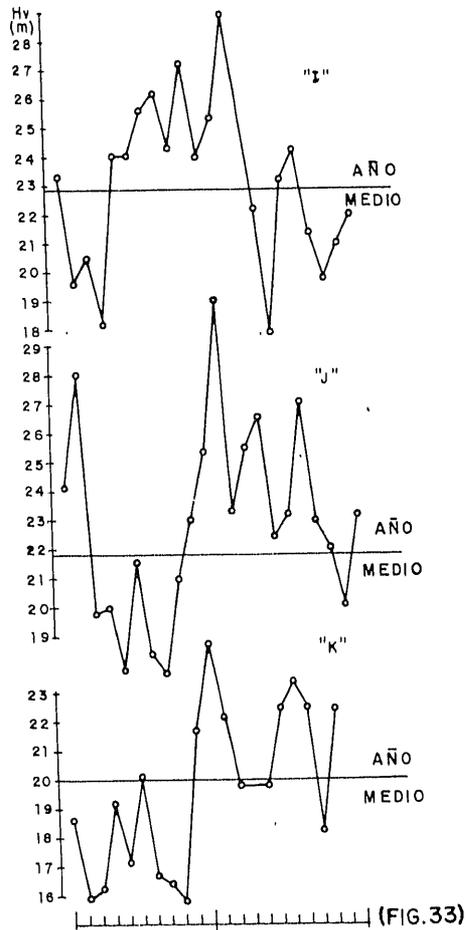
Se trata aquí de determinar *cuál es el tiempo mínimo de observación de la variable que permite estimar aceptablemente la distribución extremal $\Phi(H_s)$* . Es decir, cuántos años de observación bastan para caracterizar al año medio en términos de los parámetros $n(H_s)$ y $F(H_s)$. En estudios recientes (por ejemplo, 10, 11, 17 y 18) se suele admitir que un solo año de observación es suficiente para definir $F(H_s)$; sin embargo apenas se ha intentado comprobar el valor real de esta hipótesis, que quizá se utiliza exclusivamente por la razón fundamental de las fuertes limitaciones de tiempo que son habituales en proyectos. Por muy real que sea esta presión hacia limitar el tiempo de observación, esto no debería inhibir de contrastar el grado de aproximación conseguida con aquella hipótesis. Ello sólo puede estudiarse mediante análisis comparativos de distintas estimas anuales. Es de presumir que la variabilidad interanual de estas estimas dependa del tipo de clima, que puede ser más irregular o más homogéneo.

En las figuras 34 y 35 se muestran las distribuciones anuales observadas durante cinco años en Osborne Head, y durante dos años en Bilbao, comparadas con la recta ajustada al total de observaciones. La comparación es más favorable en Osborne Head, a pesar de que las observaciones son notablemente más incompletas que en Bilbao. En las figuras 36 y 37 se realiza una comparación análoga con el parámetro $n(H_s)$. En la figura 38 se comparan las ecuaciones extremales obtenidas con cada estima anual. Para $T = 500$ años (10 por 100 riesgo de superación en cincuenta años), la diferencia entre la predicción más alta y más baja es de 1,3 metros en Osborne Head ($\pm 13,6$ por 100) y de 3,7 metros en Bilbao ($\pm 13,6$ por 100). Este resultado puede ser indicativo de dos climas con diferentes grados de homogeneidad, si bien el número de años tratado es demasiado pequeño para permitir asegurar conclusiones. Mientras que la dispersión de resultados en Osborne Head es relativamente pequeña, la obtenida en Bilbao supone un impacto considerable en proyectos marítimos. Este resultado cuestiona la viabilidad general de las predicciones extremales hechas a partir de

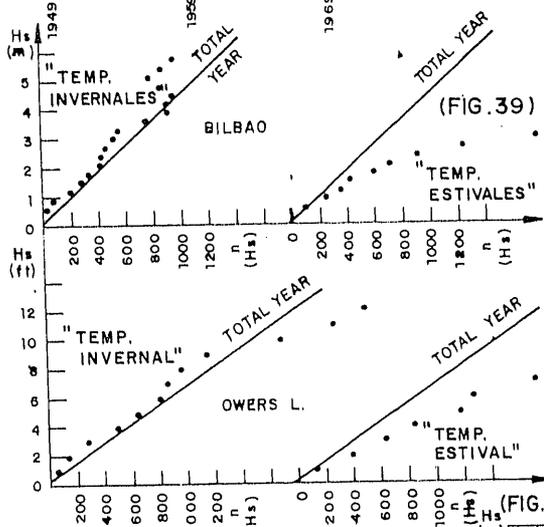
REGIMENES DE OLAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS



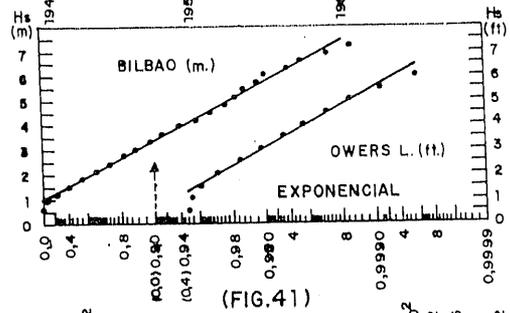
(FIG. 32)



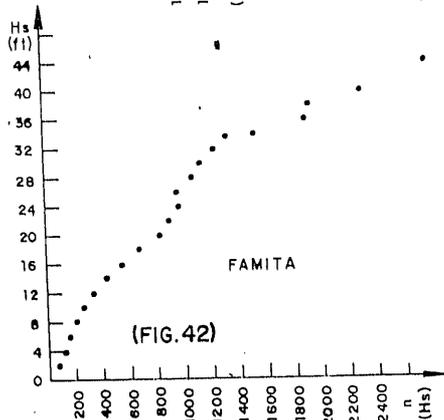
(FIG. 33)



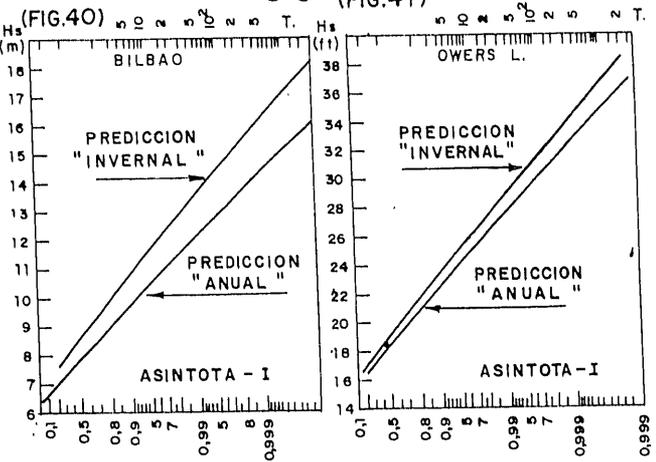
(FIG. 39)



(FIG. 41)



(FIG. 42)



(FIG. 43)

REGIMENES DE OLEAJE Y TEMPORALES A PARTIR DE REGISTROS

un solo año de observaciones, y muestra la necesidad de realizar estudios comparativos más numerosos que permitan evaluar en términos estadísticos cuál es el tiempo mínimo de observación aconsejable (quizá para cada área marítima característica).

Las distintas estimas anuales de $n(H_s)$ muestran un acuerdo razonable. La influencia que ha tenido la variabilidad de las estimas de $n(H_s)$ en la variabilidad de las estimas de $\Phi(H_s)$ mostrada en la figura 38, es muy poco apreciable. Puede decirse que el peso de esta variabilidad de predicciones es atribuible casi por entero a las distintas estimas de $F(H_s)$. En cualquier caso, puede demostrarse que $\Phi(x)$ es mucho más sensible a la variabilidad de estimas de $F(x)$ que de $n(x)$ (referencia 7). Los datos vistos aquí indican, pues, que, a diferencia de $F(H_s)$, un año de observación es suficiente para una caracterización aceptable de $n(H_s)$ con vistas a predicciones extremales.

Los resultados cuantitativos que muestran las figuras 32 y 33, correspondientes a observaciones visuales en barcos meteorológicos, señalan una variabilidad muy fuerte entre las estimas anuales. Las diferencias son de orden superior a las observadas arriba con los registros instrumentales. De forma especial, las distintas estimas anuales del parámetro $n(H_s)$ que se obtuvieron en la referencia 7 (figuras A3-3 a A3-14) tienen una variabilidad muy considerable, en contraste con la relativa homogeneidad de resultados para $n(H_s)$ obtenida en Osborne Head y Bilbao. Esto lleva a pensar en una deficiencia intrínseca de las estimas visuales de altura de ola, es decir, que *este tipo de estima precisa de un número de observaciones superior al menos al contenido en un año (al ritmo de un obs./ 3 h) para obtener una aproximación aceptable de los valores muestrales reales de $n(H_s)$ y $F(H_s)$ en ese año* (al margen de la propia irregularidad hiperanual). Esta falta de precisión afecta menos, lógicamente, al punto central ($F(H_s) = 0,5$) de la distribución que es el de máxima fiabilidad (en el que se ha basado la figura 31); las colas se ven crecientemente afectadas y con ello las pendientes de las rectas ajustadas y, en definitiva, las predicciones extremales. Lo mismo cabe decir de $n(H_s)$, cuyos valores muestrales tienen una fiabilidad máxima en un cierto punto "central" (9). Aquella observación es importante, en vista de la gran relevancia que están adquiriendo las observaciones visuales de oleaje en la ingeniería marítima.

Con el fin de extremar la reducción del tiempo de observación, algunos estudios publicados (por ejemplo, 13 y 27) consideran suficiente caracterizar $F(H_s)$ únicamente durante la "temporada invernal" del año (que a menudo consiste en los seis meses más duros en el año). En las figuras 39, 40 y 41 se muestra el comportamiento de los pa-

rámetros $F(H_s)$ y $n(H_s)$ en los semestres "invernal" (octubre-marzo) y "veraniego" (abril-septiembre), para un año en Owers Lightvessel y dos años en Bilbao (las estaciones con observaciones más completas). En la figura 43 se comparan las predicciones extremales realizadas con los años completos y con los semestres invernales. Estas últimas dan valores superiores (para $T = 50$, diferencia de 1,8 m en Bilbao, y 0,5 m en Owers Lightvessel). Las diferencias son enteramente atribuibles a la obtención de estimas distintas para $F(H_s)$ en ambos casos (la variabilidad de $n(H_s)$ ha tenido una influencia despreciable). Esto es consecuencia lógica de haber utilizado la misma función de distribución (Exponencial), tanto para el año completo como para el semestre "invernal": Las excedencias contenidas en este último no son en su totalidad mayores que todas las obtenidas en el semestre "estival", ni las de éste inferiores a todas las contenidas en el otro. Por lo tanto, la pendiente de la distribución observada en el semestre "invernal" es más fuerte que la observada en el año completo (ambas distribuciones referidas al tiempo total del año), y da extrapolaciones sistemáticamente más altas. Ambas distribuciones deberían converger en su parte superior: Ello implicaría el uso de funciones de distribución de tipos diferentes, o quizá con parámetros variables. Nuestro conocimiento de las distribuciones de las variables geofísicas es aún demasiado pobre como para discriminar estaciones dentro del año con esperanzas de fiabilidad en las extrapolaciones. El uso de funciones de tres parámetros (más flexibles) para $F(H_s)$ puede acentuar las diferencias: con los mismos datos, en Owers Lightvessel se obtienen 2 m de diferencia para $T = 500$ si se emplea la distribución de Weibull. Por otra parte, el parámetro $n(H_s)$ estimado en los semestres "invernales" muestra un comportamiento peculiar: En las figuras 39 y 40, los puntos del recorrido útil muestral describen un doble arco por encima (mayores duraciones) de las rectas anuales. Ese mismo comportamiento aparece en la figura 42, correspondiente a seis "temporadas invernales" registradas instrumentalmente por el barco "Famita" (Mar del Norte). Aunque estas estimas son aceptables en la práctica (a efectos de su uso en la ecuación extremal), los puntos no muestran en absoluto la evolución lineal que se veía en las estimas anuales.

Resumiendo: Se ha visto que los resultados de las figuras 32 y 33 tienen una baja fiabilidad en términos *cuantitativos* y no pueden servir de base para resolver la cuestión planteada. Esto es lamentable, ya que las observaciones visuales son las únicas series largas de datos de altura de ola con que contamos. Restringiéndonos a las observaciones instrumentales, las comparaciones efectuadas con las series de datos de Osborne Head y Bilbao indican que probablemente un año de

observación es suficiente para realizar predicciones extremales aceptables en Osborne Head, pero no así en Bilbao. La cuestión queda abierta, evidenciándose la necesidad de reunir series largas de datos instrumentales para llegar a determinar con claridad la duración mínima de las observaciones; se ha observado a este respecto que probablemente la respuesta será distinta para distintas áreas marítimas (correspondiendo a grados diferentes de heterogeneidad climática hiperanual). Mientras tanto, los resultados obtenidos aquí deben constituir una advertencia sobre la viabilidad general de la cada vez más extendida práctica de realizar un solo año de medidas para caracterizar $F(H_s)$ en cualquier lugar, cuando se piensa en extrapolaciones. De igual modo se desaconseja sustituir los años completos de observación por una "temporada invernal" más o menos difusamente definida, a efectos de realizar predicciones extremales. En cuanto al uso de observaciones visuales de altura de ola para realizar predicciones extremales, se ha visto que existe un problema adicional que afecta a la propia precisión de las estimas visuales de los parámetros en juego, en especial $n(H_{\tau})$. Se ha indicado que un año de observación casi-continua es claramente insuficiente, aunque no se han probado en este estudio agrupaciones superiores de años para comprobar su comportamiento; es evidente la conveniencia de realizar este último estudio comparativo.

7. AGRADECIMIENTOS

En la obtención y tratamiento de los datos empleados para la caracterización de varias funciones se ha contado con la amable colaboración de un número de personas e instituciones de varios países, enumeradas en (7). Entre ellas ha resultado particularmente importante la colaboración de Intecsa (Madrid), que por medio de Victoriano Fernández Dupuy proporcionó uso libre de su ordenador IBM-370-138 (VM) y la asistencia de sus especialistas en programación para elaborar los programas de ordenador necesarios.

El presente artículo constituye una parte de la tesis doctoral presentada por el autor a la E.T.S. de Ingenieros de Caminos, Canales y Puertos de Santander, y publicada en (7). Asimismo, ha sido parte de una comunicación presentada a la XVI Conferencia Internacional de Ingeniería de Costas ("Extremal prediction of significant wave height", I.C.C.E. Hamburg, 1978).

8. BIBLIOGRAFIA CITADA

1. H. ALLEN: "Analyse statistique de mesures de houle en différents sites du littoral français". L.N.H., HE 46/77.01, 1977.
2. J. BATTJES: "Long term wave height distribution at seven stations around the British Isles". N.I.O. Internal Report No. A.44, 1970.
3. J. BERNIER: "Portée et limites des méthodes de prévision statistique des crues utilisées dans le calcul économique des ouvrages de protection contre les crues". Bull. Centre de Rech. et d'Essays de Chatou, 6 Dec., 1963.
4. R. BONNEFILLE, P. GERMAIN et L. LEPETIT: "Statistiques des houles naturelles mesurées par le houlographe autonome type L.N.H.". La Houille Blanche, No. 8, Jun., 1967.
5. V. CHOW: "Frequency Analysis" in "Handbook of Applied Hydrology". McGraw-Hill (Ed. V. Chow), 1964.
6. E. COPEIRO: "Un método práctico de estimar oleaje extremal para el cálculo de estructuras marítimas". Rev. de Obras Públicas, Junio 1976.
7. E. COPEIRO: "Análisis extremal de variables geofísicas". Publicación núm. 14, Laboratorio de Puertos, C.E.E.O.P. Madrid, 1978.
8. E. COPEIRO: "Estima de función de distribución a partir de una muestra aleatoria". Rev. de Obras Públicas, Marzo 1979.
9. E. COPEIRO: "Función de distribución extremal en fenómenos de tipo meteorológico". Rev. de Obras Públicas, Mayo 1979.
10. J. DARBYSHIRE: "The Distribution of Wave Heights". Dock and Harbour Authority, May 1956.
11. C. DEANE: "Wave climate in the eastern Caribbean". Int. Symp. Wave Measurement and Analysis, New Orleans, 1974.
12. L. DRAPER: "Derivation of a "Design Wave" from instrumental records of sea waves". Proc. Instn. Civil Engineers, 26, 1963.
13. L. DRAPER and J. DRIVER: "Winter Waves in the Northern North Sea". 1 Int. Conf. on Port and Ocean Eng. Under Arctic Conditions, 1971.
14. J. FLATSETH and B. PEDERSEN: "Distributions of wave height in different ocean areas around the world". Det Norske Veritas, Rep. No. 70-7-S, 1970.
15. L. HARRIS: "Wave Estimates for Coastal Regions". Chapter 5, Shelf Sediment Transport; Dowden, Hutchinson and Ross, 1972.
16. N. HOGGEN: "Environmental parameters". J.O.A. Special Symposium in Ocean Eng. Edimburgh, 1976.
17. N. JASPER: "Statistical Distribution Patterns of Ocean Waves and of Wave-induced Ship Stresses and Motions with Engineering Applications". Trans. Soc. Naval Architects and Mar. Engs., 1956.
18. J. KHANNA and P. ANDRU: "Lifetime wave height curve for Saint John Deep, Canada". Int. Symp. Wave Measurement and Analysis, New Orleans, 1974.
19. J. LARRAS: "Probabilité d'apparition des houles dont l'amplitude dépasse une valeur donnée". C.R. Acad Sc. Paris, Mars, Groupe 10, 1965.
20. R. MAYENÇON: "Etude statistique des observations des vagues". Cahiers Oceanographiques, May 1969.
21. N. NORDESTROM: "Long term distribution of wave heights and periods". Rep. No. 69-21-5, Det Norske Veritas, Oslo, 1969.
22. M. OCHI: "On long-term statistics for ocean and coastal waters". 16 Int. Conf. on Coastal Eng. Hamburg, 1978.
23. J. PATRIARCA: "On the portuguese wave regimen". 14th Int. Conf. on Coastal Eng. Copenhagen, 1974.
24. J. PLOEG: "Wave Climate study, Great Lakes and Gulf of St. Lawrence". Nat. Res. Coun., Canada, Mech. Engr. Report MH-107 A, 1971.
25. P. RIJKOORT and J. HEMELRIJK: "The occurrence of twin storms from the North West on the Dutch Coast". Statistica Neerlandica, vol. 11-3, 1957.