

APAT

Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e per i Servizi Tecnici
Dipartimento Tutela Acque Interne e Marine
Servizio Mareografico

**ATLANTE DELLE ONDE
NEI MARI ITALIANI**
ITALIAN WAVE ATLAS

UNIVERSITÁ DEGLI STUDI DI ROMA TRE
Dipartimento di Scienze dell'Ingegneria Civile

Autori

APAT

ing. Stefano Corsini
responsabile tecnico

dr. Roberto Inghilesi
coordinatore tecnico

UNIVERSITA' ROMA TRE

prof. Leopoldo Franco
responsabile scientifico

dr. ing. Rodolfo Piscopia
coordinatore scientifico

Collaboratori

ing. Andrea Panizzo
ing. Paolo Contini
ing. Giancarlo Milana
ing. Davide Saltari

prof. Paolo De Girolamo
ing. Alessandro Arseni
ing. Lorenzo Belloni
ing. Claudio Franco

Traduzione

Parole s.a.s

La Rete Ondametrica Nazionale
è gestita dall'APAT,
Dipartimento Tutela Acque Interne e Marine
Servizio Mareografico:

ing. Mauro Bencivenga
responsabile servizio mareografico
ing. Giovanni Arena
capo settore reti di monitoraggio
ing. Gabriele Nardone
direttore lavori

Il volume è stato pubblicato grazie al contributo di:



AIPCN Associazione Internazionale di Navigazione, Sezione Italiana



ITALIA NAVIGANDO Gruppo Sviluppo Italia

Ringraziamenti

Si ringraziano tutti i numerosi enti che hanno fornito dati ed informazioni relative in particolare al censimento ondametrico, tra cui:

AGIP-Stin
CASMEZ
CNR-Isdgm
Consorzio Venezia Nuova (CVN)
Ecomar
ENEL-CESI
Ferrovie dello Stato FF.SS. (servizio opere civili)
Idrotec
Modimar
OGS
Rilemar
Snamprogetti
TEI
Uffici del Genio Civile Opere Marittime
Università di Ancona, Firenze, Genova, Napoli

INDICE

1. Premesse	5
2. Introduzione ed obiettivi del lavoro	7
3. Struttura e contenuti dell'atlante	9
4. Evoluzione storica e censimento delle stazioni ondametriche in Italia	11
5. Descrizione della Rete Ondametrica Nazionale	17
6. Fetch geografici ed efficaci	23
7. Regimi ondosi	25
8. Correlazioni tra parametri ondosi	29
9. Persistenza sopra soglia degli stati di mare	31
10. Forma della distribuzione in frequenza dell'energia del moto ondoso	33
11. Statistica delle onde estreme	41
12. Sintesi statistiche	55
Appendice	
Notazioni-Simboli	113
Riferimenti e Bibliografia	123

PRESENTAZIONE

Il volume "Atlante delle onde nei mari italiani" elaborato sulla base dei risultati dell'attività portata avanti dal Servizio Mareografico dell'Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e per i Servizi Tecnici (APAT), che ha ereditato i compiti e le funzioni di gestione delle reti meteomarine di carattere nazionale esercitate dal 1989 dal Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale della Presidenza del Consiglio dei Ministri, costituisce un caposaldo dell'attività di indagine e della sintesi della conoscenza dell'ondametria nei mari di interesse del nostro paese.

In tali ambiti la Rete Ondametria Nazionale, che si avvale di innovativi strumenti di registrazione dei parametri meteomarini di interesse e di complessi sistemi di comunicazione, gestione e diffusione dell'informazione, il cui efficace funzionamento è assicurato dai responsabili della centralizzazione e validazione dei dati, ha consentito un'indagine approfondita, condotta in un ampio arco di tempo e a larga scala, sulla distribuzione direzionale e la variabilità climatica del moto ondoso, sulle caratteristiche energetiche degli stati di mare e la loro persistenza, sulla statistica degli eventi ondosi estremi.

Gli obiettivi principali di questo lavoro sono quelli di fornire uno strumento di sintesi di facile ed immediato uso per gli operatori di settore, fondato su una base di dati caratterizzata da requisiti di continuità, omogeneità ed affidabilità, di consolidare criteri di raccolta, analisi e presentazione dei risultati secondo metodologie moderne e standard collaudati in ambito internazionale, e di promuovere il miglioramento della qualità dei progetti di ingegneria marittima ed in conseguenza la sicurezza e l'economia delle opere.

Il volume ha anche rappresentato una valida occasione di collaborazione dell'APAT con primari soggetti del settore quali l'Associazione dei Congressi di Navigazione, che fa capo al Consiglio Superiore dei Lavori Pubblici, e la soc. Italia Navigando, che ne hanno sostenuto la stampa e la distribuzione nella consapevolezza dell'utilità delle informazioni in esso contenute.

Giorgio Cesari
Direttore Generale APAT

1. PREMESSE

L'Italia è come un lungo pontile proiettato sul mare, al centro del Mediterraneo, con uno sviluppo costiero di quasi 8000 km, numerose isole ed un territorio che non dista mai dal mare più di 200 km. La pressione antropica sulla fascia costiera è molto alta ed in continua crescita; inoltre, le attività produttive legate al mare sono numerose ed importanti. Qualsiasi studio o progetto d'ingegneria marittima (es. porti, protezioni costiere, opere offshore) nonché le attività di navigazione e di produzione in mare richiedono la conoscenza dettagliata del regime ondoso direzionale locale. L'articolata conformazione geografica della penisola e la variabile esposizione ai venti dei mari e delle coste italiane fanno sì che il "clima ondoso" vari notevolmente da una zona all'altra. E' quindi richiesta una specifica dettagliata analisi puntuale.

Lo sviluppo della conoscenza ondometrica è stato rapido e progressivo nell'ultimo trentennio, prima mediante semplici osservazioni a vista da navi o da stazioni costiere, oppure per mezzo di sempre più raffinati metodi indiretti (modelli matematici) di previsione e ricostruzione del moto ondoso, poi mediante l'uso di sistemi di misura diretta, con strumenti di vario tipo (sensori di pressione, acustici, boe accelerometriche) installati in mare e, ultimamente, grazie a rilievi in remoto (radar da satellite).

Per una caratterizzazione completa e precisa delle condizioni di moto ondoso presenti nei mari italiani, in considerazione della particolare conformazione semichiusa degli stessi e delle caratteristiche peculiari delle onde di vento in essi generate, si è privilegiato l'impiego di boe accelerometriche sin dagli anni '70.

A tal fine, nel 1989 fu realizzata dal Ministero dei Lavori Pubblici e poi gestita dal SIMN, ora APAT, Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e i Servizi Tecnici, un'organica e pionieristica Rete Ondometrica Nazionale (RON), composta inizialmente di 8 stazioni dislocate al largo di La Spezia, Alghero, Ponza, Mazara del Vallo, Catania, Crotone, Monopoli e Pescara (Ortona). Successivamente, nel 1999 furono installate le stazioni di Cetraro e Ancona, con lo scopo di approfondire la conoscenza dello stato del mare nel sud del Tirreno e nel medio Adriatico. Un ulteriore passo avanti è stato fatto nel 2002 quando, a seguito di un intervento di aggiornamento e ottimizzazione della RON, sono state sostituite tutte le strumentazioni e installate le nuove stazioni di Capo Comino, Palermo, Civitavecchia e Punta della Maestra, completando la copertura geografica a scala nazionale. Inoltre la rete attuale raccoglie i dati delle stazioni remote in tempo reale e provvede alla loro diffusione via internet e televideo, proponendosi come uno dei più evoluti e complessi sistemi esistenti al mondo.

Nel 2000 l'ex SIMN, conscio dell'importanza di valorizzare l'enorme mole di dati raccolti dalla RON ai fini della loro utilizzazione da parte degli utenti interessati e della crescita culturale che avrebbe potuto derivare per la materia dell'ingegneria costiera, dette il via ad una intensa attività di elaborazione, analisi e razionalizzazione delle informazioni raccolte con il coinvolgimento di varie istituzioni ed esperti di settore.

L'esperienza più significativa è stata quella portata avanti con la Università di Roma Tre, Dipartimento di Scienze dell'Ingegneria Civile che, nell'ambito di una specifica convenzione con l'ex SIMN, ora APAT, ha contribuito sostanzialmente alla elaborazione di un quadro complessivo e dettagliato delle caratteristiche del moto ondoso reale registrato dalle stazioni RON, in particolare attraverso le seguenti attività:

- ✓ valutazione del rendimento delle singole stazioni;
- ✓ recupero dati, copertura dei buchi nella serie storica e verifica dei dati misurati;
- ✓ analisi dei regimi direzionali di moto ondoso;
- ✓ analisi delle onde individuali (zero "up-crossing");
- ✓ verifica della tecnica di analisi direzionale;
- ✓ definizione delle correlazioni tra parametri ondosi caratteristici di uno stato di mare;
- ✓ definizione delle correlazioni tra parametri ondosi osservati in stazioni diverse;
- ✓ parametrizzazione delle forme degli spettri di energia del moto ondoso;
- ✓ determinazione della durata delle mareggiate con altezza d'onda sopra soglia;
- ✓ analisi statistiche degli eventi estremi;
- ✓ analisi meteorologica della genesi delle principali mareggiate.

I principali risultati ottenuti sono stati raccolti in questo "Atlante". L'Associazione dei Congressi di Navigazione che fa capo al Consiglio Superiore dei Lavori Pubblici e la soc. Italia Navigando ne hanno sostenuto la stampa e la distribuzione, consapevoli dell'utilità delle informazioni in esso contenute per migliorare la qualità dei progetti di ingegneria marittima ed in conseguenza la sicurezza e l'economia delle opere.

Il diffuso interesse per queste informazioni statistiche ha spinto gli autori ad accettare un piccolo ritardo nella stampa per eseguire anche la traduzione in lingua inglese.

2. INTRODUZIONE ED OBIETTIVI DEL LAVORO

Questa pubblicazione condensa in modo pratico, sintetico ed omogeneo i risultati di anni di avanzate misure di campo ed analisi scientifiche dei dati ondametrici raccolti e validati, ma nello stesso tempo fornisce un quadro comunque limitato nello spazio (solo 8 stazioni costiere) e nel tempo (12 anni di misure) delle caratteristiche del moto ondoso nei mari italiani.

La rappresentatività delle statistiche ottenute è quindi limitata alle aree marine circostanti il punto di misura e con esposizione meteomarina simile. Eventuali estrapolazioni a siti lontani dalla boa vanno verificate dai progettisti con molta attenzione ed impiego di idonei modelli di trasposizione (es. Contini e De Girolamo 1998) o altre tecniche basate sulle reti neurali, su modelli matematici lineari e non (Piscopia et al. 2004 a, b) o su modelli numerici su grigliato (es. WAM). Ulteriori analisi e cautele sono necessarie per tener conto delle modifiche subite dal moto ondoso in acque basse.

Lo scopo principale di questo lavoro è quello di fornire uno strumento di sintesi di facile ed immediato uso per gli operatori del settore, fondato su una base di dati caratterizzata da requisiti di continuità, omogeneità ed affidabilità. A tal fine è stata condotta una laboriosa attività propedeutica di sistematizzazione, validazione e recupero dei dati grezzi delle stazioni RON e relative analisi primarie per costruire la base dati di riferimento per le analisi statistiche.

Un ulteriore obiettivo dello studio è quello di consolidare criteri di raccolta, analisi e presentazione dei risultati secondo metodologie moderne e standard internazionalmente collaudati, tali da costituire un utile riferimento per analoghe elaborazioni di altri dati ondametrici.

L'obiettivo più ambizioso è quello di una futura caratterizzazione più completa (spazialmente e temporalmente) del regime ondoso dei mari italiani in base ad un'accurata integrazione dei dati di diverse fonti dirette ed indirette (dati da satellite, modelli matematici), opportunamente omogeneizzate. E' infatti da prevedersi la continuità dell'esercizio della RON (oggi già con 14 stazioni) ed un affinamento degli altri sistemi di rilievo (che presentano il vantaggio della distribuzione spaziale). Attualmente infatti le misure satellitari in Mediterraneo presentano una copertura limitata (cicli di passaggio fino a 35 giorni) ed una precisione non elevata in relazione alla vicinanza della terraferma ed alla brevità delle onde di vento tipiche dei fetch limitati. Anche le previsioni dei modelli numerici di terza generazione sono ancora affette da notevoli approssimazioni legate soprattutto alla inesatta riproduzione del campo di vento rapidamente variabile in un'area dall'orografia complessa.

3. STRUTTURA E CONTENUTI DELL'ATLANTE

L'atlante presenta una snella e compatta struttura editoriale, atta a favorirne un facile e rapido uso dal pubblico più ampio. Sono state dunque omesse analisi scientifiche più dettagliate e sofisticate, per le quali sono comunque forniti utili riferimenti bibliografici.

Nel testo sono riportati in distinti capitoli: una breve descrizione dell'evoluzione storica dell'ondametrica in Italia e della stessa RON; il metodo di calcolo dei fetch; le trattazioni statistiche ed i criteri adottati per il calcolo dei regimi ondosi, delle onde estreme, delle correlazioni statistiche tra i parametri ondosi, delle durate sopra soglia delle mareggiate, della parametrizzazione degli spettri d'energia. Sono anche forniti in un'unica appendice bilingue (in coda al successivo testo in inglese) un elenco descrittivo dei parametri impiegati e relative notazioni, nonché un'estesa bibliografia specifica. Sono poi riportati, per ciascuna stazione di misura, i risultati ottenuti dalle analisi relativamente ai dati completi fino al 30 giugno 2001.

Si nota che, sebbene siano state sviluppate efficaci tecniche statistiche per il riempimento dei buchi di registrazione, le analisi sono state condotte sui soli dati effettivamente registrati e validati, peraltro generalmente con elevati rendimenti.

Tutte le principali informazioni d'interesse pratico sono graficamente sintetizzate in una unica scheda bilingue per ciascuna delle otto stazioni originarie secondo uno stesso formato a colori di agevole lettura e confronto.

La scheda riassuntiva riporta anzitutto la mappa con l'ubicazione della boa, il tracciato dei relativi fetch geografici ed una tabella con i dati più significativi: coordinate geografiche, profondità di ancoraggio, periodo di misura, rendimento funzionale della stazione, lunghezza e direzione del massimo fetch, data e caratteristiche della massima mareggiata.

Gli altri grafici sintetici riportano:

- ✓ la curva di durata cumulata annuale dell'altezza d'onda significativa (istogramma delle frequenze orarie di eccedenza omnidirezionale);
- ✓ la curva di persistenza media dell'altezza d'onda significativa sopra soglia durante le mareggiate;
- ✓ il regime medio direzionale annuale e stagionale (diagramma polare a spicchi per settori di 15° e quattro classi di altezza significativa);
- ✓ la forma dello spettro medio di potenza con la parametrizzazione del modello JONSWAP;
- ✓ le correlazioni statistiche tra alcuni parametri sintetici di altezza e periodo del moto ondoso ricavati da analisi spettrale e zero-upcrossing;
- ✓ l'analisi statistica sia direzionale (a seguito di idonea selezione dei settori omogenei), sia omnidirezionale delle altezze d'onda estreme con le relative bande di confidenza al 90% ottenute con una originale applicazione del collaudato metodo POT.

Tali informazioni sono quelle essenziali per la progettazione di opere marittime, anche se adeguate cautele e modelli di calcolo vanno considerati per la loro trasposizione ad aree relativamente distanti dalla stazione in esame.

4. EVOLUZIONE STORICA E CENSIMENTO DELLE STAZIONI ONDAMETRICHE IN ITALIA

L'informazione ondometrica, mareografica ed anemometrica è fondamentale in tutti gli studi, i progetti, i lavori e l'esercizio di opere d'ingegneria costiera e marittima (porti, difese di spiaggia, prese a mare, piattaforme, condotte sottomarine, etc.), nonché nell'analisi dei relativi impatti ambientali. L'acquisizione di rilevamenti strumentali è un'esigenza irrinunciabile per una conoscenza accurata e completa dei parametri meteomarini.

In Italia i primi rilievi ondometrici diretti furono eseguiti al porto di Genova nel 1932 e poi sistematicamente negli anni '70 soprattutto per merito dell'ENEL che aveva l'esigenza di caratterizzare il regime ondoso delle aree prospicienti i siti di installazione delle proprie centrali costiere.

Un primo "inventario" delle misure disponibili di moto ondoso era stato presentato da Franco (1993) poi aggiornato da Franco e Contini (1997); dopo un decennio che ha visto la diffusione di nuove stazioni soprattutto direzionali, si è ritenuto utile aggiornare e completare l'inventario delle misure strumentali ondometriche raccolte intorno alla penisola italiana, tenendo sempre conto anche delle stazioni dismesse. La raccolta ed organizzazione delle informazioni sulle stazioni e sui dati registrati ha rappresentato un impegno non trascurabile, data la frammentarietà e la scarsa diffusione delle numerose misure.

I dati risultano a volte di utilità marginale per alcune elaborazioni, a causa dei periodi di funzionamento troppo brevi (spesso inferiori a tre anni) e discontinui (per interruzioni di servizio, spesso in corrispondenza dei picchi di mareggiata), della limitata profondità d'installazione ed affidabilità di alcuni ondometri e dell'assenza dell'informazione direzionale.

In alcuni casi anche le modalità impiegate per l'acquisizione e l'analisi dei dati hanno compromesso l'affidabilità dei risultati ottenuti (es. durate di registrazione minori di 10 minuti).

Sito	Ente	Profondità (m)	Periodi operatività (mese/anno)	Strumento (tipo)	Rendimento (anni)	H _s max (m)
I Mar Ligure						
1 Vado	Sarpom-Enel	30-12	72-74	B, P	2.0	2.8
2 Genova-Nervi	Enel-Univ.GE	35	78-79, 82, 83-88	B	5.0	4.2
3 Lavagna	LL.PP.	7	7/89-8/90	P+C	1.0	3.5
4 Golfo Genova	CNR-ODAS	1500	91-96	BS		
5 Lerici	Enel-CNR	27	2/78-79	B	1.3	6.8
6 Marina di Massa	LL.PP.	6	7/89-8/90	P+C	1.0	3.8
7 Cecina	Enel-CNR	25	78-83, 85	B	5.5	6.7
8 Cecina	LL.PP.	12	6/90-6/91	U	1.0	2.8
II Mar Tirreno Nord						
9 Piombino	Enel	45	12/99-2/03	BD	3.0	4.2
10 Follonica	Enel	40	78-93	B	11.0	4.8
11 Montalto-Tarquinia	Enel	20	5/76-77, 80-85	B	4.0	4.4
12 Montalto di Castro	Enel	50	86-91, 93-3/98	B, BD (E, DW)	10.0	5.0
13 Montalto di Castro	Enel	20-15	92-94	PL	3.0	
14 Civitavecchia T.V.	Enel	50-35	2/94-2/03	BD (DW)	9.0	5.7
III Mar Tirreno Centrale						
15 Fiumicino	Mar.-Merc.	500	88-93	5xBS		
16 Ostia-Fiumara	Modimar	7	2/03-10/03	P	0.6	3.5
17 Ostia	LL.PP.	12	90-92	BD (DW)	2.2	4.4
18 Foce Volturno	Univ.NA	20-10	7/85-4/86, 12/94-3/95	B	0.7	4.0
19 Foce Volturno	Aut.Bac.LGV	70	11/96-3/97	BD (DW)	0.8	4.0
20 Ischia	Casmez	40	9/85-9/86	P	1.0	3.1
21 Napoli	Univ.NA	90	6/01-12/03	B		3.4
22 Sorrento	Univ.NA	90	87-92	B		4.1
23 Salerno	Cugri	40	12/00-3/01	BD (DW)		
24 Foce Sele	SIMN	9	8/00-2/02	U		3.4
IV Mar Tirreno Sud						
25 Paola	FF.SS.	65	6/87-6/88	BD (E)	1.0	5.4
26 Tropea	Reg.Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
27 Gioia Tauro	Casmez	70	79-2/80, 2/84-2/88	B, BD (E)	5.0	7.1
28 Gioia Tauro	Snam	120	91	BD (DW)	0.4	3.1
29 Scilla	LL.PP. (RC)	50	5/96-5/97	BD (DW)	1.0	
30 Capo D'Orlando	FF.SS.	65	10/88-4/90	BD (E)	1.5	4.5
31 Termini Imerese	Enel	13	3/74-77	B	2.1	6.0
32 Stromboli	Prot. Civ.	13	03	P		
V Mar e Canale di Sardegna						
33 Fiume Santo	Enel	43	7/84-8/88	B	2.0	4.5
34 Porto Torres	Cons.ASI	20	3/92-4/94	U+C	1.5	3.5
35 Cagliari-Poetto	Casmez-Prov.CA	21	7/87-2/89, 00	B	1.0	3.0
36 Cagliari	Min.Amb.	45	1/93-12/93	BD (E)	1.0	3.5
37 Cagliari-Poetto	Prov.CA	45	7/01-03	BD (DW)	2.5	5.0
38 Villasimius	Comune-MSS	14-53	7/95-6/96	B, U+C	0.9	2.8
VI Canale di Sicilia						
39 Capo Bon (Tunisia)	TMPC	85	11/91-3/92	BD (DW)	0.4	7.2
40 Trapani	TMPC-Desil	130	3/76-3/77	B	1.0	
41 Marsala (p Nilde)	CNR-Enel-SP	100	2/86-6/86	B	0.5	6.2
42 Pantelleria	TMPC-Desil	78-169	3/76-3/77	B	1.0	
43 Licata	Casmez	14	83-85-91	B, U	1.5	3.5
44 Licata (p Prezioso)	Agip	95	93-03	P, U+C		
45 Gela	Enel	60	87	B	0.6	4.6
46 M. Ragusa (ptf Vega)	Edisonoil	122	88-96	U+C	6.0	6.5

Sito	Ente	Profondità (m)	Periodi operatività (mese/anno)	Strumento (tipo)	Rendimento (anni)	H _s max (m)
47 Pozzallo	Casmez	22	11/83-1/88	B	3.1	4.5
48 Pozzallo	Agip	115	7/81-7/82	B	1.0	
49 Malta Nord	Agip	85-395	7/81-7/82	B	1.0	
50 Lampedusa	Agip	450	12/81-7/82	B	0.6	
51 Golfo di Gabes	Agip	208	1/82-7/82	B	0.5	
52 Golfo di Gabes	Agip NAME-OGTT	100	96	BD (DW)	0.4	6.7
VII Mar Ionio Sud						
53 Scaletta Zanclea	FF.SS.	55	2/89-4/90	BD (E)	1.2	2.6
54 Stretto di Messina	Snamprogetti	80	1/92-5/92	BD (DW)	0.4	2.0
55 Capo Spartivento	FF.SS.	65	6/87-6/88	BD (E)	1.0	3.5
56 Capo Spartivento	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
VIII Mar Ionio Nord						
57 Porto delle Grazie	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
58 Rossano Calabro	Enel	90	4/76-3/78	B	1.2	3.0
59 Schiavonea	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
60 Porto Cesareo	Enel	32	85	B	0.5	2.5
IX Mar Adriatico Sud						
61 Brindisi	Enel	13-48	76-77, 83-91	B	5.0	
62 Brindisi	Enel	50-40	92-00	BD (DW)	5.0	4.8
X Mar Adriatico Centrale						
63 Termoli	Enel	17	8/76-78	B	2.2	4.2
64 Vasto (p Elf)	Aquater		82-6/83	U	1.0	
65 Pescara (p Fratello)	Agip	19	93	U		
66 Giulianova (p Giovanna)	Agip	117	93-03	U+C	6.7	4.9
67 S. Benedetto (p Eleonora)	Agip	62	93-03	U	6.7	4.6
68 P. S. Giorgio (p Davide)	ENI-Aquater	8-30	81-83	P	0.8	2.5
69 Civitanova (p Pennina)	Agip	73	93-03	U+C	6.8	5.1
70 Falconara (p API)	Aquater	8-30	81-83	P	1.3	3.1
71 Senigallia	Univ. AN	13-51	10/89-11/90	B, BD (W)	0.6	4.5
72 Senigallia (p Clara W)	Agip	71	93-03	U	6.8	5.5
XI Mar Adriatico Nord						
73 Pesaro (p Barbara C)	Agip	70	82-85, 93-03	P, U+C	8.0	4.9
74 Rimini (p Annabella)	Agip	51	93-03	U+C	7.0	5.7
75 Rimini (p Azalea B)	Agip	19	93-03	U+C+P	6.9	5.2
76 Ravenna (p Amelia)	Agip	32	93-03	U+C+P	7.0	5.2
77 Ravenna (p PCW A)	Agip	13	93-03	U+C+P	6.9	4.2
78 Ravenna (p Antares)	Agip	15	93-03	U	7.0	4.4
79 Ravenna (p Garibaldi A)	Agip	25	93-03	U	7.0	4.7
80 Ravenna (5 p)	Agip-Idroser	10-25	71-73, 76-79, 81-83	5xU		
81 Ravenna	LL.PP.-OGS	56-10	9/78-9/80, 86-92	B*, U	5.0	3.5
82 Delta Po-Istria	LL.PP.-OGS	33	6/78-12/80	B*	2.2	
83 Porto Tolle (Delta Po)	Enel	25-20	4/76-82, 91-93	B	4.0	4.3
84 Chioggia (p Ada)	Agip	25	93-03	U	6.9	4.5
85 Venezia (p Acqua Alta)	CNR-CNV	16	78-86, 87-03	P, 3xU+C	21.0	4.5
86 Venezia	CVN	var.	10/87- 1/92	32xU	var.	
87 Venezia	CVN	8-12	92-96	2xU+3xUL	var.	
88 Lido	CNR	6-9-15	10/93-3/94	P+C, 2xBD (DW)	0.4	
89 Grado	Reg. Friuli	20	01-03	BD	2.0	
90 Punta Sdobba	Enel	15	88-93	B	3.3	1.6

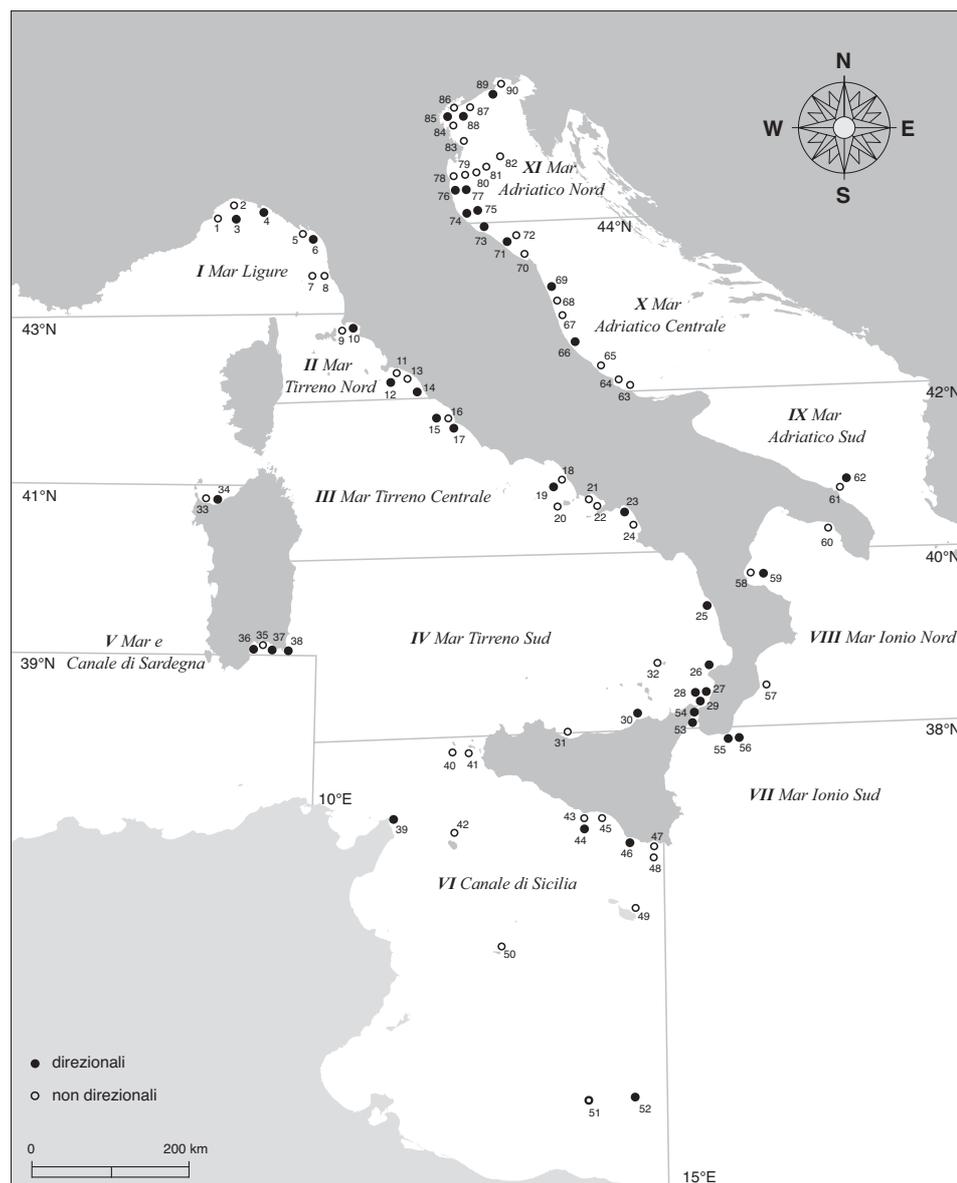
Tabella 1

Censimento delle stazioni ondamiche nei mari italiani 1972-2003, esclusa RON; (vedi ubicazione in fig.1)

LEGENDA

B= boa accelerometrica (Datawell Waverider); BS= boa spar; B*= boa disco
 BD= boa direzionale (E= Endeco; W= Wavec; DW= Directional Waverider; T= Triaxis);
 U= sonda ultrasonica; P= sensore di pressione; L= rilevatore di onde di lungo periodo (records di 2 ore);
 C=correntometro elettromagnetico per misure direzionali; p= piattaforma offshore

Figura 1
Localizzazione delle stazioni
ondametriche italiane
1972-2003 (esclusa RON)
nelle 11 aree marine



In ogni caso, il censimento ha un'utilità immediata perché rende nota l'esistenza e l'organizzazione che ha provveduto al rilevamento di misure di moto ondoso in un dato paraggio ed in un dato periodo seppur breve: può essere utile ad esempio per ricostruire una mareggiata che ha causato danni o per tarare localmente un modello matematico di previsione. Si auspica peraltro da parte dell'APAT una prossima raccolta, validazione, omogeneizzazione e diffusione di tali dati dispersi per una più completa caratterizzazione ondometrica delle coste italiane.

Si vuole evidenziare che, anche se l'inventario ondometrico è stato preparato con notevole cura e ripetuti controlli, essi è basato principalmente sulle informazioni e sui rapporti ricevuti dai vari istituti contattati e, quindi, possono sussistere inesattezze e mancanze.

La notevole mole di informazioni raccolte è stata condensata nella tabella 1 che elenca le caratteristiche più rilevanti delle stazioni onda-

metriche censite, mentre la loro ubicazione con la relativa numerazione è illustrata nella figura 1. In tab. 1 e fig. 1 non sono riportate le stazioni RON descritte successivamente. Sempre per esigenze di sintesi alcuni strumenti sono stati accorpati in un'unica voce. Le località sono suddivise in undici aree marine corrispondenti alla classificazione geografica procedendo da nord-ovest in senso antiorario. Nella tabella 1 sono riportati nell'ordine: l'acronimo dell'organizzazione che ha provveduto al rilevamento dei dati, la profondità nel punto di installazione della stazione, i periodi di rilevamento, il tipo di strumento impiegato, la durata netta effettiva coperta dalle registrazioni e la massima altezza d'onda significativa registrata.

Una prima suddivisione può farsi tra stazioni con strumento direzionale e con strumento non direzionale. Le più "antiche" sono tipicamente non direzionali (misurano cioè solo la quota della superficie libera) ed in Italia risultano utilizzati tre tipi di strumenti:

1. le boe accelerometriche ormeggiate in mare aperto: le più diffuse sono state le "Waverider" della Datawell, mentre in un solo caso risultano impiegate due boe a disco di grandi dimensioni (diametro 6.5 m e peso 13t);
2. i sensori di pressione subacquei, convenienti in acque basse e per la misura delle "onde lunghe";
3. i sensori ad ultrasuoni, di utile impiego, in posizione aerea o subacquea (ecoscandaglio inverso), quando si ha il supporto di una struttura a mare (es. piattaforma offshore).

Le strumentazioni direzionali utilizzate in Italia hanno, invece, visto impiegate le seguenti principali soluzioni:

- I. l'accoppiamento di un sensore ultrasonico o di un pressostato con un correntometro elettromagnetico per la misura sincrona dei livelli e delle velocità orbitali delle particelle idriche;
- II. la piccola boa "a pendolo invertito" con inseguimento verticale "Wavetrack" della Endeco;
- III. la grande boa accelerometrica Wavec della Datawell, (diametro 2.5 m, peso 750 kg), che ricava la direzione del moto ondoso dall'orientamento della pendenza della superficie del mare, attraverso la misura degli angoli di rollio e di beccheggio e delle componenti del campo magnetico terrestre;
- IV. la boa accelerometrica "Directional Waverider" della Datawell basata invece sul principio traslazionale: misura cioè gli spostamenti lungo tutti e tre gli assi. L'indipendenza dai moti di rollio consente così di ridurre le dimensioni della boa ad una sfera di 0.9 m di diametro, con un peso di soli 200 kg.
- V. la nuova boa accelerometrica "Triaxis" della Axis, basata sullo stesso principio traslazionale e con le medesime dimensioni. Si differenzia dalla precedente per il diverso sistema di alimentazione (a pannelli solari e batterie tampone invece che a sole batterie), per il sistema di elaborazione di base dei dati (che avviene a bordo invece che a terra), e per altre particolarità tecnologiche di minore impatto sulla misura.

Dalle esperienze maturate dai diversi gestori si può concludere che le boe Datawell hanno assicurato una soddisfacente continuità di funzionamento e qualità di dati. La Directional Waverider appare ad oggi, insieme alla boa Triaxis, quella di più facile installazione e manutenzione, specialmente per applicazioni di breve durata vicino alla costa. Le più massicce boe Wavec, utilizzate nella RON fino al 2001 ed ora fuori produzione standard, a fronte di una maggior visibilità e solidità,

in relazione ai persistenti rischi di collisione o trascinamento da parte di pescherecci, richiedevano un impegno tecnico, organizzativo ed economico significativamente superiore con riguardo alle operazioni di gestione, manutenzione e recupero.

Le profondità dei fondali nei luoghi di installazione degli strumenti risultano molto variabili (da 5 a 500 m) anche in relazione ai diversi obiettivi perseguiti, come ad esempio studi di dinamica litoranea, progettazione o monitoraggio di opere a mare, definizione dell'operatività di piattaforme offshore, ecc.. Comunque, se si considera l'attuale efficienza dei modelli matematici di propagazione ondosa in acque basse e l'utilità di misure "valide" per ampi tratti costieri, è raccomandabile, quando possibile la localizzazione della stazione in "acqua profonda", ove le caratteristiche ondose non siano modificate dall'interazione con il fondo. Nei nostri mari, ove le onde non hanno lunghezza elevata, è opportuno che la profondità di posa superi i 100 m e, in ogni caso, che non sia inferiore ai 50 m nei paraggi caratterizzati da bassi fondali.

Un altro aspetto importante è la durata effettiva di rilevamento che appare, in molti casi, troppo breve (un anno o meno). Ciò si spiega con i frequenti malfunzionamenti dei vecchi strumenti e con le difficoltà di manutenzione, ma anche con la scelta di gestioni "economiche" programmate effettivamente per brevi periodi, finalizzate alla semplice acquisizione di dati integrativi, per ricavare ad esempio correlazioni statistiche di validità locale tra i parametri ondosi o tra questi ultimi e quelli presenti in lunghe serie meteorologiche. Va peraltro osservato che le eventuali correlazioni individuate devono essere statisticamente significative e ciò può ottenersi solo con una adeguata lunghezza della serie temporale di riferimento, dipendente dalla natura dei parametri interessati. Inoltre l'impegno e gli oneri maggiori s'incontrano nella fase iniziale di installazione dello strumento in mare (incluse le lunghe procedure autorizzative) e avvio delle attività, mentre con l'entrata a regime dell'operatività lo sforzo richiesto si riduce.

Per quanto riguarda poi le modalità d'acquisizione, registrazione ed analisi dei dati ondometrici, nel panorama che emerge dal censimento, si riscontrano i seguenti principali elementi caratteristici che denotano l'estrema frammentazione che ha caratterizzato la storia dell'attività ondometrica:

- ✓ intervallo tra le registrazioni: usualmente 3 ore (in qualche caso 1.5, 2 o 4 ore ed in genere ogni ora o in continuo al di sopra di una assegnata soglia d'altezza d'onda significativa);
- ✓ frequenza di campionamento: tipicamente tra 1 e 2 Hz e fino a 4 Hz;
- ✓ durata della registrazione: molto variabile, pari a 20s, 3, 5, 10, 15, 18, 20, 30, 40, 120 minuti (le ultime due durate sono state adottate in casi speciali per il rilevamento delle onde di lungo periodo, mentre le prime tre appaiono troppo brevi);
- ✓ tipo di analisi: metodo zero-crossing e/o spettrale.

5. DESCRIZIONE DELLA RETE ONDAMETRICA NAZIONALE

La Rete Ondametrica Nazionale (RON) è attiva senza interruzioni dal luglio 1989. Inizialmente progettata e gestita dal Ministero dei Lavori Pubblici con la supervisione e l'ausilio di una commissione di esperti in oceanografia ed ingegneria marittima, la RON è stata affidata nel 1994 al Servizio Idrografico e Mareografico Nazionale, nell'ambito del Dipartimento per i Servizi Tecnici Nazionali (DSTN) della Presidenza del Consiglio dei Ministri. Nel 2002 la rete, insieme a parte delle strutture del disciolto DSTN è transitata nell'Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e per i Servizi Tecnici (APAT) ed è attualmente gestita dal Servizio Mareografico.

La RON era composta fino al 1998 da 8 boe direzionali Datawell WAVEC di tipo pitch-roll, dislocate al largo di La Spezia, Alghero, Pescara, Ponza, Monopoli, Crotone, Catania e Mazara del Vallo (fig. 2). Ogni boa, ancorata su fondali dell'ordine di 100 metri, seguiva il movimento della superficie dell'acqua e, attraverso la misura dell'inclinazione della boa, permetteva di determinare, oltre all'altezza, anche la direzione delle onde. Le osservazioni erano trasmesse via radio alle stazioni locali di ricezione sulla costa. Gli strumenti erano dotati di un sistema di localizzazione che utilizzava il sistema satellitare ARGOS per il controllo della posizione della boa. I dati relativi ai parametri ondosi sintetici analizzati, cioè all'altezza significativa (H_{mo}), al periodo di picco (T_p) e a quello medio (T_m), nonché alla direzione media di propagazione (θ_m) del moto ondoso erano organizzati in serie triorarie. Per intervalli di tempo limitati, quando l'altezza significativa del moto ondoso superava un certo valore di soglia definito per ciascuna stazione, le misure ondametriche avevano cadenza semioraria. In tali circostanze era archiviata, insieme ai suddetti parametri ondosi, anche la distribuzione spettrale dell'energia associata allo stato del mare osservato nei trenta minuti di misura oltre alla serie temporale dei dati grezzi dell'oscillazione e delle inclinazioni (Nord-Est) della superficie libera

Figura 2
Ubicazione geografica
delle otto boe
originali della RON
operative dal 1/7/1989



registrati per un periodo di 20 minuti con frequenza di campionamento di 1.28 Hz. Le stazioni di ricezione a terra erano collegate al centro di controllo di Roma via modem, assicurando così la possibilità di interrogare ciascuna stazione in modo interattivo e garantendo le operazioni di verifica della rete. Tuttavia la raccolta dei dati avveniva presso la stazione ricevente a terra ogni tre mesi: in ogni stazione i dati venivano scaricati manualmente ad aprile, luglio, ottobre e gennaio e, successivamente, trasferiti al centro di Roma. In tal modo ci si accorgeva in ritardo di eventuali malfunzionamenti del sistema di archiviazione. Nella tabella 2 si riporta, per l'intero periodo di operatività compreso tra il 1.7.1989 ed il 31.12.2000, la valutazione della efficienza delle stazioni espressa attraverso il valore del parametro

$$\eta = \frac{n_{oss}}{T_{oss}} = 1 - \frac{m_{oss}}{T_{oss}}$$

in cui:

η è l'efficienza della stazione;

n_{oss} è il numero di osservazioni triorarie di H_{mo} registrate nel periodo considerato;

m_{oss} è il numero di osservazioni mancanti;

T_{oss} è il numero totale di osservazioni triorarie attese nel periodo considerato (=33615).

I valori sono stati distinti anche per trimestre. L'efficienza complessiva della rete nel periodo considerato è stata molto alta, con valori superiori al 90% per tutte le stazioni ad eccezione di Catania e Mazara del Vallo. In base all'esperienza maturata si può affermare che le principali cause di disfunzione sono legate a problemi di trasmissione del segnale dalla boa al ricevitore terrestre, ad interferenze radio, a malfunzionamenti del servizio di archiviazione, a guasti alla sensoristica, nonché agli interventi di manutenzione ordinari e straordinari ed ad occasionali disormeggi della boa.

Tra il 1999 ed il 2001 la RON ha subito delle modifiche strutturali rilevanti sia dal punto di vista strumentale, sia da quello gestionale, sia da quello d'archiviazione dei dati.

L'intervento più rilevante ha riguardato l'aggiunta dal marzo 1999 di due boe direzionali, di tipo a traslazione modello WAVERIDER della Datawell, a Cetraro ed Ancona, contribuendo a migliorare la copertura spaziale della rete in aree non coperte dalle prime otto stazioni (fig.3). Inoltre la costa calabrese tirrenica e il litorale dell'Adriatico centro settentrionale costituiscono aree di estremo interesse in relazione ai fenomeni indotti dall'azione del moto ondoso e già nei primi anni di attività della rete si era posto l'accento sulla necessità di incrementare il livello di conoscenza in tali paraggi. L'installazione della boa a Cetraro fu resa possibile dalla rilocalizzazione della boa di Scilla, che funzionò per circa due anni in tale località nell'ambito di un programma di monitoraggio della Protezione Civile. La boa fu successivamente trasferita al Servizio Mareografico che provvide al suo inserimento nella RON e alla sua successiva gestione. La boa di Ancona seguì un percorso parallelo. Infatti la Regione Marche, nell'ambito di un accordo con il Servizio Mareografico, trasferì a quest'ultimo la proprietà della boa, utilizzata fino ad allora per brevissimi periodi e con grandi difficoltà, che da allora venne integrata nella RON e gestita con il continuo supporto della Regione, anche con l'ulteriore scopo di fornire dati di base per la conoscenza a scala regionale e indirizzare la gestione degli eventi significativi di interesse locale.

Contemporaneamente, è iniziato un periodo di sperimentazione di un sistema in tempo reale di trasmissione dati ed interrogazione delle boe RON. Partendo dalle due boe di nuova installazione, si è arrivati

Tabella 2
Rendimento della Rete Ondametrica Nazionale (1989-2000).
Numero di osservazioni mancanti (m_{oss}) e percentuale di funzionamento ($\eta(\%)$) delle 8 stazioni su base annuale (1-12) e trimestrale. Il numero totale atteso è di 33615.

Mesi	1-12	1-12	1-3	1-3	4-6	4-6	7-9	7-9	10-12	10-12
	m_{oss}	$\eta(\%)$								
Alghero	1264	96.2	199	97.5	262	96.7	319	96.4	484	94.5
Catania	3419	89.8	962	87.9	733	90.8	688	92.2	1036	88.3
Crotone	2126	93.7	493	93.8	287	96.4	402	95.4	944	89.3
La Spezia	2402	92.9	553	93.0	609	92.4	583	93.4	657	92.6
Mazara	5528	83.6	1279	83.9	1050	86.9	1828	79.3	1371	84.5
Monopoli	1927	94.3	576	92.7	423	94.7	323	96.3	605	93.1
Pescara	2440	92.7	388	95.1	463	94.2	720	91.8	869	90.2
Ponza	3124	90.7	1041	87.0	553	93.1	341	96.1	1189	86.5

Figura 3
Configurazione
della RON (10 stazioni)
nel periodo 1999-2002



progressivamente ad avere cinque boe collegate in tempo reale con il centro di Roma nel 2001. Anche il sistema di gestione ed archiviazione dei dati nel centro di controllo è stato potenziato, implementando un database SQL su di un cluster di workstations.

Nel 2002 la rete è stata completamente ristrutturata e potenziata. In primo luogo sono state aggiunte quattro stazioni a P.Maestra, Civitavecchia, C.Comino, Palermo, operative dal 1 luglio 2002 (fig.4). Tutta la rete è stata progettata per funzionare in tempo reale: i dati sono misurati ed analizzati dalle boe ogni trenta minuti per essere poi inviati via radio alle stazioni di ricezione locale a terra, dove sono elaborati e classificati. Ogni tre ore il centro di controllo di Roma si connette con tutte le stazioni attraverso collegamenti ISDN e trasferisce tutti i dati sui server del centro. Viene dunque popolato il database e si effettuano i controlli automatici di gestione della rete. Le 14 boe accelerometriche a traslazione attualmente impiegate sono di tipo Triaxis, della Axis canadese (fig.5), le cui principali caratteristiche tecniche sono:

- ✓ forma sferica con diametro pari a 0.9 m (peso = 200 Kg);
- ✓ sistema di alimentazione a pannelli solari e batterie tampone;
- ✓ sensori allo stato solido;
- ✓ frequenza di campionamento dei dati a 4 Hz;
- ✓ analisi dati spettrale e zero-crossing a bordo, continua sull'intera serie temporale di 26 minuti;

- ✓ trasmissione dati via radio con frequenza assegnata di 44.8 MHz;
- ✓ trasmissione a terra delle serie temporali dei dati grezzi di oscillazione ed inclinazione della superficie libera ricampionati con cadenza $\Delta t=0.78125s$;
- ✓ tracciamento satellitare della posizione delle boe via GPS e Inmarsat D+.

Tali caratteristiche permettono analisi più accurate delle proprietà del moto ondoso nei nostri mari minimizzando i rischi di perdite definitive dei dati.

Il funzionamento della rete in tempo reale ha permesso la realizzazione di servizi di consultazione automatica sia via Internet (www.apat.it), sia via Televideo RAI (alla pagina 719), nonché la trasmissione ai principali centri meteorologici dei dati misurati, attraverso il canale Global Telecommunication System della World Meteorological Organization. In particolare, i server che effettuano i servizi internet e televideo vengono aggiornati ogni sei ore.

Riguardo alle potenzialità di diffusione delle informazioni fornite dalla rete internet, dal 1999 al 2002 è stato attivo un sito, in cui erano

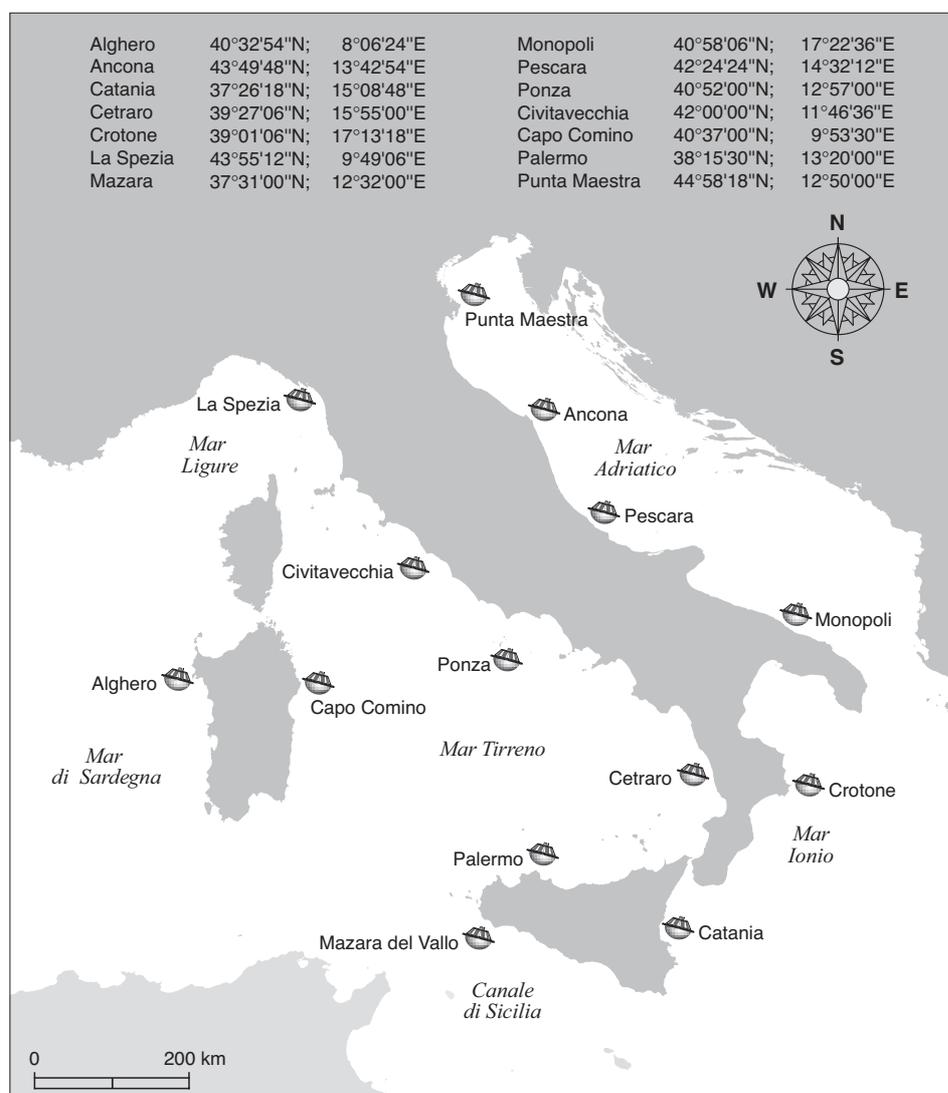
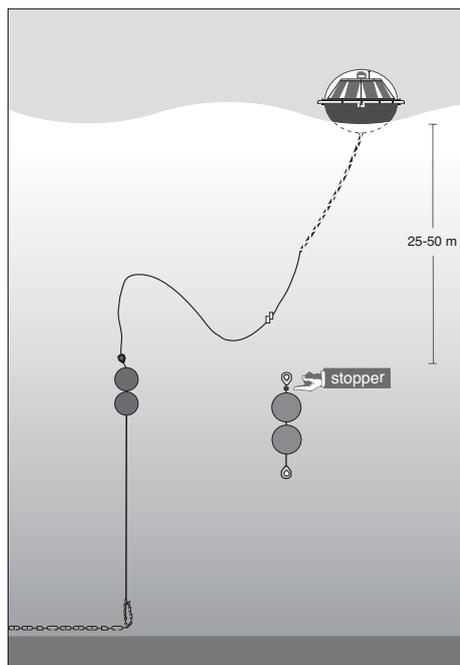


Figura 4
Configurazione della
RON dal luglio 2002 e
coordinate geografiche
delle 14 boe Triaxis

Figura 5
Schema boa Triaxis



riportate per ciascuna stazione le caratteristiche del clima ondoso, quelle delle principali mareggiate registrate, come pure i risultati dello studio degli eventi estremi.

Ora, il nuovo sito www.apat.it permette di accedere in modo interattivo a tutti i dati misurati dal dicembre 2002, di avere informazioni sullo stato della rete, sulla sua realizzazione e sui processi di elaborazione dei dati adottati, nonché di accedere all'intero archivio dei dati storici, inclusi i dati semiorari soprasoglia, quelli spettrali e quelli relativi alle temperature superficiali del mare.

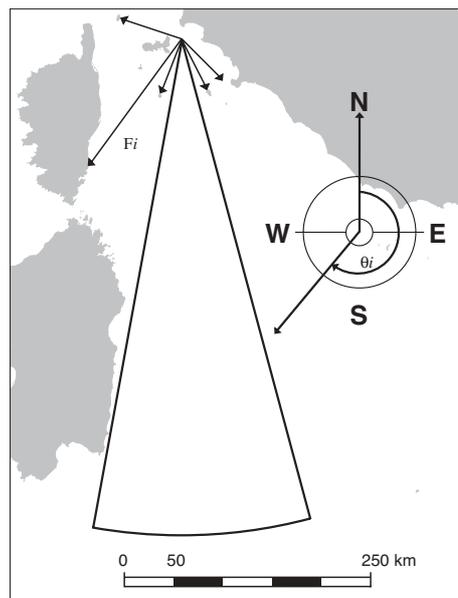
Di tale archivio storico si è prodotta una versione su CD ROM.

6. FETCH GEOGRAFICI ED EFFICACI

La traversia geografica di un paraggio costiero è definita come la porzione di mare dalla quale può potenzialmente giungere il moto ondoso al paraggio. La traversia è spesso divisa in due settori (principale e secondario) in funzione delle lunghezze delle aree potenzialmente soggette all'azione diretta del vento. Tali lunghezze ("fetch geografici") sono definite traguardando la costa limitrofa lungo la direzione media di provenienza del vento. Invece, il fetch efficace è definito come la porzione di mare che, sotto l'azione diretta del vento, costituisce l'area di generazione dell'evento di moto ondoso, tenendo debito conto delle lunghezze associate a direzioni laterali rispetto a quella principale e quindi anche della larghezza dell'area di generazione. Per il calcolo dei fetch efficaci si può fare riferimento a differenti metodologie, generalmente derivate da teorie di ricostruzione delle caratteristiche del moto ondoso a partire da dati di vento. In particolare, tra le molteplici teorie formulate, si è qui considerata quella indicata da Sverdrup, Munk e Bretsheneider nel 1947 (metodo SMB), con i successivi aggiornamenti (Saville 1954, Seymour 1977, S.P.M. 1984). Nel metodo SMB, la lunghezza del fetch efficace ($F_{eff}(\theta_j)$), da associare alla direzione media del vento (θ_j), è calcolata come media ponderale delle lunghezze della traversia geografica (F_i), inclusa in un settore angolare, centrato sulla direzione media del vento e di ampiezza pari a 90° (metodo di Saville) o a 180° (metodo di Seymour). Pertanto, l'espressione matematica del fetch efficace, seguendo il secondo approccio più moderno è:

$$F_{eff}(\theta_j) = \frac{\sum_{i=j-90}^{j+90} F_i \cos^{n+1}(\theta_j - \theta_i)}{\sum_{i=j-90}^{j+90} \cos^n(\theta_j - \theta_i)} \quad (6.1)$$

Figura 6
Schema di riferimento,
simboli e convenzioni per il
calcolo dei fetch efficaci



in cui n è un esponente legato alla legge di distribuzione direzionale dell'energia del moto ondoso, generalmente posto pari a 2.

Nel caso dei mari italiani, le lunghezze della traversia geografica che contribuiscono alla determinazione del fetch efficace possono essere limitate ad una estensione massima di 500 km, in ragione delle massime dimensioni delle perturbazioni meteorologiche agenti sui mari del bacino Mediterraneo.

La fig. 6 illustra lo schema di riferimento e la convenzione generalmente adottata per la definizione dei fetch.

7. REGIMI ONDOSI

Con la definizione generale di *regime di moto ondoso* si indicano le caratteristiche statistiche dei parametri ondosi sintetici, rilevati in un periodo pluriennale, mediate su una durata annuale (anche se le distribuzioni possono essere calcolate pure su base mensile o stagionale): in particolare, normalmente, si fa riferimento alle loro frequenze di accadimento e di non superamento. Tali frequenze possono essere calcolate con riferimento ad un singolo parametro ondoso oppure ad una coppia di essi.

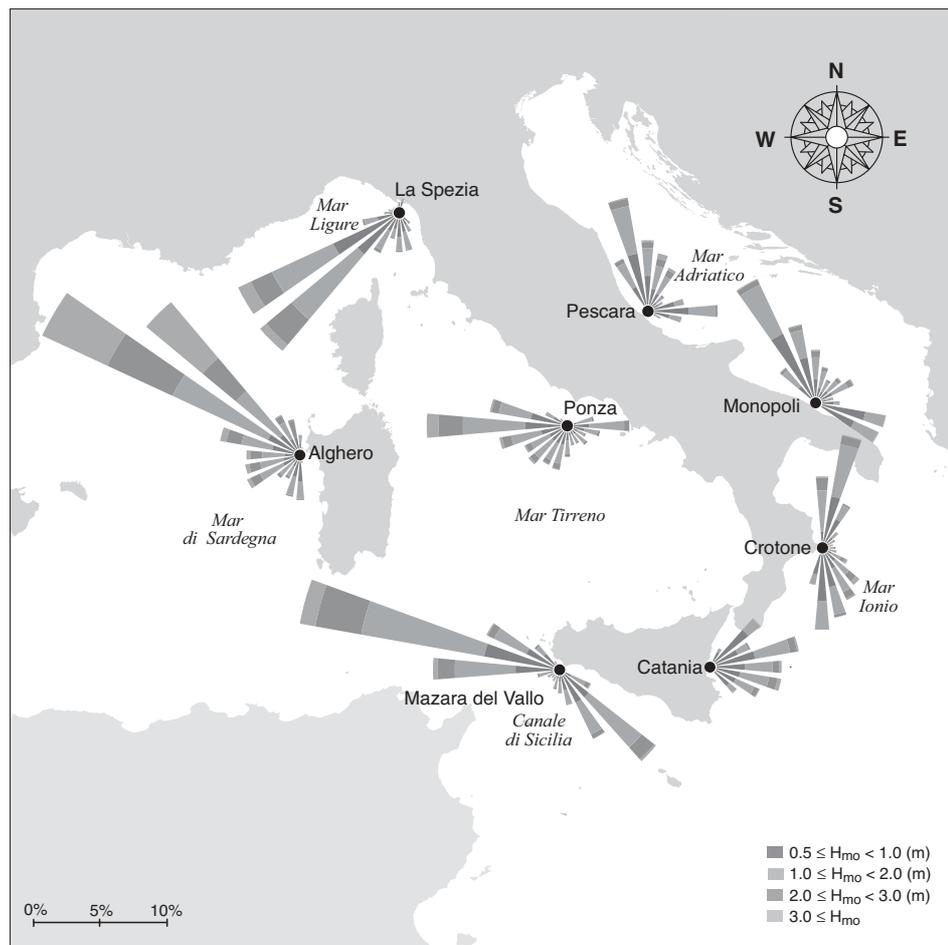
Nel seguito si è focalizzata l'attenzione su due differenti distribuzioni probabilistiche:

1. la distribuzione di frequenza congiunta di accadimento altezza d'onda - direzione di provenienza,
 2. la frequenza di superamento di soglie d'altezza d'onda significativa.
- La prima informazione è di grande utilità nell'analisi della morfodinamica costiera e negli studi di difesa dei litorali, nonché nella progettazione dei porti marittimi, mentre la seconda fornisce indicazioni utili per l'operatività delle infrastrutture marittime e per la navigazione.

Le frequenze d'accadimento si possono facilmente calcolare a partire dalla divisione in classi dell'intervallo contenente tutti i valori delle misure effettuate. La frequenza, per ciascuna classe, è ottenuta come rapporto tra il numero degli eventi che presentano misure comprese nella classe considerata ed il numero totale di misure effettuate. Con riguardo agli estremi della generica classe (C_{inf}^i, C_{sup}^i) , la condizione di appartenenza è semplicemente pari a $C_{inf}^i \leq G^j < C_{sup}^i$, in cui G^j rappresenta la generica misurazione della grandezza G .

Le frequenze di superamento si possono facilmente calcolare a partire sempre dalla divisione in classi dell'intervallo comprendente tutti i valori misurati. La frequenza, per ciascuna classe, è ottenuta come rapporto tra il numero degli eventi che presentano misure di valore superiore a quello dell'estremo inferiore della classe considerata ed il

Figura 7
Regimi di moto ondoso
per le otto stazioni
originali RON (1989-2001)



numero totale di misure effettuate. In relazione agli estremi della generica classe (C_{inf}^i, C_{sup}^i), la condizione di superamento è semplicemente pari a $G^j \geq C_{sup}^i$, in cui G^j rappresenta ancora la generica misurazione della grandezza G .

Per il calcolo della frequenza congiunta d'accadimento altezza d'onda - direzione di provenienza, gli stati di mare con altezza d'onda significativa minore di 0.50 m sono stati definiti come "calme". L'intervallo dei valori delle altezze d'onda significative misurate è stato diviso in quattro classi di ampiezza, mentre i settori di provenienza sono stati fissati con ampiezza pari a 15°. La rappresentazione grafica utilizzata è quella classica dei diagrammi polari ("rose"), utilizzata spesso anche per i venti, che visivamente permette l'immediata identificazione della direzione di provenienza più frequente ("mare regnante") e della direzione di provenienza degli stati di mare con altezze d'onda elevate più frequenti ("mare dominante"). La loro eventuale coincidenza rappresenta il "mare prevalente".

Per il calcolo della frequenza di superamento delle soglie di altezza d'onda, l'intervallo dei valori misurati è stato diviso in classi di ampiezza pari a 0.25 m. La rappresentazione grafica utilizzata è quella classica dell'istogramma che permette l'immediato calcolo della durata media annuale degli stati di mare la cui altezza significativa supera la soglia riportata in ordinata. E' stato anche ingrandito il

campo relativo alle classi d'altezza maggiore.

Infine, la distribuzione congiunta di accadimento altezza d'onda – direzione di provenienza è stata calcolata anche su base stagionale trimestrale secondo la convenzione internazionale:

Inverno = gennaio, febbraio, marzo;

Primavera = aprile, maggio, giugno;

Estate = luglio, agosto, settembre;

Autunno = ottobre, novembre, dicembre.

Tale informazione, riportata nelle schede tecniche, sempre come diagramma polare di frequenza, può essere utile per pianificare installazioni od attività marittime temporanee (es. linee di navigazione estive, ormeggi stagionali etc.).

I risultati delle analisi, riassunti in modo sinottico nella fig.7 hanno evidenziato la presenza di due gruppi di stazioni con regimi del moto ondoso simili, riconducibili alle due differenti aree geografiche divise dalla penisola italiana: l'area occidentale (comprendente le stazioni di Alghero, La Spezia, Ponza e Mazara) e l'area orientale (comprendente le stazioni di Pescara, Monopoli, Crotona e Catania). Le prime presentano regimi direzionali annuali tipicamente unimodali, caratterizzati da onde d'altezza anche molto grande, provenienti principalmente dai settori occidentali; le seconde, invece, presentano regimi direzionali annuali spesso bimodali, caratterizzati da onde di minore altezza, provenienti prevalentemente da nord. Inoltre, la frequenza degli stati di mare con direzione da sud è modesta nell'area occidentale mentre risulta elevata in quella orientale.

Ancora, i regimi medi stagionali dimostrano che le stazioni dell'area occidentale presentano variabilità stagionale minore delle stazioni dell'area orientale. Infine, le persistenze sopra soglia delle altezze significative degli stati di mare dimostrano la maggiore tempestosità dei mari occidentali rispetto a quelli orientali.

8. CORRELAZIONI TRA I PARAMETRI ONDOSI

Con lo scopo di fornire una migliore descrizione degli stati di agitazione ondosa presenti nei mari italiani, è stata svolta oltre all'analisi spettrale standard delle registrazioni triorarie anche l'analisi delle onde individuali (zero up-crossing) in esse contenute. Tale analisi è stata effettuata su tutte le registrazioni contenute nell'archivio del Servizio Mareografico. È stato così possibile ottenere preziose informazioni sulle correlazioni tra parametri statistici descrittivi di uno stato di mare. In particolare, nel presente "atlante" sono state riportate le correlazioni esistenti tra l'altezza d'onda significativa spettrale (H_{mo}) e:

1. l'altezza media delle onde individuali (H_m);
2. l'altezza un-decimo delle onde individuali ($H_{1/10}$),
3. l'altezza massima delle onde individuali (H_{max}),
4. il periodo medio delle onde individuali (T_m),
5. il periodo significativo delle onde individuali (T_s),
6. il periodo di picco spettrale (T_p).

Le correlazioni sono state ottenute mediante regressioni lineari e non lineari di un insieme mediato di valori. In particolare i dati di altezza d'onda sono stati divisi in classi d'ampiezza pari a 0.25 m, mentre quelli relativi ai periodi sono stati divisi in classi di 1 s; sono stati calcolati i valori medi e gli scarti quadratici medi per ciascuna classe. I primi sono stati utilizzati per determinare le correlazioni medie, i secondi per definire gli intervalli di confidenza (di ampiezza pari al 69%) delle correlazioni stesse. Tale scelta ha lo scopo di assegnare maggior peso alle informazioni relative agli stati di mare meno frequenti, però più intensi, rispetto a quelle degli eventi meno violenti ma più frequenti. Tra i parametri d'altezza di moto ondoso si è assunta una correlazione lineare, del tipo $H_i = a H_{mo}$, mentre tra l'altezza d'onda significativa spettrale e i periodi si è assunta una legge di potenza con parametro ed esponente incogniti del tipo $T_i = b(H_{mo})^c$, con T in secondi e H in metri.

		Alghero	Catania	Crotone	La Spezia	Mazara	Monopoli	Pescara	Ponza
H_{max}	$\mathbf{a}_{84\%}$	1.771	1.869	1.969	1.825	1.905	1.909	1.894	1.782
	\mathbf{a}_m	1.505	1.565	1.578	1.559	1.590	1.581	1.567	1.519
	$\mathbf{a}_{16\%}$	1.239	1.261	1.186	1.293	1.275	1.253	1.241	1.256
$H_{1/10}$	$\mathbf{a}_{84\%}$	1.275	1.315	1.330	1.289	1.309	1.338	1.321	1.295
	\mathbf{a}_m	1.178	1.201	1.195	1.195	1.215	1.192	1.200	1.186
	$\mathbf{a}_{16\%}$	1.082	1.087	1.060	1.101	1.121	1.047	1.079	1.076
H_m	$\mathbf{a}_{84\%}$	0.635	0.644	0.661	0.644	0.642	0.660	0.653	0.647
	\mathbf{a}_m	0.590	0.589	0.599	0.602	0.594	0.600	0.604	0.596
	$\mathbf{a}_{16\%}$	0.545	0.534	0.536	0.560	0.546	0.540	0.555	0.544
T_p	$\mathbf{b}_{84\%}$	9.125	9.790	8.634	9.559	9.074	7.987	7.483	7.906
	\mathbf{b}_m	6.667	6.590	6.002	6.604	6.399	5.775	5.561	5.819
	$\mathbf{b}_{16\%}$	4.317	3.361	3.272	3.641	3.676	3.600	3.671	3.837
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.183	0.148	0.182	0.090	0.143	0.115	0.184	0.233
	\mathbf{c}_m	0.299	0.309	0.327	0.255	0.287	0.294	0.319	0.349
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.474	0.637	0.620	0.551	0.552	0.572	0.524	0.519
T_s	$\mathbf{b}_{84\%}$	6.571	6.974	6.297	6.331	6.109	5.548	5.603	5.729
	\mathbf{b}_m	5.087	5.184	4.739	4.919	4.754	4.535	4.524	4.652
	$\mathbf{b}_{16\%}$	3.574	3.298	3.064	3.434	3.318	3.481	3.412	3.576
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.257	0.239	0.274	0.248	0.256	0.283	0.274	0.323
	\mathbf{c}_m	0.342	0.309	0.367	0.348	0.355	0.371	0.361	0.387
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.474	0.456	0.550	0.511	0.518	0.502	0.490	0.476
T_m	$\mathbf{b}_{84\%}$	5.758	6.149	5.601	5.629	5.513	5.007	5.018	5.172
	\mathbf{b}_m	4.597	4.713	4.350	4.511	4.426	4.177	4.127	4.272
	$\mathbf{b}_{16\%}$	3.415	3.194	2.998	3.331	3.280	3.311	3.196	3.359
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.249	0.230	0.256	0.235	0.238	0.260	0.249	0.291
	\mathbf{c}_m	0.328	0.295	0.341	0.324	0.321	0.338	0.335	0.359
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.442	0.422	0.498	0.462	0.451	0.451	0.459	0.452

Tabella n.3
Coefficientsi relativi
alle correlazioni tra
i parametri ondosi.

Per i significati
dei simboli si rimanda
all'elenco in appendice.

I risultati ottenuti, riportati in tabella 3, hanno mostrato che le correlazioni tra i parametri di altezza d'onda approssimano bene quelle previste in base alla teoria di Rayleigh, mentre le correlazioni tra l'altezza significativa ed i periodi si conformano alla tesi sostenuta da Hasselmann ed altri (1973), che prevede un legame cubico tra l'altezza significativa ed il periodo di picco.

Infine, si vuole richiamare l'attenzione sul fatto che qualora si caratterizzi uno stato di mare solo attraverso l'altezza significativa ed il periodo di picco, la forma dello spettro di moto ondoso risulta in generale non completamente definita. In particolare, risulta indefinito il grado di appuntamento del picco spettrale per le onde di mare vivo nonché la possibile presenza di componenti di mare morto. Per tale motivo, si è effettuata un'analisi delle forme spettrali del moto ondoso registrato mediante una tecnica di parametrizzazione che ha permesso di definire le frequenze d'accadimento degli stati di mare incrociati (sovrapposizione di onde di mare vivo e di onde di mare morto) nonché i valori medi e gli intervalli di confidenza dei parametri che regolano la concentrazione della densità di energia intorno al valore di picco.

9. PERSISTENZA SOPRA SOGLIA DEGLI STATI DI MARE

Per la stima della persistenza media degli stati di mare al di sopra di una determinata soglia di altezza d'onda significativa è stato adottato un modello parametrico, proposto da Mathiesen (1993), di semplice implementazione e buona affidabilità. Il metodo assume che la durata media di superamento di una determinata soglia possa essere calcolata attraverso la stima della funzione di distribuzione di probabilità di non superamento di soglie dell'altezza significativa ($F(H)$) e della relazione tra H_{mo} ed il tasso di variazione nel tempo di H_{mo} (tendenze). Le previsioni delle persistenze al di sopra di una fissata soglia sono state ottenute per ciascuna boa storica della RON, relativamente al solo settore direzionale principale, vale a dire a quello che presenta la mareggiata con il massimo valore d'altezza d'onda (per la definizione dei limiti di tali settori si veda in seguito il capitolo sull'analisi degli eventi estremi).

Oltre alla correttezza della stima della funzione di distribuzione $F(H)$, l'applicabilità del metodo dipende dalla stazionarietà della serie delle tendenze. Quest'ultima ipotesi è stata verificata per tutto l'insieme dei dati analizzati (Inghilesi et al., 2000).

Secondo il modello adottato, l'espressione della durata media di superamento di una soglia H è esprimibile come:

$$\tau(H) = \frac{2F(H)}{f(H)S(H)} \quad (9.1)$$

dove $F(H)$ ha il significato precedentemente detto ed è stata calcolata mediante il metodo delle serie di durata parziale sopra soglia, di seguito illustrato nel capitolo sull'analisi degli eventi estremi, $f(H)$ è la relativa funzione di densità di probabilità, mentre $S(H)$ è la tendenza assoluta, espressa come potenza r -esima dell'altezza H_{mo} cioè:

$$(9.2) \quad S(H) = qH^r$$

I coefficienti q ed r sono stati determinati adattando il modello (9.2) ai dati delle tendenze di H_{mor} , calcolati secondo la seguente relazione

$$(9.3) \quad S_i(H_j) = \frac{\Delta H_i}{\Delta t}$$

in cui

$$(9.4) \quad \Delta H_i = H_{mo,i+1} - H_{mo,i}$$

$$(9.5) \quad H_j = \frac{H_{mo,i+1} + H_{mo,i}}{2}$$

L'indice i chiaramente varia da 1 a $N-1$, essendo N il numero totale dei dati analizzati.

In dettaglio, l'adattamento del modello (9.2), alla serie delle tendenze assolute $S(H)$, è stato effettuato con il metodo dei minimi quadrati. In particolare, il campione di altezze d'onda significative è stato diviso in classi di ampiezza 0.2 m . A ciascuna classe si è poi associato il valore medio della tendenza $S(H)$ calcolata con la (9.3), e su tali punti si è adattata la (9.2).

Analizzando i risultati ottenuti, è stato osservato che la durata $\tau(H)$ è esprimibile parametricamente in funzione dell'altezza significativa come:

$$(9.6) \quad \tau(H) = \left(\frac{H_{sig}}{\xi} \right)^\psi$$

dove ξ e ψ sono stati ricavati col metodo dei Minimi Quadrati per ogni stazione di misura; i valori ottenuti sono riportati in tabella 4.

La durata media degli stati sopra soglia risulta relativamente omogenea, nelle classi di altezza comuni, per le stazioni di La Spezia, Pescara, Ponza, Catania, Mazara, mentre quelle di Alghero, Monopoli e Crotona differiscono da tutte le altre. Nel caso di Alghero, in cui si hanno lunghi periodi di mare in tempesta, uno stato di mare può mediamente avere l'altezza d'onda significativa sopra i 3 m per più di otto giorni consecutivi. Per tutte le altre, invece, un analogo stato di mare dura mediamente tra uno e tre giorni. La soglia di 5 m è superata, in media, non più di un giorno in tutte le stazioni eccetto quella di Alghero, dove è superata mediamente per più di 48 ore consecutive.

Tabella 4
Coefficienti per il calcolo della durata media sopra soglia delle mareggiate (v. eq.9.6)

	ψ	ξ
Alghero	-2.23	27.4
Catania	-2.03	23.5
Crotona	-2.31	17.7
La Spezia	-1.72	27.7
Mazara	-2.06	21.6
Monopoli	-1.44	40.0
Pescara	-1.91	21.9
Ponza	-1.55	34.7

10. FORMA DELLA DISTRIBUZIONE IN FREQUENZA DELL'ENERGIA DEL MOTO ONDOSI

Si premette una definizione generalmente nota, ma utile ai fini della chiarezza. Lo spettro di potenza del moto ondoso descrive la distribuzione in frequenza della densità di energia dello stato di mare; in una concezione statistica del fenomeno, in cui lo stato di mare è composto da infinite onde armoniche di differenti caratteristiche, lo spettro teorico associa la densità di energia di ciascuna componente alla rispettiva frequenza.

Lo spettro di moto ondoso costituisce una rilevante informazione di supporto per molte valutazioni relative all'ingegneria marittima. Per esempio, molti aspetti della progettazione delle navi e delle opere offshore prevedono l'utilizzo di tale informazione come "carico di progetto", in quanto la risposta della struttura alle forzanti ondose può essere determinata per via spettrale come prodotto di una funzione di trasferimento per lo spettro ondoso di riferimento. Inoltre, anche il moto ondoso di progetto per le strutture costiere è generalmente definito simulando matematicamente la propagazione, dal largo verso la costa, dello stato di mare con la massima altezza significativa prevista nel periodo di vita economica dell'opera; tale operazione è necessaria per definire le modificazioni dello stato di mare di largo innescate dalle variazioni della profondità del fondale marino. La propagazione largoriva è abitualmente effettuata mediante modelli spettrali che necessitano della forma dello spettro ondoso come dato iniziale lungo tutto il contorno di largo. In conseguenza di quanto sopra esposto, si evince che la forma della distribuzione in frequenza dell'energia del moto ondoso ha una grande importanza in molte valutazioni basilari della progettazione di opere marittime e costiere e dei mezzi di trasporto marittimo.

Lo spettro di moto ondoso è spesso rappresentato mediante modelli matematici che descrivono la distribuzione di energia in funzione di un limitato insieme di parametri. Tra le numerose forme parametriche

proposte nella letteratura scientifica quella più usata è la formulazione JONSWAP, proposta nel 1973 da Hasselmann ed altri. La sua espressione matematica può essere posta pari a:

$$(10.1) \quad S_J(f) = S_{PM}(f) \gamma^{\Theta(f)}$$

in cui f è la frequenza della generica componente a cui è associata l'energia $\rho g S(f) df$, g è la costante di accelerazione gravitazionale, ρ è la densità dell'acqua marina, γ è il parametro di appuntimento spettrale, $S_{PM}(f)$ è lo spettro proposto da Pierson e Moskowitz (1964) e $\Theta(f)$ è una funzione con il massimo corrispondente alla frequenza di picco dello spettro. In particolare, le espressioni di $S_{PM}(f)$ e $\Theta(f)$ sono date da:

$$(10.2) \quad S_{PM}(f) = \frac{\alpha g^2}{(2\pi)^4 f^5} \exp\left[-\frac{5}{4} \left(\frac{f_p}{f}\right)^4\right]$$

$$(10.3) \quad \Theta(f) = \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{f - f_p}{\sigma f_p}\right)^2\right]$$

in cui α è la costante di Phillips, spesso chiamata parametro di saturazione o parametro di equilibrio, f_p è la frequenza a cui corrisponde il picco dello spettro, anche chiamata frequenza modale, mentre σ è pari a σ_b , quando $f \leq f_p$, oppure a σ_a , per $f > f_p$. Entrambi σ_a e σ_b sono chiamati parametri di larghezza di banda del picco in quanto individuano la banda di frequenze in cui la formulazione JONSWAP si differenzia da quella di Pierson-Moskovitz (vedi figura 8). Infatti, la (10.3) ha valore massimo per $f = f_p$, mentre tende a zero quando $f = f_p - \sigma_b$ o $f = f_p + \sigma_a$. L'ipotesi alla base della formulazione JONSWAP implica l'esistenza di una banda di frequenze in cui esista un profilo limite della forma spettrale del moto ondoso, detto livello di saturazione (Phillips, 1958), corrispondente ad un equilibrio dinamico tra il meccanismo di accrescimento dell'energia del moto ondoso ad opera del vento e quello dissipativo del frangimento dovuto al raggiunto limite di ripidità delle componenti di moto ondoso più corte. Successivamente molti autori, tra cui lo stesso Phillips, hanno fornito una diversa descrizione del complesso equilibrio dinamico dello stato di mare in generazione che ha portato ad una diversa formulazione parametrica della forma spettrale del moto ondoso. In particolare, è stato dimostrato che il decadimento della densità d'energia all'aumentare della frequenza è proporzionale ad una potenza di f il cui esponente risulta variabile tra $-3.5 \div -5$. Il dibattito scientifico in merito al valore dell'esponente della legge di decadimento non si è ancora chiuso. Tuttavia, è stato dimostrato che tale esponente ha un'influenza marginale sui principali parametri statistici caratterizzanti lo stato di mare e di pratico interesse per il progettista. Dunque, risulta ancora ragionevole basare l'attività di analisi sull'impiego della forma spettrale JONSWAP, anche in considerazione del fatto che essa include come casi speciali gli spettri formulati da Pierson-Moskovitz e tenuto conto delle raccomandazioni tecniche ITTC e ISSC.

Prima di passare ad una breve descrizione della tecnica di adattamento utilizzata per descrivere la distribuzione spaziale di energia in fun-

zione di una serie di parametri, si ritiene utile richiamare l'attenzione sulla possibile presenza di stati di mare incrociato. Come è noto, tali situazioni sono originate dalla contemporanea presenza in un tratto di mare di due sistemi di onde, ciascuno caratterizzato da propri parametri statistici. Condizioni di mare incrociato "classiche" sono quelle generate dalla sovrapposizione di onde di mare vivo, generate nel tratto di mare oggetto di misure ondometriche, e di onde di mare morto, provenienti da zone di mare anche molto lontane dal punto di misura (Piscopia et al. 2004c). L'adattamento di una forma JONSWAP ad uno spettro osservato in condizioni di mare incrociato può determinare gravi errori nel calcolo di tutti i suoi parametri. Per tale motivo si è adottata una procedura di calcolo in grado di distinguere tra casi di mare in generazione e di mare incrociato.

In particolare, gli stati di mare incrociato sono stati rappresentati mediante uno spettro parametrico ottenuto come sovrapposizione di due distribuzioni JONSWAP. Si vuole qui sottolineare che, a stretto rigore teorico, tale rappresentazione risulta corretta solo per lo spettro di mare vivo e non per quello di mare morto in quanto quest'ultimo non può presentare una banda di equilibrio, in cui i contributi dell'azione del vento, le dissipazioni per frangimento e i trasferimenti per interazioni non lineari tra componenti di diversa frequenza si equilibrano. Tuttavia, si deve ricordare che una forma parametrica generale per gli spettri di mare morto non è stata mai formulata, poiché essa dipende fortemente sia dall'evoluzione della generazione dello stato di mare nelle aree remote sia dalla distanza coperta durante la sua libera propagazione in acqua profonda.

È generalmente noto che un sistema di onde è selezionato in frequenza qualora si propaghi in un mezzo dispersivo, poiché le sue componenti si irradiano nello spazio con differenti celerità. Per le onde marine di gravità che si propagano in acqua profonda, la relazione di dispersione, ricavata al prim'ordine di approssimazione, lega linearmente la celerità di propagazione al periodo dell'onda armonica. Inoltre, la distribuzione direzionale dell'energia delle onde corte presenta una dispersione maggiore di quella mostrata dalla stessa distribuzione relativa alle onde lunghe, e dunque, come è ben noto, l'energia delle onde corte si propaga in un settore di mare di ampiezza decisamente maggiore di quello su cui si distribuisce l'energia delle onde lunghe. Pertanto, durante la propagazione libera in acqua profonda, l'energia specifica delle prime diminuisce molto più rapidamente di quella delle seconde e quindi, durante la propagazione dello stato di mare lontano dall'area di generazione, verranno gradualmente meno le componenti di periodo più corto. Da un punto di vista statistico, la selezione in frequenza per le onde di mare morto si rispecchia in un decadimento più marcato della densità d'energia spettrale che rende lo spettro di moto ondoso sempre più concentrato intorno al picco d'energia, il quale tende a spostarsi nel campo delle frequenze più

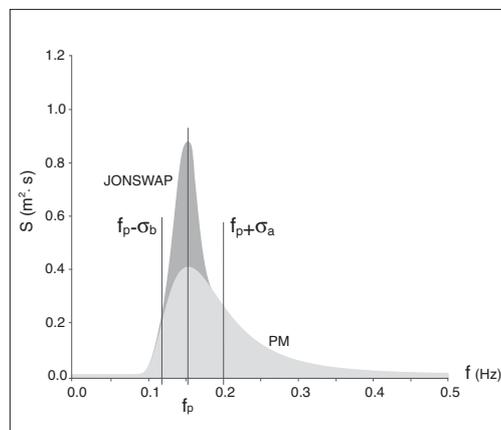


Figura 8
Parametrizzazione dello spettro di frequenza

basse. Dunque, è chiaro che la forma spettrale di un sistema di onde di mare morto dipende fortemente dal tempo intercorso tra l'abbandono dell'area di generazione e l'arrivo nel punto di misura.

Le stesse argomentazioni fisiche che spiegano la specificità di ciascuna forma spettrale delle onde di mare morto forniscono nondimeno la base per l'ipotesi che tale distribuzione in frequenza possa essere rappresentata da una forma parametrica potenzialmente del tutto concentrata intorno al suo picco, quale la forma JONSWAP. Infatti è dimostrato che la forma JONSWAP può essere adottata per descrivere le caratteristiche statistiche di uno stato di mare dovuto ad onde che hanno percorso anche una distanza di 7000 km. Per quanto riguarda l'adattamento di una forma parametrica ad un insieme di dati osservati, esso può essere effettuato mediante tecniche di ottimizzazione a parametri singoli o multipli. In particolare le prime ottimizzano ciascun parametro singolarmente, le seconde ottimizzano tutto l'insieme parametrico contemporaneamente. I risultati qui riportati sono stati ottenuti mediante una tecnica di ottimizzazione a parametri singoli.

La tecnica di adattamento adottata per stati di mare in generazione (presenza di un singolo picco nella distribuzione spettrale) è la seguente: nella banda di alta frequenza ($f > f_p + \sigma_a$) lo spettro JONSWAP coincide con quello di Pierson-Moskovitz. Quest'ultimo dipende da due soli parametri: il parametro d'equilibrio e la frequenza di picco. Calcolata la frequenza di picco come l'ascissa cui corrisponde il massimo della distribuzione, è possibile determinare il valore di α minimizzando lo scarto quadratico medio tra lo spettro osservato e quello parametrico. Successivamente, considerando che l'esponente del fattore di appuntimento dello spettro (γ) (equazione 10.3) risulta pari ad uno quando $f = f_p$, si può calcolare γ . In particolare, quest'ultimo è determinato come rapporto tra il valore massimo della distribuzione osservata (corrispondente dunque a f_p) ed il valore dello spettro Pierson-Moskovitz (equazione 10.2) calcolato per $f = f_p$. Infine, noti tre parametri su cinque, i rimanenti fattori di larghezza di banda del picco spettrale si calcolano minimizzando lo scarto tra lo spettro osservato e quello parametrico in una banda centrata sulla frequenza di picco.

La tecnica di adattamento adottata per stati di mare incrociati (presenza di due picchi nella distribuzione spettrale) è la seguente: inizialmente s'individuano le due frequenze di picco. A quella di valore minore (f_{p1}) viene associato lo spettro dello stato di mare morto, mentre alla frequenza di valore maggiore (f_{p2}) è associato lo spettro di moto ondoso in generazione. A questo punto, lo spettro del moto ondoso in generazione viene parametrizzato, come descritto in precedenza, sotto l'ipotesi che tutta l'energia ondosa associata alle frequenze maggiori di f_{p2} sia da attribuire al mare vivo. Calcolati i cinque parametri della prima forma JONSWAP, si sottrae quest'ultima dallo spettro osservato. La distribuzione d'energia residua (imposta positiva) viene parametrizzata adattando la seconda forma JONSWAP, associata allo stato di mare morto.

Considerando che l'ipotesi di partenza del metodo d'adattamento, attribuendo tutta l'energia della banda d'alta frequenza allo spettro di mare vivo, può determinare una forte distorsione della stima dei dieci parametri JONSWAP, si è adottata una procedura di calcolo iterativa per il raffinamento del calcolo di questi ultimi. Tale procedura si è dimostrata sufficientemente approssimata e di rapida convergenza. Per maggiori dettagli su quest'ultima tecnica e sui criteri utilizzati per determinare la presenza di un secondo picco della distribuzione spet-

	Valori medi			Deviazioni standard		
	γ	σ_b	σ_a	$\sigma(\gamma)$	$\sigma(\sigma_b)$	$\sigma(\sigma_a)$
Alghero	1.86	0.076	0.089	0.59	0.036	0.062
Catania	2.20	0.079	0.100	0.97	0.034	0.078
Crotone	2.17	0.072	0.094	0.96	0.035	0.075
La Spezia	2.02	0.073	0.096	0.67	0.031	0.101
Mazara	1.84	0.064	0.075	0.67	0.028	0.060
Monopoli	2.20	0.075	0.094	0.79	0.054	0.055
Pescara	2.26	0.074	0.105	0.71	0.046	0.052
Ponza	2.15	0.068	0.107	0.82	0.026	0.114

Tabella 5
Parametri di forma degli
spettri di frequenza
del moto ondoso

trale si può far riferimento a Piscopia (2003).

I risultati ottenuti sono riportati nella tabella 5, in cui sono indicati i valori medi e gli scarti quadratici medi dei parametri di forma dello spettro JONSWAP (γ , σ_a , σ_b) per ciascuna delle otto boe della Rete Ondametrica Nazionale in funzione dal 1989.

11. STATISTICA DELLE ONDE ESTREME

11.1 Premesse

L'onda di progetto deve essere rappresentativa delle condizioni ambientali che possono considerarsi pericolose ai fini della stabilità della struttura marittima.

In generale, l'onda di progetto può essere sia un'onda significativa, rappresentante uno stato di mare, sia un'onda individuale, rappresentante una singola onda con altezza massima all'interno di uno stato di mare. In entrambi i casi l'onda di progetto è definita mediante un'altezza, un periodo e una direzione di provenienza.

Il "rischio" da associare all'onda di progetto si specifica, generalmente, attraverso il periodo di ritorno (T_r) degli stati di mare che la contengono e con la probabilità che questi si verifichino durante la vita prevista dell'opera (probabilità d'incontro).

Il presente capitolo affronta la descrizione della metodologia per la determinazione del valore delle altezze dell'onda significative, in acqua profonda, aventi assegnati tempi di ritorno. Si vuole qui evidenziare che nel seguito con il termine altezza d'onda s'indicherà sempre l'altezza d'onda significativa al culmine di mareggiata.

Le fasi da affrontare in un'analisi volta alla previsione dei massimi valori che l'altezza d'onda può assumere in un determinato arco temporale, si possono così riassumere:

1. selezione dei dati omogenei e indipendenti tra quelli disponibili;
2. individuazione del modello probabilistico che meglio rappresenta i dati selezionati;
3. determinazione del massimo valore d'altezza d'onda, atteso in un fissato arco di tempo, in base al modello probabilistico individuato;
4. calcolo dell'intervallo di confidenza associato al valore atteso.

Ciascuna di tali fasi sarà di seguito, brevemente, illustrata.

11.2 Selezione dei dati omogenei e indipendenti

Com'è noto, le serie temporali dei parametri misurati da boe ondometriche sono rappresentative delle condizioni meteomarine locali, osservate con cadenza prefissata. Tale cadenza, chiamata scala d'aggregazione della serie, influisce ovviamente sulla risoluzione con cui si osservano le variazioni della grandezza che è oggetto d'indagine. Maggiore è la scala d'aggregazione e minore è il dettaglio con cui è descritta la variabilità della grandezza osservata.

La scala d'aggregazione, inoltre, influenza anche l'indipendenza dei dati che formano la serie stessa. Per un fenomeno continuo, lentamente variabile, minore è la scala d'aggregazione e maggiore è il grado di correlazione tra i dati osservati.

Più esplicitamente, un'accurata descrizione della variabilità della grandezza osservata implica una scala d'aggregazione molto piccola, e questa determina un'elevata correlazione temporale del campione statistico raccolto. Attualmente, si tende a preferire scale d'aggregazione brevi, compatibilmente con le esigenze tecnico-operative delle reti di monitoraggio.

Uno dei passaggi più delicati dell'inferenza statistica è la selezione dei dati da analizzare dalla serie temporale osservata. In particolare, tale cernita deve assicurare l'omogeneità e l'indipendenza dell'insieme campionario formato. Nasce, pertanto, l'esigenza di definire criteri di selezione in base ai quali estrarre dalla serie temporale quei valori che siano, contemporaneamente, descrittivi del fenomeno fisico e mutuamente indipendenti.

Le popolazioni statistiche estratte dai dati osservati possono essere distinte in due diversi tipi, in relazione al procedimento seguito per la loro formazione: il primo prevede il campionamento regolare della serie osservata e genera una popolazione temporalmente aggregata; l'altro prevede un campionamento ad evento e, quindi, genera una popolazione temporalmente disaggregata. Il primo procedimento è riconducibile al metodo del campione totale (Goda, 1988), il secondo è riconducibile al metodo delle durate parziali sopra soglia (POT "Peak Over Threshold" - Goda, 1988) o al metodo dei massimi annuali.

Il metodo del campione totale non assicura a priori né l'indipendenza né l'omogeneità dei dati che formano l'insieme campionario. Al contrario, il metodo delle durate parziali sopra soglia, previa la definizione di opportuni criteri d'individuazione degli eventi, permette la cernita di dati sia omogenei sia indipendenti.

In particolare, nel caso delle serie ondometriche, se è relativamente semplice garantire l'indipendenza dei dati selezionati, soprattutto in senso debole, non è altresì agevole garantirne l'omogeneità. Infatti, le osservazioni strumentali raccolte sono relative a stati di mare che hanno avuto diversa genesi e, molto spesso, tale diversità non ha radice stocastica ma, al contrario, ha origine deterministica.

Nel Mediterraneo centrale, per esempio, le limitazioni geografiche delle aree di generazione determinano una risposta del mare alle forzanti meteorologiche funzione della direzione di provenienza del vento. Una medesima perturbazione può, dunque, generare onde molto diverse secondo il settore direzionale forzato. Inoltre, anche le caratteristiche delle perturbazioni meteorologiche esercitano un'influenza sulla risposta del mare alle azioni eoliche. Si pensi, per esempio, alle loro dimensioni, direttamente proporzionali alla grandezza delle aree di generazione, o alla posizione e al moto del centro di pressione, da cui dipen-

dono la direzione, l'intensità al culmine e la durata della mareggiata. Pertanto, l'inferenza statistica applicata alle serie ondometriche risulta complicata dalla dipendenza direzionale dei dati e dalla loro relazione con il regime meteorologico del paraggio in cui essi sono misurati. Inoltre, si deve considerare la forte dipendenza statistica tra i dati osservati in condizioni di tempesta, quando le variazioni temporali dei parametri ondosi sono lente.

La definizione dell'evento "mareggiata" permette di semplificare l'identificazione dell'insieme campionario per l'inferenza statistica. La mareggiata si può definire come la successione temporale degli stati di mare caratterizzati da valori d'altezza, periodo e direzione del moto ondoso, variabili in fissati intervalli. In particolare, da parte di alcuni autori, si considera come "mareggiata" la successione temporale degli stati di mare caratterizzati da:

1. persistenza dell'altezza d'onda sopra la soglia di 1.0 *m* maggiore di 12 ore consecutive,
2. attenuazione dell'altezza d'onda sotto la soglia di 1.0 *m* per meno di 6 ore consecutive,
3. appartenenza della direzione di provenienza a un determinato settore angolare ($\pm 30^\circ$ rispetto alla direzione iniziale).

È regola caratterizzare una mareggiata assegnandole i valori d'altezza d'onda, periodo e direzione corrispondenti al culmine d'intensità della successione degli stati di mare.

L'indipendenza campionaria della serie dei colmi è assicurata imponendo un valore di soglia per l'intervallo che intercorre tra due mareggiate successive. L'ampiezza di tale intervallo può essere calcolata in base alla funzione d'autocorrelazione della serie temporale osservata. Imponendo un'indipendenza debole tra gli elementi campionari, si può assumere il ritardo tra due successive mareggiate indipendenti pari all'intervallo temporale che renda il valore della funzione di autocorrelazione sufficientemente piccolo (in letteratura si raccomanda il valore 0.4). Generalmente tale intervallo è pari a 48 ore.

L'indipendenza dell'insieme formato da mareggiate susseguite con cadenza non inferiore a due giorni, non ne assicura l'omogeneità. Tale requisito può essere conseguito vagliando ulteriormente il campione indipendente. In particolare, nel metodo delle serie di durata parziale sopra soglia sono analizzati soltanto i valori superiori ad una seconda soglia d'altezza d'onda (più alta di quella prescelta nella definizione della mareggiata). La definizione della soglia di troncamento per la serie disaggregata, quindi, può essere finalizzata a separare, per esempio, le mareggiate generate da venti di tempesta (ciclonici o anticiclonici) da quelle generate da brezze costiere, anche se intense. Nel caso dei nostri mari, in cui le aree di generazione sono limitate e irregolari, la definizione della seconda soglia può essere sfruttata per distinguere le mareggiate generate da vaste perturbazioni meteorologiche, che si estendono su scale continentali, dalle mareggiate generate da perturbazioni locali, che si estendono su scale regionali. Nelle analisi degli eventi estremi, effettuate sui dati RON e di seguito illustrate, si sono imposti i valori delle seconde soglie riportati in tabella 6.

In ogni caso, la scelta della soglia è un'operazione molto delicata, poiché essa condiziona notevolmente le stime dell'altezza d'onda con assegnato tempo di ritorno. Una soglia troppo bassa, infatti, conduce ad avere molti elementi nel campione, la maggior parte dei quali non è rappresentativa di condizioni estreme. Tali circostanze determinano previsioni stabili che tendono a sovrastimare l'altezza d'onda con

	A	B	k	c_0	c_4	c_5	λ	σ_H	n	H_T	H_1	H_{max}	H_{10}	H_{50}	β_{50}	γ_{50}
Alghero																
omni	1.44	5.86	1.40	2.16	0.40	0.72	5.26	0.94	65	6.0	7.0	9.9	9.7	10.8	0.8	1.12
170-220°N	0.60	1.88	0.75	2.20	0.00	1.15	1.40	0.88	17	2.0	1.9	5.2	4.1	6.0	3.7	1.48
220-275°N	0.87	2.99	1.00	2.16	0.30	0.90	2.79	0.84	34	3.0	3.4	6.3	5.9	7.3	1.5	1.24
275-335°N	1.44	5.89	1.40	2.16	0.40	0.72	5.10	0.94	62	6.0	7.0	9.8	9.7	10.8	0.8	1.11
Catania																
omni	1.24	2.93	1.40	2.28	0.40	0.72	3.15	0.80	36	3.0	3.7	6.3	5.9	6.9	0.9	1.17
30-90°N	1.22	2.25	1.40	2.35	0.40	0.72	2.62	0.79	30	2.5	2.9	5.3	5.1	6.3	1.0	1.24
90-150°N	1.47	2.28	1.40	2.33	0.40	0.72	2.80	0.94	32	2.5	3.1	6.3	5.7	6.9	1.2	1.21
Crotone																
omni	0.90	3.94	1.40	2.34	0.40	0.72	2.63	0.59	31	4.0	4.4	6.2	6.0	6.7	0.7	1.12
350-90°N	0.78	2.94	1.40	2.34	0.40	0.72	2.63	0.51	31	3.0	3.4	4.9	4.8	5.4	0.6	1.13
90-210°N	0.90	4.07	1.40	2.46	0.40	0.72	2.04	0.58	24	4.0	4.5	6.2	6.0	6.7	0.8	1.12
La Spezia																
omni	1.03	3.88	1.40	2.22	0.40	0.72	4.26	0.67	45	4.0	4.6	7.1	6.6	7.8	0.7	1.18
135-195°N	0.62	1.98	0.75	2.20	0.00	1.15	1.61	0.91	17	2.0	2.1	5.8	4.4	6.5	3.9	1.48
195-260°N	0.68	4.09	1.00	2.10	0.30	0.90	3.98	0.66	42	4.0	4.5	7.1	6.6	7.8	1.1	1.18
Mazara																
omni	1.20	3.22	1.40	2.15	0.40	0.72	6.22	0.78	66	3.5	4.2	6.6	6.5	7.4	0.7	1.14
100-180°N	0.78	2.72	1.00	2.14	0.30	0.90	3.39	0.75	36	2.8	3.1	6.2	5.5	6.7	1.3	1.22
260-320°N	1.21	3.19	1.40	2.18	0.40	0.72	5.18	0.79	55	3.5	4.1	6.6	6.4	7.3	0.7	1.14
Monopoli																
omni	0.74	2.92	1.40	2.14	0.40	0.72	6.14	0.48	74	3.0	3.5	5.2	4.9	5.8	0.4	1.18
310-10°N	1.14	2.23	2.00	2.33	0.50	0.54	6.39	0.53	77	2.5	3.3	4.5	4.5	5.0	0.3	1.11
10-70°N	1.07	2.35	1.40	2.26	0.40	0.72	3.24	0.69	39	2.5	3.0	5.2	4.9	5.8	0.8	1.18
70-130°N	0.34	2.03	0.75	2.00	0.00	1.15	1.91	0.53	23	2.0	2.1	3.8	3.5	4.6	1.9	1.31
Pescara																
omni	0.79	4.05	1.40	2.49	0.40	0.72	2.41	0.51	23	4.0	4.4	6.2	5.8	6.6	0.8	1.14
320-10°N	0.73	2.98	1.00	2.25	0.30	0.90	2.82	0.72	27	3.0	3.3	5.3	5.4	6.6	1.5	1.22
10-70°N	1.00	3.44	1.40	2.42	0.40	0.72	2.72	0.64	26	3.5	4.0	6.2	5.8	6.6	0.9	1.14
70-130°N	0.76	1.88	1.40	2.63	0.40	0.72	1.99	0.49	19	2.0	2.2	3.7	3.5	4.1	0.8	1.17
Ponza																
omni	0.89	3.51	1.00	2.01	0.30	0.90	5.87	0.88	71	3.5	4.2	7.9	7.2	8.6	1.1	1.20
70-190°N	0.29	2.54	0.75	1.81	0.00	1.15	3.40	0.45	40	2.5	2.7	4.5	4.1	5.1	1.1	1.24
190-250°N	0.77	2.60	1.00	2.09	0.30	0.90	3.74	0.76	44	2.5	3.0	5.5	5.4	6.6	1.2	1.22
250-310°N	0.94	3.48	1.00	2.04	0.30	0.90	4.84	0.92	57	3.5	4.1	7.9	7.1	8.6	1.3	1.21

Tabella 6

Parametri significativi ricavati dall'analisi statistica delle onde estreme direzionali semiorarie. Le altezze d'onda H sono espresse in m . Per i significati dei simboli si rimanda al testo ed all'elenco in appendice.

tempi di ritorno elevati. Al contrario, una soglia troppo alta conduce ad avere pochi elementi campionari, anche se tutti rappresentativi di condizioni estreme. Tali circostanze determinano previsioni dell'altezza d'onda fortemente variabili con la numerosità campionaria.

Se l'omogeneità climatica può essere ottenuta con il metodo delle serie di durata parziale, l'omogeneità direzionale può essere garantita imponendo l'appartenenza della direzione media di provenienza della mareggiata a determinati settori direzionali. Al fine di individuare tali settori direzionali per ogni boa della RON, si sono prese in considerazione diverse informazioni:

1. la conformazione delle aree di generazione del moto ondoso sottese da ciascuna boa (distribuzione dei fetch geografici);
2. la distribuzione direzionale della frequenza di accadimento delle osservazioni;
3. la distribuzione direzionale dei colmi di mareggiata e della loro frequenza di accadimento.

Sia la frequenza di accadimento dei dati osservati, sia quella dei colmi di mareggiata possono essere calcolate imponendo diversi valori della soglia di troncamento. Nelle analisi sono state utilizzate tre diverse soglie di troncamento (1.0 m, 2.0 m, 3.0 m) e 36 classi direzionali, ciascuna d'ampiezza pari a 10°.

Si vuole evidenziare che l'esame delle sole curve di frequenza d'accadimento direzionale può portare a sottovalutare alcune preziose informazioni, legate a eventi intensi ma rari che non sono evidenziati dalle curve di frequenza. Per tale ragione, l'individuazione dei settori direzionali, che nelle analisi degli estremi devono comprendere gli eventi intensi ma non frequenti, è stata basata anche sulla distribuzione direzionale dei massimi valori dei colmi di mareggiata.

Il confronto delle informazioni suddette rende l'individuazione dei settori di traversia piuttosto agevole. Infatti, le direttrici di ciascun settore sono immediatamente individuabili grazie ai netti picchi assunti dalle curve di frequenza. I limiti dei settori sono poi definibili esaminando sia la distribuzione direzionale dei colmi di mareggiata sia quella delle lunghezze del fetch geografico. I risultati delle analisi, svolte per le otto boe storiche della RON, sono riportati nella tabella 7.

	Settori individuati (°N)		
Alghero	170°-220°	220°-275°	275°-335°
Catania	30°-90°	90°-150°	--
Crotone	350°-90°	90°-210°	--
La Spezia	135°-195°	195°-260°	--
Mazara	100°-180°	260°-320°	--
Monopoli	310°-10°	10°-70°	70°-130°
Pescara	320°-10°	10°-70°	70°-130°
Ponza	70°-190°	190°-250°	250°-310°

Tabella 7
Settori direzionali individuati per l'analisi statistica delle onde estreme

11.3 Modello probabilistico per i dati selezionati

La rappresentazione dei picchi di mareggiata mediante un'appropriata legge di distribuzione di probabilità introduce nuove problematiche. In particolare, una prima questione è legata alla definizione dell'aggettivo "appropriata". Infatti, la distribuzione di probabilità delle altezze d'onda non è nota a priori e, inoltre, gli studiosi non sono riusciti a identificare univocamente la distribuzione "vera" di un campione d'altezze d'onda. In linea di principio, dunque, qualsiasi distribuzione di probabilità può essere verosimile. Nella prassi operativa, tale presupposto obbliga i progettisti a definire alcuni criteri di scelta, volti ad individuare tra le possibili distribuzioni la legge di probabilità che meglio rappresenta alcune caratteristiche statistiche dei dati (per esempio un migliore adattamento della coda della distribuzione ai valori estremi rilevati).

Le distribuzioni più utilizzate nell'analisi delle altezze d'onda estreme sono quelle del I tipo (Gumbel), II tipo (Fretchet) e III tipo limitata inferiormente (Weibull). Nella tabella 8 sono riportate le espressioni di ciascuna distribuzione. Si è indicato con $F(H)$ la probabilità cumulata di non superamento della soglia H , ossia la probabilità che l'argomento H non sia superato da un valore H_i casualmente scelto ($F(H)=F(H_i \leq H)$). A seconda delle leggi, la $F(H)$ risulta completamente caratterizzata da due o tre dei seguenti parametri:

- ✓ il fattore di scala (A);
- ✓ il fattore di posizione (B);
- ✓ il fattore di forma (k);

Tra i comuni metodi d'adattamento statistico (massima verosimiglianza, momenti, minimi quadrati) si preferisce frequentemente il metodo dei minimi quadrati, poiché più semplice e comunque robusto. Una delle sue più diffuse applicazioni trae origine dall'uso della carta di probabilità; in particolare, tale prassi prevede la distorsione degli assi coordinati, che individuano il piano di rappresentazione dei valori campionari e della loro probabilità di non superamento, in modo tale che la distribuzione di probabilità cumulata di non superamento si trasformi in una linea retta. La distorsione degli assi coordinati si può ottenere utilizzando particolari scale di rappresentazione (ad esempio logaritmiche), calcolate risolvendo rispetto all'altezza H l'espressione della distribuzione di probabilità che s'intende adattare al campione. Per esempio, nel caso della distribuzione di Weibull si ha:

$$(11.1) \quad F(H) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{H - B}{A} \right)^k \right]$$

Trasformando logaritmicamente quest'ultima si ricava:

$$(11.2) \quad \ln [1 - F(H)] = - \left(\frac{H - B}{A} \right)^k$$

Cambiando segno ed elevando all'esponente $1/k$ ambo i membri della precedente, quest'ultima si trasforma nella

$$(11.3) \quad \frac{H - B}{A} = \left\{ - \ln [1 - F(H)] \right\}^{1/k}$$

Definendo con il nome di variabile ridotta (x) l'espressione

$$x = \left\{ -\ln[1 - F(H)] \right\}^{1/k} \quad (11.4)$$

infine si ricava:

$$H = Ax + B \quad (11.5)$$

Per le altre distribuzioni, si procede nello stesso modo; nella tabella 9 sono riportati i risultati. In particolare, sono indicate le scale distorte per i due assi coordinati nonché l'inclinazione e l'intercetta delle linee rette ottenute.

Dalla tabella 9 si nota immediatamente che tutti i valori delle scale delle ascisse (chiamate anche variabili ridotte) sono legati alla probabilità di non superamento dell'altezza. Tale probabilità non è nota a priori, essendo l'incognita del problema. Inoltre, nel caso della legge di Weibull, la variabile ridotta è funzione di uno dei parametri da determinare (nella tabella 9 compare quello di forma k). Dunque, l'applicazione del metodo della regressione lineare ai minimi quadrati presenta, in generale, la questione dell'attribuzione di una probabilità di non superamento a ciascun elemento dell'insieme campionario selezionato e, qualora si voglia utilizzare la legge di Weibull, la questione dell'indeterminatezza di uno dei parametri della distribuzione (ad esempio quello di forma k).

Ricordando che la distribuzione di probabilità "vera" non è preventivamente individuabile e, quindi, che qualsiasi distribuzione di probabilità può essere in linea di principio verosimile, l'indeterminatezza di uno dei parametri della distribuzione di Weibull può essere superata nella prassi operativa assegnando al terzo parametro dei valori di tentativo e stimando successivamente i rimanenti parametri incogniti. Tale presupposto obbliga il progettista ad utilizzare, in un secondo tempo, dei criteri di scelta tra le diverse distribuzioni identificate.

La questione dell'attribuzione di una probabilità di non superamento a ciascun elemento dell'insieme campionario selezionato è più delicata. Infatti, per aggirare tale indeterminazione si approssima la probabilità di non superamento di un valore d'altezza con la corrispondente frequenza campionaria di non superamento. Tale approssimazione è

Distribuzione	Campo di validità	Probabilità cumulata
I Tipo (Gumbel)	$-x < H < x$ $-x < B < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = \exp\left\{-\exp\left(-\frac{H-B}{A}\right)\right\}$
II Tipo (Fretchet)	$0 < H < x$ $0 < k < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = \exp\left\{-\left(\frac{H}{A}\right)^{-k}\right\}$
III Tipo (Weibull)	$B < H < x$ $0 < k < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{H-B}{A}\right)^k\right\}$

Tabella 8
Distribuzioni di probabilità
per l'analisi statistica
delle onde estreme

Tabella 9
Parametri delle leggi
di distribuzione
di probabilità

Distribuzione	Scala ordinate	Scala ascisse	Inclinazione	Intercetta
<i>Gumbel</i>	H	$-\ln\{-\ln[F(H)]\}$	A	B
<i>Fretchet</i>	$\ln(H)$	$-\ln\{-\ln[F(H)]\}$	$1/k$	$\ln(A)$
<i>Weibull</i>	H	$\{-\ln[1-F(H)]\}^{1/k}$	A	B

tanto meglio verificata quanto maggiore è la numerosità (N) dell'insieme campionario selezionato, che, peraltro, contrasta con la necessità di vagliare solo gli elementi omogenei ed indipendenti. Per bilanciare tali esigenze nel calcolo della frequenza di non superamento, sono state proposte diverse formulazioni stabili e consistenti già a partire da un campione scarsamente numeroso. Queste formulazioni si basano generalmente sul seguente procedimento:

1. inizialmente si ordina in senso decrescente il campione di altezze d'onda. Il valore dell'altezza di picco alla generica m -esima posizione nel campione ordinato è indicata come H_m ; quindi, l'insieme ordinato si indica come $(H_1, H_2, H_m, \dots, H_N)$, in cui, H_1 e H_N sono rispettivamente il massimo e il minimo valore registrato;
2. successivamente si calcola per ciascun elemento della serie ordinata la frequenza di non superamento (chiamata spesso "plotting position"). Indicando con l'apice (\cdot) le stime dei rispettivi valori veri, la probabilità di non superamento del m -esimo elemento della serie ordinata è data da

$$(11.6) \quad F'_m = 1 - \frac{m - \alpha}{N + \beta}$$

in cui α e β sono due costanti, il cui valore dipende dalla particolare distribuzione che si sta utilizzando. Per la distribuzione di Gumbel, Gringorten (1963) determinò che

$$(11.7) \quad \alpha = 0.44, \beta = 0.12$$

Per la distribuzione di Weibull, Goda (1988) ottenne che:

$$(11.8) \quad \alpha = 0.20 + 0.27/\sqrt{k}, \beta = 0.20 + 0.23/\sqrt{k}$$

Infine, per la distribuzione di Fretchet, si è soliti utilizzare i valori proposti da Weibull

$$(11.9) \quad \alpha = 0.0, \beta = 1.0$$

Si vuole segnalare che, nel caso in cui il campione analizzato sia di tipo censurato, cioè siano stati eliminati valori di eventi omogenei inferiori ad una fissata soglia, la numerosità da utilizzare nella formula di posizione non è quella del campione censurato (N) ma quella dell'originale insieme campionario omogeneo ed indipendente (N_T).

Determinata la posizione di tutti i valori di altezza d'onda al picco sulla carta di probabilità, come su indicato, si è in grado di determinare i coefficienti della distribuzione mediante una semplice regressione

lineare del tipo $y=ax+b$, in cui a corrisponde al parametro di scala, mentre b corrisponde al parametro di posizione sia per la legge di Gumbel sia per quella di Weibull. Diversamente, per la distribuzione di Fretchet, a corrisponde all'inverso del parametro di forma mentre b corrisponde al logaritmo del parametro di scala (vedi tabella 9). L'inclinazione (a) e l'intercetta (b) della retta di regressione possono essere semplicemente ricavate come:

$$a = \frac{Cov(x, y)}{Var(x)} \quad (11.10)$$

$$b = \bar{y} - a\bar{x} \quad (11.11)$$

in cui

$$Var(x) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \quad (11.12)$$

$$Cov(x, y) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (11.13)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (11.14)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i \quad (11.15)$$

Come accennato in precedenza, dopo aver ottenuto i parametri della distribuzione, s'incontra l'esigenza di operare una scelta tra tutte le leggi di probabilità considerate e, logicamente, tale scelta deve essere orientata all'individuazione della distribuzione di probabilità "vera" o, quantomeno, di quella più verosimile. In tal senso, in prima approssimazione, si può assumere che la legge di probabilità vera sia quella che si adatta meglio alle osservazioni e, cioè, dal punto di vista dei minimi quadrati, quella che presenti il minimo scarto tra i valori osservati e quelli statisticamente attesi. Indicando con H_m l'*emme*-esimo valore dell'insieme campionario ordinato e con $H'_m = ax_m + b$ il valore con probabilità di non superamento $F(H'_m)$, atteso secondo la legge di distribuzione adottata, tale distribuzione può considerarsi tanto più verosimile quanto minore risulti la somma

$$\sum_{i=1}^N (H_i - H'_i)^2 \quad (11.16)$$

Una misura dell'adattamento può, quindi, essere fornita dal coefficiente di correlazione (r), dato da:

(11.17)

$$r = \frac{Cov(x,y)}{\sqrt{Var(x)Var(y)}} = \frac{\sum_{i=1}^N [(y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})]}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right] \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]}}$$

In letteratura sono stati presentati numerosi studi volti a determinare la distribuzione "vera" di un insieme di osservazioni in funzione delle proprietà delle leggi di probabilità. In particolare, per le applicazioni nel campo marittimo, si è dimostrato che il valore assoluto del coefficiente di correlazione r (o del suo complemento ad 1, chiamato residuo e indicato come Δr) è un indicatore distorto dell'autenticità della distribuzione. Infatti, analizzando le proprietà della distribuzione di frequenza del coefficiente di correlazione, si è riscontrata una marcata dipendenza del suo valore medio e della sua varianza dalla legge di probabilità esaminata. Chiaramente, tale dipendenza si riflette immutata nel residuo Δr . Dunque, non vi è la garanzia che la distribuzione a cui corrisponde il maggiore coefficiente di correlazione sia proprio quella vera.

A tal riguardo, Goda e Kobune (1990) hanno proposto e verificato un diverso criterio di scelta, denominato minimo rapporto del residuo del coefficiente di correlazione (Criterio MIR). Il criterio è basato sulla normalizzazione del residuo del coefficiente di correlazione (Δr) rispetto al suo valore medio (Δr_m). Tale normalizzazione rende insignificanti le differenze tra i rapporti $\Delta r/\Delta r_m$ relative a diverse distribuzioni. Pertanto, la scelta della distribuzione migliore ricade su quella che presenta il minimo valore di $\Delta r/\Delta r_m$.

Il criterio di scelta è dunque basato su una proprietà dell'insieme campionario selezionato (Δr) e su una proprietà della legge di distribuzione adottata (Δr_m). Se il primo è facilmente calcolabile come $1-r$, il secondo deve essere ricavato da una formulazione generale, valida per tutti i campioni estratti dalla stessa legge di distribuzione e con identica numerosità campionaria. In base ai loro risultati, i due autori prima

Tabella 10
Coefficienti delle
distribuzioni di
probabilità

Distribuzione	Coefficiente ϵ	Coefficiente δ	Coefficiente χ
<i>Fretchet</i> ($k = 2.5$)	$-2.470 + 0.015 v^{3/2}$	$-0.1530 - 0.0052 v^{5/2}$	0.000
<i>Fretchet</i> ($k = 3.3$)	$-2.462 - 0.009 v^2$	$-0.1933 - 0.0037 v^{5/2}$	-0.007
<i>Fretchet</i> ($k = 5.0$)	-2.463	$-0.2110 - 0.0131 v^{5/2}$	-0.019
<i>Fretchet</i> ($k = 10.0$)	$-2.437 + 0.028 v^{5/2}$	$-0.2280 - 0.0300 v^{5/2}$	-0.033
<i>Gumbel</i>	$-2.364 + 0.054 v^{5/2}$	$-0.2665 - 0.0457 v^{5/2}$	-0.044
<i>Weibull</i> ($k = 0.75$)	$-2.435 - 0.168 v^{1/2}$	$-0.2083 + 0.1074 v^{1/2}$	-0.047
<i>Weibull</i> ($k = 1.0$)	-2.355	-0.2612	-0.043
<i>Weibull</i> ($k = 1.4$)	$-2.277 + 0.056 v^{1/2}$	$-0.3169 - 0.0499 v$	-0.044
<i>Weibull</i> ($k = 2.0$)	$-2.160 + 0.113 v$	$-0.3788 - 0.0979 v$	-0.041

citati hanno fornito la seguente espressione per tale legge generale:

$$\Delta v_m = \exp[\varepsilon + \delta \ln N + \chi (\ln N)^2] \quad (11.18)$$

in cui N è la numerosità campionaria ed ε , δ , χ sono dei coefficienti funzione sia della particolare legge adottata sia di v , il parametro di censura pari a N/N_7 . I loro valori sono riportati nella tabella 10 per alcune distribuzioni di probabilità frequentemente adottate nelle elaborazioni statistiche in campo marittimo.

I risultati ottenuti adattando la distribuzione di Weibull alle serie tronche delle altezze, registrate dalle otto boe storiche della RON, sono riportati nella tabella 6.

11.4 Massima altezza d'onda in un assegnato intervallo temporale

Il fine ultimo delle analisi degli eventi estremi è il calcolo del massimo valore dell'altezza d'onda prevedibile in un intervallo temporale, informazione basilare per il dimensionamento di qualsiasi opera marittima. Per stabilire il tempo di vita utile di un'opera marittima si può ricorrere alle tabelle fornite in CNR-GNCDI 1996: "Istruzioni tecniche per la progettazione delle dighe marittime". A tal riguardo, nella previsione concorrono sia le peculiari informazioni probabilistiche del campione osservato, sia la durata dell'intervallo su cui si vuole estendere la previsione, sia il livello di probabilità ammissibile che quest'ultima sia disattesa.

Normalmente, per identificare la durata dell'intervallo su cui si vuole estendere la previsione statistica, si ricorre al concetto di *tempo di ritorno* (T_R), definito come il numero d'anni entro i quali *mediamente* un generico valore di H non è superato. Spesso il tempo di ritorno è interpretato in senso deterministico, come se il valore trovato fosse certo. In realtà, il periodo di ritorno è definito come valore medio ed è dunque soggetto a variabilità statistica. Di fatto, la probabilità che un evento con un dato tempo di ritorno (T_R) si verifichi in questo intervallo temporale è pari al 63%. Pertanto, è più corretto definire un livello di probabilità della previsione. Tale livello probabilistico può essere stabilito mediante un'analisi costi-benefici, volta a quantificare il rischio tollerabile nell'arco della vita utile (τ), prefissato per l'opera marittima. Il legame tra il livello tollerabile di rischio ed il tempo di ritorno è fornito dalla probabilità di incontro (P_I), cioè la probabilità che un evento di assegnata frequenza si verifichi nel corso di τ anni. Tale probabilità può essere ottenuta come segue. La frequenza del superamento annuale di una soglia H_{T_R} (valore dell'altezza d'onda con tempo di ritorno T_R) è pari a $1/T_R$; la corrispondente probabilità annuale di non superamento è dunque data da $(1 - 1/T_R)$.

Quindi, assumendo che il verificarsi di un evento non influenzi quelli successivi, la probabilità che la soglia H_{T_R} non sia superata per τ anni può essere calcolata come il prodotto delle singole frequenze annuali (teorema delle probabilità composte). Infine, la probabilità di incontro, cioè la probabilità che $H > H_{T_R}$ una volta in τ anni, può essere calcolata come complemento a 1 della probabilità di non superamento, cioè

$$P_I(H_{T_R}) = 1 - \left[1 - \frac{1}{T_R}\right]^\tau \quad (11.19)$$

Assegnato un valore ammissibile della probabilità d'incontro e, quindi, determinato il tempo di ritorno mediante la (11.19), il corrispondente valore dell'altezza dell'onda di progetto (H_{TR}) può essere ricavato dalla legge di probabilità cumulata precedentemente identificata. A tal riguardo, si tenga presente che le operazioni statistiche finora svolte sono tutte basate su un insieme disaggregato, cioè senza alcun legame con la ricorrenza temporale del fenomeno oggetto d'indagine. In altre parole, il tempo di ritorno è definito senza alcun riferimento alla frequenza con cui l'evento mareggiato occorre all'interno delle serie aggregate.

La probabilità che, al verificarsi di una mareggiata, questa presenti un valore dell'altezza al picco superiore a H_{TR} è data da $1/T_R$. Invece, la probabilità annuale che si verifichi una mareggiata con altezza significativa al picco superiore alla soglia di troncamento può essere assunta pari a $1/\lambda$, essendo λ il numero medio di mareggiate sopra soglia osservate in un anno. Dunque, supponendo l'indipendenza tra il numero di mareggiate in un anno e il valore di picco da esse raggiunto, la probabilità che si verifichi in un generico anno una mareggiata con altezza d'onda al picco $H > H_{TR}$ può essere posta pari al prodotto delle probabilità dei due eventi, cioè

$$(11.20) \quad F(H > H_{TR}) = \frac{1}{T_R} \frac{1}{\lambda}$$

Pertanto, la probabilità di non superamento della soglia H_{TR} è data da

$$(11.21) \quad F(H < H_{TR}) = 1 - \frac{1}{\lambda T_R}$$

Stabilito il legame tra la probabilità del campione disaggregato e quella della serie aggregata temporalmente, si può calcolare l'altezza d'onda con assegnato tempo di ritorno. Infatti, dalla probabilità si calcola il valore della variabile ridotta e, da questo, si può risalire al valore della H_{TR} . Per esempio, per la distribuzione di Weibull, si ha che

$$(11.22) \quad x_T = \left[-\ln \left(\frac{1}{\lambda T_R} \right) \right]^{1/k}$$

$$(11.23) \quad H_{TR} = A \left[-\ln \left(\frac{1}{\lambda T_R} \right) \right]^{1/k} + B$$

Si vuole rimarcare che il valore di progetto legato al tempo di ritorno non è una misura assoluta, ma deve essere interpretato come un parametro statistico il cui valore è affetto dalle incertezze sulla stima. Tali incertezze dipendono principalmente dalla variabilità campionaria e, secondariamente, dalla possibile scelta della legge di probabilità non vera e dall'imperfetta stima dei parametri della distribuzione scelta, dovuta alle limitate dimensioni campionarie. Quindi, è buona norma che si tenga conto di queste incertezze nella prassi, associando al valore di progetto H_{TR} il suo intervallo di confidenza.

I risultati ottenuti adattando la distribuzione di Weibull alle serie tronche delle altezze, registrate dalle otto boe storiche della RON, sono riportati nella tabella 6.

11.5 Calcolo dell'intervallo di confidenza

Un criterio per la determinazione dell'intervallo di confidenza è stato ricavato da Goda (1988) interpretando i risultati ottenuti mediante numerose simulazioni Monte Carlo. In particolare, l'autore studiò, in funzione del tipo di legge di probabilità, della dimensione campionaria N e del parametro di censura v , il comportamento statistico della variabile adimensionale

$$z = \frac{H'_{T_R} - H_{T_R}}{\sigma_x} \quad (11.24)$$

in cui H'_{T_R} è il valore atteso dell'altezza d'onda con periodo di ritorno T_R , H_{T_R} è il valore vero dell'altezza d'onda con medesimo periodo di ritorno (cioè quello calcolato in base alla distribuzione assunta durante la simulazione Monte Carlo) e σ_x è la deviazione standard del campione simulato. Dunque, la variabile z è la differenza tra i valori stimati e quelli veri, normalizzata rispetto alla deviazione standard del campione analizzato.

L'autore determinò un'espressione empirica della deviazione standard della variabile normalizzata z , data dalla

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{1.0 + c_0(x_T - c_4 + c_5 \ln v)^2}{N}} \quad (11.25)$$

$$c_0 = c_1 \exp(c_2 N^{-1.3} + c_3 \sqrt{-\ln v})$$

in cui i coefficienti risultano funzione del tipo di legge di probabilità adottata. I valori di tali coefficienti per le leggi di Gumbel e di Weibull con quattro assegnati valori del parametro di forma sono riportati nella tabella 11. In base alla σ_z è possibile stimare la deviazione standard del valore d'altezza d'onda con assegnato tempo di ritorno (H'_{T_R}) come

$$\sigma(H'_{T_R}) = \sigma_z \sigma_x \quad (11.26)$$

Ottenuta la deviazione standard della H'_{T_R} , l'intervallo di confidenza della stima corrispondente ad un livello di significatività del 90% si può porre pari a:

$$\pm 1.96 \sigma(H'_{T_R}) \quad (11.27)$$

Distribuzione	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Gumbel	0.64	9.0	0.93	0.0	1.33
Weibull ($k=0.75$)	1.65	11.4	-0.63	0.0	1.15
Weibull ($k=1.0$)	1.92	11.4	0.00	0.3	0.90
Weibull ($k=1.4$)	2.05	11.4	0.69	0.4	0.72
Weibull ($k=2.0$)	2.24	11.4	1.34	0.5	0.54

Tabella 11
Coefficienti relativi
alla eq.11.25

12. SINTESI STATISTICHE

In questo capitolo si fornisce dapprima una descrizione delle allegare schede di sintesi statistiche che compendiano i risultati ottenuti e, successivamente, un sintetico commento ai risultati illustrati.

Nelle schede di sintesi statistiche sono riportate, per ciascuna delle otto stazioni originarie, tutte le principali informazioni d'interesse pratico, secondo uno stesso formato a colori di agevole lettura e rapido confronto. La scheda riassuntiva riporta (partendo dall'alto e da sinistra):

1. La mappa con l'ubicazione della boa e il tracciato dei relativi fetch geografici (v. cap. 6) ed una tabella di sintesi che fornisce alcuni dati significativi della stazione ondometrica: coordinate geografiche e profondità del punto di ancoraggio della boa; periodo di riferimento delle misure analizzate; rendimento funzionale complessivo della stazione nel periodo considerato (v. cap. 5); lunghezza e direzione del massimo fetch efficace (v. cap. 6), data e caratteristiche della massima mareggiata registrata nel periodo.
2. Il grafico della durata media degli stati di mare sopra soglia (v. cap. 9) che riporta in ordinate il valore dell'altezza d'onda significativa di soglia ed in ascisse la corrispondente durata in ore.
3. Il diagramma della forma spettrale media degli stati di mare (spettro di frequenza), ottenuto parametrizzando il noto modello JONSWAP (v. cap. 10) con i valori medi dei parametri di forma γ , σ_a , σ_b e della frequenza di picco f_p ; il relativo parametro di equilibrio α è stato calcolato equiparando l'altezza significativa spettrale H_{m0} a quella media di tutti gli stati di mare escluse le calme. Il grafico riporta in ascisse la frequenza f delle componenti armoniche ed in ordinata la relativa densità di energia spettrale S . Inoltre è illustrato il confronto tra la forma JONSWAP e quella di Pierson-Moskowitz (PM) calcolata con i medesimi parametri. Sono anche indicati di lato i valori medi e le deviazioni standard dei suddetti parametri di forma.

4. I diagrammi polari del regime ondoso medio direzionale annuale e stagionale (v. cap. 7), cioè la distribuzione di frequenza percentuale delle altezze d'onda significative suddivise in cinque classi di ampiezza variabile ed in 24 settori di provenienza di ampiezza costante pari a 15° ; si osserva che per motivi di spazio la scala grafica dei diagrammi stagionali è lievemente ridotta rispetto a quella del diagramma annuale.
5. L'istogramma orizzontale che fornisce la durata cumulata annuale in ore di stati di mare con altezza significativa H_{mo} superiore a valori di soglia ad intervalli di $0.25\ m$. Per maggior leggibilità è illustrato un ingrandimento delle più brevi durate relative alle soglie di altezza maggiori.
6. Le correlazioni statistiche tra il consueto parametro principale di riferimento H_{mo} in ordinate ed in ascisse alcuni parametri sintetici di altezza e periodo del moto ondoso ricavati da analisi spettrale e zero-up-crossing (altezza media, un decimo e massima; periodo medio, significativo e di picco) come illustrato in cap. 8.
7. I classici grafici con le regolarizzazioni statistiche degli eventi estremi (v. cap. 11), sia omnidirezionali che direzionali secondo due o tre settori opportunamente individuati (a seguito di idonea selezione dei settori omogenei), con le relative bande di confidenza al 90% ottenute con l'applicazione del collaudato metodo POT. Nei grafici sono anche riportati diagrammi polari con le altezze significative semiorarie maggiori di $1\ m$ registrate al picco delle mareggiate distribuite nei settori direzionali con scale radiali di passo $2\ m$.

Il confronto dei dati raffigurati nelle schede di sintesi di seguito riportate evidenzia che si possono individuare tra le stazioni di misura della RON due principali gruppi con regimi direzionali simili (figura 8): quelle ubicate nei mari occidentali (Mar di Sardegna, Mar Ligure e Mar Tirreno centrale) e quelle posizionate nei mari orientali (Mar Ionio e Mare Adriatico). Le prime sono caratterizzate da regimi prevalentemente unimodali, orientati con direzione prevalente da ovest; le seconde sono spiccatamente bimodali ed orientate lungo l'asse N-S. Eccezione sono le due stazioni siciliane: Catania ha un regime unimodale mentre Mazara del Vallo è caratterizzata da una spiccata bimodalità. Nei due gruppi si possono distinguere comportamenti differenti riguardo le classi di altezze più alte in funzione della conformazione delle aree geografiche di generazione: Alghero e Ponza sono interessate da mareggiate provenienti da tutto il quadrante occidentale, mentre La Spezia è interessata principalmente da mareggiate provenienti da O-SO. Di contro, nell'Adriatico, le due stazioni di Pescara e Monopoli presentano da Nord le mareggiate più intense anche se si nota, passando da Monopoli a Pescara, un aumento della "tempestosità" dalla direzione Sud, chiaramente relazionabile all'aumento dell'estensione delle aree di generazione.

Palese disuniformità è mostrata dai regimi di Catania e Crotona per la distribuzione di frequenza ma non per il settore interessato dalle mareggiate più intense, che risulta essere quello compreso tra Est e Sud-Est. La differente frequenza di accadimento degli stati di mare con direzione di provenienza da est ha stimolato un'analisi di dettaglio della genesi meteorologica delle principali mareggiate registrate dalle due stazioni di misura. Lo studio di circa venti eventi, basato sui dati del ECMWF, ha portato ad identificare quattro principali configurazioni meteorologiche legate alla posizione e all'estensione di perturbazioni sia anticicloniche che cicloniche (vedi Piscopia et al. 2002b). In cia-

scuna di queste configurazioni l'orografia delle coste emerse, sia italiane sia macedoni sia albanesi, spiega la differente evoluzione delle mareggiate registrate dalle due boe di Catania e Crotone.

Per quanto concerne le correlazioni esistenti tra i diversi parametri statistici caratteristici di uno stato di mare si possono fare i seguenti commenti validi per i valori medi di tutte le boe: la H_{mo} risulta circa del 5% superiore a $H_{1/3}$; le regressioni lineari tra H_m , H_{rms} , $H_{1/10}$ e H_{mo} ($H_{1/10}=1.20H_{mo}$; $H_{rms}=0.68H_{mo}$ and $H_m=0.61H_{mo}$) sono in sostanziale accordo con le correlazioni teoriche basate sulla legge di distribuzione di Rayleigh ($H_{1/10}=1.21H_{mo}$; $H_{rms}=0.68H_{mo}$ and $H_m=0.58H_{mo}$). La regressione tra H_{mo} e H_{max} fornisce un coefficiente medio ($H_{max}=1.6 H_{mo}$) leggermente inferiore a quello teoricamente previsto dalla teoria di Longuet-Higgins ($H_{max}=1.65 H_{mo}$); le correlazioni tra H_{mo} e T_{max} , $T_{1/10}$, $T_{1/3}$, T_m , T_p , evidenziano una relazione cubica tra altezza e periodo d'onda, in buon accordo con i risultati della campagna JONSWAP (Hasselmann et al., 1973).

I risultati della parametrizzazione delle forme spettrali del moto ondoso hanno evidenziato che il fattore di appuntamento spettrale (γ) ha valori medi notevolmente inferiori a quelli riportati nella letteratura internazionale e in buon accordo con quello determinato da Archetti e Franco (1995). In particolare, il valore medio di γ risulta variabile da 1.8 a 2.3 con uno scarto quadratico medio variabile tra 0.6 e 1.0. Gli altri fattori di forma (i parametri di deviazione del picco σ_a e σ_b) hanno valori medi ben confrontabili con quelli proposti dopo la campagna JONSWAP e variabili tra 0.6 e 0.8 (σ_a) e 0.8 e 0.11 (σ_b).

Per quanto riguarda la descrizione dei risultati forniti dalle analisi degli eventi estremi si rimanda alle pubblicazioni di Piscopia et al. (2002a, 2002b). Invece, si vuole qui evidenziare il risultato di un'analisi sull'evoluzione temporale delle stime future delle massime altezze d'onda prevedibili nei mari italiani. In particolare, si è calcolato lo scarto percentuale tra le altezze d'onda previste con tempo di ritorno pari a 50 anni, valutate sulla base di insiemi campionari di differenti durate, variabili tra due e dodici anni, e il relativo valore previsto sulla base dell'intera serie disponibile di dodici anni di misure. All'aumentare della durata delle serie analizzate lo scarto con le previsioni attuali diminuisce. Dunque, le previsioni attualmente disponibili si dimostrano sufficientemente attendibili. E' peraltro da osservare che la presenza nelle serie temporali di mareggiate con caratteristiche molto diverse da quelle misurate precedentemente, soprattutto all'interno di settori direzionali di provenienza poco popolati, (p.e. settore sud di La Spezia - mareggiata del 1999; settori ovest di Alghero - mareggiata del 1995; Ponza - mareggiata del 1998) possono modificare significativamente la statistica del settore direzionale interessato. Tali particolarità suggeriscono l'utilità di estendere nello spazio e nel tempo i monitoraggi del moto ondoso al fine di misurare tutte le possibili variazioni del fenomeno mareggiata nei diversi mari italiani. Tale utilità è ribadita dalle indicazioni sulle tendenze evolutive della tempestosità nei nostri mari. In particolare, le variazioni del valore medio annuale dell'altezza d'onda mostrano un aumento della tempestosità nei mari occidentali e una quasi trascurabile diminuzione della stessa nei mari orientali.

In conclusione, le misure strumentali puntuali oggetto della presente trattazione rivestono già oggi grande importanza nella pratica della progettazione navale, marittima e costiera nonché nella verifica e calibrazione dei sempre più sofisticati modelli di previsione del moto ondo-

so, utili nei campi della navigazione, dell'operatività portuale e, in qualche caso, della protezione civile. Il funzionamento continuo ed efficiente della RON consentirà estrapolazioni statistiche sempre più accurate ed attendibili. Inoltre, anche considerando la stretta relazione tra i campi di vento e quelli di moto ondoso, la continuità ininterrotta del monitoraggio ondametrico a scala nazionale potrà fornire ulteriori utili informazioni a supporto degli studi sulle variazioni climatiche in atto.

SCHEDE DI SINTESI STATISTICHE
STATISTICAL SUMMARY SHEETS

CONTENTS

Acknowledgements

1. Foreword	61
2. Introduction and Objectives	63
3. Atlas Structure and Contents	65
4. Historical Evolution and Inventory of Wave Recording Stations in Italy	67
5. Description of the National Sea Wave Measurement Network	73
6. Geographical and Effective Fetches	79
7. Wave Climates	81
8. Correlations between Wave Parameters	85
9. Persistence of Sea Storms Over-Threshold	89
10. Wave Frequency Spectra	91
11. Statistical Analysis of Extreme Waves	95
12. Statistical Summaries	109

Appendices

Notations–Symbols	113
References and Bibliography	123

PRESENTATION

The volume "Italian Wave Atlas" reports the results of activities carried out by APAT's Mareographic Service, which inherited the national network management functions of the former SIMN (Presidence of the Ministers Council), and represents a landmark in the monitoring and syntesis of wave knowledge in our seas.

The National Wave Recording Network (RON) is using advanced tools for the measurement of fundamental sea wave parameters and for complex data communication and distribution after their centralization and validation performed by the responsible APAT's technical officers. The present large scale statistical analysis of recorded data provides useful information on the average and extreme directional wave characteristics along Italian coasts.

The main objective of this work is the improvement of the quality of coastal engineering designs by providing an easy compact tool for interested end users, based on a reliable and homogeneous dataset, and the definition of modern standard criteria for collection and analysis of wave records.

This volume also represents a good occasion of cooperation between APAT and other main institutions such as AIPCN (based at the Supreme Council of Public Works) and Italia Navigando, that have supported its edition and distribution, being aware of the relevance of the included information.

Giorgio Cesari
General Director APAT

1. FOREWORD

*I*taly is like a long pier that extends towards the sea, lying in the middle of the Mediterranean Sea. It has a coastal length of almost 8000 km, with numerous islands, and the land is never further than 200 km from the sea. The anthropic pressure on the coastal strip is very high and is growing. The country also has extensive and important productive activities related to the sea.

Any maritime engineering study or project (i.e. harbours, coastal protections, offshore works), and offshore activities related to navigation and production at sea requires a detailed knowledge of local directional wave climate. The complex geographical configuration of the peninsula and the variable exposure to sea winds of the Italian coast make wave climates extremely variable between one location and the other. A specific and accurate analysis is therefore required.

The development of wave measurements has rapidly and progressively grown in the last thirty years. This was initially done by means of simple observations from ships or from coastal look-out posts or with more and more sophisticated indirect methods (mathematical models) to forecast and hindcast wave climates. Later, direct measurement systems were used, with various types of instruments at sea (pressure sensors, echo-sounders, accelerometric buoys). Finally, remote data acquisition is now been possible thanks to satellite radar records.

In Italy, due to the particular semi-closed configuration of the seas and the specific wind-driven wave characteristics, the use of remote-controlled buoys has been privileged since the 1970's to obtain a complete and accurate characterization of wave conditions. To this purpose, in 1989 the Ministry of Public Works set up an organic and pioneering National Sea Wave Measurement Network (RON) that was first managed by the National Hydrological and Marine Survey Service (SIMN) and currently by the Agency for Environmental Protection and Technical Services (APAT). It was initially composed of 8 stations located offshore of La Spezia, Alghero, Ponza, Mazara del Vallo, Catania, Crotone, Monopoli and Pescara (Ortona). Later, in 1999, other stations were installed at Cetraro and Ancona in order to achieve a better coverage of the South Tyrrhenian and the mid Adriatic seas. A further step ahead was made in 2002, following an upgrading and optimization intervention on the RON, when all instruments were replaced and new stations were installed at Capo Comino, Palermo, Civitavecchia and Punta della Maestra, thus completing the geographical coverage on a national scale. The current network collects data from buoys in real-time and provides to diffuse them through internet and televideo, thus representing one of the

most advanced and complex systems in the world.

In 2000 the former SIMN, acknowledging the importance of validating the vast amount of data collected by the RON and wanting to make them available to interested users, realizing the cultural growth that such data could contribute to coastal engineering, started an intense activity of data processing, analysis and rationalization in collaboration with various institutions and experts of the sector.

The most significant experience was carried out by the University of Roma Tre, Department of Civil Engineering, which substantially contributed to prepare a complete and detailed outline of wave characteristics recorded by RON stations within the framework of a specific agreement with the former SIMN, today called APAT. This was done, in particular, by means of the following activities:

- ✓ Evaluation of single station performance;
- ✓ Data retrieval, gap filling and data validation;
- ✓ Directional wave climate analysis;
- ✓ Independent wave analysis (zero "up-crossing");
- ✓ Directional analysis technique validation;
- ✓ Definition of correlations between wave parameters for a sea state
- ✓ Definition of correlations between wave parameters observed at different locations;
- ✓ Wave spectral shape parameterization;
- ✓ Persistence of storm wave height over-threshold;
- ✓ Extreme wave statistics;
- ✓ Meteorological analysis of the origin of the main sea storms.

The most useful results have been collected in this "Atlas". The Association of Navigation Congresses, under the Higher Council of Public Works and the firm "ItaliaNavigando", have supported their publication and distribution, appreciating the utility of the information contained for the improvement of the quality of coastal engineering projects and therefore also the safety and economy of sea works.

The widespread interest in this statistical information has suggested the authors to accept a slight publication delay in order to enable its translation into English language.

2. INTRODUCTION AND OBJECTIVES

This publication summarizes, in a practical and homogeneous way, the results obtained after various years of advanced field measurements and scientific analyses of recorded and validated wave data but, at the same time, it provides a limited outline of wave conditions the Italian seas in terms of spatial (just 8 stations) and temporal (12 years of measurements) coverage.

Statistical data are representative for the sea areas surrounding the measurement point and having similar meteo-marine exposure. Any extrapolation to locations far away from the buoy must be verified very accurately by means of suitable transposition models (e.g. Contini and De Girolamo 1998) or other techniques based on neural networks, linear and non linear mathematical models (Piscopia et al 2004a,b) or grid numerical models (eg.WAM). Further analyses and caution are required to take into account wave transformation in shallow waters.

The main objective of this work is to provide the users with a simple and compact tool, based on a continuous, homogeneous and reliable data set. To this purpose, an extensive activity of preparation, validation and retrieval of raw data from RON stations has been performed, as well as the relative primary analyses, in order to create a reference database for statistical analyses.

A further objective of this study is to consolidate the criteria for wave record acquisition, analysis and presentation according to modern methodologies and tested international standards in order to create a useful reference for similar wave data processing.

The most ambitious objective is to achieve an even more complete outline of Italian wave climates (in terms of both space and time) on

the basis of an accurate integration of data from different direct and indirect sources (data from satellites, mathematical models) to be adequately homogenized. Activities of the RON (which today counts 14 stations) are expected to go on and other data acquisition systems (which have the advantage of being well distributed in space) will be upgraded. In fact, at the moment satellite measurements in the Mediterranean Sea have a limited coverage (wave cycles of up to 35 days) and are not so accurate considering the onshore proximity and the fetch-limited short wind waves. Moreover, even forecasts from third generation numerical models are still affected by considerable approximation, related mainly to the incorrect reproduction of the rapidly variable wind field in areas with complex orography.

3. ATLAS STRUCTURE AND CONTENTS

The Atlas is edited in a compact form, in order to facilitate its simple and rapid consultation by the wider public. More detailed and sophisticated scientific analyses have been omitted, although useful bibliographical references for these are, in any case, provided.

Different chapters have been dedicated to: a brief description of the historical evolution of wave measurements in Italy and of the RON in particular; the fetch calculation method; statistical processing and criteria adopted for the calculation of wave climates; extreme waves; statistical correlations between wave parameters; over-threshold sea storm durations; energy spectrum parameterization. A final bilingual Appendix includes the full list of parameters and relative notation, and an extensive specific bibliography. Results achieved from analyses of complete data up to 30th June 2001 are included for each station. It is noted that, although efficient statistical techniques have been developed to fill the recording gaps, the analyses were performed only on the actually recorded and validated data, anyway with high efficiency. In particular, all the main practical information is graphically synthesized into a single bilingual summary sheet for each of the eight original stations having the same coloured format that can be easily consulted and compared.

Each summary sheet first of all contains a map of the buoy location, the diagram of the related geographical fetches and a table with the most significant data: geographical coordinates, mooring depth, measurement period, station performance, maximum fetch length and direction, date and characteristics of the most extreme recorded sea storm.

Other graphs show:

- ✓ cumulative annual duration curve of significant wave height (histogram of the omnidirectional exceedance hourly frequencies);
- ✓ the curve of mean persistence of significant wave height over-threshold during storms;
- ✓ the mean directional annual and seasonal wave climate (polar diagram for sectors of 15° and four significant wave height classes);
- ✓ the mean frequency spectrum shape with JONSWAP parameterization;
- ✓ statistical correlations between synthetic parameters of wave height and period derived from spectral and zero-upcrossing analyses;
- ✓ statistical analysis of extreme events both directional (following an adequate selection of homogeneous sectors) and omnidirectional (for peak wave heights with relative confidence bands at 90%) obtained by an original application of the POT method.

This information is essential for the design of maritime works, even if adequate caution and calculation methods must be considered for their transposition to areas relatively distant from the reference station.

4. HISTORICAL EVOLUTION AND INVENTORY OF WAVE RECORDING STATIONS IN ITALY

Wave, tide and wind measurement information is fundamental to all studies, design and management of coastal and offshore works (harbours, beach protections, water intakes, platforms, sealines, etc.) as well as to the analysis of relative environmental impacts. Instrumental monitoring is a fundamental requirement in order to have an accurate and complete knowledge of meteo-marine parameters.

In Italy, the first instrumental wave records were made at Genoa port in 1932 (first attempt worldwide) and then systematically since the 1970's, especially due to ENEL, the National Electricity Board, which needed to characterize the wave climates in the areas facing its own coastal power plants.

The first "inventory" of wave recording stations was presented by Franco (1993), and later updated by Franco and Contini (1997). After ten years, during which new stations, especially directional ones, have been installed, it was deemed necessary to update and complete the inventory of wave measurement instrumentation installed all around the Italian peninsula, also including non-operational stations.

The collection and organization of information about stations and recorded data required a significant effort due to the high number and poor publicity of existing measurements.

For some stations data sometimes turn out to be of marginal usefulness due to the very brief (often less than three years) and discontinuous (due to service interruptions, often during sea storm peaks) functioning times and also due to the limited installation depth and poor reliability of some wave meters and the absence of directional information. In some cases even the systems used for data acquisition and analysis have compromised the reliability of obtained results (e.g. recording durations of less than 10 minutes).

In any case, this inventory is quite useful because it provides information on the existence and ownership of wave measurements in

Location	Institution	Waterdepth (m)	Operational period (month/year)	Instrument (type)	Efficiency (years)	H _s max (m)
<i>I Ligurian Sea</i>						
1 Vado	Sarpom-Enel	30-12	72-74	B, P	2.0	2.8
2 Genova-Nervi	Enel-Univ.GE	35	78-79, 82, 83-88	B	5.0	4.2
3 Lavagna	LL.PP.	7	7/89-8/90	P+C	1.0	3.5
4 Golfo Genova	CNR-ODAS	1500	91-96	BS		
5 Lerici	Enel-CNR	27	2/78-79	B	1.3	6.8
6 Marina di Massa	LL.PP.	6	7/89-8/90	P+C	1.0	3.8
7 Cecina	Enel-CNR	25	78-83, 85	B	5.5	6.7
8 Cecina	LL.PP.	12	6/90-6/91	U	1.0	2.8
<i>II North Tyrrhenian Sea</i>						
9 Piombino	Enel	45	12/99-2/03	BD	3.0	4.2
10 Follonica	Enel	40	78-93	B	11.0	4.8
11 Montalto-Tarquinia	Enel	20	5/76-77, 80-85	B	4.0	4.4
12 Montalto di Castro	Enel	50	86-91, 93-3/98	B, BD (E, DW)	10.0	5.0
13 Montalto di Castro	Enel	20-15	92-94	PL	3.0	
14 Civitavecchia T.V.	Enel	50-35	2/94-2/03	BD (DW)	9.0	5.7
<i>III Central Tyrrhenian Sea</i>						
15 Fiumicino	Mar.-Merc.	500	88-93	5xBS		
16 Ostia-Fiumara	Modimar	7	2/03-10/03	P	0.6	3.5
17 Ostia	LL.PP.	12	90-92	BD (DW)	2.2	4.4
18 Foce Volturno	Univ.NA	20-10	7/85-4/86, 12/94-3/95	B	0.7	4.0
19 Foce Volturno	Aut.Bac.LGV	70	11/96-3/97	BD (DW)	0.8	4.0
20 Ischia	Casmez	40	9/85-9/86	P	1.0	3.1
21 Napoli	Univ.NA	90	6/01-12/03	B		3.4
22 Sorrento	Univ.NA	90	87-92	B		4.1
23 Salerno	Cugri	40	12/00-3/01	BD (DW)		
24 Foce Sele	SIMN	9	8/00-2/02	U		3.4
<i>IV South Tyrrhenian Sea</i>						
25 Paola	FF.SS.	65	6/87-6/88	BD (E)	1.0	5.4
26 Tropea	Reg.Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
27 Gioia Tauro	Casmez	70	79-2/80, 2/84-2/88	B, BD (E)	5.0	7.1
28 Gioia Tauro	Snam	120	91	BD (DW)	0.4	3.1
29 Scilla	LL.PP. (RC)	50	5/96-5/97	BD (DW)	1.0	
30 Capo D'Orlando	FF.SS.	65	10/88-4/90	BD (E)	1.5	4.5
31 Termini Imerese	Enel	13	3/74-77	B	2.1	6.0
32 Stromboli	Prot. Civ.	13	03	P		
<i>V Sardinian Sea and Channel</i>						
33 Fiume Santo	Enel	43	7/84-8/88	B	2.0	4.5
34 Porto Torres	Cons.ASI	20	3/92-4/94	U+C	1.5	3.5
35 Cagliari-Poetto	Casmez-Prov.CA	21	7/87-2/89, 00	B	1.0	3.0
36 Cagliari	Min.Amb.	45	1/93-12/93	BD (E)	1.0	3.5
37 Cagliari-Poetto	Prov.CA	45	7/01-03	BD (DW)	2.5	5.0
38 Villasimius	Comune-MSS	14-53	7/95-6/96	B, U+C	0.9	2.8
<i>VI Sicily Channel</i>						
39 Capo Bon (Tunisia)	TMPC	85	11/91-3/92	BD (DW)	0.4	7.2
40 Trapani	TMPC-Desil	130	3/76-3/77	B	1.0	
41 Marsala (p Nilde)	CNR-Enel-SP	100	2/86-6/86	B	0.5	6.2
42 Pantelleria	TMPC-Desil	78-169	3/76-3/77	B	1.0	
43 Licata	Casmez	14	83-85-91	B, U	1.5	3.5
44 Licata (p Prezioso)	Agip	95	93-03	P, U+C		
45 Gela	Enel	60	87	B	0.6	4.6
46 M. Ragusa (ptf Vega)	Edisonoil	122	88-96	U+C	6.0	6.5

Location	Institution	Waterdepth (m)	Operational period (month/year)	Instrument (type)	Efficiency (years)	H _s max (m)
47 Pozzallo	Casmez	22	11/83-1/88	B	3.1	4.5
48 Pozzallo	Agip	115	7/81-7/82	B	1.0	
49 Malta Nord	Agip	85-395	7/81-7/82	B	1.0	
50 Lampedusa	Agip	450	12/81-7/82	B	0.6	
51 Golfo di Gabes	Agip	208	1/82-7/82	B	0.5	
52 Golfo di Gabes	Agip NAME-OGTT	100	96	BD (DW)	0.4	6.7
VII South Ionian Sea						
53 Scaletta Zanclea	FF.SS.	55	2/89-4/90	BD (E)	1.2	2.6
54 Stretto di Messina	Snamprogetti	80	1/92-5/92	BD (DW)	0.4	2.0
55 Capo Spartivento	FF.SS.	65	6/87-6/88	BD (E)	1.0	3.5
56 Capo Spartivento	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
VIII North Ionian Sea						
57 Porto delle Grazie	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
58 Rossano Calabro	Enel	90	4/76-3/78	B	1.2	3.0
59 Schiavonea	Reg. Calabria	50	03	BD (T)	1.0	
60 Porto Cesareo	Enel	32	85	B	0.5	2.5
IX South Adriatic Sea						
61 Brindisi	Enel	13-48	76-77, 83-91	B	5.0	
62 Brindisi	Enel	50-40	92-00	BD (DW)	5.0	4.8
X Central Adriatic Sea						
63 Termoli	Enel	17	8/76-78	B	2.2	4.2
64 Vasto (p Elf)	Aquater		82-6/83	U	1.0	
65 Pescara (p Fratello)	Agip	19	93	U		
66 Giulianova (p Giovanna)	Agip	117	93-03	U+C	6.7	4.9
67 S. Benedetto (p Eleonora)	Agip	62	93-03	U	6.7	4.6
68 P. S. Giorgio (p Davide)	ENI-Aquater	8-30	81-83	P	0.8	2.5
69 Civitanova (p Pennina)	Agip	73	93-03	U+C	6.8	5.1
70 Falconara (p API)	Aquater	8-30	81-83	P	1.3	3.1
71 Senigallia	Univ. AN	13-51	10/89-11/90	B, BD (W)	0.6	4.5
72 Senigallia (p Clara W)	Agip	71	93-03	U	6.8	5.5
XI North Adriatic Sea						
73 Pesaro (p Barbara C)	Agip	70	82-85, 93-03	P, U+C	8.0	4.9
74 Rimini (p Annabella)	Agip	51	93-03	U+C	7.0	5.7
75 Rimini (p Azalea B)	Agip	19	93-03	U+C+P	6.9	5.2
76 Ravenna (p Amelia)	Agip	32	93-03	U+C+P	7.0	5.2
77 Ravenna (p PCW A)	Agip	13	93-03	U+C+P	6.9	4.2
78 Ravenna (p Antares)	Agip	15	93-03	U	7.0	4.4
79 Ravenna (p Garibaldi A)	Agip	25	93-03	U	7.0	4.7
80 Ravenna (5 p)	Agip-Idroser	10-25	71-73, 76-79, 81-83	5xU		
81 Ravenna	LL.PP.-OGS	56-10	9/78-9/80, 86-92	B*, U	5.0	3.5
82 Delta Po-Istria	LL.PP.-OGS	33	6/78-12/80	B*	2.2	
83 Porto Tolle (Delta Po)	Enel	25-20	4/76-82, 91-93	B	4.0	4.3
84 Chioggia (p Ada)	Agip	25	93-03	U	6.9	4.5
85 Venezia (p Acqua Alta)	CNR-CNV	16	78-86, 87-03	P, 3xU+C	21.0	4.5
86 Venezia	CVN	var.	10/87- 1/92	32xU	var.	
87 Venezia	CVN	8-12	92-96	2xU+3xUL	var.	
88 Lido	CNR	6-9-15	10/93-3/94	P+C, 2xBD (DW)	0.4	
89 Grado	Reg. Friuli	20	01-03	BD	2.0	
90 Punta Sdobba	Enel	15	88-93	B	3.3	1.6

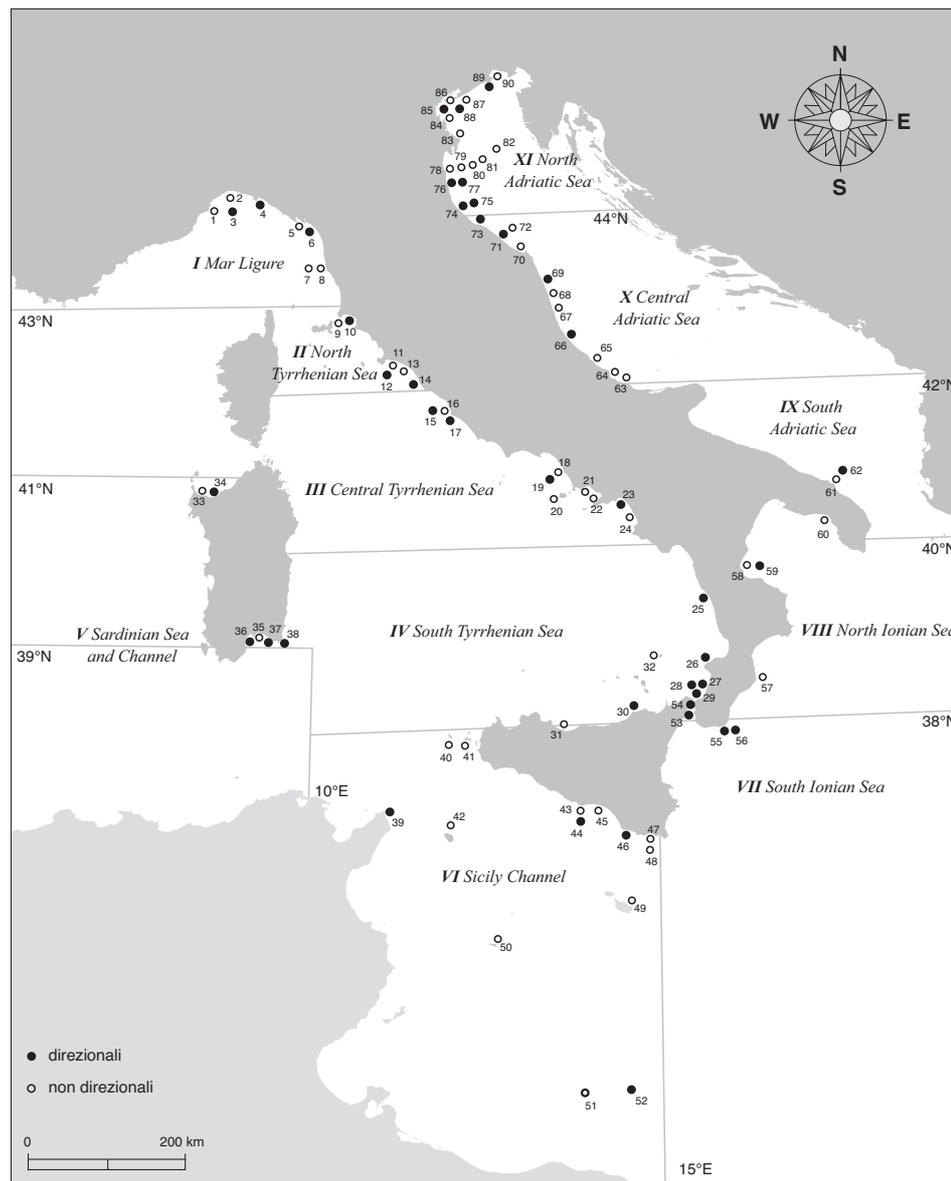
Table 1

Inventory of wave measurement stations in the Italian seas 1972-2003, (excluding RON). Locations shown in fig.1

LEGENDA

B= accelerometric buoy (Datawell Waverider); BS= spar buoy; B*= discus buoy
BD= directional buoy (E= Endeco; W= Wavec; DW= Directional Waverider; T= Triaxis);
U= ultrasonic gage; P= pressure sensor; L= long period wave recorder (2 hours records);
C= electromagnetic currentmeter for directional measurement; p= offshore platform

Figure 1
Location of Italian
wave measurement
stations 1972-2003
(RON excluded) in
11 sea areas



many coastal areas and in a specific period of time, even if short. It can be useful, for example, to hindcast a sea storm that caused damages or to validate locally a wave forecasting model.

It is underlined that even if the wave measurement inventory has been prepared very carefully and with repeated checks, it is mainly based on information and reports obtained from the various contacted institutions and therefore it can be inaccurate or incomplete.

The considerable amount of information collected has been condensed into table 1, which lists the most relevant characteristics of wave measurement stations, while their location and corresponding numbering is illustrated in figure 1. Locations are divided into eleven sea areas depending on their geographical classification starting anti-clockwise from the North-West; sometimes multiple neighbouring instrumentation are combined in one single line for brevity.

Following this order, table 1 reports: the acronym of the organization

which owned the station, the waterdepth at the installation point, the operational periods of time, the type of instrument employed, the actual efficiency or total net time coverage and the maximum significant wave height recorded.

Stations can be divided into directional and non directional ones. The oldest ones are typically non directional (for free surface level measurements only). In Italy three types of instruments have been used:

1. remote-controlled buoys moored in the open sea. The most common ones are "Waverider" Datawell buoys, while two large discus buoys (of diameter 6.5 m and weight 13 t) have been used in one case;
2. underwater pressure sensors, suitable in shallow waters and for the measurement of "long waves";
3. ultrasonic sensors, located in air or underwater (inverted echosounder) in the presence of a sea structure (e.g. offshore platform).

As far as directional instruments are concerned, five main solutions have been used in Italy:

- I coupling of an ultrasonic sensor or pressure sensor with an electromagnetic currentmeter for synchronized measurement of levels and orbital speeds;
- II small "inverted pendulum" buoy "Wavetrack" by Endeco;
- III large remote-controlled Wavec buoy by Datawell, (diameter 2.5 m, weight 750 kg), which calculates the wave direction from the sea surface slope, through the measurement of roll and pitch angles and terrestrial magnetic field components;
- IV "Directional Waverider" buoy by Datawell based, instead, on the translation principle. In other words it measures movements along all three axes. Its independence from roll motions allows the reduction of buoy dimensions to a diameter of 0.9 m, weighing only 200 kg.
- V The new "Triaxis" buoy created by Axis, based on the same translation principle and having the same dimensions as above. This buoy differs from the previous one due to its different "power" system (with solar panels and floating battery), the basic data processing system (onboard instead of onshore) and other technological features which have a minor impact on its size.

Based on the experience gained by the various managements, it can be concluded that Datawell buoys have assured a satisfying continuity of operations and data quality. Directional Waverider and Triaxis buoys appear today the most reliable ones in terms of installation and maintenance. The larger Wavec buoys required a higher technical, organizational and economic effort in terms of management, maintenance and recovery operations. However they have been used successfully by the RON until 2001 due to their good visibility and robustness, considering the high risks of collision or dragging by fishing boats. Today they are out of standard production.

Installation depths are variable (from 5 to 500 m) also according to the various objectives, that can be (for example) coastal dynamics studies, sea works planning or monitoring, offshore platform operations etc. However, considering the current efficiency of shallow water wave models and the utility of having representative measurements for long coastal strips, it is recommended to place the station in deep water whenever possible, where waves are not distorted by interactions with the seabed. In our seas, where waves are not very long,

buoys should be placed at a depth of more than 100 m and, in any case, not less than 50 m in shallower areas.

Another important aspect is the actual data temporal duration, which in many cases appears too short (one year or less). This is due to frequent failures of old instruments and maintenance difficulties, but also due to economic short-term maintenance programmes aimed at acquiring, for example, only additional data for local statistical correlations between wave parameters or between these parameters and those obtained from meteorological models. It should also be noted that any identified correlation must be statistically significant and this can only be obtained with adequate time lengths, depending on the nature of parameters required. Furthermore, major efforts and difficulties are met during the initial installation phase of the instrument in the sea (including the long authorization procedures). Concerning criteria for wave measurement data acquisition, recording and analysis, the following main features emerge from the inventory, which shows the extremely fragmented history of wave measurement activities:

- ✓ Interval between recordings: usually 3 hours (in some cases 1.5, 2 or 4 hours and generally every hour or continuously when above a given wave height threshold);
- ✓ Sampling frequency: generally between 1 and 2 Hz and up to 4 Hz;
- ✓ Recording duration: very variable, equivalent to 20s, 3, 5, 10, 15, 18, 20, 30, 40, 120 minutes (the last two durations were adopted for very specific cases of long-wave (infragravity) measurement, while the first three appear too short);
- ✓ Type of analysis: zero-crossing and/or spectral method.

5. DESCRIPTION OF THE NATIONAL SEA WAVE MEASUREMENT NETWORK

The national Sea Wave Measurement Network (RON) is active without interruptions since July 1989. Initially planned and managed by the Ministry of Public Works with the supervision and assistance of a commission of oceanographers and maritime engineering experts, the RON was entrusted to the National Hydrological and Marine Service (SIMN) in 1994, under the Department for National Technical Services (DSTN) at the Presidency of the Ministers Council. In 2002 the network, together with part of the structures of the dissolved DSTN, was transferred to the Agency for Environmental Protection and Technical Services (APAT) and is currently managed by the Oceanographic Service.

Until 1998 the RON was composed of 8 pitch-roll Datawell WAVEC directional buoys, located offshore of La Spezia, Alghero, Pescara (Ortona), Ponza, Monopoli, Crotone, Catania and Mazara del Vallo (see Fig. 2). Each buoy, moored at a water depth of 100 m, followed sea surface movements and buoy inclination measurements and allowed the calculation of wave heights and directions. Measurements were transmitted by radio to the local receiving stations on the coast. The buoys were endowed with an ARGOS satellite detection system to control positions. Data on analysed synthetic parameters, i.e. significant wave height (H_{mo}), peak period (T_p), mean period (T_m) and mean propagation direction (θ_m), were organised in three-hourly series. For limited time intervals, when storm peak wave heights exceeded the threshold assigned for each station, wave measurements were taken every half-hour. In such circumstances, in addition to the above wave parameters, the spectral distribution associated to the sea state observed in the thirty minutes was supplied as well as the time series of height and direction raw data every 0.78125 s for a period of 20 minutes. Onshore stations were connected by modem to the main control centre in Rome, thus providing the opportunity of interrogating each sta-

Figure 2
Geographical location
of the original eight RON
stations since 1/7/1989



tion in an interactive way and assuring network validation operations. Data collection was carried out at each station every three months. Data were manually downloaded in April, July, October and January and then transferred to the Rome Centre.

Table 2 reports, for the whole operational period between 1.7.1989 and 31.12.2000, the station efficiency evaluation expressed in terms of the parameter value

$$\eta = \frac{n_{oss}}{T_{oss}} = 1 - \frac{m_{oss}}{T_{oss}}$$

where:

η is the station efficiency;

n_{oss} is the number of three-hourly H_{mo} observations actually recorded in the considered time period;

m_{oss} is the number of missing observations;

T_{oss} is the expected total number of three-hourly observations in the considered time period (=33615).

Values are also expressed on a quarterly basis.

The total network efficiency in the considered time period was very high, with values above 90% for all stations except for Catania and Mazara del Vallo. On the basis of the experience gained, it can be sta-

ted that the main causes of network failure are related to signal transmission problems from the buoy to the onshore station, radio interference, sensor failure, ordinary and extraordinary maintenance and occasional buoy unmooring.

Between 1999 and 2001 the RON underwent relevant structural upgrading with respect to instruments, management and data recording.

The most significant change since march 1999 was the addition of two translation type WAVERIDER Datawell directional buoys at Cetraro and Ancona, which contributed to improve spatial coverage of the network in areas that were not covered by the first eight stations (Fig. 3). Furthermore, the Calabrian Tyrrhenian coast and the Centre-North Adriatic Coast are areas of great interest for wave phenomena and the need to improve the knowledge at such locations had been underlined since the first years of the network's activity. The installation of a buoy at Cetraro was made possible by transferring the Scilla buoy, which was used in this location for about two years within the framework of a Civil Protection monitoring programme. The buoy was then transferred to SIMN which included it within the RON. The Ancona buoy followed a similar course. The Region Marche, following an agreement with SIMN, transferred to the latter the ownership of the buoy, which had until then been used only for very short periods and with great difficulties. The buoy was integrated in the RON and managed with the continuous support of the Region also with the aim of collecting data for regional knowledge, and management of significant events of local interest.

At the same time, an experimentation started on a real-time data transmission and interrogation system of RON buoys. The experimentation started with the two new buoys and then, by 2001, progressively connected other five buoys in real-time to the Rome Centre. The data management and recording system of the control centre was also upgraded, implementing an SQL database on a cluster of workstations. In 2002 the network was completely restructured and upgraded. First of all, four new stations were installed at – Punta della Maestra near Chioggia, Civitavecchia, Capo Comino near Siniscola and Palermo operational since july 2002 (see Fig.4). The whole network was planned to work in real-time. Data were measured every thirty minutes and

Table 2
Efficiency of RON stations, number of missing observations (m_{oss}) and coverage percentage ($\eta\%$) on annual (1-12) and three-monthly basis. The total expected number of observation in the recording period 1989-2000 is 33615

Months	1-12	1-12	1-3	1-3	4-6	4-6	7-9	7-9	10-12	10-12
	m_{oss}	η (%)								
Alghero	1264	96.2	199	97.5	262	96.7	319	96.4	484	94.5
Catania	3419	89.8	962	87.9	733	90.8	688	92.2	1036	88.3
Crotone	2126	93.7	493	93.8	287	96.4	402	95.4	944	89.3
La Spezia	2402	92.9	553	93.0	609	92.4	583	93.4	657	92.6
Mazara	5528	83.6	1279	83.9	1050	86.9	1828	79.3	1371	84.5
Monopoli	1927	94.3	576	92.7	423	94.7	323	96.3	605	93.1
Pescara	2440	92.7	388	95.1	463	94.2	720	91.8	869	90.2
Ponza	3124	90.7	1041	87.0	553	93.1	341	96.1	1189	86.5

Figure 3
The RON network
(10 station) in
the period 1999-2002



sent by radio link to local onshore stations, where they are processed and classified. The Rome Centre connects to all stations every three hours by means of ISDN connections and it transfers all data to the Centre's servers. The database is therefore updated and automatic network controls are carried out. Fourteen Triaxis (by Canadian Axis) translation type remote-controlled buoys are currently employed (see Fig. 5). Their main features are:

- ✓ Sphere shape with diameter 0.9 m (weight = 200 Kg);
- ✓ Solar panel and buffer battery power system;
- ✓ Solid sensors;
- ✓ Data sampling frequency 4 Hz;
- ✓ Onboard spectral and zero-crossing data analysis over the whole time series of 26 minutes;
- ✓ Radio link data transmission with assigned frequency of 44.8 MHz;
- ✓ Onshore transmission of wave height and direction raw data time series, resampled as $\Delta t=0.78125$ s;
- ✓ Satellite tracing of buoy position by GPS and Inmarsat D+.

These features allow more accurate analyses of wave parameters in our seas and minimize permanent data loss risks .

The network operativity in real-time has enabled the realisation of automatic consultation services both on Internet (www.apat.it), on RAI Televideo (page 719) and transmission of measured data to the main

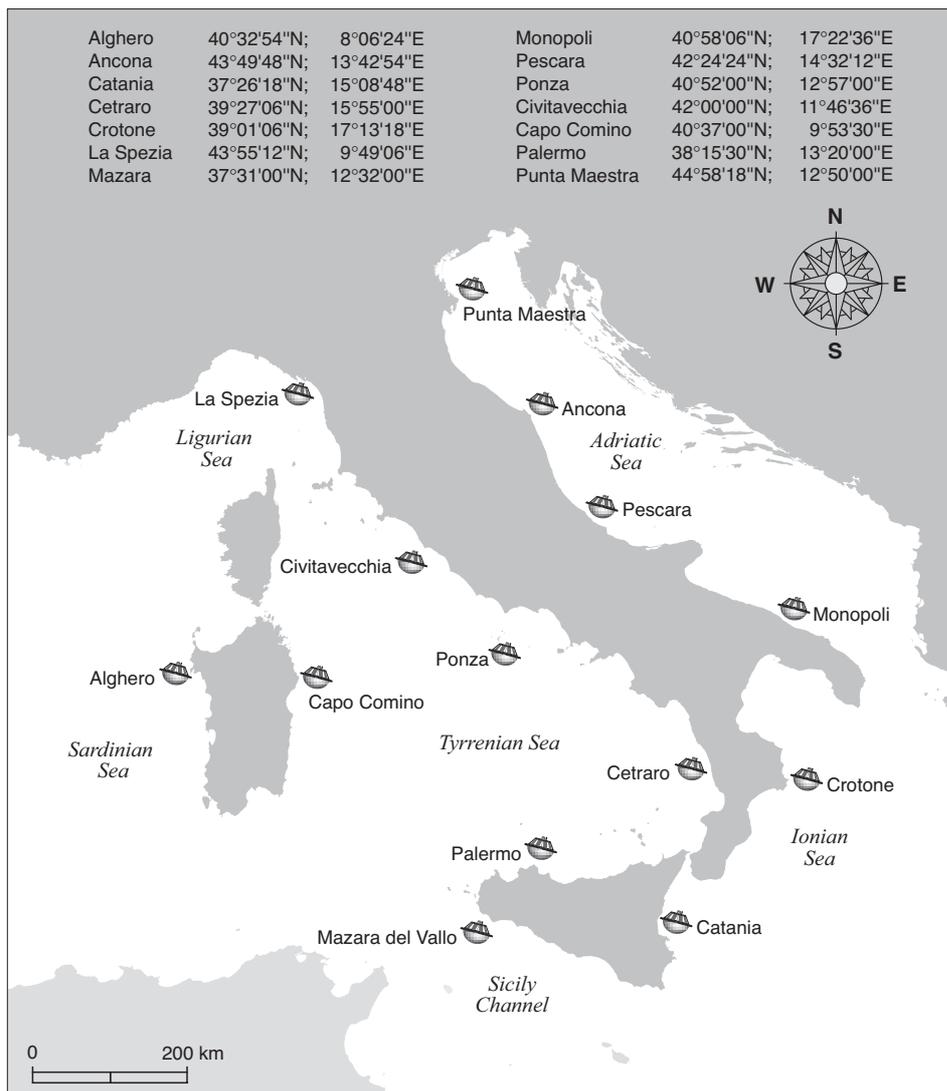


Figure 4
The RON network since July 2002 with location of 14 Triaxis buoys

meteorological centres through the World Meteorological Organization Global Telecommunication System. Servers that carry out internet and televideo services are updated every six hours.

With regards to the potential information distribution supplied by internet, from 1999 to 2002 a web site was activated reporting the wave climates, the main recorded sea storms and extreme wave statistics. Currently, the new web site www.apat.it (mareographic service) allows users to interactively access all data measured since December 2002, to retrieve information on the network status as

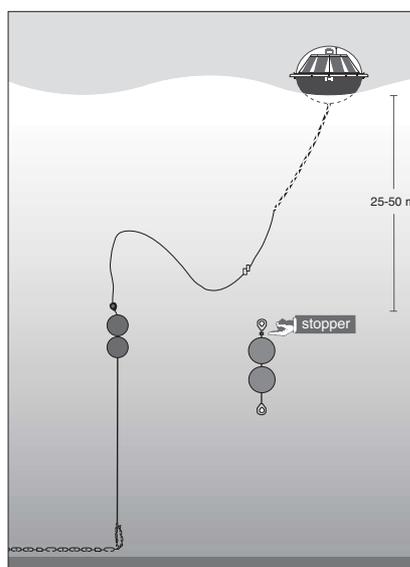


Figure 5
Scheme of Triaxis buoy

well as on its realization and on adopted data processing methods. Users can also access the whole historical database, including over-threshold half-hour data, spectral data and sea surface temperature data. A CD-ROM version of the historical database has been produced.

6. GEOGRAPHICAL AND EFFECTIVE FETCHES

The geographical fetch is defined as that portion of sea from which waves can potentially come. Fetches are often divided into two sectors (primary and secondary) according to the extension of areas potentially subjected to wind action. In limited sea basins these fetches are defined by pointing the upwind coast along the mean wind direction. The effective fetch, instead, is defined as the portion of sea which, under direct wind action, generates the waves, taking into due account also lateral direction lengths with respect to the main one and therefore also the width of the generation area.

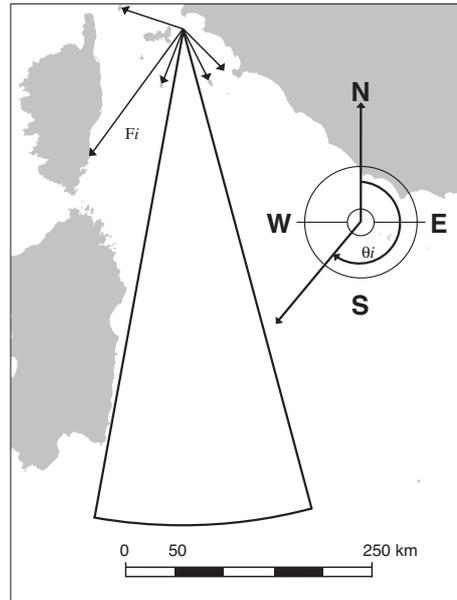
Different methods can be used to calculate effective fetches. These generally derive from wave hindcasting models starting from wind data. In particular, among the many theories that have been formulated, the one indicated by Sverdrup, Munk and Bretshneider in 1947 (SMB method), with subsequent updates (Saville 1954, Seymour 1977, S.P.M. 1984) has been herein considered.

With the SMB method, the effective fetch length ($F_{eff}(\theta_j)$), that is associated to the mean wind direction (θ_j), is calculated from the mean geographical fetch (F_i) within a given sector, centered on the wind direction and on an angle of 90° (Saville method) or 180° (Seymour method). Therefore, according to the second more modern approach, the mathematical formula to derive an effective fetch is:

$$F_{eff}(\theta_j) = \frac{\sum_{i=\theta_j-90}^{\theta_j+90} F_i \cos^{n+1}(\theta_i - \theta_j)}{\sum_{i=\theta_j-90}^{\theta_j+90} \cos^n(\theta_i - \theta_j)} \quad (6.1)$$

where n is an exponent related to the wave directional distribution law,

Figure 6
Reference scheme
and notation for
fetch computation



which is generally fixed as 2. In the Italian seas, geographical fetches have a maximum extension of 500 km, in relation with the maximum dimensions of typical meteorological storms over the Mediterranean Sea. The reference scheme and notation used for the effective fetch computation are represented in fig. 6.

7. WAVE CLIMATES

Wave climates indicate the statistical characteristics of synthetic wave parameters recorded for a number of years averaged on a yearly basis (even if climates can be calculated also on a monthly or seasonal basis). Reference is normally made to their occurrence and non-exceedance frequency. Frequencies can be calculated with reference to a single or a couple of wave parameters.

Below, the attention is focused on two different probabilistic distributions:

1. a joint-occurrence frequency of wave height /direction,
2. mean exceedance persistence of significant wave height above assigned thresholds.

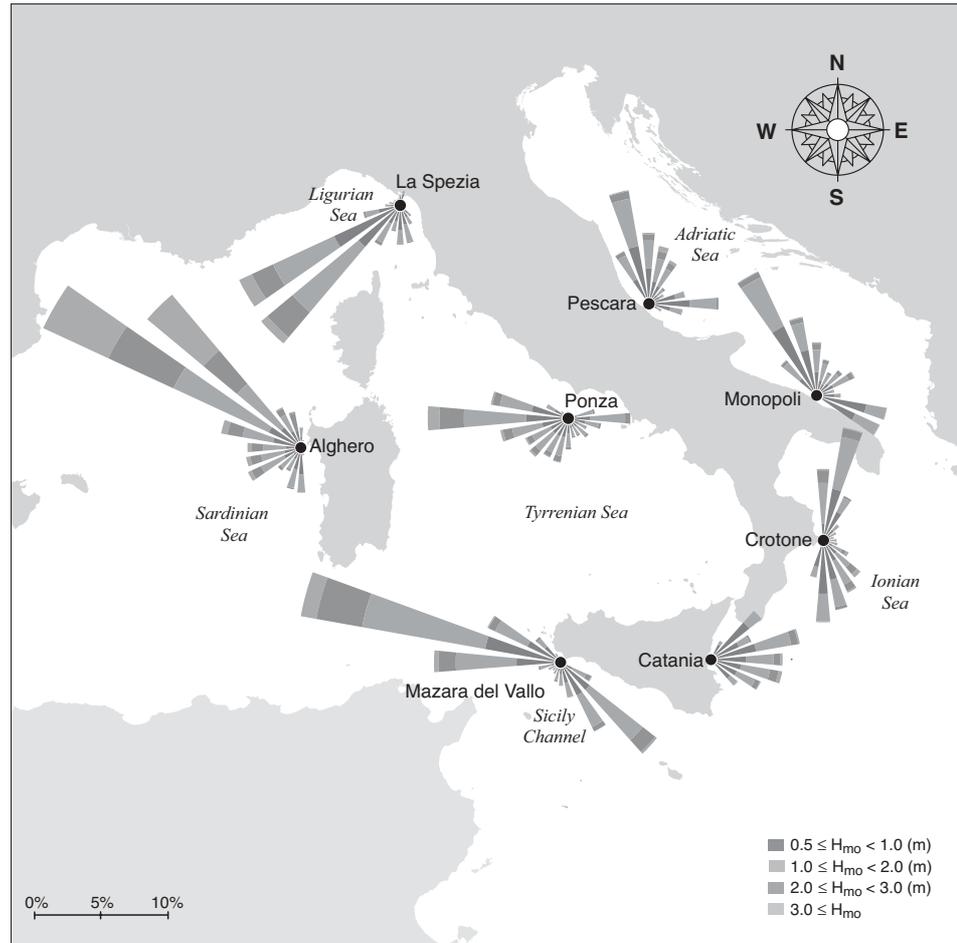
The first information is very useful in the analysis of coastal morphodynamics and in coastal protection studies as well as in harbour design, while the second one gives useful indications for maritime and navigation operativeness.

Occurrence frequencies can easily be calculated by dividing the value interval of all measurements taken into different classes. The frequency, for each class, is the ratio between the number of events falling within the considered class and the total number of data.

Similarly, exceedance frequencies can easily be calculated by dividing the interval of all measured values into different classes. The frequency, for each class, is the ratio between the number of events above the minimum threshold and the total number of measured events.

To calculate the joint-occurrence frequency of wave height/direction, sea states with significant wave heights below 0.50 m have been defined as "calm" and are not considered further. The interval of measured wave height values has been divided into four classes, while each direction sector covers an angle of 15°. The information is graphically represented with polar diagrams, similar to those also used for winds. They enable an immediate visual identification of the most frequent

Figure 7
Wave climates for the
eight original RON
stations (1989-2001)



wave direction (*prevailing seas*) and of the direction of sea states with the most frequent highest waves (*dominant seas*). Their eventual coincidence marks a *predominant sea*.

In order to calculate the wave height over-threshold persistence, the interval of measured values has been divided into classes each of 0.25 m. The information is graphically represented with histograms which allow an immediate calculation the mean annual duration of sea states above a fixed wave height over-threshold.

Finally, the joint-occurrence of wave height/direction has been calculated also on a quarterly/seasonal basis as follows:

Winter = January, February, March;

Spring = April, May, June;

Summer = July, August, September;

Autumn = October, November, December.

This information, represented with frequency polar diagrams, may be useful to design temporary installations or sea activities (e.g. summer navigation lines, seasonal moorings, etc.)

The results of the analysis, summarized in fig.7, have outlined the existence of two different groups of directional wave climates, which can be related to different geographical areas of the Italian peninsula. Namely, the Western group (Alghero, La Spezia, Ponza and Mazara) and the Eastern group (Pescara, Monopoli, Crotona and Catania).

The first cluster has typically unimodal annual directional climates, characterised by high waves mainly originating from the West, while the second one, instead, often has bimodal annual directional climates, characterised by smaller waves mainly coming from the North. Furthermore, the frequencies of waves coming from the southern sectors are low in the Western group and high in the Eastern one. Mean seasonal climates show that stations in the Western group have a lower seasonal variability with respect to stations in the Eastern one. Finally, the persistence of significant wave heights over-threshold shows that Western seas are more stormy than the Eastern ones.

8. CORRELATIONS BETWEEN WAVE PARAMETERS

With the aim of providing an improved description of wave characteristics in the Italian seas, a zero-up-crossing analysis of wave records has been carried out in addition to the standard spectral analysis. This analysis has been carried out on all recordings of the database. It was therefore possible to obtain useful information on the correlations between the wave statistical parameters. In particular, the following correlations have been reported in this atlas between the significant wave height (H_{mo}) and:

1. mean wave height (H_m),
2. one-tenth wave height ($H_{1/10}$),
3. maximum wave height (H_{max}),
4. mean wave period (T_m),
5. significant wave period (T_s),
6. spectral peak period (T_p).

Correlations were derived by means of linear and non linear regressions of an averaged sample of values. In particular the wave height data have been divided into classes of 0.25 m, while wave period data have been divided into classes of 1 s. Averages and standard deviations have therefore been calculated for each class. The former ones were used to determine mean correlations, the latter ones to define confidence intervals of the same correlations (at 69%). This choice has the aim to assign a higher weight to less frequent but high sea states. A linear correlation of the type $H_i = a H_{mo}$ was used for wave height parameters, while a power formulation with unknown parameter and exponent such as $T_i = b (H_{mo})^c$ was used between the spectral significant wave height and the wave period parameters.

Obtained results, reported in Table 3, have shown that correlations between wave height parameters are very close to those predicted by the Rayleigh theory, while correlations between the significant height and the period are in accordance with the theory by Hasselmann and

		Alghero	Catania	Crotone	La Spezia	Mazara	Monopoli	Pescara	Ponza
H_{max}	$\mathbf{a}_{84\%}$	1.771	1.869	1.969	1.825	1.905	1.909	1.894	1.782
	\mathbf{a}_m	1.505	1.565	1.578	1.559	1.590	1.581	1.567	1.519
	$\mathbf{a}_{16\%}$	1.239	1.261	1.186	1.293	1.275	1.253	1.241	1.256
$H_{1/10}$	$\mathbf{a}_{84\%}$	1.275	1.315	1.330	1.289	1.309	1.338	1.321	1.295
	\mathbf{a}_m	1.178	1.201	1.195	1.195	1.215	1.192	1.200	1.186
	$\mathbf{a}_{16\%}$	1.082	1.087	1.060	1.101	1.121	1.047	1.079	1.076
H_m	$\mathbf{a}_{84\%}$	0.635	0.644	0.661	0.644	0.642	0.660	0.653	0.647
	\mathbf{a}_m	0.590	0.589	0.599	0.602	0.594	0.600	0.604	0.596
	$\mathbf{a}_{16\%}$	0.545	0.534	0.536	0.560	0.546	0.540	0.555	0.544
T_p	$\mathbf{b}_{84\%}$	9.125	9.790	8.634	9.559	9.074	7.987	7.483	7.906
	\mathbf{b}_m	6.667	6.590	6.002	6.604	6.399	5.775	5.561	5.819
	$\mathbf{b}_{16\%}$	4.317	3.361	3.272	3.641	3.676	3.600	3.671	3.837
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.183	0.148	0.182	0.090	0.143	0.115	0.184	0.233
	\mathbf{c}_m	0.299	0.309	0.327	0.255	0.287	0.294	0.319	0.349
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.474	0.637	0.620	0.551	0.552	0.572	0.524	0.519
T_s	$\mathbf{b}_{84\%}$	6.571	6.974	6.297	6.331	6.109	5.548	5.603	5.729
	\mathbf{b}_m	5.087	5.184	4.739	4.919	4.754	4.535	4.524	4.652
	$\mathbf{b}_{16\%}$	3.574	3.298	3.064	3.434	3.318	3.481	3.412	3.576
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.257	0.239	0.274	0.248	0.256	0.283	0.274	0.323
	\mathbf{c}_m	0.342	0.309	0.367	0.348	0.355	0.371	0.361	0.387
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.474	0.456	0.550	0.511	0.518	0.502	0.490	0.476
T_m	$\mathbf{b}_{84\%}$	5.758	6.149	5.601	5.629	5.513	5.007	5.018	5.172
	\mathbf{b}_m	4.597	4.713	4.350	4.511	4.426	4.177	4.127	4.272
	$\mathbf{b}_{16\%}$	3.415	3.194	2.998	3.331	3.280	3.311	3.196	3.359
	$\mathbf{c}_{84\%}$	0.249	0.230	0.256	0.235	0.238	0.260	0.249	0.291
	\mathbf{c}_m	0.328	0.295	0.341	0.324	0.321	0.338	0.335	0.359
	$\mathbf{c}_{16\%}$	0.442	0.422	0.498	0.462	0.451	0.451	0.459	0.452

Table 3
Coefficients for wave
parameter correlations.
Notation description
is given in the list
in appendix

others (1973), which provides a cubic relation between significant height and peak period.

Finally, it should be noted that if sea states are calculated only by means of the significant height and peak period, the wave spectral shape is, in general, not completely defined. In particular, the peakedness of the spectrum and the possible presence of swell components

are undefined. For this reason an analysis of wave spectral shapes was carried out by means of a parameterization technique that allowed the definition of cross-sea occurrence frequencies (superposition of sea and swell) as well as mean values and confidence intervals of parameters governing the energy density concentrations around peak values.

9. PERSISTENCE OF SEA STORM OVER-THRESHOLD

In order to estimate the mean persistence of sea states above a given wave height threshold, an easily implementable and reliable parametric model proposed by Mathiesen (1993) was adopted. The method assumes that the mean over-threshold duration can be calculated by estimating the non-exceedance probability distribution function of significant wave height thresholds ($F(H)$) and the ratio between H_{mo} and the time variation rate of H_{mo} (trends). Sea storm mean duration estimates over a given threshold have been obtained for each station only for the main directional sector, in other words the one with highest recorded significant wave height (for a definition of sector limits see the following chapter on the analysis of extreme waves). Apart from the correctness of the distribution function estimate $F(H)$, the above method can be applied depending on the stationarity of the trends series. This last hypothesis was verified for all analysed data (Inghilesi et al., 2000).

According to the adopted method, the mean duration τ over threshold H can be expressed as follows:

$$\tau(H) = \frac{2F(H)}{f(H)S(H)} \quad (9.1)$$

where $F(H)$ has the above mentioned meaning and is calculated by using the method for partial over-threshold duration series (POT), which is described in the chapter on extreme waves, $f(H)$ is the relative probability density function, while $S(H)$ is the absolute trend, expressed as the height H_{mo} to the power r as follows:

$$S(H) = qH_{mo}^r \quad (9.2)$$

Coefficients q and r are determined by adapting the model (9.2) to H_{mo} trend data, calculated with the following relation:

$$(9.3) \quad S_i(H_j) = \frac{\Delta H_i}{\Delta t}$$

where

$$(9.4) \quad \Delta H_i = H_{mo,i+1} - H_{mo,i}$$

$$(9.5) \quad H_j = \frac{H_{mo,i+1} + H_{mo,i}}{2}$$

Index i clearly varies from 1 to $N-1$, N being the total number of analysed data.

In particular, the fitting model (9.2) of the absolute trend $S(H)$, has been carried out with the Least Squares Method. In particular the sample of significant wave heights was divided in classes of 0.2 m. The mean value of the trend $S(H)$, computed with (9.3), was then associated to each class and eq.(9.2) was fitted to these points.

It has been observed that the duration $\tau(H)$, obtained with the above method, can be suitably expressed as a parametrical function of the significant height as follows:

$$(9.6) \quad \tau(H) = \left(\frac{H_{mo}}{\xi} \right)^\psi$$

where ξ and ψ have been calculated for each measurement station with the Least Squares Method. Their values are listed in Table 4.

The mean duration of over-threshold is relatively homogeneous among classes with common heights, for the stations of La Spezia, Pescara, Ponza, Catania and Mazara, while the stations of Alghero, Monopoli and Crotona differ from all the others.

In Alghero's case, where there are long periods of sea storm conditions,

a sea state can exceed H_{mo} of 3 m on average for more than eight consecutive days. For all other stations, instead, a similar sea storm normally lasts between one and three days. The wave height threshold of 5 m is, on average, exceeded for not more than one day in all stations, except for Alghero, where it is exceeded for more than 48 consecutive hours.

Table 4
Coefficients for
computation of
persistence of wave height
above threshold eq.9.6

	ψ	ξ
Alghero	-2.23	27.4
Catania	-2.03	23.5
Crotona	-2.31	17.7
La Spezia	-1.72	27.7
Mazara	-2.06	21.6
Monopoli	-1.44	40.0
Pescara	-1.91	21.9
Ponza	-1.55	34.7

10. WAVE FREQUENCY SPECTRA

It is known that the wave power spectrum describes the distribution frequency of the sea state energy density. Considering that the sea state is statistically represented as the superposition of an infinite number of harmonic components having different characteristics, the spectrum associates the energy density of each component to the relative frequency.

The wave spectrum provides important information that supports many maritime engineering evaluations. For example, many aspects of ship and offshore works design make use of such information as "design load" because the response of such structures to the wave loading can be determined in a spectral way as the product of a transfer function and a reference wave spectrum. Furthermore, even the design wave for coastal projects is generally defined by mathematically simulating the propagation, from offshore towards the coast, of the sea state with the maximum significant wave height predicted over the work's economic life. This analysis is required in order to describe the changes of wave characteristics due to seabed variations. The nearshore propagation study is normally carried out by means of spectral models that need the wave spectral shape as an input offshore boundary condition.

The wave spectrum is often represented by means of mathematical models that describe the energy distribution according to a limited number of parameters. Among the many parametric shapes proposed in the scientific literature, the most common one is the JONSWAP spectrum, proposed in 1973 by Hasselmann et al. It can be mathematically expressed as follows:

$$S_J(\omega) = S_{PM}(\omega) \gamma^B(\omega) \quad (10.1)$$

where f is the frequency of the general component to which the energy $\rho g S(f) df$, is associated; g is the gravitational acceleration constant; ρ is the sea water density; γ is the spectral peak enhancement parameter; $S_{\text{PM}}(f)$ is the spectrum proposed by Pierson and Moskowitz (1964) and $\Theta(f)$ is a function having the maximum in correspondence with the spectrum peak frequency. In particular, expressions of $S_{\text{PM}}(f)$ and $\Theta(f)$ are:

$$(10.2) \quad S_{\text{PM}}(f) = \frac{\alpha g^2}{(2\pi)^4 f^5} \exp \left[-\frac{5}{4} \left(\frac{f_p}{f} \right)^4 \right]$$

$$(10.3) \quad \Theta(f) = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{f - f_p}{\sigma f_p} \right)^2 \right]$$

where α is the Phillips constant, often called saturation or equilibrium parameter, f_p is the frequency of the spectral peak, also called modal frequency, while σ is equivalent to σ_b , when $f \leq f_p$, or to σ_a , when $f > f_p$. Both σ_a and σ_b are called peak width parameters because they define the frequency band, which is where the JONSWAP spectrum differs from the Pierson-Moskovitz one (see Fig. 8). In fact, the (10.3) has a maximum value of 1.0 for $f = f_p$ while it tends towards zero when $f = f_p - \sigma_b$ or $f = f_p + \sigma_a$.

The basic hypothesis of the JONSWAP method implies the existence of a frequency band which has a wave spectral shape limit, called saturation limit (Phillips, 1958). This corresponds to a dynamic equilibrium between the wind-driven wave energy increase and the decreasing motion of shorter waves that break after having reached the steepness limit. Later, many authors, including Phillips himself, made a different description of the complex dynamic equilibrium of sea states which led to a different parametric formulation of wave spectral shapes. In particular, it was proved that the energy density decay with increasing frequency is proportional to a power of f whose exponent varies between $-3.5 \div -5$. The scientific debate over the exponent value of the decay law has still not been closed. However, it was shown that the exponent has a marginal influence on the main statistical features characterizing sea states that are of practical interest for designers. It is therefore still reasonable to base wave analyses on the JONSWAP spectrum, considering that it includes the Pierson-Moskovitz spectrum as a special case and taking into account ITTC and ISSC technical recommendations.

Before making a brief description of the spectral parametrization technique, it is useful to underline the possible presence of cross sea states. It is well known that such situations originate with the concurrent existence of two different wave systems within the same sea area, each having its own statistical parameters. Cross-sea conditions are normally generated by the overlapping of short wind waves (generated within the measurement sea area) and swell waves coming from sea areas that are even very far from the measurement area (Piscopia et al. 2004c). Fitting a JONSWAP model to an observed spectrum during cross-sea conditions can determine serious mistakes in the calculation of its parameters. For this reason, a calculation procedure that is able

to distinguish between cases of sea growth and cross-sea conditions was used.

In particular, cross-sea states have been represented by means of a parametric spectrum obtained by the superposition of two JONSWAP spectra. It is underlined that, theoretically speaking, this representation is correct only for wind sea spectrum and not for the swell one since the latter does not have an

equilibrium band which takes into account wind action, wave-breaking and non linear interactions between components with different equilibrium frequencies. However, it should be noted that a general parametric shape for swell spectra has never been formulated since it strictly depends on sea state generation in remote areas and on the distance covered during its free propagation in deep water.

It is generally known that a wave system is frequency-selected when it propagates in a dispersive medium, since its components spread out into space with different speeds. For gravity sea waves in deepwater, the first-order dispersion equation relates the propagation celerity with the harmonic wave period in a linear way. Furthermore, the directional distribution of short-wave energy has a larger spreading than the distribution of the long-wave one and therefore the short-wave energy is spread over a wider sea area than the long-wave one. Thus during free wave propagation in deep water, the specific energy of the former declines more rapidly than the latter and therefore, the shorter period components will gradually disappear during wave propagation away from the generation area.

From a statistical point of view, swell frequency selection reflects into a more noticeable decay of the spectral energy density, which makes the wave spectrum more concentrated around the energy peak, which tends itself to shift towards lower frequencies. Therefore, the spectral shape of a swell system strongly depends on the time lag between the start from the generation area and the arrival to the measurement point of the wave trains.

The same physical reasoning that explains each specific swell spectral shape supplies a basis for the hypothesis that the frequency distribution can be represented with a parametric shape that is potentially concentrated around its peak, like the JONSWAP spectrum. It has been proved that the JONSWAP shape can be adopted to describe statistical features of a sea state composed by waves that traveled a distance of about 7000 km.

As far as parametric fitting to observed data is concerned, it can be performed by optimization techniques with single or multiple parameters. The former ones optimize each parameter individually, as performed in this work, while the latter ones optimize all parameters simultaneously.

The following technique has been adopted to fit growth sea states (in the presence of one single spectral distribution peak): in the high frequency band ($f > f_p + \sigma_a$) the JONSWAP spectrum coincides with the Pierson-Moskovitz one. The latter depends on only two parameters:

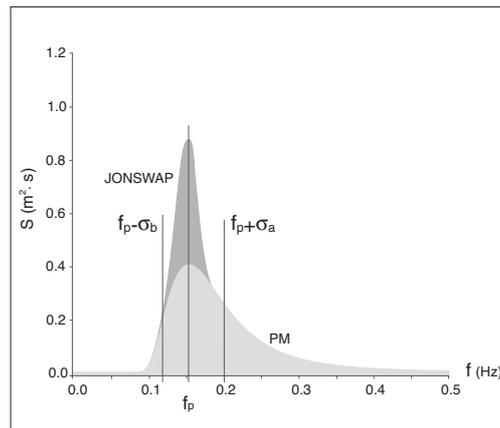


Figure 8
Parametrization of
wave frequency spectra

the equilibrium parameter and the peak frequency. Having calculated the peak frequency as the abscissa corresponding to the maximum energy density, it is possible to determine the value of α by minimizing the mean square deviation between the observed and the parametric spectrum within a high frequency band. Subsequently, γ can be calculated considering that the peak enhancement factor (γ) (equation 10.3) is equivalent to one when $f = f_p$. In particular, the latter is determined as the ratio between the maximum value of the observed distribution (corresponding therefore to f_p) and the Pierson-Moskovitz spectrum value (equation 10.2) computed for $f = f_p$. Finally, knowing three parameters out of five, the remaining spectral peak width factors can be calculated by minimizing the lag between the observed and the parametric spectra on a band centred around the peak frequency. The technique used to fit cross sea states (in the presence of two spectral distribution peaks) is the following: two peak frequencies are initially identified. The lower peak (f_{p1}) is associated to the swell spectrum while the higher peak (f_{p2}) is associated to the wind wave spectrum. At this point, the wind wave spectrum is parameterized as described above according to the hypothesis that all wave energy associated to frequencies higher than f_{p2} can be attributed to the wind waves ("sea"). Having calculated the five parameters of the first JONSWAP spectrum, the latter is subtracted from the observed spectrum. The residual energy distribution (set positive) is parameterized by fitting the second JONSWAP spectrum to the swell sea state. Considering that this fitting method, which attributes all the high frequency band energy to the wind sea, can determine strong distortions in the estimate of the ten JONSWAP parameters, an iterative calculation procedure was used to make more accurate parameter calculations. This procedure has shown to be sufficiently approximate and rapidly convergent. For further details on this last technique and on the criteria used to determine the presence of a second spectral distribution peak, reference is made to Piscopia (2003). Obtained results are reported in Table 5, which indicates mean values and mean square residues of JONSWAP spectrum shape parameters ($\gamma, \sigma_a, \sigma_b$) for each of the eight original buoys of the National Sea Wave Measurement Network.

Table 5
Shape parameters of wave
frequency spectra

	Mean values			Standard deviation		
	γ	σ_b	σ_a	$\sigma(\gamma)$	$\sigma(\sigma_b)$	$\sigma(\sigma_a)$
Alghero	1.86	0.076	0.089	0.59	0.036	0.062
Catania	2.20	0.079	0.100	0.97	0.034	0.078
Crotone	2.17	0.072	0.094	0.96	0.035	0.075
La Spezia	2.02	0.073	0.096	0.67	0.031	0.101
Mazara	1.84	0.064	0.075	0.67	0.028	0.060
Monopoli	2.20	0.075	0.094	0.79	0.054	0.055
Pescara	2.26	0.074	0.105	0.71	0.046	0.052
Ponza	2.15	0.068	0.107	0.82	0.026	0.114

11. STATISTICAL ANALYSIS OF EXTREME WAVES

11.1 Foreword

The design wave must represent the environmental conditions that are considered dangerous for the stability of maritime structures. In general, the design wave can either be a significant wave, representing a sea state, or an individual wave, representing a single wave with the maximum height within a given sea state. In both cases the design wave is defined by means of its height, period and original direction.

The "risk" that is associated to the design wave is generally specified by means of the return period (T_r) of sea states and the occurrence probability during the work's lifetime ("encounter probability").

This chapter describes the methodology used to determine the significant wave height, in deep water, having given return period. It is worth noting that significant wave heights will be referred to simply as wave heights herebelow.

The analysis for forecasting the values of wave heights in given time periods is carried out in various phases that can be summarised as:

1. Selection of homogeneous independent data from available ones;
2. Identification of the probability model that best represents the selected data;
3. Determination of wave heights within a given return period, on the basis of the identified probability model;
4. Calculation of the confidence interval associated to the expected value.

A brief description of each of these phases is given below.

11.2 Selection of homogeneous and independent data

It is known that time series of parameters measured from remote-con-

trolled buoys are representative of local meteo-marine conditions, observed at an established rate. This rate, called series aggregation scale, obviously influences the accuracy with which the variations of the phenomenon are observed. The higher the aggregation scale, the lower the detail with which the variability of the observed event is described.

The aggregation scale also influences the independence of data that compose the series. For a continuous, gradually variable, phenomenon the lower the aggregation scale the higher is the correlation degree between observed data.

More explicitly, an accurate description of the observed phenomenon variability implies a very small aggregation scale and this determines a high time correlation of the collected statistical sample. Currently, short aggregation scales are preferred, which are compatible with the technical/operational needs of monitoring networks.

One of the most delicate steps of the statistical inference is the selection of the observed time series data to be analysed. In particular, this selection must form a homogeneous and independent set of samples. It is therefore necessary to define selection criteria used to extract time series values that describe the physical phenomenon but are independent at the same time.

Statistical populations extracted from observed data can be divided into two different types according to the procedure followed to create them. The first type provides for the regular sampling of observed data generating a time-aggregated population ; the second one provides for event sampling and therefore generates a time-disaggregated population. The first procedure is based on the total sample method and the second on partial over-threshold durations (POT "Peak Over Threshold " - Goda, 1988) or on the method of annual peaks.

While the total sample method does not assure independent or homogeneous datasets, the partial over-threshold duration method allows the selection of both independent and homogeneous datasets, provided that event identification criteria are adequately defined.

With particular reference to wave measurements, while it is relatively simple to assure that selected data are independent, it is not as easy to assure that they are homogeneous. Collected data are, infact, related to sea states that have had a different origin and, very often, this difference does not have a stochastic root but a deterministic origin instead.

In the Central Mediterranean, for example, geographical limits of wave generation areas determine the sea's response to meteorological forces, depending on the wind direction. The same perturbation can therefore generate very different waves according to the forced directional sector. Furthermore, even meteorological perturbation characteristics have an influence on the sea's response to wind action. Their dimensions, for example, are directly proportional to the generating area size as well as the pressure centre position and path, which determine sea storm direction, peak intensity and duration.

Therefore, the statistical inference applied to the wave measurement series is complicated by the directional dependance of data and their relation with the wind climate characteristics of the measurement location. Moreover there is a strong statistical dependence between data observed during sea storms, when wave parameter time variations are slower.

The definition of a "sea storm" allows to simplify the identification of

the sample set for the statistical inference. A sea storm is a time series of sea states characterised by values of wave height, period and direction that vary within a given interval. In particular, some authors consider "sea storms" as the time series of sea states characterised by:

1. Wave height persistence over the threshold of 1.0 m for more than 12 consecutive hours,
2. Wave height decay below the threshold of 1.0 m for less than 6 consecutive hours,
3. Original direction belonging to a determined angular sector ($\pm 30^\circ$ with respect to the initial direction).

Sea storms are typically characterised by values of wave height, period and direction that correspond to the peak intensity of the sea state sequence.

Sample independence is assured by fixing a threshold value for the interval between two subsequent sea storms. The size of this interval can be calculated on the basis of the auto-correlation function of the observed time series. By imposing a weak sample independence, a time lag implies that the two subsequent sea storms are independent, which makes the auto-correlation function value sufficiently small (the value of 0.4 is normally recommended in literature). Generally, this time interval is equal to 48 hours.

The independence of data sets imposed by selecting subsequent sea storms occurring farther than two days, does not assure that they are homogeneous. This requirement can be obtained by further analysing independent samples. In particular, with the partial duration over-threshold method only the values higher than a second wave height threshold (higher than the one chosen to define the sea storm) are analysed. The definition of the truncation threshold for the disaggregated series, therefore, can be aimed at separating, for example, sea storms generated by stormy winds (cyclonic or anticyclonic) from those generated by coastal breezes, even if intense. In the case of the Italian seas, where fetches are limited and irregular, second thresholds can be used to distinguish sea storms generated by vast meteorological perturbations, that extend on a continental scale, from those generated by local perturbations, that extend on a regional scale. Second threshold values reported in Table 6 were used during analyses of extreme events recorded by RON.

The threshold choice is a very delicate operation, because it has a considerable influence on wave height estimates with a given return period. Infact, if the threshold is too low it produces too many sample elements, most of which do not really represent extreme conditions. These circumstances will determine stable but over-estimated predictions of the wave height with a given return period. Instead, if the threshold is too high it produces very few sample elements, even if they do represent extreme conditions. These circumstances determine strongly variable wave height predictions according to the number of samples collected.

While climate homogeneity can be obtained with the partial duration series method, directional homogeneity can be guaranteed by classifying mean sea storm directions into directional sectors. The following information was taken into account when identifying directional sectors for each RON buoy:

1. Configuration of wave generation areas for each buoy (geographical fetch distribution),
2. Directional distribution of the observed occurrence frequency,

	A	B	k	c_0	c_4	c_5	λ	σ_H	n	H_T	H_1	H_{max}	H_{10}	H_{50}	β_{50}	γ_{50}
Alghero																
omni	1.44	5.86	1.40	2.16	0.40	0.72	5.26	0.94	65	6.0	7.0	9.9	9.7	10.8	0.8	1.12
170-220°N	0.60	1.88	0.75	2.20	0.00	1.15	1.40	0.88	17	2.0	1.9	5.2	4.1	6.0	3.7	1.48
220-275°N	0.87	2.99	1.00	2.16	0.30	0.90	2.79	0.84	34	3.0	3.4	6.3	5.9	7.3	1.5	1.24
275-335°N	1.44	5.89	1.40	2.16	0.40	0.72	5.10	0.94	62	6.0	7.0	9.8	9.7	10.8	0.8	1.11
Catania																
omni	1.24	2.93	1.40	2.28	0.40	0.72	3.15	0.80	36	3.0	3.7	6.3	5.9	6.9	0.9	1.17
30-90°N	1.22	2.25	1.40	2.35	0.40	0.72	2.62	0.79	30	2.5	2.9	5.3	5.1	6.3	1.0	1.24
90-150°N	1.47	2.28	1.40	2.33	0.40	0.72	2.80	0.94	32	2.5	3.1	6.3	5.7	6.9	1.2	1.21
Crotone																
omni	0.90	3.94	1.40	2.34	0.40	0.72	2.63	0.59	31	4.0	4.4	6.2	6.0	6.7	0.7	1.12
350-90°N	0.78	2.94	1.40	2.34	0.40	0.72	2.63	0.51	31	3.0	3.4	4.9	4.8	5.4	0.6	1.13
90-210°N	0.90	4.07	1.40	2.46	0.40	0.72	2.04	0.58	24	4.0	4.5	6.2	6.0	6.7	0.8	1.12
La Spezia																
omni	1.03	3.88	1.40	2.22	0.40	0.72	4.26	0.67	45	4.0	4.6	7.1	6.6	7.8	0.7	1.18
135-195°N	0.62	1.98	0.75	2.20	0.00	1.15	1.61	0.91	17	2.0	2.1	5.8	4.4	6.5	3.9	1.48
195-260°N	0.68	4.09	1.00	2.10	0.30	0.90	3.98	0.66	42	4.0	4.5	7.1	6.6	7.8	1.1	1.18
Mazara																
omni	1.20	3.22	1.40	2.15	0.40	0.72	6.22	0.78	66	3.5	4.2	6.6	6.5	7.4	0.7	1.14
100-180°N	0.78	2.72	1.00	2.14	0.30	0.90	3.39	0.75	36	2.8	3.1	6.2	5.5	6.7	1.3	1.22
260-320°N	1.21	3.19	1.40	2.18	0.40	0.72	5.18	0.79	55	3.5	4.1	6.6	6.4	7.3	0.7	1.14
Monopoli																
omni	0.74	2.92	1.40	2.14	0.40	0.72	6.14	0.48	74	3.0	3.5	5.2	4.9	5.8	0.4	1.18
310-10°N	1.14	2.23	2.00	2.33	0.50	0.54	6.39	0.53	77	2.5	3.3	4.5	4.5	5.0	0.3	1.11
10-70°N	1.07	2.35	1.40	2.26	0.40	0.72	3.24	0.69	39	2.5	3.0	5.2	4.9	5.8	0.8	1.18
70-130°N	0.34	2.03	0.75	2.00	0.00	1.15	1.91	0.53	23	2.0	2.1	3.8	3.5	4.6	1.9	1.31
Pescara																
omni	0.79	4.05	1.40	2.49	0.40	0.72	2.41	0.51	23	4.0	4.4	6.2	5.8	6.6	0.8	1.14
320-10°N	0.73	2.98	1.00	2.25	0.30	0.90	2.82	0.72	27	3.0	3.3	5.3	5.4	6.6	1.5	1.22
10-70°N	1.00	3.44	1.40	2.42	0.40	0.72	2.72	0.64	26	3.5	4.0	6.2	5.8	6.6	0.9	1.14
70-130°N	0.76	1.88	1.40	2.63	0.40	0.72	1.99	0.49	19	2.0	2.2	3.7	3.5	4.1	0.8	1.17
Ponza																
omni	0.89	3.51	1.00	2.01	0.30	0.90	5.87	0.88	71	3.5	4.2	7.9	7.2	8.6	1.1	1.20
70-190°N	0.29	2.54	0.75	1.81	0.00	1.15	3.40	0.45	40	2.5	2.7	4.5	4.1	5.1	1.1	1.24
190-250°N	0.77	2.60	1.00	2.09	0.30	0.90	3.74	0.76	44	2.5	3.0	5.5	5.4	6.6	1.2	1.22
250-310°N	0.94	3.48	1.00	2.04	0.30	0.90	4.84	0.92	57	3.5	4.1	7.9	7.1	8.6	1.3	1.21

Table 6

Significant parameters obtained from the semi-hourly directional extreme wave analysis. Wave heights are in *m*.
Notation description is given in the list in the appendix

	Selected sectors (N°)		
Alghero	170°-220°	220°-275°	275°-335°
Catania	30°-90°	90°-150°	--
Crotone	350°-90°	90°-210°	--
La Spezia	135°-195°	195°-260°	--
Mazara	100°-180°	260°-320°	--
Monopoli	310°-10°	10°-70°	70°-130°
Pescara	320°-10°	10°-70°	70°-130°
Ponza	70°-190°	190°-250°	250°-310°

Table 7
Directional sectors
selected for extreme
wave height analysis

3. Directional distribution of sea storm peaks and their occurrence frequency.

Occurrence frequencies of both observed data and storm peaks can be calculated by fixing various truncation threshold values. Three different truncation threshold values (1.0 m, 2.0 m, 3.0 m) and 36 different directional classes, each covering an angle of 10°, were used during the analyses.

It should be underlined that analysing only directional occurrence frequency curves may underestimate some precious information, related to intense but rare events that are not shown by frequency curves. For this reason the identification of directional sectors, which in the analysis of extreme events must include intense but not frequent events, has also been based on the directional distribution of sea storm maximum values.

Comparing the above information makes the identification of wave sectors rather easy. Infact, maximum values of each sector can be immediately identified from frequency curve peaks. Sector limits can be defined by analysing both the directional distribution of sea storm peaks and the length of geographical fetches. Analysis results, for each of the eight RON buoys, are reported in Table 7.

11.3 Identification of the probability model for selected data

The representation of sea storm wave heights by means of an appropriate probability distribution law introduces new problems. In particular, a first problem is related to the definition of "appropriate". The probability distribution of storm wave heights is not known "a priori". Furthermore, experts have not been able to identify the "true" distribution of wave height samples in an univocal way. Therefore, in general, any probability distribution law can be good. In practice, this considerations force designers to define some criteria in order to identify the more accurate distribution probability law in line with statistical data characteristics (for example fitting the distribution tail to the extreme values recorded).

The most common distributions in the analysis of extreme wave heights are of type I (Gumbel), type II (Fretchet) and type III with lower limit (Weibull). Table 8 reports formulae for each distribution. $F(H)$ is the cumulated probability of not exceedance above the threshold H , namely the probability that H is not exceeded by a randomly chosen value H_i ($F(H)=F(H_i \leq H)$). According to the above laws, $F(H)$ is completely influenced by two or three of the following parameters:

- ✓ scale factor (A);
- ✓ position factor (B);
- ✓ shape factor (k);

Among the most common statistical fitting methods (Maximum Likelihood, Moments, Least Squares Method) the LSM method is generally preferred because it is simpler and solid at the same time. One of its most common applications originates from the use of probability papers. This procedure provides for the distortion of co-ordinated axes, which identify the representation plan of sample values and their non-exceedance probability such that the cumulated non-exceedance probability distribution is transformed into a straight line. The distortion of co-ordinated axes can be obtained by using specific representation scales (e.g. logarithmic), calculated by expressing the distribution probability that one intends to fit to the sample with respect to the wave height.

For example, the Weibull distribution is calculated as follows:

$$(11.1) \quad F(H) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{H - B}{A} \right)^k \right]$$

Eq. (11.1), with a logarithmic transformation, becomes:

$$(11.2) \quad \ln [1 - F(H)] = - \left(\frac{H - B}{A} \right)^k$$

By changing the sign and putting both the above components to the power of $1/k$, the above formula transforms into:

$$(11.3) \quad \frac{H - B}{A} = \left\{ - \ln [1 - F(H)] \right\}^{1/k}$$

By defining the reduced variable (x), as

$$(11.4) \quad x = \left\{ - \ln [1 - F(H)] \right\}^{1/k}$$

eq. (11.3) finally becomes:

$$(11.5) \quad H = Ax + B$$

The same procedure is followed for other distributions, whose results are reported in Table 9. In particular, distorted scales have been indicated for the two co-ordinated axes as well as the inclination and intercept of obtained straight lines.

Table 9 immediately shows that all axis scale values (called reduced variables) are related to the height non-exceedance probability. This probability is not given, being the unknown element of the problem. Moreover, with the Weibull method, the reduced variable is a function

Distribution	Range	Cumulative probability
I Tipo (Gumbel)	$-x < H < x$ $-x < B < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = \exp\left\{-\exp\left(-\frac{H-B}{A}\right)\right\}$
II Tipo (Frechet)	$0 < H < x$ $0 < k < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = \exp\left\{-\left(\frac{H}{A}\right)^{-k}\right\}$
III Tipo (Weibull)	$B < H < x$ $0 < k < x$ $0 < A < x$	$F(H_i \leq H) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{H-B}{A}\right)^k\right\}$

Table 8
Probability distributions
for extreme wave
analysis

Distribution	Ordinate scale	Abscissa scale	Slope	Intercept
Gumbel	H	$-\ln\{-\ln[F(H)]\}$	A	B
Frechet	$\ln(H)$	$-\ln\{-\ln[F(H)]\}$	$1/k$	$\ln(A)$
Weibull	H	$\{-\ln[1-F(H)]\}^{1/k}$	A	B

Table 9
Parameters of
probability distribution
laws

of one of the parameters to be determined (reported as shape k in Table 9). Therefore, the application of the linear regression method to the Least Squares presents, in general, the issue of attributing a non-exceedance probability to each element of the selected sample set and, when using the Weibull method, the problem of having an unknown distribution parameter (e.g. the shape parameter k).

While reminding that the "true" distribution probability cannot be determined in advance, the uncertainty of one of the parameters of the Weibull distribution can be, in practice, overcome by fixing tentative values to the third parameter and then estimating the remaining unknown ones. This obliges designers to later use selection criteria for the different identified distributions.

The issue of attributing a non-exceedance probability to each selected sample element is even more delicate. In actual fact, to avoid this uncertainty the non-exceedance probability of a height value is approximated with the corresponding non-exceedance sample frequency. This approximation is better verified if there is a higher number (N) of selected sample sets, which also contrasts with the need to consider only homogeneous and independent elements. In order to balance these needs with the calculation of the non-exceedance frequencies, various stable and consistent formulae have been proposed for situations even with few samples. These formulae are generally based on the following procedure:

1. The wave height sample is initially ranked in a decreasing order. The peak height value in the general m -th position of the sample

set is indicated as H_m . Therefore the sample set is indicated as $(H_1, H_2, H_m, \dots, H_N)$, where H_1 and H_N are respectively the maximum and minimum recorded values;

2. The non-exceedance frequency is then calculated for each element of the sample set. This is often called "plotting position". By indicating with (\cdot) the estimates of respective true values, the below-threshold probability of the m -th element is given by:

$$(11.6) \quad F'_m = 1 - \frac{m - \alpha}{N + \beta}$$

where α and β are two constants, whose values depend on the specific distribution that is being used.

For the Gumbel distribution, Gringorten (1963) determined that:

$$(11.7) \quad \alpha = 0.44, \beta = 0.12$$

For the Weibull distribution, Goda (1988) obtained that:

$$(11.8) \quad \alpha = 0.20 + 0.27/\sqrt{k}, \beta = 0.20 + 0.23/\sqrt{k}$$

Finally, for the Fretchet distribution, the values proposed by Weibull are normally used:

$$(11.9) \quad \alpha = 0.0, \beta = 1.0$$

It should be noted that if the analysed sample is censored, in other words values of homogeneous events below a given threshold are eliminated, the number (N) used in the position formula is not the one of the censored sample but that of the original homogeneous and independent sample set (N_T).

Once the position of all storm wave heights has been defined on the probability paper, as indicated above, it is possible to determine distribution coefficients by means of a simple linear regression such as $y = ax + b$, where a is the scale parameter and b is the position parameter, both for the Gumbel and the Weibull methods. Alternatively, in the Fretchet distribution, a is the inverse shape parameter and b is the scale parameter logarithm (see Table 9). The inclination (a) and intercept (b) of the regression line can be simply calculated as:

$$(11.11) \quad a = \frac{Cov(x, y)}{Var(x)}$$

$$(11.11) \quad b = \bar{y} - a\bar{x}$$

where

$$(11.12) \quad Var(x) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2$$

$$(11.13) \quad Cov(x, y) = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (11.14)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i \quad (11.15)$$

As mentioned above, after having obtained the distribution parameters it is necessary to choose among all the probability methods considered and, clearly, this choice must be determined in order to identify the "true" distribution probability or, at least, the most similar one. In this way, it can be approximately assumed that the probability law is the one that better fits to observations and therefore, from the Least Squares point of view, it is the one that has the smallest residual between observed and statistically forecasted values. By indicating as H_m the m -th observed value and as $H'_m = ax_m + b$ the corresponding theoretical value based on estimated non-exceedance probability $F(H'_m)$, the adopted distribution can be considered better, the lower the result of the following sum:

$$\sum_{i=1}^N (H_i - H'_i)^2 \quad (11.16)$$

A best-fitting measurement can therefore be supplied by the correlation coefficient (r), since:

$$r = \frac{\text{Cov}(x, y)}{\sqrt{\text{Var}(x)\text{Var}(y)}} = \frac{\sum_{i=1}^N [(y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})]}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right] \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \right]}} \quad (11.17)$$

Numerous studies have been published to determine the "true" distribution of wave height records according to the probability law properties. For applications in the ocean engineering field, it has been shown that the absolute correlation coefficient r (or its complement to 1, called *residual* and indicated as Δr) is a distorted index of the distribution suitability. Infact, by analysing correlation coefficient frequency distribution properties it was found that its mean value and examined probability law variation are strongly dependent. Clearly, this dependance does not reflect itself in the residual. Therefore, there is no assurance that the distribution corresponding to the larger correlation coefficient is the "true" one.

To this purpose, Goda and Kobune (1990) have proposed and verified a different choice criteria named *minimum ratio of the correlation coefficient residual (MIR criterion)*. The criterion is based on the normalization of the correlation coefficient residual (Δr) with respect to its mean value (Δr_m). This normalization makes the differences between ratios $\Delta r / \Delta r_m$ on different distributions insignificant. Therefore the choice of the best distribution falls on the one that has the minimum $\Delta r / \Delta r_m$ value.

The choice criterion is therefore based on a property of the selected

Table 10
Coefficients
of probability
distribution

Distribution	Coefficient ε	Coefficient δ	Coefficient χ
<i>Fretchet</i> ($k = 2.5$)	$-2.470+0.015 v^{3/2}$	$-0.1530-0.0052 v^{5/2}$	0.000
<i>Fretchet</i> ($k = 3.3$)	$-2.462-0.009 v^2$	$-0.1933-0.0037 v^{5/2}$	-0.007
<i>Fretchet</i> ($k = 5.0$)	-2.463	$-0.2110-0.0131 v^{5/2}$	-0.019
<i>Fretchet</i> ($k = 10.0$)	$-2.437+0.028 v^{5/2}$	$-0.2280-0.0300 v^{5/2}$	-0.033
<i>Gumbel</i>	$-2.364+0.054 v^{5/2}$	$-0.2665-0.0457 v^{5/2}$	-0.044
<i>Weibull</i> ($k = 0.75$)	$-2.435-0.168 v^{1/2}$	$-0.2083+0.1074 v^{1/2}$	-0.047
<i>Weibull</i> ($k = 1.0$)	-2.355	-0.2612	-0.043
<i>Weibull</i> ($k = 1.4$)	$-2.277+0.056 v^{1/2}$	$-0.3169-0.0499 v$	-0.044
<i>Weibull</i> ($k = 2.0$)	$-2.160+0.113 v$	$-0.3788-0.0979 v$	-0.041

sample set (Δr) and on a property of the adopted distribution law (Δr_m). If the former can be easily calculated as $1-r$, the latter must be calculated from a general formula, valid for all extracted samples of the same distribution function and with an identical number of samples. On the basis of their results, the two authors quoted above have provided the following general formula:

$$(11.18) \quad \Delta r_m = \exp[\varepsilon + \delta \ln N + \chi(\ln N)^2]$$

where N è is the number of elements in the sample set and ε , δ , χ are function coefficients depending on the adopted distribution function and v is the censoring parameter equivalent to N/N_T . Their values for some probability distributions, frequently adopted in maritime statistics, are reported in Table 10.

Results obtained by fitting the Weibull distribution to the observed storm wave height over-threshold, recorded by each of the eight RON buoys, are reported in Table 6.

11.4 Maximum wave heights within a given time interval

The final purpose of analyzing extreme events is to calculate the maximum wave height within a given time interval, which is the basic information required to design any maritime work. To establish the useful lifetime of a maritime work reference can be made to tables supplied in CNR-GNCIDI 1996: Technical Instructions for the Design of Breakwaters.

To this purpose, both specific probability information on observed samples, the duration of the time interval and the probability acceptance level concur in determining the prediction.

Normally, to identify the time interval of the statistical forecast the concept of *return period* (T_R) is used. This is defined as the mean number of years within which the general H value is not exceeded. The return period is often interpreted in a deterministic way, as if the value was certain. In actual fact, the return period is defined as the mean

value and it is therefore subject to statistical variability. The probability that an event with a given return period (T_R) occurs during this interval is equivalent to 63%. Therefore, it is more correct to define a probability level for the prediction. This probability level can be established by means of a cost-benefit analysis aimed at quantifying the tolerable risk for the service life (τ) of the maritime work. The relation between the tolerable risk and the return period is supplied by the encounter probability (P_I), in other words the probability that an event with a given frequency occurs during the course of τ years. This probability can be obtained as follows. The annual exceedance frequency of the threshold H_{T_R} (wave height value with return period T_R) is equivalent to $1/T_R$. The corresponding non-exceedance annual probability is therefore given by $(1 - 1/T_R)$. Therefore, assuming that the occurrence of an event does not influence subsequent ones, the probability of not exceeding the threshold H_{T_R} in τ years is calculated as the product of single annual frequencies (composed probability theorem). Finally, the encounter probability (that is the probability that $H > H_{T_R}$ once every τ years) can be calculated as the complement to 1 of the non-exceedance probability, namely:

$$P_I(H_{T_s}) = 1 - \left[1 - \frac{1}{T_R}\right]^\tau \quad (11.20)$$

Having established an acceptable encounter probability value and, therefore, determined the return period by means of (11.19), the corresponding design wave height value (H_{T_R}) can be calculated for the previously identified cumulated probability law. To this purpose, it should be noted that statistical operations that have been carried out are all based on a disaggregated set, that has no relation with the time recurrence of the observed event. In other words, the return period is defined without any reference to the frequency with which the sea storm occurs within the aggregated series.

The probability that, in the occurrence of a sea storm, wave height values exceeding the highest peak H_{T_R} occur is given by $1/T_R$. Instead, the annual probability that a sea storm with peak height exceeding the truncation threshold occurs is equivalent to $1/\lambda$, λ being the mean number of over-threshold sea storms observed in one year. Therefore, supposing an independence between the number of sea storms in one year and the peak values reached, the probability that another sea storm with peak wave height $H > H_{T_R}$ occurs is equivalent to the product of probabilities of the two events, namely:

$$F(H > H_{T_s}) = \frac{1}{T_R} \frac{1}{\lambda} \quad (11.20)$$

Therefore, the non-exceedance probability of the threshold H_{T_R} is given by:

$$F(H < H_{T_s}) = 1 - \frac{1}{\lambda T_R} \quad (11.21)$$

Having established the relation between the disaggregated sample probability and the probability of the aggregated time series, the wave height can be calculated with a given return period. The probability is

used to calculate the reduced variable value and, from this, the H_{TR} value. For example, according to the Weibull distribution:

$$(11.22) \quad x_T = \left[-\ln \left(\frac{1}{\lambda T_R} \right) \right]^{1/k}$$

$$(11.23) \quad H_{T_R} = A \left[-\ln \left(\frac{1}{\lambda T_R} \right) \right]^{1/k} + B$$

It is worth underlining that the design value related to a return period is not an absolute measurement but it must be interpreted as a statistical parameter whose value is affected by estimate uncertainties. These uncertainties mainly depend on sample variability and also on the selection of the "not true" probability law and on the incorrect estimate of chosen distribution parameters, due to the limited number of samples. Therefore, it is good practice to keep these uncertainties into account when associating the design value H_{TR} with its confidence interval.

Results obtained by fitting the Weibull distribution to the wave height truncated series, recorded by law the eight RON buoys, are reported in Table 6.

11.5 Calculation of the confidence interval

A criterion for the calculation of the confidence interval has been supplied by Goda (1988) by interpreting results obtained from numerous Monte Carlo simulations. In particular, the author studied (according to the probability law, the sample dimension N and the censoring parameter v) the statistical behaviour of the adimensional variable:

$$(11.24) \quad z = \frac{H'_{T_R} - H_{T_R}}{\sigma_x}$$

where H'_{T_R} is the wave height expected value with return period T_{Ri} , H_{T_R} is the expected wave height value with the same return period (calculated on the basis of the distribution assumed during the Monte Carlo simulation) and σ_x is the standard deviation of the simulated sample. Therefore, the variable z is the difference between estimated values and actual ones, normalized according to the standard deviation of the analysed sample.

The author determined an empirical expression of the standard deviation of the normalized z variable, given by

$$(11.25) \quad \sigma_z = \sqrt{\frac{1.0 + c_0(x_T - c_4 + c_5 \ln v)^2}{N}}$$

$$c_0 = c_1 \exp(c_2 N^{-1.3} + c_3 \sqrt{-\ln v})$$

where coefficients are functional to the type of probability law adopted. Values of these coefficients for the Gumbel and Weibull laws, with four

assigned parameter shape values, are reported in Table 11. On the basis of σ_z it is possible to estimate the standard deviation of wave height values with a given return period (H'_{TR}) as:

$$\sigma(H'_{TR}) = \sigma_z \sigma_x \quad (11.26)$$

Having obtained the standard deviation of H'_{TR} , the confidence interval of the estimate corresponding to a significance value of 90% is equivalent to:

$$\pm 1.96\sigma(H'_{TR}) \quad (11.27)$$

Distribution	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
<i>Gumbel</i>	0.64	9.0	0.93	0.0	1.33
<i>Weibull (k=0.75)</i>	1.65	11.4	-0.63	0.0	1.15
<i>Weibull (k=1.0)</i>	1.92	11.4	0.00	0.3	0.90
<i>Weibull (k=1.4)</i>	2.05	11.4	0.69	0.4	0.72
<i>Weibull (k=2.0)</i>	2.24	11.4	1.34	0.5	0.54

Table 11
Coefficients related
to eq.11.25

12. STATISTICAL SUMMARIES

This chapter supplies a description of the attached statistical data sheets which synthesize the obtained results. It then provides a brief comment on the illustrated results.

Statistical data sheets report, for each of the eight original buoys, the main practical information graphically organised in an easily consultable and comparable colour format. These summary sheets show the following information (starting from the top left-hand corner):

1. A map of the buoy location, tracing of the relative geographical fetches (ch. 6) and a table supplying some significant data on the wave measurement station such as: buoy geographical coordinates and mooring depth; reference period of analysed measurements; total station efficiency in the considered period (ch. 5); length and direction of the maximum effective fetch (ch. 6); data and characteristics of the most extreme sea storm recorded in the same period.
2. A graph of the mean persistence of over-threshold sea states (ch. 9) that shows the significant wave height threshold value on the y axis and the corresponding duration in hours on the x axis.
3. A diagram of the mean spectral shape of sea states (frequency spectrum), obtained by parameterizing the well-known JONSWAP model (ch. 10) with shape parameter mean values γ , σ_a , σ_b and the peak frequency f_p . The relative equilibrium parameter α has been calculated by comparing the significant spectral height H_{mo} to the mean height of all sea states, excluding calm conditions. The graph shows the frequency f of harmonic components on the x axis and the relative spectral energy density S on the y axis. A comparison between the JONSWAP and the Pierson-Moskowitz models (PM), calculated with the same parameters, is given. Mean values and standard deviations of the above shape parameters are also provided on the side.

4. Polar diagrams of the annual and seasonal mean directional wave climates (ch.7), that is the percentage frequency distribution of significant wave heights divided into five classes of variable size and 24 directional sectors with a constant angle of 15° . Due to the lack of space, the graphical scale of seasonal diagrams is slightly reduced with respect to the annual diagram.
5. A horizontal histogram supplying the annual sea state cumulative duration (in hours) having significant height H_{mo} over-threshold at intervals of $0.25\ m$. For a closer consultation, shorter durations of largest height thresholds have been enlarged.
6. Statistical correlations between the usual main referenced parameter H_{mo} (on the y axis) and some main wave height and period parameters (on the x axis), calculated with a spectral and zero-up-crossing analysis (mean height, one tenth and maximum height; mean, significant and peak period) as illustrated in ch. 8.
7. Classical graphs with statistical extrapolations of extreme events (ch. 11), both omnidirectional and directional according to two or three properly identified homogeneous sectors, with relative confidence bands at 90% obtained with the original application of the POT method. Graphs also show polar diagrams with half-hourly significant wave heights above $1\ m$ recorded at the storms peaks distributed over directional sectors with radial scales of $2\ m$.

The comparison of data reported in these 8 summary data sheets shows that it is possible to identify two main similar directional clusters within the RON measurement stations (Fig. 7): those located in the Western seas (Sardinian Sea, Ligurian Sea and Central Tyrrhenian Sea) and those located in the Eastern seas (Ionian Sea and Adriatic Sea). The former cluster is characterised by prevailing unimodal climates, with a prevailing Westerly direction while the climates of the latter group are particularly bimodal, tending towards a North-South axis. Exception is made for the two sicilian stations: Catania has a unimodal climate while Mazara del Vallo is typically bimodal. Different behaviours of higher wave classes can be observed in the two clusters according to the geographical fetch configurations: Alghero and Ponza have sea storms originating from the whole Western quadrant, while La Spezia is mainly affected by sea storms originating from the West-South-West. In the Adriatic Sea, instead, the two stations of Pescara and Monopoli have more intense sea storms originating from the North while an increase in stormy conditions coming from the South is noted when passing from Monopoli to Pescara. This is clearly due to the increase in the generating area extensions.

A non uniform distribution frequency is clearly shown in the wave climates of Catania and Crotone but not regarding the most intense sea storm sector, which is between the East and South-East. A different sea state occurrence frequency originating from the East has stimulated a detailed analysis of the meteorological genesis of the main sea storms recorded by the two measurement stations. A study of about twenty events, based on ECMWF (European Center for Medium Weather Forecast) data, has enabled the identification of four main meteorological configurations related to the position and extension of anticyclonic and cyclonic perturbations (see Piscopia et al. 2002). In each of these configurations, the orography of emerging coasts (both Italian, Macedonian and Albanian) explains the different evolution of sea storms recorded by the two buoys of Catania and Crotone.

Concerning correlations between different statistical parameters that

characterize a sea state, the following comments can be made for the mean values of all buoys: H_{mo} is about 5% higher than $H_{1/3}$; linear regressions between H_m , H_{rms} , $H_{1/10}$ e H_{mo} ($H_{1/10}=1.20H_{mo}$; $H_{rms}=0.68H_{mo}$ and $H_m=0.61H_{mo}$) are substantially in agreement with theoretical correlations based on the Rayleigh distribution law ($H_{1/10}=1.21H_{mo}$; $H_{rms}=0.68H_{mo}$ and $H_m=0.58H_{mo}$). The regression between H_{mo} e H_{max} provides a mean coefficient ($H_{max} = 1.6 H_{mo}$) slightly lower than the one predicted by the Longuet-Higgins theory ($H_{max} = 1.65 H_{mo}$); correlations between H_{mo} e T_{max} , $T_{1/10}$, $T_{1/3}$, T_m , T_p , underline a cubic relation between wave height and period, in agreement with results of the JONSWAP project (Hasselmann et al., 1973).

Parameterization results of wave spectral shapes have underlined that the peak spectral enhancement factor (γ) has mean values considerably lower than those reported in international publications and in agreement with those determined by Archetti and Franco (1995). In particular, the mean value of γ varies between 1.8 and 2.3 with a mean quadratic error between 0.6 and 1.0. Other shape factors (peak width parameters σ_a and σ_b) have mean values comparable to the ones proposed after the JONSWAP project, varying between 0.6 and 0.8Hz (σ_a) and between 0.8 and 0.11Hz (σ_b).

For a description of results obtained by extreme event analyses, reference should be made to publications by Piscopia et al. (2002a, 2002b). Instead, it is worth to discuss the results of an analysis on the time evolution of future estimates of peak wave heights to be predicted in the Italian seas. In particular, a calculation was made of the percentage difference between predicted wave heights with return period of 50 years, evaluated on the basis of sample sets with different durations varying between two and twelve years, and the relative value predicted on the basis of the whole series of measurements available over twelve years of activity. The higher the duration of the analysed series, the lower was the difference with the current forecasts. Therefore, present extrapolations are shown to be sufficiently reliable. It should also be observed that the presence in some time series of storms that are very different from the ones previously measured, especially in scarcely populated directional sectors (e.g. the Southern sector of La Spezia - storm of 1999; Western sectors of Alghero - storm of 1995 and Ponza - storm of 1998), can significantly modify directional wave statistics. These facts suggest the usefulness of extending wave monitoring in space and time in order to measure all the possible variations of sea storm phenomena in the different Italian seas. This usefulness is confirmed by indications on sea storm evolution trends in our seas. In particular, wave height mean annual variations show an increase in the storminess of Western seas and a slight reduction in storminess of Eastern seas.

In conclusion, the localized measurements described in this atlas are already considered very important for the design of naval, harbour and coastal works and for the verification and calibration of sophisticated wave forecasting models, useful for navigation and port activities and, in some cases, for Civil Protection services. The continuous and efficient operation of the RON will allow more and more accurate and reliable statistical extrapolations. Moreover, considering the close relationship between wind and wave fields, the uninterrupted continuity of wave measurement monitoring on a national scale can supply further useful information supporting the studies on present climate variations.

NOTAZIONI-SIMBOLI

NOTATION-SYMBOLS (IAHR-PIANC, 1986)

$a(f)$

densità dello spettro di ampiezza (*amplitude spectral density*): densità di ampiezza spettrale delle componenti armoniche che concorrono a determinare l'oscillazione della superficie libera η_t (*spectral amplitude density related to the fundamental harmonics composing the water level fluctuations η_t*):

$$\eta_t = \int_{f_{\min}}^{f_{\max}} a(f) \cos[2\pi ft + \phi(f)] df$$

$a_{16\%}$, a_m , $a_{84\%}$

coefficienti delle regressioni lineari tra le altezze del moto ondoso – valori rispettivamente dell'intervallo di confidenza inferiore, della media e dell'intervallo di confidenza superiore – (*wave heights linear regression parameters – values respectively related to the lower confidence limit, the mean level and the upper confidence limit*)

A

fattore di scala della legge di probabilità cumulata di non superamento dell'altezza significativa (*scale parameter of the significant wave height probability distribution*)

$b_{16\%}$, $c_{16\%}$

coefficienti della regressione nonlineare tra le altezze e i periodi del moto ondoso – valori relativi all'intervallo di confidenza inferiore – (*wave height-period nonlinear regression parameters – values related to the lower confidence limit*)

$b_{84\%}, c_{84\%}$

coefficienti della regressione nonlineare tra le altezze e i periodi del moto ondoso – valori relativi all'intervallo di confidenza superiore – (*wave height-period nonlinear regression parameters – values related to the upper confidence limit*).

b_m, c_m

coefficienti della regressione nonlineare tra le altezze e i periodi del moto ondoso – valori relativi alla media – (*wave height-period nonlinear regression parameters – values related to the mean level*)

B

fattore di posizione della legge di probabilità cumulata di non superamento dell'altezza significativa (*position parameter of the significant wave height probability distribution*)

c_1, c_2, c_3, c_4, c_5

coefficienti numerici per il calcolo della deviazione standard della variabile normalizzata z (*numerical coefficients used to estimate the standard deviation of the standardized variable z*)

f

frequenza del moto ondoso (*wave frequency*)

$f(H)$

funzione di densità di probabilità dell'altezza d'onda significativa (*probability density of the significant wave height*)

f_p

frequenza di picco spettrale, anche chiamata frequenza di moda (*peak frequency or modal frequency*): frequenza a cui è associato il valore massimo della densità spettrale di potenza (*frequency related to the maximum value of the power spectral density*):

$$f_p = f : S(f) = \max$$

$F_{\text{eff}}(\theta_j)$

lunghezza del fetch efficace nella j -esima direzione (*effective fetch length along j^{th} direction*)

$F(H)$

funzione di distribuzione della probabilità di non superamento dell'altezza d'onda significativa (*non-exceedance probability distribution of the significant wave height*)

F'_m

stima della frequenza di non superamento del m -esimo elemento della serie ordinata in senso decrescente (*plotting position*):

$$F'_m = 1 - \frac{m - \alpha}{N + \beta}$$

g

costante di accelerazione gravitazionale (*gravity acceleration constant*).

\bar{H}

valore medio delle altezze d'onda significative al picco di mareggiata sopra soglia (*mean overthreshold wave height*).

$H_{1/3}$

media del terzo delle altezze delle onde individuali ordinate in senso decrescente (*average of the highest one-third zero-upcrossing wave heights*)

$$H_{1/3} = \frac{3}{N} \sum_{i=0.667N}^N H_i$$

$H_{1/10}$

media del decimo delle altezze delle onde individuali ordinate in senso decrescente (*average of the highest one-tenth zero-upcrossing wave heights*):

$$H_{1/10} = \frac{10}{N} \sum_{i=0.9N}^N H_i$$

H_1

altezza d'onda significativa al picco di mareggiata con tempo di ritorno di 1 anno (*significant wave height with 1-year return period*).

H_{10}

altezza d'onda significativa al picco di mareggiata con tempo di ritorno di 10 anni (*significant wave height with 10-years return period*).

H_{50}

altezza d'onda significativa al picco di mareggiata con tempo di ritorno di 50 anni (*significant wave height with 50-years return period*).

H_i

altezze delle onde individuali delimitate da due successivi attraversamenti del livello medio marino con gradiente positivo (*height of each zero-upcrossing waves*):

$$H_m = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N H_i$$

H_m

media delle altezze delle onde individuali (*average of all the zero-upcrossing wave heights*):

$$H_{max} = \max \{ H_i \}$$

H_{max}

altezza massima delle onde individuali (*maximum zero-upcrossing wave height*)

H_{mo}

altezza significativa spettrale (*significant spectral wave height*): stima

dell'altezza significativa dello stato di mare in base al momento spettrale di ordine zero m_0 (*estimate of the significant wave height based on the spectral moment of order zero m_0*):

$$m_n = \int_{f_{\min}}^{f_{\max}} f^n S(f) df$$

$$H_{m0} = 4\sqrt{m_0}$$

H_{rms}

altezza quadratica media spettrale (*root mean square wave height*):

$$H_{rms} = 2\sqrt{2m_0}$$

H_{POT}

soglia di troncamento utilizzata nelle analisi degli eventi estremi (*threshold value for the extreme wave height analysis*)

k

fattore di forma della legge di probabilità cumulata di non superamento dell'altezza significativa (*shape parameter of the significant wave height probability distribution*)

m_{oss}

numero di osservazioni triorarie mancanti (*total missing-value number*)

n

esponente della legge di distribuzione direzionale dell'energia del moto ondoso (*cosine exponent of the directional spreading function*)

n_{oss}

numero di osservazioni triorarie registrate (*total observation number*)

N

numero totale delle mareggiate (*total storm number*)

N_T

numero totale dei campioni sopra soglia (*total number of the over-threshold data*)

P_I

probabilità di incontro (*encounter probability*): probabilità che un evento di assegnata frequenza si verifichi nel corso di τ anni (*probability level that a specific storm occurs within τ years*)

q, r

coefficienti della legge di proporzionalità tra l'altezza significativa e la sua tendenza assoluta (*coefficients of the power law fitted to the significant wave height values and their absolute changing trend*).

$S(f)$

densità dello spettro di potenza (*power spectral density*): densità spettrale di energia delle componenti armoniche con frequenze comprese nell'intorno di ampiezza df della frequenza f (*spectral energy density related to harmonics with frequencies in the neighborhood of f*):

$$S(f) = \frac{a^2(f)}{2}$$

$S_j(f)$

modello matematico della densità spettrale di energia del moto ondoso proposto dopo la campagna di misure JONSWAP (*JONSWAP wave spectral energy model*):

$$S_j(f) = S_{PM}(f) \gamma^{\Theta(f)}$$

$S(H)$

tendenza assoluta della variazione dell'altezza d'onda significativa (*absolute changing trend of the significant wave height*):

$$S\left(t_i, \frac{H_{mo}(t_{i+1}) + H_{mo}(t_i)}{2(t_{i+1} - t_i)}\right) = \frac{H_{mo}(t_{i+1}) - H_{mo}(t_i)}{(t_{i+1} - t_i)^2} = qH_{mo}^r$$

$S_{PM}(f)$

modello matematico della densità spettrale di energia del moto ondoso proposto da Pierson e Moskowitz (*Pierson-Moskovitz wave spectral energy model*):

$$S_{PM}(f) = \frac{\alpha g^2}{(2\pi)^4 f^5} \exp\left[-\frac{5}{4}\left(\frac{f_p}{f}\right)^4\right]$$

t

tempo (*time*)

t_i

indice temporale della serie storica contenente le osservazioni (*time index of the observed wave series*)

T_i

periodi delle onde individuali delimitate da due successivi attraversamenti del livello medio marino con gradiente positivo (*period of each zero-upcrossing waves*)

T_m

(*mean wave period*) media dei periodi delle onde individuali (*average of all the zero-upcrossing wave periods*):

$$T_m = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_i$$

T_{oss}

numero totale di osservazioni trionarie attese (*total observation number expected*)

T_p

periodo di picco spettrale (*peak period*): inverso della frequenza di picco (*inverse of the spectral peak frequency*):

$$T_p = \frac{1}{f_p}$$

T_r

periodo di ritorno degli stati di mare (*storm return period*): intervallo medio che separa due consecutive mareggiate che superano una assegnata soglia di altezza significativa al picco (*mean time interval between two successive sea-storms over a fixed threshold of the peak significant wave height*)

T_s

periodo significativo delle onde individuali (*significant wave period*): media dei periodi associati al terzo delle onde individuali con altezze maggiori ordinate in senso decrescente (*average of the highest one-third zero-upcrossing wave periods*):

$$T_s = \frac{3}{N} \sum_{i=0.667N}^N T(H_i)$$

x

variabile ridotta (*reduced variable*):

$$x = \left\{ -\ln[1 - F(H)] \right\}^{1/k}$$

z

variabile standardizzata definita come differenza tra il valore atteso dell'altezza con periodo di ritorno T_R (H'_{T_R}), calcolata in base ad un campione di deviazione standard σ_x , e il suo valore vero (H_{T_R}) - (*standardised variable defined as the difference between the wave height having a fixed return period T_R (H'_{T_R}), estimated by analysing wave data with a standard deviation σ_x , and the corresponding true value*):

$$z = \frac{H'_{T_R} - H_{T_R}}{\sigma_x}$$

α

costante di Phillips, spesso chiamata parametro di saturazione o parametro di equilibrio (*Phillips constant, also frequently referenced as saturation or equilibrium parameter*)

β_{50}

semi ampiezza dell'intervallo di confidenza della legge di probabilità

degli eventi estremi (*half-amplitude of the extreme wave-height probability-law confidence interval*)

γ

parametro di appuntimento spettrale (*peak enhancement factor*)

$\bar{\gamma}$

valore medio del parametro di appuntimento spettrale calcolato in boa (*average value of the observed peak enhancement factor*)

γ_{50}

parametro di dispersione della legge di probabilità degli eventi estremi (*spread parameter of the extreme wave height probability law*):

$$\gamma_{50} = 1 + \frac{(\ln 50\lambda)^{1/\xi} - (\ln 10\lambda)^{1/\xi}}{\frac{\sigma_H}{H_{\varphi\kappa}} + (\ln 10\lambda)^{1/\xi} - \nu}$$

Δr

residuo del coefficiente di correlazione r (*residual correlation coefficient*)

Δr_m

residuo medio del coefficiente di correlazione r (*mean residual correlation coefficient*):

$$\Delta r_m = \exp[\varepsilon + \delta \ln N + \chi(\ln N)^2]$$

Δt

intervallo di campionamento delle misure (*wave data sampling rate*)

$\varepsilon, \delta, \chi$

coefficienti numerici dell'espressione analitica fornita per il calcolo del residuo medio del coefficiente di correlazione (*numerical coefficients for the mean residual correlation coefficient estimation*)

η

efficienza della stazione di misura (*wave buoy efficiency*):

$$\eta = \frac{n_{oss}}{T_{oss}} = 1 - \frac{m_{oss}}{T_{oss}}$$

$\Theta(f)$

funzione con il massimo corrispondente alla frequenza di picco dello spettro (*frequency function peaked on the modal frequency*):

$$\Theta(f) = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{f - f_p}{\sigma f_p} \right)^2 \right]$$

λ

numero medio annuale di mareggiate sopra soglia (*mean over-threshold storm number*)

μ, β

costanti adimensionali utilizzate nella stima della frequenza di non superamento del m -esimo elemento della serie ordinata in senso decrescente (*plotting position constants*)

v

parametro di censura pari a N/N_T (*censoring parameter equal to N/N_T*).

ξ, ψ

coefficienti della legge di proporzionalità tra l'altezza significativa e la durata media delle mareggiate sopra una fissata soglia (*coefficients of the power law fitted to the significant wave height values and the mean storm persistence over a fixed threshold*).

σ

costante pari a σ_b quando $f \leq f_p$, o a σ_a per $f > f_p$ (*constant value equal to σ_b for $f \leq f_p$, or to σ_a when $f > f_p$*).

σ_a

valore medio della costante σ , per $f > f_p$, calcolata in boa (*averaged value of the σ constant for $f > f_p$*).

σ_b

valore medio della costante σ , per $f \leq f_p$, calcolata in boa (*averaged value of the σ constant for $f \leq f_p$*).

σ_γ

deviazione standard del parametro di appuntamento spettrale calcolato in boa (*standard deviation of the observed peak enhancement factor*).

σ_H

deviazione standard del campione di altezze sopra soglia (*standard deviation of the over-threshold wave data*):

σ_z

deviazione standard della variabile normalizzata z (*standard deviation of the standardized variable z*):

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{1.0 + c_0(x_T - c_4 + c_5 \ln v)^2}{N}}$$
$$c_0 = c_1 \exp(c_2 N^{-1.3} + c_3 \sqrt{-\ln v})$$

$\sigma(H'_{T_R})$

deviazione standard del valore d'altezza d'onda con assegnato tempo di ritorno (H'_{T_R}) - (*standard deviation of the estimated wave height with fixed return period*)

σ_{σ_a}

deviazione standard della costante σ , per $f > f_p$, calcolata in boa (*standard deviation of the σ constant for $f > f_p$*)

σ_{σ_b}

deviazione standard della costante σ , per $f \leq f_p$, calcolata in boa (*standard deviation of the σ constant for $f \leq f_p$*)

$\sigma(H'_{T_R})$

deviazione standard del valore d'altezza d'onda con assegnato tempo di ritorno (H'_{T_R})—(*standard deviation of the estimated wave height with fixed return period*):

$$\sigma(H'_{T_R}) = \sigma_z \sigma_x$$

$\tau(H)$

durata media degli stati di mare al di sopra di una determinata soglia (*mean storm persistence over a fixed threshold*):

$$\tau(H) = \frac{2F(H)}{f(H)S(H)} = \left(\frac{H_{mo}}{\xi} \right)^\psi$$

φ, ν, κ

coefficienti numerici per il calcolo del parametro di dispersione della legge di probabilità degli eventi estremi (*numerical coefficients used to estimate the extreme wave-height probability law parameters*).

RIFERIMENTI E BIBLIOGRAFIA

REFERENCES AND BIBLIOGRAPHY

Riferimenti (citati nel testo)
References (cited in the text)

- Archetti R. and Franco L., 1995. "Nuove analisi dei dati ondametrici dei mari italiani". *Atti 2° ed. Giornate Italiane Ingegneria Costiera, Ravenna*, pp. 151-166.
- Frigaard P., Helm-Petersen J., Klopman G., Stansberg C.T., Benoit M., Briggs M.J., Miles M., Santos J., Schäffer H.A. and Hawkes P.J., 1987. "IAHR list of sea state parameters: a presentation". *IAHR Seminar on "Multidirectional Waves and their Interaction with Structures"*, Proc. 27th IAHR Cong., San Francisco, pp. 15-24.
- Gentile R., 1998. "Statistical properties of random waves in deep water directional seas involving f^4 frequency spectra". *Proc. 8th ISOPE Conf.*, Montreal, Canada, vol. 3, pp. 203-211.
- Goda Y., 1988. "On the methodology of selecting design wave height". *Proc. 21st ICCE Conf.*, vol. 1, pp. 899-913.
- Goda Y. and Konube K., 1990. "Distribution function fitting for storm wave data". *Proc. 22nd ICCE Conf.*, pp. 1-14.
- Hasselmann K., Barnett T.P., Bouws E., Carlson H., Cartwright D.E., Enke K., Ewing J.A., Gienapp H., Hasselmann S., Krusemann P., Meerburg A., Muller P., Olbers D.J., Richter K., Sell W. and Walsen H., 1973. "Measurements of wind-wave growth and swell decay during the Joint North Sea Wave Project (JONSWAP)". *Deut. Hydr. Zeit.*, vol. A12, pp. 1-95.
- IAHR-PIANC, (1986). "List of sea state parameters". Supplement to Bulletin n.52
- Mathiesen M., 1994. "Estimation of wave duration statistics". *Coastal Eng.*, vol. 23, pp. 167-181.
- Pierson W.J. and Moskowitz L., 1964. "A proposed spectral form for fully developed wind seas based on the similarity theory of S.A.

- Kitaigorodskii". *J. Geophys. Res.*, vol. 69 (24), pp. 5181-5190.
- Piscopia, R., Inghilesi, R., Panizzo, A., Corsini, S. and Franco, L., 2002a. "Analysis of 12-year wave measurements by the Italian Wave Network". *Proc. 28th ICCE Conf.*, Cardiff, vol. 1, pp. 121-133.
- Piscopia, R., Corsini, S., Inghilesi, R. e Franco, L., 2002b. "Misure strumentali di moto ondoso della Rete Ondametrica Nazionale: analisi statistica aggiornata degli eventi estremi". *XXVIII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Potenza, Italy, vol. 4, pp. 271-280.
- Piscopia, R., 2003. "On the Optimal Fitting of a Ten-Parameter Model to Observed Wave Spectra". *13th ISOPE Conf.*, Honolulu, Hawaii, USA, vol. 3, pp. 233-240.
- Piscopia, R., Inghilesi, R., Corsini, S. e Franco, L., 2003. "L'atlante delle onde nei mari italiani". *VII ed. Giornate di Ingegneria Costiera*, AIPCN Trieste, pp. 107-118.
- Piscopia, R., Baglivo, C. e Grimaldi, S., 2004a. "Linear parametric modeling of wave time series with missing values". *Proc. Workshop on "Mathematical and Statistical Methods for Hydrologic Series Analysis"*, Napoli, pp. 1-23.
- Piscopia, R., Baglivo, C., Grimaldi, S. e Franco, L., 2004b. "Application of LPMs to wave time series with missing values". *Atti del XXIX Congresso d'Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Trento, (in stampa).
- Piscopia R., Panizzo A. and De Girolamo P., 2004c. "An efficient method to identify cross-sea states". *Coastal Eng.*, in press.

Bibliografia *Bibliography*

- Alves J.H.G.M. and Melo E., 1998. "On the measurement of directional wave spectra at the southern Brazilian coast". *Applied Ocean Research*, vol. 21, pp. 295-309.
- Anastasiou K. and Tsekos C., 1996. "Operability analysis of marine projects based on Markov theory". *Applied Ocean Research*, vol. 18, pp. 329-352.
- Anastasiou K. and Tsekos C., 1996. "Persistence statistics of marine environmental parameters from Markov theory. Part I: analysis in discrete time". *Applied Ocean Research*, vol. 18, pp. 187-199.
- Anastasiou K. and Tsekos C., 1996. "Persistence statistics of marine environmental parameters from Markov theory. Part II: analysis in continuous time". *Applied Ocean Research*, vol. 18, pp. 243-255.
- Andrew M.E. and Hemsley J.M., 1990. "Resampling approach to extreme wave height analysis". *J. Waterway, Port, Coast, and Ocean Eng.*, vol. 116, n°4, pp. 444-458.
- Aranuvachapun S., 1987a. "Parameters of JONSWAP spectral model for surface gravity waves - I. Monte Carlo simulation study". *Ocean Eng.*, vol. 14, n° 2, pp. 89-100.
- Aranuvachapun S., 1987b. "Parameters of JONSWAP spectral model for surface gravity waves - II. Predictability from real data". *Ocean Eng.*, vol. 14, n° 2, pp. 101-115.
- Arena G., Briganti R., Corsini S. and Franco L., 2001. "The Italian wave measurement buoy network: 12 years management experience". *Proc. WAVES'01 Conf.*, San Francisco, USA, pp. 86-94.
- Arena G., Corsini S. and Guiducci F. 1997. "Activities of the National Hydrographic And Oceanographic Service in the maritime field".

PIANC- AIPCN Congress.

- Arseni A., Corsini S., Franco L. and Inghilesi R., 2001. "Analisi della tempesta del 28-29 dicembre 1999 nei mari occidentali italiani". *Atti 6° ed. Giornate Italiane di Ingegneria Costiera*, Salerno.
- Athanassoulis G.A. and Stefanakos C.H.N., 1995. "A nonstationary stochastic model for long term time series of significant wave height". *J. Geophys. Res.*, vol. 100, pp. 16149-16162.
- Athanassoulis G.A., Vranas P.B. and Soukissian T.H., 1992. "A new model for long term stochastic analysis and prediction - Part I: theoretical background". *J. of Ship res.*, vol. 36, pp 1-16.
- Bacchelli B., Franco L., 1989,. "Analisi spettrale direzionale di misure ondametrische nell'Alto Adriatico", *Offshore and Marine Engineering*, n. 2, pp.15-24.
- Battjes J.A., Zitman T.J. and Holthuijsen L.H., 1987. "A reanalysis of the spectra observed in JONSWAP". *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 17, n° 8, pp. 1288-1295.
- Bertotti L., Cavaleri L., De Girolamo P., Magnaldi S., Franco L. 1998 "Hindcast and forecast of the Parsifal storm". *Il Nuovo Cimento*, vol.21C, n.3, Società Italiana di Fisica, Bologna, pp.281-298.
- Bitner E.M., 1980. "Non linear effects of the statistical model of shallow-water wind waves". *Applied Ocean Research*, vol. 2, n°2, pp. 63-73.
- Boccotti P., 1986. "Previsione delle onde per i mari italiani". *XX Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Padova, A8-A9.
- Borgman L.E., 1973. "Probabilities for highest waves in hurricane". *J. Waterways, Harbours and Coastal Eng. Div.*, vol. 99, WW2, pp. 185-207.
- Bowers J.A., Morton I.D. and Mould G.I., 2000. "Directional statistics of the wind and waves". *Applied Ocean Research*, vol. 22, pp. 13-30.
- Brodtkorb P.A., Myrhaug D. and Rue H., 1999. "Joint distribution of wave height and wave crest velocity from reconstructed data". *Proc. 9th ISOPE Conf.*, Brest, France, vol. III, pp. 66-73.
- Burcharth H.F. and Liu Z., 1994. "On the extreme wave height analysis". *Proc. Hydro-port*, Yokosuka, Japan, vol.1, pp. 123-142.
- Burlando P., Franco L., Passoni G., Rosso R., 1994. "Are Mediterranean winds (and waves) becoming stronger ? ". *Proc. European Seminar on "Offshore Wind Energy in Mediterranean and other European Seas" (OWEMES)*, Rome.
- Caielli A., Cecconi G., Cianfruglia R., Franco L., Passacantando G., 1992. "La rete di monitoraggio dei parametri meteorologici ed oceanografici nell'ambito del progetto Venezia", *Proc. 3° AIOM Congress*, Genova, pp.125-135.
- Capitao R. and Burrow R., 1995. "Wave predictions based on scatter diagram data. A review". *Advances in engineering softwares*, vol. 23, pp. 37-47.
- Capitao R. and Burrow R., 1995. "Wave predictions based on scatter diagram data. A computer program package". *Advances in engineering softwares*, vol. 23, pp. 49-59.
- Carter D.J.T. and Draper L., 1988. "Has the north-east Atlantic become rougher?". *Nature*, vol. 332, pp. 494
- Cartwright D.E. and Longuet-Higgins M.S., 1956. "The statistical distribution of the maxima of a random process", *Proc. R. Soc. London*, vol. 237, serie A, pp. 212-232.
- Carvalho J.L.B. and Parente C.E., 2000. "Directional wave measurements using a slope array system". *Applied Ocean Research*, vol. 22,

- pp. 95-101.
- Chakrabarti S.K., Snider H. and Feldhausen P.H., 1974. "Mean length of runs of ocean waves", *J. Geophys. Res.*, vol. 79, pp.5665-5667.
- Contini P. and De Girolamo P., 1998. "Impatto morfologico di opere a mare: casi di studio". Atti VIII Convegno AIOM, Lerici, pp.85-95.
- Cunha C. and Guedes Soares C., 1999. "On the choice of data transformation for modelling time series of significant wave height". *Ocean Eng.*, vol. 26, pp. 489-506.
- Dattatri J., Raman H. and Shankar N.J., 1979. "Height and period distribution for waves of Mangalore harbour- West Coast", *J. Geophys. Res.*, vol. 84, n° C7, pp. 3767-3772.
- Donelan M.A., Hamilton J. and Hui W.H., 1985. "Directional spectra of wind waves", *Philos. Trans. R. Soc. London*, A 315, pp. 509-562.
- Donoso M.C.I., LeMehaute B. and Long R.B., 1987. "Data base of maximum sea states during hurricanes". *J. Waterways, Ports, Coast and Ocean Eng.*, vol. 113, n° 4, pp. 311-327.
- Draper L., 1966. "The analysis and presentation of wave data. A plea for uniformity". *Proc. 10th ICCE Conf.*, vol. 1, pp. 1-11.
- Draper L., 1976. "Revision in wave data presentation", *Proc. 15th ICCE Conf.*, vol. 1, pp. 3-9.
- Evans K.C. and Kibblewhite A.C., 1990. "An examination of fetch-limited wave growth off the west coast of New Zealand by comparison with the JONSWAP results". *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 20, pp. 1278-1296.
- Ewing J.A., 1973. "Mean length of runs of high waves". *J. Geophys. Res.*, vol.78, n° 12, pp. 1933-1936.
- Ferreira J.A. and Guedes Soares C., 1999. "Modelling the long term distribution of significant wave height with the beta and gamma models". *Ocean Eng.*, vol. 26, pp. 713-725.
- Forristal G.Z., 1978. "On the statistical distribution of wave height in a storm", *J. Geophys. Res.*, vol. 83, n° C5, pp. 2353-2358.
- Forristal G.Z., 1981. "Measurements of a saturated range in ocean wave spectra", *J. Geophys. Res.*, vol. 86, pp. 8075-8084.
- Forristal G.Z., 1984. "The distribution of measured and simulated wave heights as a function of spectral shape". *J. Geophys. Res.*, vol. 89, n° C6, pp. 10547-10552.
- Forristal G.Z., Ward E.G., Cardone V.J. and Borgman L.E., 1978. "The directional spectra and kinematics of surface gravity waves in tropical storm Delia", *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 8, n° 5, pp. 888-909.
- Franco L., 1993. "Misure strumentali di moto ondoso nei mari italiani", *Atti 1° ed. Giornate Italiane Ingegneria Costiera*, Genova, vol D, pp.146-181.
- Franco L., Sammarco P., Spina D., 1990. "Analisi degli eventi ondosi estremi misurati nei mari italiani". Atti del XXII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, vol. 3 pp. 477-496, Cosenza.
- Franco L. and Archetti R., 1993. "The Italian directional wave measurement network: new insights at the climates off the Mediterranean coasts". *Proc. Medcoast '93*, vol. 2, pp. 1-15.
- Franco L., 1995. "Wave measurements in the Mediterranean Sea", *Proc. HYDRA 2000, XXVI IAHR Congress*, vol.3, pp.162-167, T.Telford, London.
- Franco L. and Contini P., 1997. "Wave measurements and climatology in the Italian Seas". *PIANC-AIPCN Bulletin*, n. 94, Brussels, pp. 67-76.
- Fujiwara R. and Isobe M., 1996. "A method for estimating standardized bimodal directional spectra". *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando,

- Florida, pp. 16-29.
- Goda Y., 1978. "The observed joint distribution of periods and heights of sea waves", *Proc. 16th ICCE Conf.*, vol. 1, pp. 227-246.
- Goda Y., 1987. "Statistical variability of sea state parameters as a function of wave spectrum", *Proc. 22nd IAHR Congress*, Lausanne, pp. 237-248.
- Goda Y., 2000. "Random seas and design of maritime structures". *Advanced series on ocean engineering*, World Scientific Publications, vol. 15.
- Goda Y., 2001. "Extreme wave statistics for reliability-based of caisson breakwaters". *Advanced design of maritime structures in the 21st century*, Port and harbour research institute, pp. 1-13.
- Goda Y., 2002. "The spread parameter of extreme wave height distribution for performance-based design of maritime structures". *Proc. Int. Conf. Hydrodynamics*, pp. 1-7.
- Goda Y., Hawkes P. J., Mansard E., Martin M. J., Mathiesen M., Peltier E., Thompson E. and Van Vledder G., 1993. "Intercomparison of extremal wave analysis method using numerically simulated data". *Proc. WAVES'93 Conf.*, pp. 963-977.
- Goda Y., Konagaya O., Takeshita N., Hitomi H. and Nagai T., 2000. "Population distribution of extreme wave heights estimated through regional analysis". *Proc. 27th ICCE Conf.*, pp. 1078-1091.
- Graham C., 1982. "The parameterization and prediction of wave height and wind speed persistence statistic for oil industry operational planning purpose". *Coastal Eng.*, vol. 6, pp. 303-329.
- Guddal J., 1999. "Application of wave spectral information in marine forecasting". *Coastal Eng.*, vol. 37, pp. 369-377.
- Guedes Soares C. e Nolasco M.C., 1992. "Spectral modelling of sea states with multiple wave systems". *J. Off. Mech. And Arctic Eng.*, Vol. 114, pp. 278-284.
- Guedes Soares C., 1984. "Representation of double-peaked sea wave spectra". *Ocean Eng.*, Vol. 11, pp. 185-207.
- Guedes Soares C., Ferreira C. and Cunha C., 1996. "Linear models of the time series of significant wave height in the southwest coast of Portugal". *Coastal Eng.*, vol. 29, pp. 149-167.
- Guedes Soares, C., 1991. "On the occurrence of double peaked wave spectra". *Ocean Eng.*, Vol. 18, n° 1, pp. 167-171.
- Gulev S.K. e Hasse L., 1999. "Climate changes of wind wave in the North Atlantic over the last several decades". *Proc. 9th ISOPE Conf.*, Brest, France, vol. III, pp. 164-167.
- Günther H., 1981. "A parametric surface wave model and the statistics of prediction parameters". *PhD. Thesis, Hamburger Geophysikalische Einzelschriften*, 90 pp.
- Hashimoto N., 1998. "Analysis of the directional wave spectrum from field data". *Advances in Coastal Engineering* (ed. Liu), pp.103-143.
- Haver S., 1985. "Wave climate off northern Norway". *Applied Ocean Res.*, vol. 7, n° 2, pp. 85-92.
- Howell G.L., 1998. "Shallow water directional wave gages using short baseline pressure arrays". *Coastal Eng.*, vol. 35, pp. 85-102.
- Huang M.C. and Chen J.Y., 1998. "Wave direction analysis from data buoys". *Ocean Eng.*, vol. 25, n° 8, pp.621-637.
- Huang N.E., Long S.R., Tung C.C., Yuen Y. and Bliven L.F., 1981. "A unified two-parameter wave spectral model for a general sea state". *J. Fluid Mech.*, vol. 112, pp. 203-224.
- Inman D.L., Jenkins S.A. and Elwany L.H., 1996. "Wave climate cycles

- and costal engineering practice". *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 314-327.
- Isaacson M. and Mackenzie N.G., 1981. "Long term distribution of ocean waves: a review". *J. Waterways, Port, Coastal and Ocean Eng.*, vol. 107, n° WW2, pp. 93-109.
- Iseki T. and Ohtsu K., 2000. "Bayesian estimation of directional wave spectra based on ship motions". *Control Engineering Practice*, vol. 8, pp. 215-219.
- Isobe M., 1988. "On joint distribution of wave heights and directions". *Proc. 21st ICCE Conf.*, Malaga, Spain, pp. 524-538.
- Isobe M., Kondo K. and Horikawa K., 1984. "Extension of MLM for estimating directional wave spectrum". *Proceedings Symposium on Description and Modelling of Directional Seas*, June 18-20, Technical University of Denmark, paper no. A-3, 13 pp.
- Jefferys E.R., 1987. "Directional seas should be ergodic", *Applied Ocean Res.*, vol. 9, n°4, pp. 186-191.
- Kahama K.K., 1981. "A study of the growth of the wave spectrum with fetch". *J. Physic. Oceanogr.*, vol. 11, n° 11, pp. 1503-1515.
- Kamphuis W., 1996. "Experiments on design wave height in shallow water". *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 221-232.
- Kay S.M. and Marple S.L.Jr., 1981. "Spectrum analysis a modern perspective", *IEEE Proc.*, vol.69, n°11, pp.1380-1419.
- Kerstens J.G.M., Pacheco L.A. and Edwards G., 1988. "A Bayesian method for the estimation of return values of wave heights". *Ocean Eng.*, vol. 15, n°2, pp. 153-170.
- Kitaigorodskii S.A., Krasitskii S.A. and Zaslavskii M.M., 1975. "On the Phillips' theory of equilibrium range in the spectra of wind-generated gravity waves". *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 5, n° 3, pp. 410-420.
- Krogstad H.E. and Barstow S.F., 1999. "Satellite wave measurements for coastal engineering applications". *Coastal Eng.*, vol. 37, pp. 283-307.
- Kuik A.J. and Van Vledder G.Ph., 1984. "Proposed method for the routine analysis of pitch-roll buoy data". *Proceedings Symposium on Description and Modelling of Directional Seas*, June 18-20, Technical University of Denmark, paper no. A-5, 13 pp.
- Kuik A.J., Van Vledder G.Ph. and Holthuijsen L.H., 1988. "A method for the routine analysis of pitch and roll buoy wave data". *J. Physical Oceanogr.*, vol. 18, pp.1020-1034.
- Kwon J.G. and Deguchi I., 1994. "On the joint distribution of wave height, period and direction of individual waves in a three-dimensional random seas". *Proc. 24th ICCE Conf.*, vol. 1, pp. 370-383.
- Langley R.S., 1987. "A statistical analysis of non linear random waves". *Ocean Eng.*, vol. 14, n° 5, pp. 389-407.
- Larsen L.H., 1981. "The influence of bandwidth on the distribution of heights of sea wave". *J. Geophys. Res.*, vol. 86, n° C6, pp. 4299-4301.
- Lin, J.G. and Yim, J.Z. 1998. "On the spectral properties of wind waves in northern Taiwan". *Proc. 8th ISOPE Conf.*, Montreal, Canada, vol. 3, pp. 195-198.
- Lindgren G. and Rychlik I., 1982. "Wave characteristic distributions for Gaussian waves - wave length, amplitude and steepness". *Ocean Eng.*, vol. 9, n° 5, pp. 411-432.
- Liu P.C., 1998. "What is the slope of equilibrium range in the frequency spectrum of wind waves?". *Proc. 21st ICCE Conf.*, pp. 1045-1057.
- Long R.B., 1980. "The statistical evaluation of directional spectrum

- estimates derived from pitch-roll buoy data". *J. Physical Oceanogr.*, vol. 10, pp. 944-952.
- Longuet-Higgins and Fox M.J.H., 1977. "Theory of the almost highest wave: the inner solution". *J. Fluid Mech.*, vol. 80, pp. 721-741.
- Longuet-Higgins M.S., 1979. "The almost highest wave: a simple approximation". *J. Fluid Mech.*, vol. 94, pp. 269-273.
- Longuet-Higgins M.S., 1984. "Statistical properties of wave groups in a random sea state". *Phil. Trans. R. Soc. London, A* 312, pp. 219-250.
- Longuet-Higgins M.S., Cartwright D.E. and Smith N.D., 1963. "Observation of the directional spectrum of sea waves using the motions of a floating buoy". *Ocean Wave Spectra*, Prentice Hall, pp. 111-136.
- Longuet-Higgins M.S. 1975. "On the distribution of the periods and Amplitudes of sea waves". *J. Geophys. Res.*, vol. 80, n° 18, pp. 2688-2694.
- Loukakis T.A. and Grivas S.B., 1980. "A method for establishing ship design wave bending moment and its comparison with classification societies rules". *Ocean Eng.*, vol. 7, n° 2, pp. 357-371.
- Mansard E.P.D. and Funke E.R., 1990. "On the fitting of JONWASP spectra to measured sea states". *Proc. 22nd ICCE Conf.*, Delft, the Netherlands, pp. 464-477.
- Mansour A.E. and Preston D.B., 1995. "Return periods and encounter probabilities". *Applied Ocean Research*, vol. 17, pp. 127-136.
- Massel S.R., Brinkman R.M., 1998. "On the determination of directional wave spectra for practical applications". *Applied Ocean Research*, vol. 20, pp. 357-374.
- Mathiesen J. and Bitner-Gregersen E., 1990. "Joint distribution for significant wave height and zero crossing period", *Applied ocean research*, vol. 12, n° 2, pp. 93-103.
- Mathiesen M., Goda Y., Hawkes P., Mansard E., Martin M.J., Peltier E., Thompson E. and Van Vledder G., 1994. "Recommended practice for extreme wave analysis". *J. Hydr. Res.*, vol. 32, n°6, pp. 803-814.
- Mitsuyasu, H., Suhaya, T., Mizuno, S., Ohkuso, M., Honda, T. and Rikiishi, K., 1980. "Observations of the power spectrum of waves using a cloverleaf buoy". *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 10, n° 2, pp. 286-296.
- Naess A., 1985. "Extreme value estimates based on the envelope concept". *Applied Ocean Res.*, vol. 4, n°3, pp. 181-187.
- Naess A., 1985. "On the distribution of crest to trough wave heights". *Ocean Eng.*, vol. 12, n°3, pp. 221-234.
- Nakagawa Y., Tsuruya H. and Hashimoto N., 1996. "The effects of currents on estimations of directional wave spectra", *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 30-42.
- Niedzwecki J.M. and Whatley C.P., 1991. "A comparative study of some directional sea models", *Ocean Eng.*, Vol.18, n°2 pp.111-128.
- Nwongu O., 1989. "Maximum entropy estimation of directional wave spectra". *Applied Ocean Res.*, vol.11, n°4, pp. 176-182.
- Ochi M.K. and Eckhoff M.A., 1984. "Prediction of wave heights based on half cycle excursion analysis". *Ocean Eng.*, vol. 11, n°6, pp. 581-591.
- Ochi M.K. and Hubble E.N., 1976. "On six-parameters wave spectra". *Proc. 15th ICCE Conf.*, pp. 301-328.
- Ochi M.K. and Whalen E., 1980. "Prediction of the severest significant wave height", *Proc. 17th ICCE Conf.*, pp. 587-599.

- Ochi M.K., 1992. "New approach for estimating the severest sea state from statistical data". *Proc. 23rd ICCE Conf.*, pp.512-525.
- Ochi M.K., 1998. "Ocean waves. The stochastic approach". *Ed. Cambridge University Press*, pp. 319.
- Palmieri S., Corsini S., Casale G.R. and Siani A.M., 2002. "Severe sea storms along Italian coasts". *Proc. Coastal Environment 2002*.
- Panizzo A., Piscopia R. and De Girolamo P., 2000. "Confronto tra due tecniche per il calcolo dello spettro direzionale di moto ondoso". *V ed. Giornate Italiane di Ingegneria Costiera.*, Reggio Calabria, pp. 167-176.
- Pena H.G., 1983. "On the stability of the moments of the maximum entropy wind wave spectrum". *Ocean Eng.*, vol.10, n°2, pp.79-96.
- Phillips O.M., 1958. "The equilibrium range in the spectrum of wind-generated waves". *J. Fluid Mech.*, vol. 4, pp. 426-434.
- Phillips O.M., 1985. "Spectral and statistical properties of the equilibrium range in wind-generated gravity waves". *J. Fluid Mech.*, vol. 156, pp. 505-531.
- Pierson W.J., 1977. "Comments on a parametrical wave prediction model". *J. Phys. Oceanogr.*, vol. 7, n° 1, pp. 127-134.
- Piscopia R., Panizzo A., Noli A. e De Girolamo P., 2000. "Sul calcolo dello spettro di moto ondoso". *XXVII Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Genova, Italy, vol. II, pp. 95-107.
- Piscopia R., De Girolamo P., Cecconi G., Pellegrini G., Contini P., Saltari D. e Lorenzi P., 2001a. "Il sistema di monitoraggio del moto ondoso lungo i litorali della laguna di Venezia. Parte I: la stazione di misura Acqua Alta". *L'Acqua*, n° 2/2001, pp. 17-26.
- Piscopia R., Belloni L., Inghilesi R., Briganti R. and Corsini S., 2001b. "Analisi della tempesta del 6 novembre 2000 nel Mar Ligure". *Atti 6° ed. Giornate Italiane Ingegneria Costiera*, Salerno, pp. 1-12.
- Piscopia, R., Inghilesi, R., Corsini, S. e Franco, L., 2004d. "Verso l'atlante delle onde nei mari italiani". *Accademia dei Lincei - XXI Giornata dell'ambiente: le aree costiere*, Roma, 11 pp.
- Pitt E.G., Daruvala J., Bole J.B. and Driver D.B., 1999. "Models of the probability distribution of extreme wave crest elevation". *Proc. 9th ISOPE Conf.*, Brest, France, vol. III, pp. 101-108.
- Prasada Rao C.V.K. and Baba M., 1996. "Observed wave characteristics during growth and decay: a case study". *Continental Shelf research*, vol. 16, n° 12, pp. 1509-1520.
- Regier L.A. and Davis R.E., 1977. "Observation of the power and directional spectrum of ocean surface waves". *J. Marine Res.*, vol. 35, n°3, pp. 433-451.
- Rodríguez G. and Guedes Soares C., 1999a. "Uncertainty in the estimation of the slope of the high frequency tail of wave spectra". *App. Ocean Res.*, vol. 21, pp. 207-213.
- Rodríguez G. and Guedes Soares C., 1999b. "A criterion for the automatic identification of multimodal sea wave spectra". *App. Ocean Res.*, vol. 21, pp. 329-333.
- Rodríguez G., Guedes Soares C. and Machado U., 1999. "Uncertainty of the sea state parameters resulting from the methods of spectral estimation". *Ocean Eng.*, pp. 26, pag. 991-1002.
- Rodríguez G., Guedes Soares C. and Ocampo-Torres F.J., 1999. "Experimental evidence of the transition between power law models in the high frequency range of the gravity wave spectrum". *Coastal Eng.*, vol. 38, pp. 249-259.
- Rosbjerg D. and Knudsen J., 1984. "POT-estimation of extreme sea

- state and the benefit of using wind data". *Statistical extremes and application* (ed. Tiago de Oliveira), pp. 611-620.
- Rossouw J. and Medina J. 1996. "Stability of design wave estimates". *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 328-339.
- Rusconi A., Cavaleri L., Noli A., Deboni M., Zumaglini C. and Stella S., 1992 "Risultati del primo triennio di funzionamento e gestione della rete, analisi di affidabilità del sistema e selezione di eventi eccezionali – prospettive di sviluppo". *Proc. 23rd ICCE Conf.*, Venice, Italy.
- Rychlik I., 1996. "A note on significant wave height". *Ocean Eng.*, vol. 23, n°6, pag. 447-454.
- Sand S.G., 1985. "Stochastic processes. Practical computation of spectra". *DHI Technical Report*, pp.1-56.
- Scarsi G., 1993. "L'onda di progetto". *Atti 1° ed. Giornate Italiane Ingegneria Costiera*, Genova, vol. B.
- Scheffner N.W. and Borgman L.E., 1992. "Stochastic time series representation of wave data". *J. Waterways, Port, Coastal and Ocean Eng.*, vol. 118, n°4, pp. 337-351.
- Smith R.L., 1984. "Threshold methods for sample extremes". In *Statistical extremes and application* (ed. Tiago de Oliveira), pp.621-638.
- Sobey R.J., 1992. "The distribution of zero crossing wave heights and periods in a stationary sea state". *Ocean Eng.*, vol.19, pp.101-118.
- Sobey R.J. and Orloff L.S., 1999. "Intensity-duration-frequency summaries for wave climate". *Coastal Eng.*, vol. 36, pp. 37-58.
- Srokosz M.A. and Challenor P.G., 1987. "Joint distributions of wave height and period a critical comparison". *Ocean Eng.*, vol. 14, n° 4, pp. 295-311.
- Stansberg C., 1998. "On the Fourier series decomposition of directional wave spectra", *Proc. Engl. Int. Offshore Eng. Conf.*, pp.227-234.
- Steele K.E, Wang D.W., Earle M.D., Michelena E.D. and Dagnall R.J., 1998. "Buoy pitch and roll computed using three angular rate sensors". *Coastal Eng.*, vol. 35, pp. 123-139.
- Steele K.E., Teng C.C. and Wang D.W.C., 1992. "Wave direction measurements using pitch roll buoys". *Ocean Eng.*, vol. 19, n°4, pp. 349-375.
- Tayfun A., 1983. "Non linear effects on the distribution of crest to trough wave heights". *Ocean Eng.*, vol.10, n°2, pp.97-106.
- Tayfun M.A., 1981. "Breaking-limited wave heights", *Journal of waterway, port, coastal ocean division*, vol. 107, n° WW2, pp. 59-69.
- Tayfun M.A., 1983. "Effects of spectrum band width on the distribution of wave heights and periods", *Ocean Eng.*, vol. 10, n°2, pp. 107-118.
- Teng C.C. and Palao I.M., 1996. "Wave height and period distributions from long-term wave measurement", *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 368-379.
- Toba Y., 1973. "Local balance in the air-sea boundary processes. Part III: on the spectrum of wind waves". *J. Oceanogr. Soc. Jpn.*, vol. 29, pp. 209-220.
- Tucker M.J., 1992. "Waves in ocean engineering – measurements, analysis, interpretation". *Hellis Horwood*, New York, 431 pp.
- Tung C.C. and Huang N.E., 1985. "Peak and trough distribution of non linear waves". *Ocean Eng.*, vol. 12, n° 3, pp. 201-209.
- Valentini V. and Venturi M., 1992. "Definizione delle condizioni ambientali nella progettazione di strutture off-shore – revisione critica". *III Convegno AIOM*, Genova, pp.73-82.

- Van Vledder G., Goda Y., Hawkes P. J., Mansard E., Martin M. J., Mathiesen M., Peltier E. and Thompson E., 1993. "A case study of extreme wave analysis : a comparative analysis". *Proc. WAVES'93 Conf.*, pp. 978-992.
- Van Vledder G.Ph. and Zitman T.J., 1992. "Design waves: statistics and engineering practice". *Proc. 2nd ISOPE. Conf.*, S. Francisco, vol. III, pp. 170-178.
- Vujica Yevjcvich, 1984. "Extremes in hydrology". *Statistical extremes and application* (ed. Tiago de Oliveira), pp. 198-220.
- Xu D., Lu H. and Yu D., 1999. "On the relationships between the mean wavelength and wave-period of wind waves in deep water". *Applied Ocean Research*, vol. 21, pp. 127-131.
- Yim S.C.S., Burton R.M. and Goulet M.R., (1992). "Practical methods of extreme value estimation based on measured time series for ocean systems", *Ocean Eng.*, vol.19, n° 3, pp. 219-238.
- Yokoki H. and Isobe M., 1996. "A method for estimating directional spectra in a field of incident and reflected waves". *Proc. 25th ICCE Conf.*, Orlando, Florida, pp. 43-54.
- Young I.R. and Verhagen L.A., 1996. "The growth of fetch limited waves in water of finite depth. Part 1. Total energy and peak frequency". *Coastal Eng.*, vol. 29, pp. 47-78.
- Young I.R. and Verhagen L.A., 1996. "The growth of fetch limited waves in water of finite depth. Part 2. Spectral evolution". *Coastal Eng.*, vol. 29, pp. 79-99.
- Young I.R., Verhagen L.A. and Khatri S.K., 1996. "The growth of fetch limited waves in water of finite depth. Part 3. Directional spectra". *Coastal Eng.*, vol. 29, pp. 101-121.
- Young I.R., 1997. "The growth rate of finite depth wind-generated waves". *Coastal Eng.*, vol. 32, pp. 181-195.

Finito di stampare in Roma nel mese di ottobre 2004
dalla Tipograf S.r.l.
via Costantino Morin, 26/A