

## **Analisi dei livelli marini estremi e delle acque alte lungo il litorale ravennate**

**Marinella Masina e Paolo Ciavola**

Dipartimento di Scienze della Terra, Università degli Studi di Ferrara, via Saragat, 1 - 44122 Ferrara  
marinella.masina@unife.it, cvp@unife.it

### **Riassunto**

In tutto l'Alto Adriatico i fenomeni di acqua alta espongono i territori costieri ad un elevato livello di rischio per inondazione marina. Obiettivo del presente studio è la stima dei livelli marini estremi e dei relativi periodi di ritorno per le aree costiere vulnerabili della Provincia di Ravenna, punto di partenza di grande rilevanza per la Protezione Civile nella messa a punto di adeguati sistemi di previsione e di allerta.

Le osservazioni disponibili si riferiscono alle registrazioni con cadenza di 10 minuti del mareografo di Porto Corsini (Ravenna), stazione della Rete Mareografica Nazionale, e coprono un periodo di dieci anni, dal 2000 al 2009. Il controllo di qualità e l'alta correlazione con i valori orari relativi allo stesso periodo archiviati dall'Istituzione Centro Previsioni e Segnalazioni Maree del Comune di Venezia per la stazione di Punta della Salute assicurano la validità dei dati utilizzati nell'analisi.

La stima dei valori estremi è stata effettuata considerando la probabilità limite congiunta degli  $r$  eventi annuali più elevati sia della serie temporale dei livelli osservati che di quella dei residui, ottenuta rimuovendo la marea astronomica tramite analisi armonica effettuata con il programma `t_tide`. La selezione è stata realizzata considerando indipendenti valori estremi separati da almeno 78 ore, in modo da includere in un unico evento le oscillazioni di livello dovute alle sesse che possono accompagnare i fenomeni di surge, e cercando riscontro nelle serie temporali dei dati meteorologici ed ondametrici registrati dalle stazioni più vicine.

Il probability plot test indica un buon adattamento del modello ai dati esaminati per  $r=6$  in corrispondenza del quale si ottengono livelli di 0.85, 1.05 e 1.28 m e residui di 0.61, 0.79 e 1.02 m per tempi di ritorno rispettivamente di 2, 10 e 100 anni.

**Parole chiave:** valori estremi, livelli, residui, tempi di ritorno, Porto Corsini.

### **Abstract**

*The entire North-western Adriatic coast is exposed to a high degree of inundation risk by exceptional sea levels caused by storm surges. The aim of the present investigation is to estimate extreme water levels and their associated return periods along vulnerable coastal areas of the Ravenna Province.*

*The observations available for Ravenna are 10-minute interval measurements, recorded by the Porto Corsini tide gauge station, which is part of the National Tide Gauge Network managed by ISPRA. The studied time series cover a period of ten years, from 2000 to 2009. A preliminary process of quality control applied to raw data and the high correlation found with the hourly sea level measurements collected by Istituzione Centro Previsioni e Segnalazioni Maree of Venice Municipality for the tide station of Punta della Salute ensure the consistency of the Ravenna dataset used in the statistical analysis.*

*The methodological approach employed in the study is based on the limiting joint Gumbel distribution of the  $r$  largest order statistics. The seven largest values of sea level and surge were extracted for each year from the quality*

*checked records of observations and non-tidal residuals. The non-tidal residuals sequences were produced by subtracting the predicted astronomic tide from the observed time series through harmonic analysis carried out on a yearly basis using the program *t\_tide*. In the selection of extreme events, only those separated by at least 78 hours were considered as being independent. This time window was supposed to have included in a unique event the effect of seiche oscillations that may follow storm surges. Further validation of the representativeness of the dataset came from its cross-comparison with time series of meteorological parameters and wave measurements collected at several of the nearest stations along the Adriatic coast.*

*The analyses identified extreme levels of 0.85, 1.05 and 1.28 m for return periods of 2, 10 and 100 years. The non-tidal residuals computed for the same return periods were 0.61, 0.79 and 1.02 m.*

**Keywords:** *sea levels, non-tidal residuals, return period, Porto Corsini, extreme events.*

## Introduzione

I territori costieri a basso livello altimetrico dell'Adriatico nord-occidentale, patrimonio storico, socio-economico ed ambientale, sono sempre più frequentemente esposti al rischio di inondazione per ingressione marina durante eventi di mareggiata e storm surge. Rialzi del livello del mare si manifestano particolarmente nel periodo autunno-invernale per effetto di basse pressioni locali e di intensi e persistenti venti provenienti dai quadranti sud-orientali (Scirocco) e diretti lungo l'asse longitudinale dell'Adriatico, associati a sistemi depressionari che si accostano al bacino da ovest o sud-ovest (Raicich, 2003). La configurazione allungata del Mare Adriatico e l'effetto di incanalamento prodotto dalle conformazioni orografiche delle regioni che vi si affacciano determinano un'intensificazione dell'azione di trascinamento del vento verso l'estremità chiusa che favorisce l'accumulo di acqua a ridosso della costa. Le dinamiche di generazione risultano amplificate dalla limitata profondità dei fondali che caratterizza la parte settentrionale dell'Adriatico. Il rischio di allagamento aumenta quando il contributo di origine meteorologica si sovrappone ad un'alta marea astronomiche, determinando forti innalzamenti del livello del mare che, andando oltre i valori massimi raggiunti dalle alte maree in condizioni normali, possono provocare il fenomeno dell'acqua alta. Gli eventi di surge sono solitamente accompagnati dalle sesse, oscillazioni libere che in un bacino semichiuso come quello adriatico possono persistere anche per diversi giorni dopo la cessazione dei fattori perturbativi che le hanno innescate. L'oscillazione fondamentale longitudinale ha un periodo di circa 21-22 ore (Raicich et al., 1999; Vilibić, 2006), molto simile a quello dell'onda mareale.

Gli effetti più evidenti del fenomeno dell'acqua alta sono costituiti dagli allagamenti della città di Venezia (dal punto di vista tecnico il termine indica il raggiungimento di una quota critica di +110 cm rispetto allo zero del 1897) e dei centri urbani lagunari (Canestrelli et al., 2001; Ferla et al., 2007). Numerosi sono gli studi incentrati sulle variazioni nella distribuzione delle maree estreme e delle surges a Venezia (Pirazzoli, 1982; Camuffo, 1993), sulle tendenze climatologiche osservate negli ultimi decenni (Pirazzoli e Tomasin, 2002; Trigo e Davies, 2002) e sulle previsioni delle conseguenze indotte sul litorale veneziano dal cambiamento climatico globale in atto sia in relazione all'evoluzione della storminess che allo scenario di crescita del livello medio del mare (Lionello, 2005; Lionello et al., 2010). Al forte incremento della frequenza delle acque alte riscontrato durante il XX secolo a Venezia hanno contribuito essenzialmente l'innalzamento relativo del livello medio del mare dovuto alla combinazione dei processi di subsidenza locale ed eustatismo ed i lavori idraulici effettuati alle bocche di porto ed in laguna (Camuffo, 1993).

I fattori subsidenza, sia di origine naturale che antropica, ed eustatismo sono i principali responsabili anche dell'accentuazione, durante gli ultimi cinquant'anni, della vulnerabilità della fascia costiera ravennate nei confronti dei fenomeni di ingressione marina durante intense mareggiate associate ad eventi di acqua alta (Bondesan et al., 1995; Teatini et al., 2005). I risultati ottenuti dall'analisi dell'ultima campagna di livellazione condotta da ARPA Ingegneria Ambientale nel 2005 riportati da Preti (2009) indicano una tendenza all'aumento degli abbassamenti lungo l'intero tratto da Lido di Savio (10 mm/anno) a Marina di Ravenna (8÷11 mm/anno), facendo registrare i valori più elevati dell'intera costa emiliano-romagnola nella zona compresa tra la pineta di Classe e Lido Adriano, con punte di 19 mm/anno in corrispondenza di Lido di Dante, in prossimità della foce dei Fiumi Uniti.

La conoscenza dei fenomeni meteomarini estremi è indispensabile per l'impostazione di un'adeguata programmazione ed un corretto dimensionamento degli interventi lungo la costa.

Il tradizionale metodo di valutazione dei livelli estremi basato sull'analisi dei massimi annuali (Gumbel, 1958) non è in grado di fornire stime accurate dei parametri della distribuzione quando il dataset disponibile è di lunghezza limitata o presenta frequenti interruzioni. L'esperienza suggerisce infatti che per ottenere risultati attendibili sono necessari almeno venticinque anni di dati (Pugh e Vassie, 1980). Approcci alternativi sono stati sviluppati negli ultimi decenni per superare la limitazione imposta dalla disponibilità delle registrazioni. Il metodo proposto da Smith (1986) e Tawn (1988), *r* largest Annual Events Method, è un'estensione del modello dei massimi annuali e si basa sulla distribuzione limite congiunta di un numero prefissato di eventi estremi indipendenti per ciascun anno di dati. L'approccio non risente dell'effetto di variazioni temporali e spaziali, in quanto fondato su una definizione puramente relativa di valore estremo (Butler et al., 2007). La sua applicazione richiede almeno dieci anni di osservazioni (Tawn e Vassie, 1989).

Con il metodo delle probabilità congiunte (Joint Probabilities Method) introdotto da Pugh e Vassie (1979, 1980) è possibile ottenere stime stabili anche con periodi di campionamento molto brevi (sono comunque consigliati almeno quattro anni di dati (Pugh, 1987)). La funzione di distribuzione dei livelli estremi viene ottenuta dalla combinazione delle funzioni di densità di probabilità della marea astronomica e della surge assumendo che i due processi siano statisticamente indipendenti. Tawn e Vassie (1989) hanno osservato come le assunzioni alla base del metodo ne restringano le applicazioni con buoni risultati alle aree in cui l'escursione di marea è dominante in relazione alla variabilità della surge e risultano disponibili più di dieci anni di registrazioni. Il metodo presenta due principali inadeguatezze: innanzitutto l'indipendenza nella sequenza dei livelli non costituisce un valido presupposto per via dell'influenza della marea e della forte dipendenza temporale esibita dalla componente residuale; in secondo luogo, la distribuzione empirica dei residui è una rappresentazione sufficientemente buona della distribuzione reale eccetto che in prossimità degli estremi, per cui l'approccio non è in grado di fornire probabilità di occorrenza dei livelli superiori alla somma della massima surge osservata e della più alta marea astronomica (Tawn e Vassie, 1989; Tawn, 1992). Il Joint Probabilities Method risulta inoltre più complesso dei metodi diretti perché devono essere tenuti in considerazione effetti stagionali (determinati dai differenti periodi in cui possono verificarsi le maggiori surges e le più grandi maree astronomiche) e l'eventuale interazione fra le componenti di marea e di residuo (con tendenza dei massimi valori di surge a presentarsi più frequentemente in fase di marea crescente).

Per migliorare la procedura di stima e rendere il metodo più largamente applicabile, Tawn e Vassie (1989) hanno apportato due sostanziali modificazioni (Revised Joint Probabilities Method). La prima riguarda la trasformazione della distribuzione oraria in tempi di ritorno: la dipendenza nella sequenza dei valori orari di livello è stata affrontata attraverso l'introduzione dell'extremal index, derivato dal tempo medio di superamento di un determinato livello per ogni evento indipendente che eccede la soglia prestabilita. La seconda modificazione consiste in uno smoothing dell'estremità della distribuzione empirica dei residui in modo da ottenere per i livelli probabilità oltre il range esistente dei dati di surge.

Pirazzoli et al. (2007) osservano però come la presenza delle sesse, specialmente nel Nord Adriatico, renda il numero delle surges poco chiaro e propongono l'applicazione di un fattore empirico di correzione che, dedotto direttamente dal dataset disponibile, permetterebbe di calibrare il Joint Probabilities Method confrontando le stime con il massimo registrato.

Negli ultimi trent'anni la stima dei livelli marini estremi è stata realizzata generalmente sulla base di dati orari. Lo sviluppo dei sistemi operativi di previsione e di allerta per la mitigazione e gestione dei rischi costieri connessi ai fenomeni di storm surge e tsunami (soprattutto dopo l'impatto devastante sulle regioni del sud-est asiatico del maremoto del 26 Dicembre 2004) ha reso disponibili, ai fini della definizione di scenari evolutivi realistici e della rilevazione di condizioni di pericolo in tempi congrui alle necessità di intervento, osservazioni del livello del mare campionate ad alta frequenza e trasmesse in tempo reale. Studi recenti condotti da Tsimplis et al. (2009) e Lee et al. (2009) hanno evidenziato come la frequenza delle misurazioni possa significativamente influenzare la stima dei massimi valori di livello e di residuo: l'impiego delle registrazioni orarie può condurre rispetto ai dati ad alta risoluzione temporale ad una considerevole sottostima degli estremi effettivi specialmente quando di limitata persistenza.

In questa memoria vengono presentati i risultati dell'analisi statistica dei livelli marini estremi e delle acque alte per il litorale ravennate. Le informazioni fornite possono essere di supporto per le attività di gestione e pianificazione strategica del territorio e per il sistema di previsione dell'impatto di eventi di mareggiata e di surge in fase di sviluppo nell'ambito del Progetto Europeo MICORE ([www.micore.eu](http://www.micore.eu)).

## Materiali e metodi

### *Dati di livello*

Ai fini della caratterizzazione statistica delle maree lungo il litorale ravennate sono stati utilizzati i dati disponibili per il mareografo di Porto Corsini (latitudine  $44^{\circ} 29' 31.44''$  N, longitudine  $12^{\circ} 16' 57.98''$  E) (Fig. 1), stazione della Rete Mareografica Nazionale gestita da ISPRA. Il sensore di livello installato è del tipo ad ultrasuoni e la precisione complessiva è di 0.4 cm (<http://www.idromare.it>). La serie considerata nell'analisi comprende le osservazioni registrate con cadenza di 10 minuti dal 31 Dicembre 1999 al 1 Gennaio 2010. Ogni dato campionato rappresenta la media su un periodo di 10 secondi di accensione del sensore al termine dell'intervallo di 10 minuti che identifica temporalmente la misura. I dati di marea si riferiscono al livello medio del mare (IGM) di Genova del 1942.

Per quanto concerne l'intervallo utilizzato, occorre evidenziare che, durante il periodo dal 1986 al 1998, quando la Rete Mareografica italiana è stata sottoposta a ristrutturazione e tutte le apparecchiature meccaniche sono state sostituite con strumenti elettronici, è venuta meno l'attenzione alla conservazione dell'affidabilità del livello di riferimento che aveva caratterizzato la precedente organizzazione, come indicano i numerosi e lunghi periodi di assenza dei dati e gli errori nell'impostazione del livello di riferimento rilevati anche nell'analisi del dataset di Porto Corsini ([http://www.idromare.it/rmn\\_cennistorici.php](http://www.idromare.it/rmn_cennistorici.php)).

A Ravenna la marea astronomica è caratterizzata da componenti diurne e semidiurne che determinano un'escursione di circa 30 cm in quadratura e 70-80 cm nei periodi di sizigie (Idroser, 1996). Il regime di moto ondoso è generalmente a bassa energia, con altezza d'onda significativa al largo dominante inferiore a 50 cm (Decouttere et al., 1998). Le tempeste più frequenti provengono dai settori compresi tra i  $60^{\circ}$  ed i  $120^{\circ}$  (Scirocco), mentre le più violente interessano i settori di Bora (Idroser, 1996).



Poiché il confronto tra i dati di stazioni vicine costituisce un prezioso strumento per l'individuazione di misure inconsistenti nelle registrazioni di livello, sono state impiegate anche le osservazioni orarie, relative allo stesso intervallo di tempo, acquisite dalla stazione di Punta della Salute - Canal Grande (latitudine  $45^{\circ} 25' 51.45''$  N, longitudine  $12^{\circ} 20' 13.38''$  E) e rese disponibili dall'Istituzione Centro Previsioni e Segnalazioni Maree del Comune di Venezia (<http://www.comune.venezia.it/maree>), che insieme a tale mareografo gestisce altre quindici stazioni automatiche distribuite nella laguna veneta. La stazione automatica provvede soltanto ad un controllo di base dei dati. La misura di livello avviene tramite idrometro a galleggiante. La precisione di lettura del sensore è di  $\pm 1$  cm. Le rilevazioni delle altezze di marea effettuate dagli strumenti della Rete Telemareografica della Laguna di Venezia si riferiscono al piano fondamentale della Rete Altimetrica dello Stato (1897).

**Figura 1 - Localizzazione delle stazioni mareografiche considerate nello studio.**

### *Controllo di qualità delle osservazioni di livello*

Per assicurare la validità e la consistenza dei dati acquisiti per scopi operativi, le registrazioni di Porto Corsini sono state sottoposte ad un'analisi preliminare di qualità. La procedura adottata comprende i seguenti steps in accordo con gli standards implementati dall'European Sea Level Service (García et al., 2007):

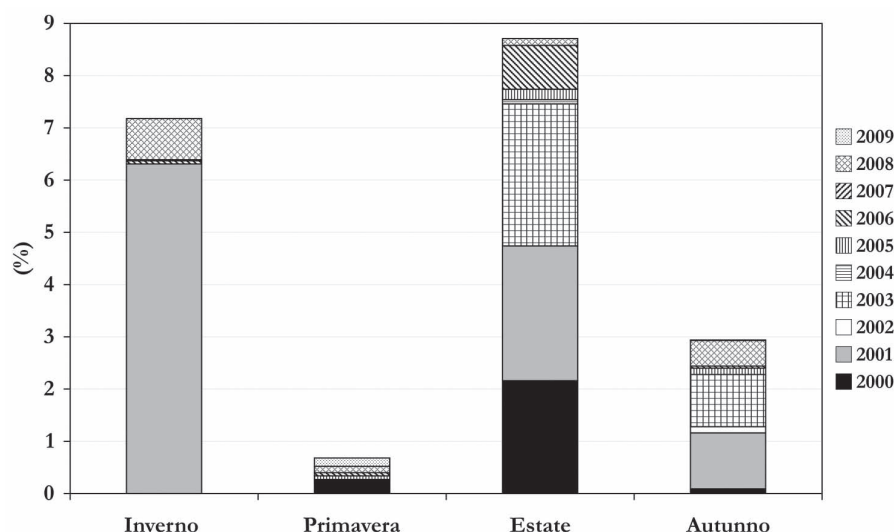
- controllo della regolarità e continuità dell'informazione temporale;
- individuazione dei buchi presenti nella serie (Tab. 1), verifica dell'assenza di gaps sistematici stagionali che potrebbero influire sulla statistica delle surges (Fig. 2) e copertura, attraverso interpolazione lineare

fra i punti estremi, solo di brevi intervalli corrispondenti alla mancanza di un massimo di due osservazioni successive (gap filling);

- ricerca di valori anomali (spikes);
- applicazione di un test di stazionarietà per la valutazione del numero di valori ripetuti in relazione a quello consentito in funzione dell'intervallo di acquisizione: per dati campionati ogni 10 minuti il valore suggerito dal Manual of Quality Control Procedures for Validation of Oceanographic Data dell'UNESCO (1993) è 12. Solo in tre situazioni sono state riscontrate misure ripetute in eccesso rispetto alla soglia prefissata: dall'analisi della loro entità e del dataset complessivo però non si è ritenuta opportuna la loro eliminazione, dal momento che si trattava di valori prossimi allo zero che non avrebbero quindi alterato la distribuzione degli estremi.

**Tabella 1 - Numero complessivo e percentuale di dati mancanti per anno.**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Totale dati	1330	5233	64	1959	44	201	521	8	807	92
mancanti	2.52%	9.96%	0.12%	3.73%	0.08%	0.38%	0.99%	0.02%	1.53%	0.18%



**Figura 2 - Distribuzione stagionale dei dati mancanti.**

L'identificazione degli spikes all'interno della serie temporale è stata effettuata applicando due diversi algoritmi. Il metodo più semplice, time-consecutive check o delta-check, consiste nell'individuare i valori di livello soggetti a variazioni eccedenti un limite prefissato rispetto alle misurazioni immediatamente precedenti e successive:

$$\text{se } |x_{t-1} - x_t| > \sigma_T \text{ e } |x_t - x_{t+1}| > \sigma_T \rightarrow 10\text{-min spike} \quad (1)$$

Per la determinazione della tolleranza  $\sigma_T$  è stata considerata l'espressione

$$\sigma_T = 0.58 \cdot 3 \cdot \sigma \cdot \sqrt{T} \quad (2)$$

opportunamente calibrata per brevi intervalli di campionamento (Handbook of Automated Data Quality Control Checks and Procedures of the National Data Buoy Center, 2003), dove  $\sigma$  rappresenta la deviazione standard del campione di dati e  $T$  è il periodo di tempo, espresso in ore, che intercorre tra le misure. Nella presente analisi, con dati campionati ad intervalli di 10 minuti ed un valore medio di  $\sigma$  pari a 0.23 m, la relazione precedente consente una variazione massima di livello di 16 cm. Le misure eccedenti la soglia stabilita sono state corrette mediante sostituzione con valori ancora una volta determinati tramite interpolazione lineare. Per eliminare il rumore dalla serie originale dei livelli è stato effettuato uno smoothing con spline cubica. Sulla base dell'esigenza di fedeltà ai dati e delle caratteristiche intrinseche di ciascuno dei dieci anni di misurazioni, per tentativi è stato selezionato un parametro di smoothing prossimo all'unità e sono state identificate come outliers le registrazioni i cui residui risultano superiori ad una soglia prefissata di  $5\sigma$ . L'analisi della distribu-

zione dei residui eseguita sui primi 176 campioni di 144 dati del 2000 rivela, attraverso i tests di Jarque-Bera,  $\chi^2$  e Lilliefors, soddisfacenti caratteristiche di normalità ed anche la funzione di autocorrelazione manifesta il realizzarsi delle condizioni di bianchezza, confermando la bontà della procedura seguita

### **Descrizione della metodologia**

In qualsiasi istante  $t$  il livello marino osservato  $\xi$ , dopo la rimozione delle onde, può essere espresso con riferimento ad un determinato datum come somma di tre componenti, il livello medio del mare  $Z_0(t)$ , la marea astronomica  $X(t)$  ed il contributo meteorologico  $Y(t)$  (Pugh e Vassie, 1979):

$$\xi(t) = Z_0(t) + X(t) + Y(t) \quad (3)$$

La variazione del livello medio del mare nel tempo risulta generalmente molto piccola quando rapportata alla variabilità giornaliera delle altezze di marea e di *surge* (Pugh, 1987); nel presente studio, dato il limitato numero di anni a disposizione, non è stata affrontata la determinazione del termine  $Z_0(t)$  valutando una tendenza media sul lungo periodo. Haigh et al. (2010) mostrano come l'approccio utilizzato nel trattare i *trends* nei valori estremi possa condurre a significative differenze nelle stime dei livelli quando vengano utilizzate registrazioni di lunghezza inferiore ai 50 anni.

L'analisi armonica effettuata sul dataset delle osservazioni controllato e validato con il toolbox `t_tide` (Pawlowicz et al., 2002), versione Matlab del codice sviluppato da Foreman (1977), ha consentito di definire la componente astronomica della marea, valutando le caratteristiche delle costanti armoniche con un intervallo di confidenza del 95% per periodi di 365/6 giorni, a seconda dell'anno del calendario. L'impiego di `t_tide` è infatti raccomandato per registrazioni in input di lunghezza non superiore ad un anno per garantire l'accuratezza delle correzioni nodali applicate al centro della serie temporale. Dall'analisi dei valori ottenuti per le sette principali costituenti di marea del Nord Adriatico (O1, P1, K1, N2, M2, S2, K2) per ciascuno dei dieci anni di dati emergono variazioni massime contenute (1 cm per quanto riguarda l'ampiezza e 19 gradi per la fase) che escludono alterazioni significative imputabili a particolari condizioni meteorologiche. Soddisfacente risulta anche il confronto tra i valori ottenuti mediando i risultati delle dieci sequenze temporali e le costanti storiche riportate da Mosetti (1987) (osservandosi differenze massime di 1.4 cm e 36 gradi in termini di ampiezza e di fase rispettivamente), soprattutto se si tiene conto che sono state determinate con metodi diversi e su intervalli di tempo diversi. Nel presente studio per il calcolo delle previsioni di marea si sono considerate significative le componenti con signal-to-noise power ratio maggiore o uguale a 1.

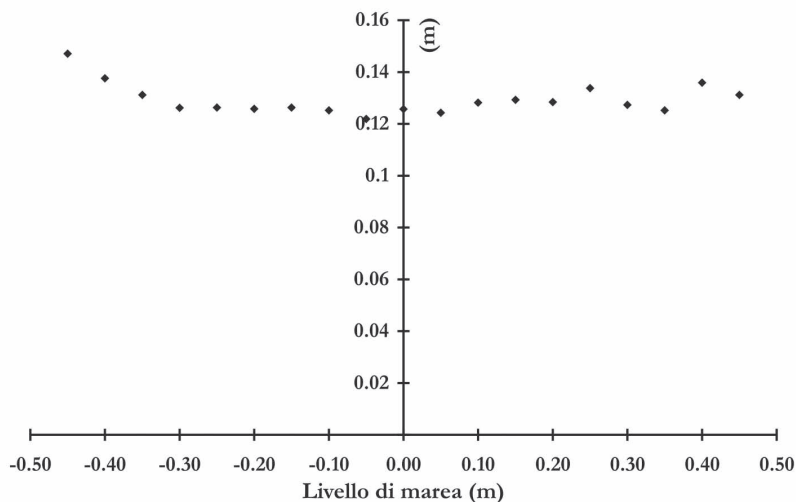
La serie dei residui meteorologici (*non-tidal residuals*), ottenuta rimuovendo il segnale mareale dalle osservazioni di livello, è stata plottata in funzione del tempo e sottoposta ad esame visivo per verificare la presenza di piccoli errori o malfunzionamenti. Il record dei residui può contenere in generale, oltre alla componente meteorologica vera e propria (*surge*), il contributo dovuto alle sesse, gli effetti dell'interazione non lineare tra marea e *surge*, errori nella previsione della marea astronomica e problemi di timing.

L'eventuale esistenza di irregolarità nella serie originale dei dati è stata indagata anche attraverso il confronto con le registrazioni relative allo stesso periodo archiviate dall'Istituzione Centro Previsioni e Segnalazioni Maree del Comune di Venezia per la stazione mareografica di Punta della Salute - Canal Grande. Essendo pubblicati per questa seconda stazione solo valori orari, per rendere possibile la comparazione è stato applicato ai dati di Porto Corsini, campionati ad alta frequenza, il filtro di Pugh (Pugh, 1987). Gli elevati coefficienti ottenuti dalla correlazione lineare fra i valori orari di livello e di residuo della marea per il decennio analizzato (Tab. 2) mostrano per i due mareografi, nonostante la loro collocazione in aree costiere morfologicamente differenti, caratteristiche molto simili nella risposta agli impulsi meteorologici.

La separazione della componente residuale del livello attraverso la stima del segnale mareale e la sua rimozione dalla serie delle osservazioni si basa sull'assunzione che marea e *surge* siano fenomeni indipendenti. L'interazione tra le componenti di marea e di *surge* risulta particolarmente significativa in aree con acque basse, dove per effetto dell'attrito risultano attenuati i picchi di *surge* che si verificano in corrispondenza dei livelli di alta marea, mentre altri meccanismi non lineari tendono ad amplificarne il valore in fase di marea montante (Prandle e Wolf, 1978). Horsburgh e Wilson (2007) hanno mostrato come il modello di interazione nel Mare del Nord sia il risultato di un'alterazione di fase del segnale mareale e di una modulazione nella generazione della *surge* dovuta alla variazione di profondità durante il ciclo di marea. Ignorare questo tipo di dipendenza potrebbe portare ad una considerevole sovrastima dei "livelli di ritorno" (Pugh, 1987). Un approccio standardizzato per testare

la presenza di interazione consiste nel calcolare la deviazione standard dei valori di *surge* per differenti livelli di marea: qualsiasi variazione della distribuzione delle *surges* con l'altezza di marea è indice di dipendenza (Pugh, 1987). I risultati ottenuti per Porto Corsini mostrano solo piccole variazioni, indicando che i due processi possono essere considerati come variabili statisticamente indipendenti (Fig. 3). Studi condotti da Canestrelli et al. (2001) sui fenomeni di acqua alta a Venezia evidenziano come il massimo rialzo possa avvenire in momenti differenti da quelli di un'alta marea astronomica sostenuta.

La probabilità di occorrenza di eventi estremi può dunque essere stimata selezionando le altezze massime di



livello,  $\xi$ , dalla sequenza delle osservazioni e i valori massimi di *surge*,  $Y$ , dalla serie dei residui. In questo modo l'analisi statistica della componente meteorologica può includere anche residui positivi di altezza notevole che verificandosi però in condizioni di bassa marea avrebbero scarsa probabilità di produrre livelli marini complessivi preoccupanti.

Figura 3 - Relazione fra i livelli di marea astronomica e la deviazione standard dei residui a Porto Corsini.

Anno	COEFFICIENTE DI CORRELAZIONE	
	Livello osservato	Residuo meteorologico
2000	0.92	0.92
2001	0.91	0.89
2002	0.90	0.88
2003	0.93	0.91
2004	0.93	0.91
2005	0.93	0.87
2006	0.93	0.91
2007	0.93	0.89
2008	0.93	0.90
2009	0.93	0.90

Tabella 2 - Coefficiente di correlazione lineare tra i valori orari di livello e di residuo per le stazioni di Porto Corsini e Punta della Salute. La misura delle maree a Porto Corsini è teoricamente relativa al livello medio mare di Genova 1942, mentre a Venezia il riferimento è lo Zero Mareografico di Punta della Salute del 1897.

**Stima dei valori estremi**

Nella rappresentazione statistica dei valori estremi di certe grandezze idrologiche (portate di piena, precipitazioni intense ecc.) e dei livelli marini si può ricorrere alla legge generale del massimo valore (*Generalized Extreme Value, GEV*) (Jenkinson, 1955):

$$F(x; \mu, \sigma, k) = \exp \left\{ - \left[ 1 - k \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]^{1/k} \right\} \tag{4}$$

con  $\sigma > 0$  e valori di  $x$  tali per cui  $1 - k(x - \mu)/\sigma > 0$ .

Per valori del parametro di forma  $k < 0$  la GEV equivale alla legge di Fisher-Tippett del II tipo ( $x$  è limitata inferiormente), per  $k > 0$  equivale alla Fisher-Tippett del III tipo ( $x$  risulta limitata superiormente) e per  $k = 0$  si riduce alla distribuzione di Gumbel (Fisher-Tippett del I tipo):

$$F(x; \mu, \sigma) = \exp \left\{ - \exp \left[ - \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad -\infty < x < \infty \quad (5)$$

Assumendo che gli  $r$  valori estremi estratti da un singolo anno di dati abbiano la stessa distribuzione GEV descritta dall'equazione (4), la densità congiunta di  $(X_1, X_2, \dots, X_r)$  è data da:

$$f(X_1, X_2, \dots, X_r; \mu, \sigma, k) = \sigma^{-r} \exp \left\{ - \left[ 1 - k \left( \frac{X_r - \mu}{\sigma} \right) \right]^{1/k} + \left( \frac{1}{k} - 1 \right) \sum_{j=1}^r \log \left[ 1 - k \left( \frac{X_j - \mu}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad (6)$$

dove  $X_1 \geq X_2 \geq \dots \geq X_r$  e  $1 - k(X_j - \mu)/\sigma > 0$  per  $j=1, \dots, r$  (Smith, 1986; Tawn, 1987).

Quando  $F$  è data dall'equazione (5), si ha corrispondentemente:

$$f(X_1, X_2, \dots, X_r; \mu, \sigma) = \sigma^{-r} \exp \left[ - \exp \left( - \frac{X_r - \mu}{\sigma} \right) - \sum_{j=1}^r \left( \frac{X_j - \mu}{\sigma} \right) \right] \quad (7)$$

per  $X_1 \geq X_2 \geq \dots \geq X_r$ , formulazione considerata in dettaglio da Smith (1986) ed a cui si fa riferimento nelle successive analisi.

Supponendo che  $X_{1,n} \geq X_{2,n} \geq \dots \geq X_{r,n}$  siano gli  $r$  valori estremi per ognuno degli  $N$  anni di dati ( $1 \leq n \leq N$ ), l'equazione (7) fornisce l'espressione della densità congiunta di  $X_{1,n}, \dots, X_{r,n}$  in funzione dei parametri  $\mu_n$  e  $\sigma_n$ . Se i dati relativi ai singoli anni sono indipendenti ed ugualmente distribuiti,  $\mu_n = \mu$  e  $\sigma_n = \sigma$  ed il prodotto di tutte queste densità può essere considerato come la densità congiunta di tutte le osservazioni (Smith, 1986):

$$\sigma^{-Nr} \exp \left\{ - \sum_{n=1}^N \left[ \exp \left( - \frac{X_{r,n} - \mu}{\sigma} \right) + \sum_{j=1}^r \frac{X_{j,n} - \mu}{\sigma} \right] \right\} \quad (8)$$

L'equazione (8) può essere trattata come una funzione di verosimiglianza ed i parametri possono essere stimati massimizzando il logaritmo della funzione.

Per assicurare l'indipendenza dei valori estremi estratti dalle serie temporali dei livelli osservati e dei residui, sono stati considerati solamente gli eventi separati da almeno 78 ore. Questa finestra è stata selezionata per tenere conto del tempo medio di decadimento delle oscillazioni dovute alle sesse che possono seguire i fenomeni di *surge* nel bacino adriatico secondo quanto determinato da Raicich et al. (1999) ( $78 \pm 24$  h), la cui stima risulta coerente con i valori calcolati per la costa croata da Cerovečki et al. (1997) ( $3.2 \pm 0.5$  giorni, risultato dell'analisi di dodici eventi di sessa accaduti fra il 1963 ed il 1986) e da Vilibić et al. (2000) ( $81 \pm 19$  h).

Il numero  $r$  di eventi estremi deve essere abbastanza grande da permettere una stima ragionevolmente accurata dei parametri e nel contempo sufficientemente piccolo per assicurare che  $X_r$  appartenga ancora alla coda della distribuzione (Tawn e Vassie, 1989). Analizzando i risultati ottenuti per Lowestoft (Mare del Nord, Regno Unito), Tawn (1988) ha evidenziato come le stime dei livelli appaiano piuttosto stabili assumendo per  $r$  valori compresi fra 3 e 7. Tsimplis e Blackman (1997) hanno mostrato che, nonostante il miglior adattamento della distribuzione GEV ai dati di livello registrati presso alcuni porti dei Mari Egeo e Ionio avvenga selezionando gli otto eventi annui più significativi, i valori delle altezze di marea con tempo di ritorno cinquantennale calcolati considerando  $r = 5$  e  $r = 10$  non differiscono più di 5 cm. Sulla base di queste osservazioni la sperimentazione è stata effettuata con un numero di eventi variabile da 3 a 7.

Poiché i fenomeni di *surge* rappresentano una misura della risposta del livello del mare alle forzanti atmosferiche, per assicurare che ognuno degli eventi selezionati costituisse effettivamente un estremo, la loro occorrenza è stata messa in relazione con i principali parametri meteorologici raccolti dalle più vicine stazioni costiere. In particolare sono stati analizzati i dati SYNOP forniti da ARPA-SIMC Emilia-Romagna relativi alle registrazioni triorarie della pressione atmosferica e della velocità e direzione del vento per le stazioni di Venezia, Ravenna e Rimini. Il confronto tra le oscillazioni nelle serie temporali dei livelli e della pressione atmosferica conferma come il rialzo locale del livello marino sia determinato dalla diminuzione della pressione che accompagna il passaggio della perturbazione secondo l'effetto barometrico inverso. La correttezza della procedura seguita nella selezione è stata testata anche attraverso la comparazione con le misurazioni ondametriche e, più precisamente, con i datasets delle mareggiate identificati secondo i criteri indicati da Armaroli et al. (in stampa) sulla base



dei dati disponibili per le piattaforme Acqua Alta di ISMAR-CNR a otto miglia dalla costa in prossimità di Venezia ed ENI-PCW di fronte a Ravenna e delle registrazioni provenienti dalle boe di Ancona e Cesenatico. Un ulteriore controllo è stato infine realizzato incrociando le altezze massime ricavate per Porto Corsini con le informazioni contenute nell'elenco degli estremali maggiori o uguali a 80 cm pubblicato dal Centro Previsioni e Segnalazioni Maree del Comune di Venezia per la stazione mareografica di Punta della Salute.

Prima di procedere con l'analisi statistica i valori estremi dei livelli e dei residui sono stati detrendizzati, sottraendo alle altezze massime individuate il valore medio di ciascuna serie temporale determinato su base annuale. La valutazione dell'adattamento del modello ai dati disponibili e la selezione del valore optimum di r sono state effettuate tramite il metodo grafico (*probability plot test*) proposto da Smith (1986), basato sulla stima dei valori

$$U_{j,n} = \sum_{j=0}^{r-1} \exp\left\{-\left(\frac{X_{j,n} - \mu}{\sigma}\right)^j - \exp\left[-\left(\frac{X_{j,n} - \mu}{\sigma}\right)\right]\right\} / j! \quad (9)$$

$$1 \leq n \leq N$$

Se il modello è corretto, per j fissato,  $U_{j,n}$ ,  $1 \leq n \leq N$ , sono quantità costanti che cadono nell'intervallo (0,1). Una volta riordinati, i valori  $U_{j,1}, \dots, U_{j,N}$  per j fissato, calcolati utilizzando le stime  $\hat{\mu}$  e  $\hat{\sigma}$ , vengono graficati in funzione di  $i/(N+1)$ ,  $1 \leq i \leq N$ . L'allontanamento da una relazione di tipo lineare esprime una deviazione dal modello adottato.

Di particolare interesse pratico risulta la stima di  $x_p$ , definito come il livello con probabilità p di essere superato dal valore massimo annuo quando per il processo viene considerata l'equazione (5):

$$x_p = \mu - \sigma \cdot \log[-\log(1 - p)] \quad (10)$$

Il tempo di ritorno T e la probabilità di superamento sono legati dalla relazione

$$p_s = \frac{1}{T} \quad (11)$$

### Risultati e discussione

Nelle Tabelle 3 e 4 sono riportati i valori di livello e di residuo per assegnato tempo di ritorno, calcolati prendendo in considerazione un numero di eventi estremi variabile da 3 a 7 per ciascuno anno di dati, del periodo 2000-2009 campionati ad alta frequenza analizzati.

**Tabella 3 - Stima dei livelli marini H per assegnato tempo di ritorno T in prossimità di Porto Corsini considerando un numero di eventi estremi r variabile da 3 a 7 per ciascun anno di dati, del periodo 2000-2009 campionati ad alta frequenza.**

T (anni)	H(T) (m)				
2	0.84	0.84	0.85	0.85	0.86
5	0.93	0.95	0.96	0.97	0.99
10	0.99	1.01	1.03	1.05	1.07
20	1.05	1.08	1.10	1.12	1.15
50	1.13	1.16	1.19	1.21	1.25
100	1.19	1.23	1.26	1.28	1.32

Anche se i valori ottenuti considerando  $r = 6$  e  $r = 7$ , peraltro coincidenti, risultano leggermente inferiori rispetto a quelli che si hanno con un numero di eventi più basso, le stime dei residui, quando si assume che gli estremi seguano la distribuzione di Gumbel, possono ritenersi ragionevolmente stabili sull'intervallo adottato per r: le differenze massime si hanno infatti per i valori attesi con tempo di ritorno cinquantennale e centennale e sono pari a 4 cm.

In termini di livello previsto, invece, le variazioni aumentano considerando un numero di eventi crescente e

tempi di ritorno via via più lunghi, raggiungendo un valore massimo di 13 cm in corrispondenza di  $T = 100$ .

**Tabella 4 - Stima dei residui  $h$  per assegnato tempo di ritorno  $T$  in prossimità di Porto Corsini considerando un numero di eventi estremi  $r$  variabile da 3 a 7 per ciascun anno di dati del periodo 2000-2009 campionati ad alta frequenza.**

	$r = 3$	$r = 4$	$r = 5$	$r = 6$	$r = 7$
$T$ (anni)	$h(T)$ (m)				
2	0.62	0.62	0.62	0.61	0.61
5	0.74	0.74	0.74	0.72	0.72
10	0.82	0.81	0.82	0.79	0.79
20	0.89	0.89	0.89	0.86	0.86
50	0.99	0.98	0.99	0.95	0.95
100	1.06	1.05	1.06	1.02	1.02

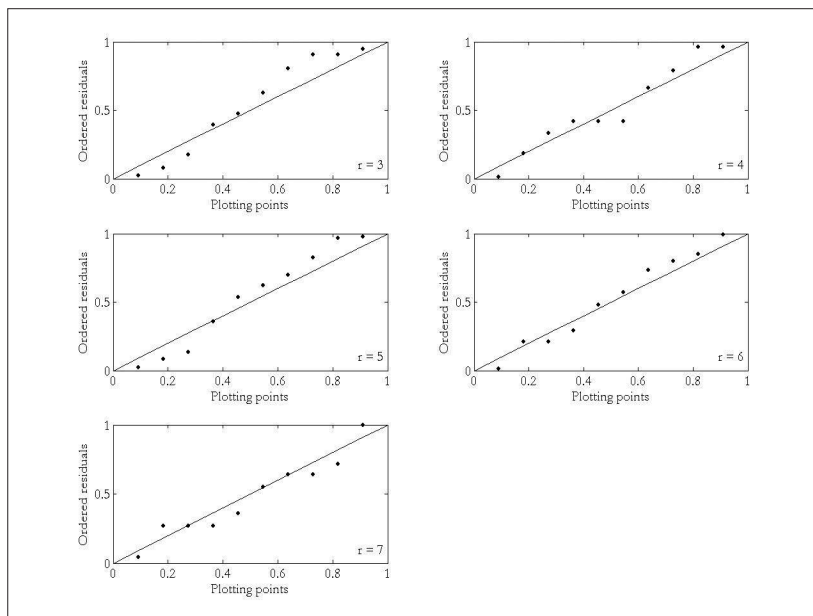
Sulla base del probability test, si ritiene che  $r = 6$  produca, sia in termini di livello (Fig. 4) che di residuo (Fig. 5), il migliore adattamento del modello ai dati, soprattutto se si tiene conto che sono disponibili solo dieci punti. Il confronto tra gli estremi indipendenti estratti dalle registrazioni di livello con intervallo di acquisizione di 10 minuti e quelli identificati nelle serie dei valori orari ottenute dall'applicazione del filtro di Pugh indica sul periodo esaminato differenze fino a 5 cm, confermando che l'utilizzo di dati orari, quantunque filtrati, può condurre per le aree costiere del Nord Adriatico ad una sottostima dell'effettivo valore degli estremi, come già osservato da Tsimplis et al. (2009) analizzando i dati relativi alla stazione mareografica di Trieste. Le variazioni massime dei livelli con periodo di ritorno decennale, cinquantennale e centennale determinati a partire dai dati campionati ogni 10 minuti sono rispettivamente di 4, 5 e 6 cm, per  $r$  fissato, rispetto ai corrispondenti valori stimati per mezzo dei dati filtrati riportati in Tabella 5.

**Tabella 5 - Stima dei livelli marini  $H$  per assegnato tempo di ritorno  $T$  in prossimità di Porto Corsini considerando un numero di eventi estremi  $r$  variabile da 3 a 7 per ciascun anno di valori orari filtrati del periodo 2000-2009.**

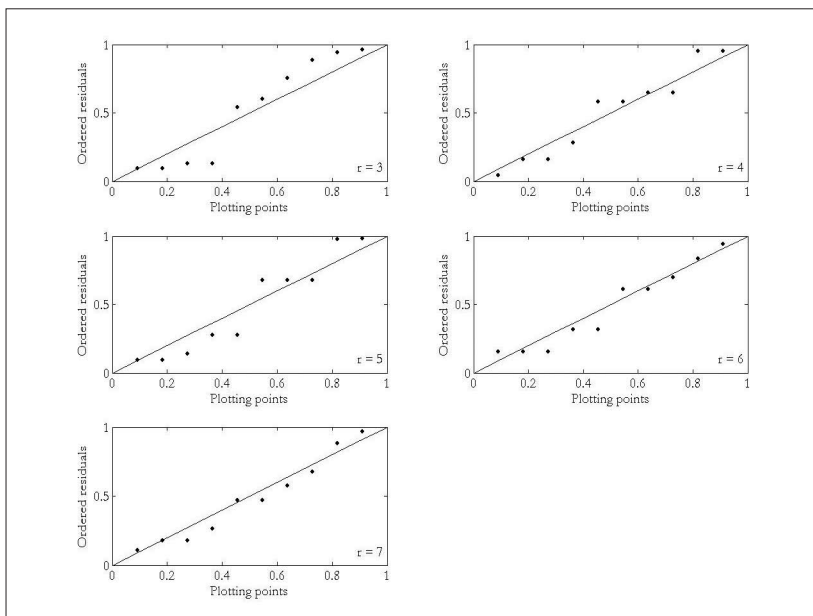
	$r = 3$	$r = 4$	$r = 5$	$r = 6$	$r = 7$
$T$ (anni)	$H(T)$ (m)				
2	0.81	0.82	0.82	0.83	0.84
5	0.90	0.92	0.92	0.94	0.96
10	0.96	0.99	0.99	1.01	1.04
20	1.02	1.06	1.05	1.08	1.11
50	1.09	1.14	1.14	1.17	1.21
100	1.15	1.20	1.20	1.24	1.29

In Tabella 6 vengono riassunti i risultati degli studi esistenti in letteratura inerenti all'analisi dei livelli marini estremi lungo il litorale ravennate. Va osservato come le stime ottenute per i massimi livelli con  $r = 6$  partendo dai dati campionati ad alta frequenza risultino in buon accordo con quelle ricavate da Yu et al. (1998) nell'ambito del Progetto Cenas sulla base di simulazioni numeriche di eventi di mareggiata nel bacino adriatico. La previsione dei livelli estremi è stata condotta dai suddetti Autori considerando gli scenari futuri legati ad un'intensificazione delle condizioni meteorologiche scatenanti principalmente attraverso il fattore vento.

Differenze di 8, 12 e 14 cm rispettivamente per i tempi di ritorno di 10, 50 e 100 anni emergono invece dal confronto con i valori del massimo innalzamento del livello statico sul medio mare dedotti dalla regolarizzazio-



**Figura 4 - Probability plots derivati dal modello adottato (Gumbel) utilizzando  $r$  valori estremi per ognuno dei dieci anni di dati a disposizione e considerando i valori massimi di livello separati da un intervallo temporale di almeno 78 ore.**



**Figura 5 - Probability plots derivati dal modello adottato (Gumbel) utilizzando  $r$  valori estremi per ognuno dei dieci anni di dati a disposizione e considerando i valori massimi di residuo separati da un intervallo temporale di almeno 78 ore.**

ne secondo la formula di Hazen delle osservazioni dei massimi annuali relative al periodo 1934-1987 e riportati nel Piano Coste della Regione Emilia-Romagna (Idroser, 1996). È da rilevare, al contrario, come a risultare in stretto accordo con le stime proposte da Idroser (1996) siano quelle che si ottengono per  $r = 3$  considerando i valori orari filtrati. Occorre inoltre sottolineare che i dati utilizzati nel Piano Coste non coprono il periodo più recente.

Nel tentativo di comprendere le motivazioni all'origine di tale discordanza, la performance della metodologia è stata valutata anche attraverso l'analisi dei risultati ottenuti dall'applicazione della procedura indicata al dataset

dei valori orari disponibile per la stazione di Punta della Salute. Come si può notare dalla Tabella 7, le stime dei livelli appaiono piuttosto stabili al variare di  $r$ : si osserva infatti una differenza massima di 6 cm in corrispondenza dei valori attesi con tempo di ritorno centennale, che si riduce a soli 3 cm se si esclude dal confronto la con-

**Tabella 6 - (A) Livelli estremi a Ravenna ottenuti tramite simulazione numerica per diversi periodi di ritorno da Yu et al. (1998). (B) Valori del massimo innalzamento del livello statico sul medio mare indicati nel Piano Coste (Idroser, 1996).**

A	T (anni)	H(T) (m)	T (anni)	H(T) (m)	B
	1	0.85	2.5	0.85	
	10	1.04	5	0.91	
	100	1.28	10	0.97	
			25	1.04	
			50	1.09	
			100	1.14	

**Tabella 7 - Stima dei livelli marini H per assegnato tempo di ritorno T considerando un numero di eventi estremi r variabile da 3 a 7 per ciascun anno di dati orari del periodo 2000-2009 disponibili per la stazione di Punta della Salute (Venezia).**

dizione  $r = 3$ . Anche in questo caso il probability test indica in  $r = 6$  il migliore adattamento del modello ai dati.

	$r = 3$	$r = 4$	$r = 5$	$r = 6$	$r = 7$
T (anni)	H(T) (m)				
2	0.99	0.98	0.98	0.98	0.98
5	1.13	1.11	1.11	1.11	1.12
10	1.22	1.20	1.19	1.20	1.21
20	1.32	1.29	1.27	1.28	1.29

**Tabella 8 - Applicazione delle distribuzioni GEV e Gumbel ai valori massimi annuali di livello (cm) registrati a Punta della Salute riferiti al running yearly mean sea level. Le stime sono state determinate da Pirazzoli et al. (2007) sia sull'intero campione di 66 anni di osservazioni che coprono il periodo dal 1940 al 2005, (A), sia sul numero complessivo di anni disponibile con meno del 15% di dati mancanti, (B). Tale condizione arbitraria porta ad escludere i valori massimi registrati negli anni 1940, 1966 e 1967.**

	$r = 3$	$r = 4$	$r = 5$	$r = 6$	$r = 7$
50	1.43	1.40	1.38	1.39	1.40
100	1.52	1.48	1.46	1.47	1.49

A	GEV	Gumbel		GEV	Gumbel	B
T (anni)	H(T) (cm)		T (anni)	H(T) (cm)		
2	100	100	2	100	99	
10	122	124	10	119	120	
50	142	146	50	131	138	
100	149	155	100	135	146	

## Conclusioni

L'esame dei massimi innalzamenti previsti per il livello del mare evidenzia come, anche per bassi valori del tempo di ritorno, si delinei uno scenario di rischio idraulico molto serio per i territori costieri dell'area ravennate caratterizzati da elevazioni che nella maggior parte dei casi non superano il metro sul livello medio del mare (Teatini et al., 2005).

L'analisi dei risultati porta a ritenere, in accordo con quanto già osservato da Pirazzoli et al. (2007), che,

per le regioni costiere del Nord Adriatico, dove i fenomeni di *surge* hanno la stessa entità dell'escursione di marea, le stime delle altezze massime di livello siano strettamente legate all'intervallo temporale considerato per le registrazioni mareografiche.

Lo studio qui presentato ha stimato, per tempi di ritorno di 2, 10 e 100 anni dei massimi livelli di 0.85, 1.05, 1.28 m. Tali stime si riferiscono al valore "totale" del sovrizzo, includendo quindi tutti i fenomeni meteo marini che si verificano in condizione di mareggiata ma non quelli dovuti dal moto ondoso come *set-up* e *run-up*. Sono quindi da aspettarsi valori più elevati in condizioni di costa esposta al moto ondoso, si rammenta che il mareografo di Porto Corsini si trova all'interno del porto di Ravenna. I valori massimi di livello del mare possono essere utilizzati da progettisti coinvolti nella progettazione di opere marittime e da pianificatori costieri per valutare l'esposizione al rischio di ingressione marina in zone abitate.

### Ringraziamenti

L'analisi è stata condotta nell'ambito del Progetto Europeo MICORE (FP7 contratto 202798) ([www.micore.eu](http://www.micore.eu)). Lo studio di M. Masina si è svolto nel contesto del Dottorato di Ricerca in Scienze della Terra dell'Università degli Studi di Ferrara.

Si ringraziano l'Ing. Andrea Valentini di ARPA-SIMC Emilia-Romagna per avere cortesemente messo a disposizione degli Autori i dati sinottici per le stazioni di Venezia, Ravenna e Rimini e le registrazioni del mareografo di Porto Corsini per il periodo 2000-2007 e l'Ing. Carlo Zumaglini della SIAP+MICROS S.r.l. per avere fornito le misurazioni di livello relative agli anni 2008 e 2009.

### Bibliografia

- Armaroli C., Ciavola P., Masina M., Perini L., Calabrese L., Lorito S. e Valentini A. (in stampa) - *Critical storm thresholds for significant morphological changes and damage along the Emilia-Romagna coastline, Italy*. Special Issue of Geomorphology.
- Bondesan M., Castiglioni G.B., Elmi C., Gabbianelli G., Marocco R., Pirazzoli P.A. e Tomasin A. (1995) - *Coastal Areas at Risk from Storm Surges and Sea-Level Rise in Northeastern Italy*. Journal of Coastal Research, 11 (4): 1354-1379.
- Butler A., Heffernan J.E., Tawn J.A., Flather R.A. e Horsburgh K.J. (2007) - *Extreme value analysis of decadal variations in storm surge elevations*. Journal of Marine Systems, 67:189-200.
- Camuffo D. (1993) - *Analysis of the Sea Surges at Venice from A.D. 782 to 1990*. Theoretical and Applied Climatology, 47: 1-14.
- Canestrelli P., Mandich M., Pirazzoli P.A. e Tomasin A. (2001) - *Venti, depressioni e sesse: perturbazioni delle maree a Venezia (1951-2000)*. Città di Venezia, Centro Previsioni e Segnalazioni Maree. pp. 105.
- Cerovečki I., Orlić M. e Hendershott M.C. (1997) - *Adriatic seiche decay and energy loss to the Mediterranean*. Deep-Sea Research I, 44 (12): 2007-2029.
- Decouttere C., De Backer K., Monbaliu J. e Berlamont J. (1998) - *Wave refraction in the Upper Adriatic Sea*. In: Water Science and Technology Library, CENAS, Coastline Evolution of the Upper Adriatic Sea Due to Sea Level Rise and Natural and Anthropogenic Land Subsidence. G. Gambolati ed., Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Paesi Bassi, pp. 169-183.
- Ferla M., Cordella M., Michielli L. e Rusconi A. (2007) - *Long-term variations on sea level and tidal regime in the lagoon of Venice*. Estuarine, Coastal and Shelf Science 75: 214-222.
- Foreman M.G.G. (1977) - *Manual for tidal heights analysis and prediction*. Pacific Marine Science Report 77-10, Institute of Ocean Sciences, Patricia Bay, Sydney, B.C., pp. 97.
- García M.J., Pérez B.G., Raicich F., Rickards L., Bradshaw E., Plag H.-P., Zhang X., Bye B.L. e Isaksen E. (c2007) - *European Sea Level Monitoring: Implementation of ESEAS Quality Control*. In: Dynamic Planet: Monitoring and Understanding a Dynamic Planet with Geodetic and Oceanographic Tools, IAG Symposium Cairns Australia 22-26 August 2005. International Association of Geodesy Symposia. Springer, Berlino, 130: 67-70.
- Gumbel E.J. (1958) - *Statistics of Extremes*. Columbia University Press, New York, pp. 375.
- Haigh I.D., Nicholls R. e Wells N. (2010) - *A comparison of the main methods for estimating probabilities of extreme still water levels*. Coastal Engineering 57: 838-849.
- Horsburgh K.J. e Wilson C. (2007) - *Tide-surge interaction and its role in the distribution of surge residuals in*

- the North Sea*. Journal of Geophysical Research, 112, C08003, doi:10.1029/2006JC004033.
- Idroser (1996) - *Progetto di Piano per la Difesa dal Mare e la Riqualificazione Ambientale del Litorale della Regione Emilia-Romagna; Relazione generale*. Regione Emilia-Romagna, Bologna. pp. 365.
- Jenkinson A.F. (1955) - *The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements*. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 81 (348): 158-171.
- Lee J.-C., Park K.-S., Kwon J.-I. e Kim S.-I. (2009) - *Storm Surge Calculations Using Sea Level Data*. Marine Geodesy, 32: 108-117.
- Lionello P. (2005) - *Extreme storm surges in the Gulf of Venice: present and future climate*. In: Flooding and Environmental Challenges for Venice and its Lagoon: State of Knowledge, ed. Fletcher C.A. and Spencer T., Cambridge University Press, Cambridge, U.K.: 59-69.
- Lionello P., Galati M.B. e Elvini E. (2010) - *Extreme storm surge and wind wave climate scenario simulations at the Venetian littoral*. Physics and Chemistry of the Earth, doi:10.1016/j.pce.2010.04.001.
- Mosetti F. (1987) - *Distribuzione delle maree nei mari italiani*. Bollettino di Oceanologia Teorica ed Applicata, V (1): 65-72.
- National Data Buoy Center (2003) - *Handbook of Automated Data Quality Control Checks and Procedures of the National Data Buoy Center*. NDBC Technical Document 03-02. U.S. Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration. Mississippi, U.S.A., pp. 44.
- Pawlowicz R., Beardsley B. e Lentz S. (2002) - *Classical tidal harmonic analysis including error estimates in MATLAB using T\_TIDE*. Computers & Geosciences, 28: 929-937.
- Pirazzoli P.A. (1982) - *Maree estreme a Venezia (periodo 1872-1981)*. Acqua-Aria, 10: 1023-1039.
- Pirazzoli P.A. e Tomasin A. (2002) - *Recent Evolution of Surge-related Events in the Northern Adriatic Area*. Journal of Coastal Research, 18 (3): 537-554.
- Pirazzoli P.A., Tomasin A., Ullmann A. (2007) - *Extreme sea levels in two northern Mediterranean areas*. Méditerranée, 108: 59-68.
- Prandle D. e Wolf J. (1978) - *The interaction of surge and tide in the North Sea and River Thames*. Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society, 55: 203-216.
- Preti M. (2009) - *Stato del litorale emiliano-romagnolo all'anno 2007 e piano decennale di gestione*. I Quaderni di ARPA, ARPA Regione Emilia-Romagna, Bologna. pp. 270.
- Pugh D.T. (1987) - *Tides, Surges and Mean Sea-Level*. Wiley, Chichester. pp. 472.
- Pugh D.T. e Vassie J.M. (1979) - *Extreme Sea Levels from Tide and Surge Probability*. Proceedings of the Sixteenth Coastal Engineering Conference, Amburgo, Germania, 27 Agosto-3 Settembre 1978. American Society of Civil Engineers, New York, 1: 911-930.
- Pugh D.T. e Vassie J.M. (1980) - *Applications of the joint probability method for extreme sea level computations*. Proceedings of the Institution of Civil Engineers, Part 2, 69: 959-975.
- Raicich F. (2003) - *Recent evolution of sea-level extremes at Trieste (Northern Adriatic)*. Continental Shelf Research 23: 225-235.
- Raicich F., Orlić M., Vilibić I. e Malačić V. (1999) - *A case study of the Adriatic seiches (December 1997)*. Il Nuovo Cimento, 22 C (5): 715-726.
- Smith R.L. (1986) - *Extreme value theory based on the r largest annual events*. Journal of Hydrology, 86: 27-43.
- Tawn J.A. (1988) - *An extreme value theory model for dependent observations*. Journal of Hydrology, 101: 227-250.
- Tawn J.A. (1992) - *Estimating Probabilities of Extreme Sea-levels*. Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics), 41 (1): 77-93.
- Tawn J.A. e Vassie J.M. (1989) - *Extreme sea levels: the joint probabilities method revisited and revised*. Proceedings of the Institution of Civil Engineers, Part 2, 87: 429-442. (Paper 9476, Water Engineering Group).
- Teatini P., Ferronato M., Gambolati G., Bertoni W. e Gonella M. (2005) - *A century of land subsidence in Ravenna, Italy*. Environmental Geology, 47: 831-846.
- Trigo I.F. e Davies T.D. (2002) - *Meteorological conditions associated with sea surges in Venice: a 40 year climatology*. International Journal of Climatology, 22: 787-803.
- Tsimplis M.N. e Blackman D. (1997) - *Extreme Sea-level Distribution and Return Periods in the Aegean and Ionian Seas*. Estuarine, Coastal and Shelf Science, 44: 79-89.
- Tsimplis M.N., Marcos M., Pérez B., Challenor P., Garcia-Fernandez M.J. e Raicich F. (2009) - *On the effect*

- of the sampling frequency of sea level measurements on return period estimate of extremes-Southern European examples.* Continental Shelf Research 29: 2214-2221.
- UNESCO (1993) - *Manual of Quality Control Procedures for Validation of Oceanographic Data.* Prepared by CEC: DGXII, MAST and IOC: IODE. Manual and Guides 26, SC-93/WS-19. pp. 436.
- Vilibić I. (2000) - *A climatological study of the uninodal free oscillation in the Adriatic Sea.* Acta Adriatica, 41 (2): 89-102.
- Vilibić I. (2006) - *The role of the fundamental seiche in the Adriatic coastal floods.* Continental Shelf Research 26: 206-216.
- Yu C.S., Decouttere C. e Berlamont J. (1998) - *Storm Surge Simulations in the Adriatic Sea.* In: Water Science and Technology Library, CENAS, Coastline Evolution of the Upper Adriatic Sea Due to Sea Level Rise and Natural and Anthropogenic Land Subsidence. G. Gambolati ed., Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Paesi Bassi, pp. 207-232.

**Ricevuto il 13/7/2010, accettato il 22/5/2011.**