

DISTRIBUIÇÕES E ESTATÍSTICAS DE PERÍODOS DE ONDAS OCEÂNICAS NA COSTA OESTE PORTUGUESA

António Alberto PIRES SILVA¹

RESUMO

Na presente comunicação, apresenta-se um estudo de distribuições e estatísticas de períodos de ondas de gravidade geradas pelo vento na superfície livre do mar. As séries de períodos, associados ao conceito de onda individual, foram obtidas por aplicação do critério de cruzamento de zero ascendente (c-z-a) e um novo critério, designado critério orbital, em registos de agitação medidos ao largo da Figueira da Foz por bóia ondógrafo. Este último critério apoia-se na representação no plano complexo de uma série temporal e na transformada de Hilbert.

Avaliou-se a influência, na caracterização estatística dos períodos das ondas do mar, dos critérios de definição de ondas discretas em processos estocásticos contínuos.

Probabilidades de excedência empíricas do período, bem como estatísticas da distribuição condicionada, definidas com os dois critérios, foram comparadas com os resultados previstos pelo modelo de LONGUET-HIGGINS (1983).

Por último, o período da onda de altura máxima foi correlacionado com o período significativo.

Palavras-chave: agitação marítima; modelo estocástico Gaussiano; descrição estatística do estado do mar; critérios de definição de ondas individuais; onda orbital; Transformada de Hilbert; distribuição de períodos.

¹Professor Auxiliar, Instituto Superior Técnico, Av. Rovisco Pais, 1096 Lisboa Codex - PORTUGAL.
e-mail: aps@civil.ist.utl.pt

1- INTRODUÇÃO

As ondas de gravidade geradas pelo vento constituem uma das principais solicitações a ter em conta na acção do mar sobre as suas fronteiras naturais ou artificiais. Este aspecto é particularmente relevante em Portugal, em que a configuração da plataforma continental retira importância às correntes de maré e coloca este tipo de ondas como a variável de projecto dominante nas obras e realizações de Engenharia Costeira. Estas perturbações resultam da transferência de quantidade de movimento e energia entre o escoamento turbulento do ar e a superfície livre do mar. Pela sua origem e complexo processo de evolução as perturbações assim caracterizadas induzem um movimento aleatório da superfície do mar. Deste modo a descrição mais apropriada para este tipo de fenómeno é de natureza estatística.

A investigação relacionada com estatísticas e distribuições da altura de onda tem suscitado significativa atenção nos últimos anos, existindo já um apreciável conjunto de estudos e resultados, incluindo dados de campo e laboratório e simulações numéricas.

Pelo contrário, a investigação ligada à caracterização estatística do período de onda não tem provocado o mesmo grau de esforço. Uma maior incidência de estatísticas da altura de onda nos critérios e variáveis de projecto, e maior dificuldade conceptual na solução analítica da função de densidade de probabilidade (f.d.p.) do período, concorreram para este facto. Todavia, o cálculo de forças associadas a ondas de mar, a avaliação da fadiga em estruturas expostas à agitação marítima e a descrição estatística da rebentação, são exemplos de situações que exigem o conhecimento das propriedades da f.d.p. do período.

Apesar do uso generalizado, as alturas e os períodos das ondas associadas à deformação induzida pelo vento na superfície do mar não são variáveis observáveis. Estas grandezas, importantes do ponto de vista da caracterização do meio e, conseqüentemente, nas especificações das realizações que com ele interactuam, são definidas a partir da série temporal de elevações da superfície livre do mar, única variável cujo movimento é objecto de registo e avaliação quantitativa. Como foi referido este movimento tem carácter aleatório e os registos de elevações são entendidos como realizações de processos estocásticos. Em escalas temporais de curto prazo e localizadas no espaço, o movimento assim caracterizado pode ser representado, sob certas hipóteses simplificativas como sejam a linearidade e a estacionariedade (PIRES SILVA, 1995), por um processo estocástico Gaussiano.

Deste modo, existe a necessidade de adoptar critérios de definição de ondas individuais nas séries temporais de valores aleatórios. Estes critérios, de que são exemplo os critérios de crista a crista, cruzamento de zero ascendente (c-z-a) e cruzamento de zero descendente (c-z-d), baseiam-se em variáveis aleatórias associadas com o processo estocástico gaussiano, que no entanto não seguem uma distribuição normal, como sejam a envolvente, os máximos e os cruzamentos de nível.

A escolha do critério de definição afecta as características das ondas discretas e implica uma relação particular entre as estatísticas temporais e os momentos espectrais. Este último aspecto é particularmente relevante no contexto das formulações das distribuições conjuntas da altura e do período e, por consequência, também com as distribuições marginais do período. Como é sublinhado por diversos autores (E.G. SOBEY, 1992) e evidenciado nas secções seguintes, as hipóteses adoptadas para definir o período, e relacioná-lo com a fase total da envolvente, determinam a forma das f.d.p. conjuntas.

Um novo critério de selecção de acontecimentos discretos em realizações de processos estocásticos, designado por critério orbital, foi apresentado por PIRES SILVA E MEDINA

(1994a) e GIMÉNEZ *et.al.* (1994a). Esta nova metodologia apoia-se na representação no plano complexo de uma série temporal e na transformada de Hilbert.

As implicações do critério orbital na caracterização estatística da agitação marítima foram avaliadas por PIRES SILVA E MEDINA (1994b), no que diz respeito a grupos de ondas, e Pires Silva e Medina (1996), no respeitante a distribuições e estatísticas de alturas de ondas. Foi concluído que a referida caracterização pode ser afectada pela escolha do critério de discretização, especialmente a estimativa do coeficiente de correlação entre alturas de ondas consecutivas, no primeiro caso, e a estimativa temporal da altura significativa, no segundo caso. A estimativa orbital deste parâmetro é cerca de 3% a 5% superior à estimativa c-z-a, exibindo uma melhor concordância com a estimativa espectral H_{m0} . GIMÉNEZ *et.al.* (1994b), analisando registos simulados numericamente, apresentaram conclusões semelhantes. Já no referente a estatísticas de grupos de ondas extremos (duração máxima e duração do grupo que contém a onda de altura máxima), a mencionada escolha revela-se praticamente irrelevante (PIRES SILVA E MEDINA, 1997).

Neste trabalho, estimaram-se probabilidades de excedência empíricas e estatísticas do período, bem como estatísticas da distribuição condicionada, usando os critérios c-z-a e orbital, em registos de agitação obtidos por uma bóia ondógrafo ao largo da Figueira da Foz. O primeiro propósito do estudo é testar a relação teórica que o critério orbital implica para a ligação entre descrições no domínio do tempo e no domínio da frequência. O segundo objectivo consiste na comparação entre as estatísticas e as distribuições empíricas, obtidas com os dois critérios, com os resultados previstos pelo modelo de LONGUET-HIGGINS (1983).

2 - PERÍODO MÉDIO DE ONDAS ORBITAIS

De acordo com as hipóteses do modelo Gaussiano, a série temporal da superfície do livre do mar, observada num ponto fixo do espaço é representada por

$$\mathbf{h}(t) = \sum_{i=1}^M a_i \cos(2\pi f_i t + \mathbf{f}_i), \quad (1)$$

$$a_i = \sqrt{2S(f_i)\Delta f_i}, \quad (2)$$

em que $\mathbf{f}(i)$ são as fases aleatórias com distribuição uniforme em $U(0,2\pi)$, $S(f_i)$ representa o espectro de variância do processo estocástico, f_i as frequências discretas e a_i as amplitudes das M componentes espectrais.

Associada à série de elevações $\mathbf{h}(t)$ pode definir-se uma representação complexa, designada por função ou sinal analítico, de que naturalmente a série medida constitui a parte real, dada por

$$z(t) = \mathbf{h}(t) + i\hat{\mathbf{h}}(t). \quad (3)$$

A parte imaginária de (3) é a transformada de Hilbert, o que vai conferir à envolvente e fase, a seguir definidas, propriedades de interesse (PIRES SILVA, 1995),

$$\hat{h}(t) = \frac{1}{p} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{h(t)}{t - t} dt. \quad (4)$$

Na indeterminação que figura em (4) toma-se o valor principal de Cauchy.

A função analítica $z(t)$ pode ser escrita como

$$z(t) = A(t) e^{i c(t)}, \quad (5)$$

em que $A(t)$, o módulo da função complexa, representa a envolvente e $\chi(t)$ a fase total dados por

$$A(t) = \sqrt{h^2(t) + \hat{h}^2(t)}, \quad (6)$$

$$c(t) = \arctg \frac{\hat{h}(t)}{h(t)}. \quad (7)$$

A fase total é decomposta num termo linear, proporcional à frequência f_{01} , e num termo aleatório

$$c(t) = 2p f_{01} t + y(t). \quad (8)$$

De (8) pode definir-se uma frequência local instantânea

$$f_l(t) = \frac{1}{2p} \dot{c}(t) = f_{01} + \frac{\dot{y}(t)}{2p}. \quad (9)$$

A função $z(t)$, como qualquer função complexa, é representável no plano de Argand pelo seu módulo e argumento dados por (6) e (7). Pode-se então considerar a envolvente como a magnitude de um vector que roda neste plano com uma frequência dada por (9). As projecções ortogonais deste vector nos eixos real e imaginário são, respectivamente, $h(t)$ e $\hat{h}(t)$. Mas se a projecção no eixo real é interpretada como a parte do movimento registado pela bóia correspondente ao deslocamento vertical, a projecção no eixo imaginário pode ser então interpretada como o deslocamento horizontal. A extremidade do vector girante no plano complexo descreve uma trajectória orbital que resulta da projecção do movimento tridimensional de um ponto da superfície livre do mar.

A onda orbital define-se como o acontecimento compreendido entre dois cruzamentos consecutivos da parte negativa do eixo imaginário, que correspondem a um avanço de 2π da fase total do vector girante no plano complexo. As ondas que não estão associadas a avanços de 2π são consideradas ondas falsas. A Figura 1 apresenta um exemplo da representação complexa de uma onda falsa, observada num registo de elevações medido pela bóia ondógrafo.

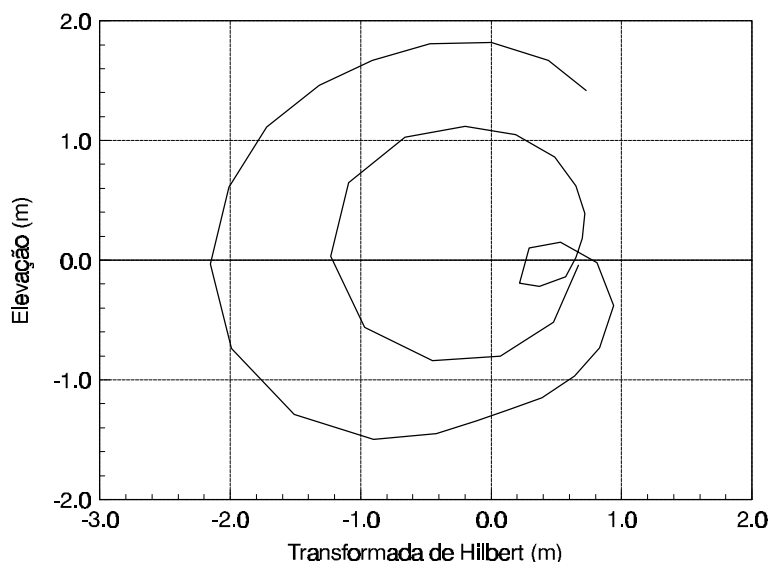


Figura 1- Representação no plano complexo de parte de um registo de bóia ondógrafo.

A onda falsa indentifica-se com o lacete na parte positiva do eixo imaginário. Ao descrevê-la o vector girante no plano complexo aumentou e diminuiu a fase total. O que equivale a dizer que a frequência local instantânea dada por (9) mudou de sinal, ou que houve um reverso de fase.

Na Figura 2 estão representadas a série temporal de elevações e a respectiva transformada de Hilbert correspondentes ao exemplo da Figura 1.

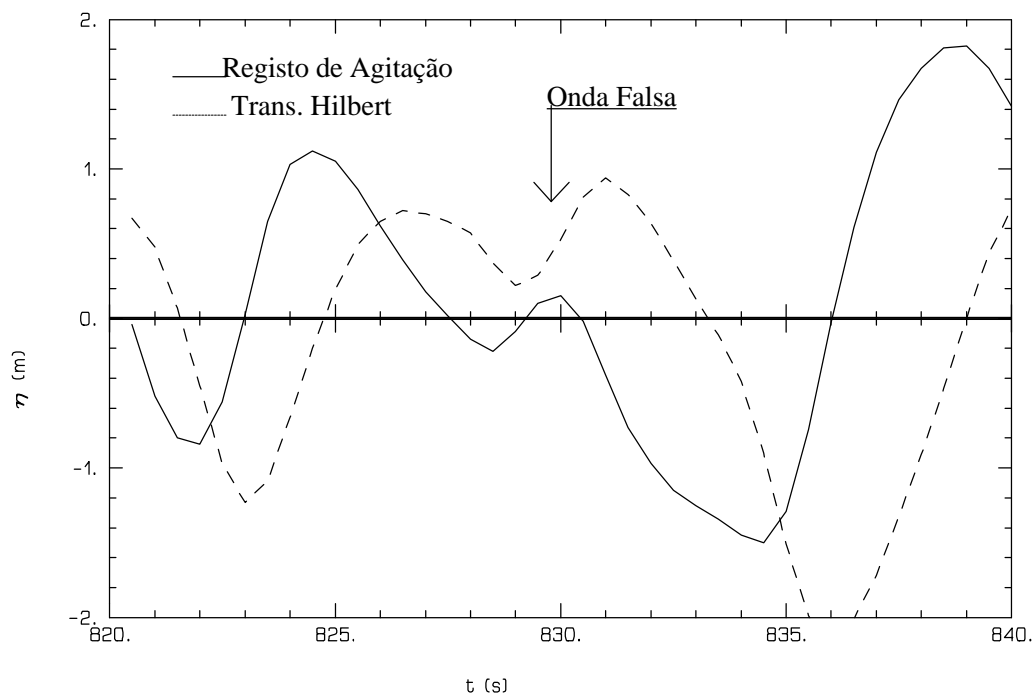


Figura 2- Exemplo de onda falsa que ocorre com valores positivos da transformada de Hilbert.

Como se constata, as ondas orbitais estão associadas a um padrão de alternância de cruzamentos do nível zero da série de elevações e da transformada de Hilbert, que é consequência do critério de avanço de 2π da fase total. Este facto proporciona uma distinção precisa entre ondas reais e ondas falsas. Quando esta sequência de cruzamentos se quebra, resultado de reversos de fase com cruzamento de zero, ocorrem ondas falsas.

Como se afirmou as ondas falsas estão associadas a reversos da fase total. Atendendo a (9), este facto traduz-se em

$$\dot{y}(t) < -2p f_{01}. \quad (10)$$

Sendo a f.d.p. de $\dot{y}(t)$ conhecida, é possível estimar a probabilidade de ocorrência de (10). A referida f.p.d. pode ser obtida da teoria de *Rice* (1944, 1945), e escreve-se

$$p(\dot{y}) = \frac{1}{2} \frac{\mathbf{n}^2 (2p f_{01})^2}{\left[(2p \mathbf{n} f_{01})^2 + \dot{y}^2 \right]^{3/2}}. \quad (11)$$

Integrando (11) entre $-\infty$ e $-2p f_{01}$, ou na variável transformada $\dot{y}/2p \mathbf{n} f_{01}$ entre $-\infty$ e $-1/v$, estima-se a probabilidade desejada

$$Prob(\dot{y} < -2p f_{01}) = \frac{1}{2} \left[1 - (1 + \mathbf{n}^2)^{-1/2} \right]. \quad (12)$$

Multiplicando a probabilidade de ocorrência de um reverso de fase, dada por (12), pelo número médio de cruzamentos de zero por unidade de tempo, $\bar{N}_{z,0}$, igual a

$$\bar{N}_{z,0} = 2 \sqrt{\frac{m_2}{m_0}}, \quad (13)$$

o resultado é

$$\frac{\bar{N}_{z,0}}{2} \left[1 - (1 + \mathbf{n}^2)^{-1/2} \right] = f_{02} \left[1 - (1 + \mathbf{n}^2)^{-1/2} \right]. \quad (14)$$

De acordo com o critério de definição de onda c-z-a, a frequência f_{02} é equivalente ao número médio de ondas c-z-a por unidade de tempo ($f_z = 1/T_z$). (Variáveis com o subscrito z referem-se a ondas c-z-a e com o subscrito r a ondas orbitais). Deste modo a expressão (14) pode ser interpretada como o número médio de ondas falsas por unidade de tempo. Ela representa a frequência de cruzamentos de zero não correspondentes a um avanço de 2π no plano complexo. Então, se a f_{02} se subtrair (14), obtém-se o número médio de ondas orbitais por unidade de tempo, ou frequência média de acordo com o critério de onda orbital

$$f_r = 1/T_r = f_{02} (1 + \mathbf{n}^2)^{-1/2}. \quad (15)$$

Nas expressões acima indicadas v é o parâmetro de largura espectral introduzido por *Longuet-Higgins* (1975), e definido por

$$\mathbf{n} = \left[\left(m_0 m_2 / m_1^2 - 1 \right) \right]^{1/2}. \quad (16)$$

Mas a relação entre f_r e f_{02} , expressa por (15), é a mesma que existe entre f_{01} , frequência média do espectro, e f_{02} , o que significa que T_r , período médio das ondas orbitais, é

$$T_r = T_{01} = 1/f_{01}. \quad (17)$$

Tal como T_{02} é o valor teórico do período médio das ondas c-z-a (T_z), T_{01} é o valor teórico do período médio das ondas orbitais. GIMÉNEZ *et. al.* (1994a) apresenta uma prova formal, que complementa a demonstração de carácter mais heurístico acima introduzida.

A relação (17) foi testada com observações de bóia ondógrafo. Estas medições estão descritas na secção 4. O teste consistiu em avaliar se os períodos médios de ondas discretas, definidas em registos de campo com o critério orbital, estão de acordo com os valores obtidos a partir dos momentos espectrais do respectivo registo. Os resultados estão representados na Figura 3.

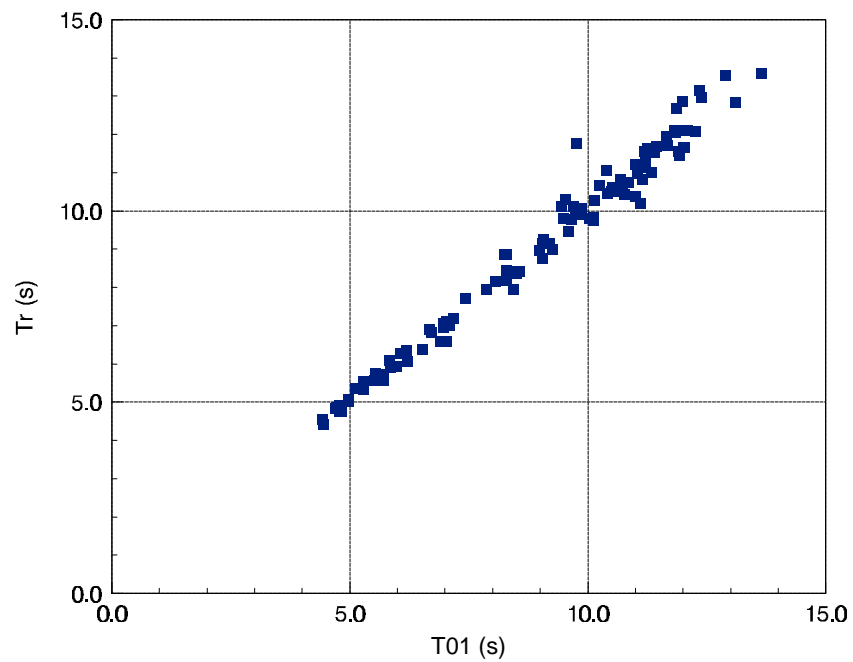


Figura 3- Comparação entre o período médio orbital T_r e o período T_{01} , obtida com medições feitas ao largo da costa Oeste Portuguesa (Figueira da Foz).

A Figura 4 apresenta uma comparação semelhante entre T_z e T_{02} .

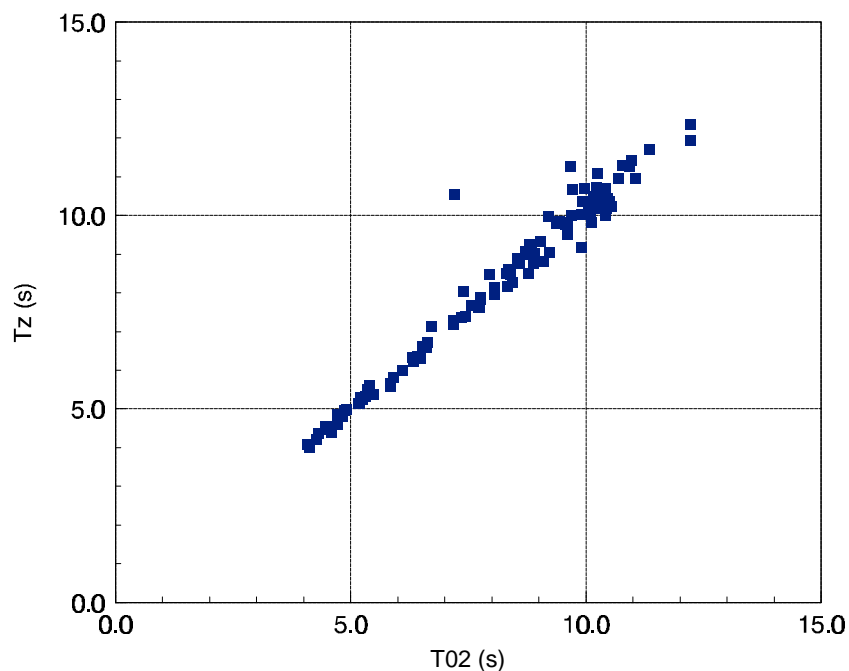


Figura 4- Comparação entre o período médio de zero ascendente T_z e o período T_{02} , obtida com medições feitas ao largo da costa Oeste Portuguesa (Figueira da Foz).

A Figura 3 mostra que a previsão teórica do período médio das ondas orbitais, acima apresentada, é confirmada pelos dados de campo analisados. Esta conclusão está de acordo com os resultados preliminares de PIRES SILVA E MEDINA (1994a) e as simulações numéricas de GIMÉNEZ *et. al.* (1994a).

O Quadro 1, em que se regista o valor médio quadrático (VMQ) das diferenças entre os períodos c-z-a e orbital e os respectivos valores teóricos, também suporta a conclusão acima referida.

Quadro 1

Valor médio quadrático das diferenças entre os períodos c-z-a e orbital e os respectivos valores teóricos.

	VMQ
T_r versus T_{01}	0,3693
T_z versus T_{02}	0,4554

O período T_{01} (inverso da frequência média do espectro) adquire assim um significado físico: representa o valor médio do período de rotação orbital de um ponto à superfície do mar.

3 - DISTRIBUIÇÕES E ESTATÍSTICAS DE PERÍODOS

No quadro do modelo estocástico Gaussiano da superfície do mar, uma função de distribuição (f.d.) exacta do período poderia ser deduzida da f.d. da duração entre cruzamentos zeros sucessivos. No entanto, não há solução analítica fechada para esta última. Apenas os seus momentos podem ser expressos desta forma, como por exemplo o número médio de

cruzamentos de zero por unidade de tempo ($\bar{N}_{z,0}$, expressão (13)). *Rice* (1944, 1945) e LONGUET-HIGGINS (1958) desenvolveram soluções aproximadas, que todavia não são adequadas para as aplicações práticas.

Assim a f.d. do período tem sido obtida por marginalização de distribuições conjuntas da alturas e períodos. No que diz respeito a estas últimas, as duas formulações mais usadas foram propostas por LONGUET-HIGGINS (1975, 1983) e CAVANIÉ *et. al.* (1976). Elas são baseadas na distribuição conjunta da envolvente, da fase e das primeiras derivadas temporais destas grandezas, no primeiro caso, e na distribuição conjunta das cristas e respectivas segundas derivadas, no segundo caso. Uma revisão deste assunto pode ser encontrada em SROKOSZ E CHALLENOR (1987) e SOBEY (1992).

LONGUET-HIGGINS (1983) retomou e estendeu a formulação de 1975. Ambas apoiam-se na teoria de *Rice* (1944, 1945) sobre distribuição conjunta e estatísticas da envolvente e fase mas diferem nas hipóteses feitas para relacionar o período de uma onda individual com a derivada temporal da fase. Deste modo, o autor consegue uma p.d.f. conjunta assimétrica

$$p(\mathbf{x}, t) = \frac{2L(\mathbf{n}) \mathbf{x}^2}{\mathbf{n}\sqrt{\mathbf{p}} t^2} \exp\left\{-\mathbf{x}^2 \left[1 + \frac{(1-1/t)^2}{\mathbf{n}^2}\right]\right\}, \quad (18)$$

em que $\xi = R/\sqrt{2m_0}$ e $\tau = T/T_{01}$. R é a amplitude da onda e T o período. $L(v)$ é um factor de normalização e vale

$$\frac{1}{L} = \frac{1}{2} \left[1 + (1 + \mathbf{n}^2)^{-1/2}\right]. \quad (19)$$

A p.d.f. marginal do período obtém-se integrando (18) em ordem a ξ entre $0 < \xi < +\infty$

$$p(t) = \frac{L}{2\mathbf{n}t^2} \left[1 + \frac{(1-1/t)^2}{\mathbf{n}^2}\right]^{-3/2}. \quad (20)$$

Esta f.d.p. não possui valor médio nem variância. A f.d.p. condicionada do período dada a altura de onda escreve-se

$$p(t / \mathbf{x}) = \frac{1}{\sqrt{\mathbf{p}} \mathbf{n} F(\mathbf{x} / \mathbf{n})} \frac{\mathbf{x}}{t^2} \exp\left[-\frac{\mathbf{x}^2}{\mathbf{n}^2} \left(1 - \frac{1}{t}\right)^2\right]. \quad (21)$$

$F(\mathbf{x} / \mathbf{n})$ é uma função de erro.

4 - DISCUSSÃO DE RESULTADOS

Os registos de agitação marítima usados neste estudo provieram de uma série de observações de Abril de 1984 a Junho de 1986, recolhidos pelo Instituto Hidrográfico com uma bóia ondógrafo tipo “waverider”. A bóia está fundeada ao largo da Figueira da Foz,

numa sonda reduzida de 92 m. Deste conjunto de medições foram escolhidas 107 séries temporais, cobrindo um leque alargado de situações de mar distribuídas ao longo dos meses do ano. As alturas significativas variam entre 0,5 m e 7,5 m e na amostra estão incluídos estados de mar com espectros de dois picos.

Nas comparações expressas nas Figuras 3 e 4 usou-se a totalidade da mostra. Para avaliar as distribuições de períodos seleccionou-se um subconjunto de 31 registos com 5226 ondas c-z-a e 4695 ondas orbitais. Na comparação que se apresenta, todos os períodos estimados, c-z-a ou orbitais, foram adimensionalizados por T_{01} . As expressões (20) e (21) envolvem o parâmetro ν , que foi calculado a partir dos espectros observados, usando a expressão (16). O Quadro 2 indica o valor médio, bem como os percentis 10 e 90 nos 31 registos.

Quadro 2. Valor médio e percentis 10 e 90 de ν

	Valor Médio	Percentil 10	Percentil 90
ν	0.49	0.38	0.61

A função probabilidade de excedência correspondente a (20) é

$$Q(t) = 1 - \frac{L}{2} \left[\frac{(1 - 1/t)/n}{\left[1 + (1 - 2t^{-1} + t^{-2})/n^2\right]^{1/2}} + 1 \right]. \quad (22)$$

A Figura 5 representa a probabilidade de excedência empírica de períodos c-z-a e orbital e a expressão (22) com $\nu = 0.49, 0.38$ e 0.61 .

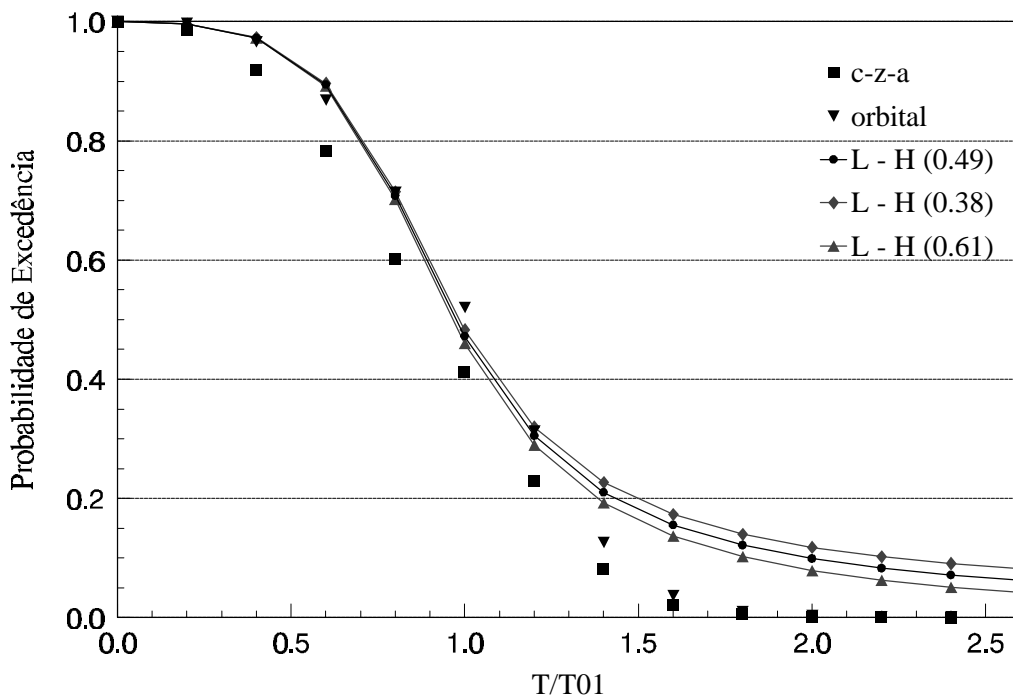


Figura 5. Probabilidade de excedência de períodos c-z-a e orbitais e a expressão de *Longuet-Higgins* (1983).

O modelo de *Longuet-Higgins* (1983) baseia-se numa representação da superfície livre, que envolve uma envolvente complexa cuja frequência da portadora é igual ao inverso de T_{01} . Além disso, na definição de período então adoptada, pressupõe-se que a fase total seja uma função crescente do tempo. Com o critério de avanço de 2π no plano complexo esta condição é uma consequência da definição orbital e não uma imposição *ad-hoc*, conseguindo-se assim coerência entre o modelo subjacente e o critério de identificação de ondas discretas. Deste modo, espera-se que o referido modelo seja mais apropriado para ondas orbitais.

A eliminação de ondas falsas, que são predominantemente ondas pequenas, afecta o número relativo de ondas com períodos elevados. Na Figura 5 pode observar-se um excesso de ondas c-z-a na zona dos períodos de menor valor. As ondas orbitais revelam uma melhor concordância em relação a (22) na gama até $1,2 \times T_{01}$.

Outro teste complementar consiste em calcular o valor de v a partir da distribuição empírica dos períodos, segundo os dois critérios, recorrendo à sua relação com os percentis da distribuição, e compará-lo com a estimativa espectral (16). Igualar a $n/4$, com $n=1,2,3$, o integral de (20) entre 0 e T_n permite estimar os quartis da distribuição

$$T_n = \frac{1}{1 - \alpha_n n}, \quad (23)$$

com α_n igual a

$$\alpha_n = \left(\frac{n}{2L} - 1\right) / \left[1 - \left(\frac{n}{2L} - 1\right)^2\right]^{1/2}. \quad (24)$$

A diferença entre T_3 e T_1 , designada amplitude inter quartis $AIQ = T_3 - T_1$, é uma medida da dispersão integrada e é uma função de v , como também o é α_n através de L . Substituindo valores obtém-se uma relação entre AIQ , estimado da amostra, e v

$$n = \frac{AIQ(1 - \alpha_1 n - \alpha_3 n + \alpha_3 \alpha_1 n^2)}{\alpha_3 - \alpha_1}. \quad (25)$$

Esta relação foi resolvida numericamente para alguns casos e os resultados apresentados no Quadro 3.

Quadro 3. Estimativas de v por via espectral e por via dos quartis da distribuição dos períodos c-z-a e orbitais.

	31 registos 5226 ondas c-z-a e 4695 ondas orbitais	3 registos 343 ondas c-z-a e 294 ondas orbitais	3 registos 389 ondas c-z-a e 353 ondas orbitais	1 registo 117 ondas c-z-a e 108 ondas orbitais
espectral (valor médio)	0,49	0,54	0,45	0,35

orbital	0,52	0,59	0,44	0,38
c-z-a	0,56	0,61	0,54	0,42

A coluna correspondente aos 31 registos reflecte as conclusões da Figura 5. As restantes colunas permitem concluir que para valores mais baixos de v a estimativa orbital tem um comportamento mais próximo do valor espectral do que a c-z-a.

No que diz respeito à f.d.p. condicionada do período os quartis são calculados por

$$T_n = \frac{1}{(1 - bn/x)}, \quad (26)$$

em que β obedece à seguinte relação

$$F(b) = \frac{1}{4} n F(x/n). \quad (27)$$

A Figura 6 mostra a variação da mediana da distribuição condicional empírica do período (c-z-a e orbital) e a expressão (26) com $n=2$, em função da altura de onda normalizada.

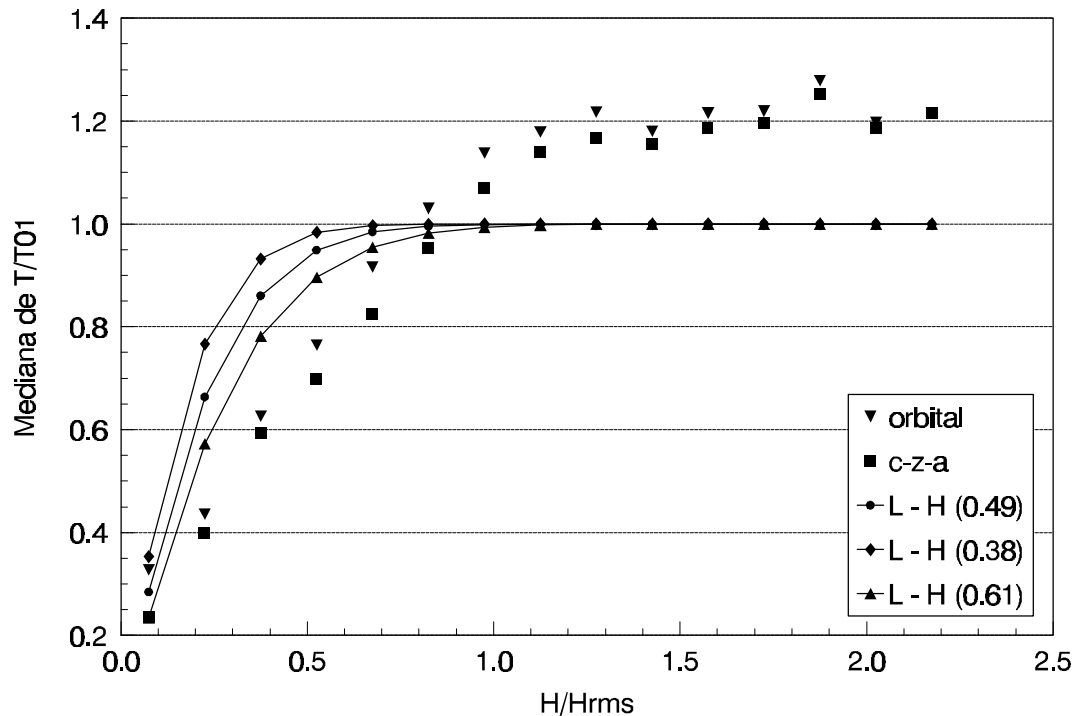


Figura 6- Mediana da distribuição condicional empírica do período (c-z-a e orbital) e o modelo de *Longuet-Higgins* (1983).

A estimativa da mediana das ondas orbitais é superior à estimativa c-z-a para todos os valores da altura de onda. Ondas com $H/H_{rms} > 0,8$ possuem um valor da mediana superior a T_{01} . De facto, para $H/H_{rms} > 1,1$ a mediana dos períodos é praticamente independente da altura da onda e vale cerca de $1,2 \times T_{01}$. Estes resultados estão de acordo com as simulações numéricas de GIMÉNEZ *et. al.* (1994b) e os dados de campo de HAVER (1987). Na gama de menores valores de H, a estimativa orbital exhibe uma aproximação superior à previsão de LONGUET-HIGGINS (1983) do que a estimativa c-z-a.

O período significativo, T_s , valor médio dos períodos do terço de ondas de alturas mais elevadas, é por vezes tomado como estimativa da média dos períodos das ondas de grande altura. Os resultados acima apresentados, em particular a constância da mediana para valores da altura de onda superiores a $1,1 \times H_{rms}$, suportam esta prática. Por outro lado, a correlação entre o período da onda de altura máxima, T_{Hmax} , e o período significativo, como se observa na Figura 7 para ondas orbitais, também apoia a referida prática. Os resultados para ondas c-z-a são semelhantes (não mostrados explicitamente em gráfico). A estimativa de T_{Hmax} é igual para os dois critérios, apenas a estimativa de T_s é diferente, sendo superior no caso orbital. Deste modo, surge uma diferença na ordenada na origem da recta de regressão, passando o valor para 0,825.

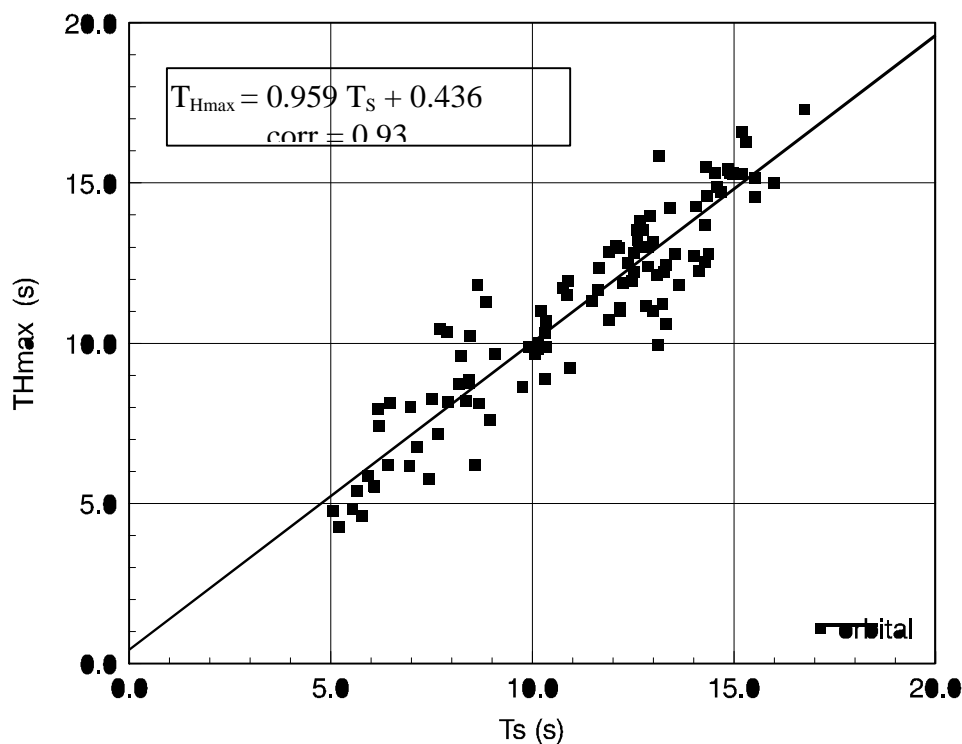


Figura 7- Período da onda de altura máxima versus o período significativo para ondas orbitais.

APRECIACÕES FINAIS

Calcularam-se e compararam-se estatísticas e distribuições de períodos de ondas de mar, estimadas com os critérios c-z-a e orbital. A nova metodologia de definição de ondas individuais baseia-se na representação no plano complexo e na transformada de Hilbert.

Deduziu-se a relação teórica entre estatísticas temporais e momentos espectrais que o critério de onda orbital implica. Esta relação foi verificada com medições de campo.

A probabilidade de excedência de períodos orbitais apresenta melhor concordância em relação à expressão que se obtém por marginalização da distribuição conjunta DE LONGUET-HIGGINS (1983) do que a distribuição empírica de períodos c-z-a. Para valores baixos de v , domínio de validade da teoria de LONGUET-HIGGINS (1983), a estimativa deste parâmetro obtida com a AIQ de períodos orbitais aproxima-se mais do valor espectral do que a estimativa c-z-a.

A mediana da distribuição condicional empírica das ondas orbitais é superior à estimativa c-z-a, para todos os valores da altura de onda. Na gama de menores valores de H , a estimativa orbital exhibe uma aproximação superior à previsão de LONGUET-HIGGINS (1983) do que a estimativa c-z-a.

BIBLIOGRAFIA

Cavanié, A., Arhan, M. e Ezraty, R.- A Statistical Relationship Between Individual Heights and Periods of Storm Waves, *Proc. 1º Int. Conf. on Behaviour of Offshore Struct. (BOSS'76)*, 1976, 354-360.

Giménez, M.H., Sánchez-Carratalá, C.R. e Medina, J.R.- Analysis of False Waves in Numerical Sea Simulations, *Ocean Engng.*, 1994a, 21(8), 751-764.

Giménez, M.H., Sánchez-Carratalá, C.R. e Medina, J.R. - False Waves in Wave Records and Numerical Simulations, *Proc. 24th Int. Conf. on Coastal Engng.*, Kobe-Japan, 1994b, 192-206.

Haver, S.- On the Joint Distribution of Heights and Periods of Sea Waves, *Ocean Engng.*, 1987, 14(5). 359-376.

Longuet-Higgins, M.S. - On the Intervals Between Successive Zeros of a Random Function, *Proc. R. Soc. Lond. A*, 1958, 246, 99-118.

Longuet-Higgins, M.S. - On the Joint Distribution of the Periods and Amplitudes of Sea Waves, *J. Geophys. Res.*, 80(18), 1975, 2688-2694.

Longuet-Higgins, M.S. - On the Joint Distribution of Wave Periods and Amplitudes in a Random Wave Field, *Proc. R. Soc. Lond. A*, 389, 1983, 241-258.

Pires Silva, A.A. - *Ondas de Superfície Geradas pelo Vento. Um Novo Critério de Definição*, Tese de Doutoramento, IST. 1995.

Pires Silva, A.A. e Medina, J.R. - False Waves in Wave Records, *Ocean Engng.*, 21(8), 1994a, 765-770.

Pires Silva, A.A., e Medina, J.R.- A New Criterion of Defining Discrete Waves and the Estimation of Wave Group Statistics, *Proc. Int. Symp. on Waves - Physical and Numerical Modelling*, Vancouver, 1994b, 842-851.

Pires Silva, A.A. e Medina, J.R. - Distribution of Sea Wave Heights: Effects of a New Criterion of Defining Discrete Waves, *Proc. 15th Int. Conf. Offshore Mech. and Artic Engng. (OMAE 96)*, Florence, Offshore Techn. vol I, part A, 1996, 33-40.

Pires Silva, A.A. e Medina, J.R. - Statistics of Maximum and Conditional Run of Sea Wave Groups in the Portuguese West Coast, *Proc. 27^o Congress Int. Association for Hydraulic Research (IAHR 97)*, San Francisco, B, vol. 2, 1997, 1340-1345.

Rice, S.O - Mathematical Analysis of Random Noise, *Bell Syst. Tech. J.*, 1944-1945, 23, 282-332; 24, 46-156.

Sobey, R.J. - The Distribution of Zero-Crossing Wave Heights and Periods in a Stationary Sea State, *Ocean Engn.*, 19(2), 1992,101-118.

Srokosz, M.A. e Challenor, P.G. - Joint Distributions of Wave Height and Period: A Critical Comparison, *Ocean Engng.*, 14(4), 1987, 295-311.