

海洋短波レーダのノイズの除去によるドップラースペクトルの 高精度推定法

Highly Accurate Estimation of Doppler Spectra from HF Ocean Radar Backscatter

泉宮尊司¹・松本啓司²・泉 正寿³

Takashi IZUMIYA, Keiji MATSUMOTO, Masatoshi IZUMI

A new method of estimating doppler spectra from HF ocean radar backscatter has been developed to obtain higher signal-to-noise ratio in doppler spectra. This method uses a linear filter technique to remove a noise in ocean radar data and multivariate auto-regression model to estimate highly accurate spectra using the minimum AIC method. The Doppler spectrum estimated using the linear filter technique includes the squared coherency of real and imaginary parts of the complex Fourier coefficients of ocean radar backscatter. This method is applied to in-situ observation data and compared with the doppler spectra estimated by existing method using the FFT spectral analysis. The method can produce highly accurate estimates with higher SN ratio in Doppler spectra than those by other method.

1. 緒 言

海洋短波レーダによる海表面流速場や波浪の計測は、広範囲に平面的に実施できるために、流れおよび波浪場の全体像が把握でき、閉鎖性水域などの環境情報の重要な抽出手段となってきた（Barrick, 1977；橋本ら, 1998, 2000）。しかしながら、海洋短波レーダには自然起因のノイズや人工的なノイズが含まれることが多く（井口, 1991, 2001）、それを効率よく除去することが難しく、海表面流や波浪計測の精度の低下の大きな要因となっている（児島ら, 2001a）。また、計測精度を上げるためにアンサンブル平均を数多く採る必要があり、長時間の計測により微細な流れの構造などが失われる欠点があった。

児島ら（2001a）は、ドップラースペクトル算定方法に着目して、自己回帰過程（AR モデル）を用いることにより、1 次散乱のドップラースペクトルが精度よく得られ、表面流速の精度も向上するとしている。しかしながら、AIC 基準を用いた最適な自己回帰次数 m は 4 程度であり、1 次散乱のピークは鮮明であるが、2 次散乱の影響やノイズの除去に関しては未だ成功していない。

そこで本研究では、海洋短波レーダによる海表面流速および波浪場計測の精度を向上させるために、新たにノイズ除去法を開発し、その適用性を調べることを研究の目的とする。さらに、スペクトルの安定度と信頼性を高めるために、多次元 AR モデルを適用してスペクトルを評価し、現地で観測された海洋レーダのデータを用いて、それらの適用性を検証することを研究の目的とする。

2. 従来のドップラースペクトルの算定法とその問題

海洋短波レーダの受信信号に含まれるノイズには、宇宙雑音、空電雑音などの自然雑音と交通雑音や電気機器からの人工雑音がある（井口, 1991）。これらの雑音は、現在の技術では防ぎようがなく、ソフト的な信号処理により取り除かざるを得ない。一方、これらのノイズが存在しなくても、海上には船舶が存在したり、陸地や島からの反射波も計測目的からすれば一種のノイズ成分とみなすことができる。また、海洋短波レーダの距離分解能の範囲内に複数の Bragg 共鳴点が存在する場合、距離が若干異なるので平均位置からみると、一種のノイズ成分として作用することが考えられる。前者に関しては、後方散乱強度が極めて大きく、かつ速度が 0 またはある一定の速度であるので、特定し易くその除去も可能となっている（徳田, 2001）。しかしながら、後者については未だその検討もなされておらず、その影響に関しては未だ不明である。

いま、アンテナから距離 R_i だけ離れた位置に i 番目の Bragg 共鳴点があり、距離分解能 ΔR 内に M 個の共鳴点があるとする。このとき受信信号は、 M 個の重ね合わせで表現できるため、以下のように表せる。

$$V_R(t) = \sum_{i=1}^M V_{Ri} \cos\{[1+a_i][\omega_1 + p(t-\tau_i) - pnT] + \phi_i\} \quad \dots\dots\dots (1)$$

ここに、 $V_R(t)$ は受信信号、 $a_i = 2v_i/C$ 、 v_i はレーダ方向の移動速度、 C は電波の伝播速度、 ω_1 は基底角周波数、 p はチャープ率、 n は掃引回数、 τ_i は電波の往復時間、 T は周波数掃引の基本周期、 ϕ_i は i 番目の散乱地点での位相変化である（梅原ら, 1991）。ここで、無次元ドップラーシフト a_i および電波の往復時間 τ_i の平均値

1 正会員 工博 新潟大学教授 工学部建設学科
2 (株)植木組
3 正会員 国際航業(株) 防災情報部

をとると,

$$a = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M a_i = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \frac{2v_i}{C} \dots\dots\dots (2)$$

$$\tau = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \tau_i = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \frac{2R_i(t)}{C} \dots\dots\dots (3)$$

$$a_i = a + \Delta a_i, \tau_i = \tau + \Delta \tau_i \dots\dots\dots (4)$$

とおくことができる。 $\Delta a_i \ll a \ll 1$ であるので Δa_i は無視することができるが、 $p \Delta \tau_i$ の値は、 $p = 4\pi \times 10^5$, $\Delta R = 1500\text{m}$, $C = 3 \times 10^8 \text{ (m/s)}$ とすると、 $(\Delta \tau_i)_{\max} = \Delta R/C$ となり最大で 2π 程度の値となり無視することができない。

$$V_R(t) = \sum_{i=1}^M V_{Ri} \cos\{(1+a)[\omega_1 + p(t - \tau - \Delta \tau_i)] + \phi_1\} \dots\dots\dots (5)$$

したがって、距離分解能の範囲内において複数の Bragg 共鳴点が存在すれば、位相変化は各掃引回数毎に有意に変化し、このことが一種のノイズ成分として働くことになる。もし、共鳴点の数 M の値が十分大きな数であれば、その位相変化が一様乱数とみなせるので、スペクルノイズの特性を持つことになる(飯坂ら, 1998)。

受信された信号は、フィルターにより高周波数成分は除去され、送受信周波数の差の成分が一般に用いられている(徳田, 2001)。この信号を高速フーリエ変換(FFT)することにより、周波数と距離との間には比例関係が成立するため、ある特定の距離からの後方散乱信号を得ることができる。しかしながら、時系列を高速フーリエ変換を用いて周波数空間に変換すると、フーリエ係数 A_k , B_k は中心極限定理によって、平均値 0 で分散がスペクトル密度関数 $S(f_k)$ に比例した以下の関係となり、

$$E[A_k^2] = \frac{1}{N \Delta t} S(f_k), E[B_k^2] = \frac{1}{N \Delta t} S(f_k) \dots\dots (6)$$

大きく変動することになる。ここに、 N はデータ数、 Δt はサンプリング時間間隔である。この変動を少しでも小さくするために、観測時間を長くしてできるだけ数多くの集合平均を採ったり、周波数方向にスペクトルを平均する方法が採られている。しかしながら、集合平均数 L を大きくしても、フーリエ係数の変動の標準偏差は $1/L^{1/2}$ にしか減少しないので、どうしても有意な変動が残ってしまう欠点がある。この変動が時系列の位相変化にも誤差を生じさせ、2 回目のドップラースペクトルの算定にも大きく影響を及ぼしていると考えられる。

3. ノイズ除去法とドップラースペクトルの推定法

いま、1 回目の高速フーリエ変換により、距離毎の受

信信号が得られたものとする(梅原ら, 1991, 徳田ら, 1997)。これは複素数であるので、次式のように表される。

$$z(t) = x(t) + iy(t) = \hat{x}(t) + i\hat{y}(t) + \varepsilon_z(t) \dots\dots (7)$$

ここに、 $x(t)$, $y(t)$ は 1 回目のフーリエ変換による実数部および虚数部であり、

$$x(t) = \hat{x}(t) + \varepsilon_x(t) \dots\dots\dots (8)$$

$$y(t) = \hat{y}(t) + \varepsilon_y(t) \dots\dots\dots (9)$$

と表わされる。ここに、 $\hat{}$ の付いた量は有効な信号成分を示し、 $\varepsilon_x(t)$ および $\varepsilon_y(t)$ は実数部および虚数部のノイズ成分、 $\varepsilon_z(t) = \varepsilon_x(t) + i\varepsilon_y(t)$ はその複素ノイズ成分である。式(8)および式(9)をフーリエ変換すると、

$$X(f) = \hat{X}(f) + N_x(f) \dots\dots\dots (10)$$

$$Y(f) = \hat{Y}(f) + N_y(f) \dots\dots\dots (11)$$

なる関係を得る。ここに、 $X(f)$, $Y(f)$ および $N_x(f)$ 等はフーリエ変換量を示す。ここで、それぞれの成分のノイズを除去するために、互いの信号から線形フィルター $H_1(f)$ および $H_2(f)$ を用いて有意な信号が得られるものとする。

$$X(f) = H_1(f)Y(f) + N_x(f) \dots\dots\dots (12)$$

$$Y(f) = H_2(f)X(f) + N_y(f) \dots\dots\dots (13)$$

式(12)に $Y(f)$ の共役数 $Y^*(f)$ を乗じて期待値をとり、式(13)に $X^*(f)$ を乗じて期待値をとると、

$$S_{xx}(f) = H_1(f)S_{yy}(f) + S_{nn}(f) \dots\dots\dots (14)$$

$$S_{xy}(f) = H_2(f)S_{xx}(f) + S_{xn}(f) \dots\dots\dots (15)$$

なる関係式を得る。ここで、 $S_{yy}(f)$ および $S_{xx}(f)$ はそれぞれ虚数部および実数部とノイズとのクロススペクトルで、無相関となるようにフィルター $H_1(f)$ および $H_2(f)$ を設計すれば 0 であるので、

$$H_1(f) = \frac{S_{yx}(f)}{S_{yy}(f)}, H_2(f) = \frac{S_{xy}(f)}{S_{xx}(f)} \dots\dots\dots (16)$$

なる関係を得る。上式の関係は、ノイズのパワースペクトルを最小にするようにフィルターを設計しても同じ結果が得られることは重要なことである。すなわち、

$$E[N_x(f)N_x^*(f)], E[N_y(f)N_y^*(f)] \dots\dots\dots (17)$$

を最小にすることによっても得られる。式(10), (11) および式(16)を用いると、実数部および虚数部の信号成分は、

$$\hat{X}(f) = H_1(f)Y(f) = \frac{S_{yx}(f)}{S_{yy}(f)}Y(f) \dots\dots\dots (18)$$

$$\hat{Y}(f) = H_2(f)X(f) = \frac{S_{xy}(f)}{S_{xx}(f)}X(f) \dots\dots\dots (19)$$

したがって、ノイズ成分が除去された複素信号は、

$$\hat{Z}(f) = \hat{X}(f) + i\hat{Y}(f) \dots\dots\dots (20)$$

で与えられるので、そのスペクトルすなわちドップラースペクトルを計算すると、

$$\begin{aligned} S_{\hat{z}\hat{z}}(f) &= E[\hat{Z}(f)\hat{Z}^*(f)]/N\Delta t \\ &= [(\hat{X}(f) + i\hat{Y}(f))(\hat{X}^*(f) - i\hat{Y}^*(f))]/N\Delta t \\ &= S_{\hat{x}\hat{x}}(f) + S_{\hat{y}\hat{y}}(f) + i\{S_{\hat{y}\hat{x}}(f) - S_{\hat{x}\hat{y}}(f)\} \\ &\dots\dots\dots (21) \end{aligned}$$

となる。パワースペクトルおよびクロススペクトルは、

$$\begin{aligned} S_{\hat{x}\hat{x}}(f) + S_{\hat{y}\hat{y}}(f) &= \frac{|S_{yx}(f)|^2}{S_{yy}^2(f)}S_{yy}(f) + \frac{|S_{xy}(f)|^2}{S_{xx}^2(f)}S_{xx}(f) \\ S_{\hat{y}\hat{x}}(f) &= \frac{1}{N\Delta t}E[\hat{X}^*(f)\hat{Y}(f)] = \frac{|S_{xy}(f)|^2}{S_{xx}(f)S_{yy}(f)}S_{yx}(f) \\ S_{\hat{x}\hat{y}}(f) &= \frac{1}{N\Delta t}E[\hat{Y}^*(f)\hat{X}(f)] = \frac{|S_{yx}(f)|^2}{S_{xx}(f)S_{yy}(f)}S_{xy}(f) \\ &\dots\dots\dots (22) \end{aligned}$$

と表されるため、ノイズ成分を除去したドップラースペクトルは次式で算定される。

$$\begin{aligned} S_{\hat{z}\hat{z}}(f) &= \frac{|S_{yx}(f)|^2}{S_{xx}(f)S_{yy}(f)}\{S_{xx}(f) + S_{yy}(f) + 2Q_{yx}(f)\} \\ &= coh_{yx}^2(f)\{S_{xx}(f) + S_{yy}(f) + 2Q_{yx}(f)\} \\ &= coh_{xy}^2(f)\{S_{xx}(f) + S_{yy}(f) - 2Q_{xy}(f)\} \\ &\dots\dots\dots (23) \end{aligned}$$

ここに、 $Q_{yx}(f)$ はクオドスベクトルである。式 (23) の結果は、従来のドップラースペクトルに 2 乗コヒーレンシー関数が乗じられた形となっていることが分る。

4. 多変量 AR モデルによるスペクトルの推定

ノイズ成分を除去したドップラースペクトルは、式 (23) で与えられるが、従来のように高速フーリエ解析によってスペクトルおよび 2 乗コヒーレンシー関数を算定すると大きな変動が生じるので、本研究では赤池・中川 (1972) による多変量 (多次元) AR モデルによってスペクトルを求めることにした。多変量 AR モデルは、次式で表される (赤池・中川, 1972)。

$$x_i(s) = \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^k A_{ij}(m)x_j(s-m) + \varepsilon_i(s) \dots\dots\dots (24)$$

ここに、 $x_i(s)$ は多変量時系列ベクトル、 $A_{ij}(m)$ は $k \times k$ の係数行列、 ε_i は k 次元白色雑音であり、 $i, j=1, 2, k$ である。係数 $A_{ij}(m)$ の決定方法は、Yule-Walker 法と

Householder 変換を用いた最小自乗法があるが (北川, 1993), 本研究では後者を用い、最適次数の決定には AIC 基準を用いた。係数 $A_{ij}(m)$ が決定されると、スペクトル行列 $S(f)$ は、

$$S(f) = A(f)^{-1}W(A(f)^{-1})^* \dots\dots\dots (25)$$

$$A(f) = \sum_{m=0}^M A(m)\exp(-i2\pi fm), \quad M=1, 2, \dots, L \dots\dots\dots (26)$$

で与えられる。ここに、 $*$ 印は行列の複素転置を表し、 W は k 次元白色雑音の共分散行列である。式 (25) より、クロススペクトル等が求められるので、それを用いて 2 乗コヒーレンシー関数を容易に算定することができる。

5. 観測データを用いた解析結果とその考察

現地で観測される海洋短波レーダのデータを用いて、ノイズの混入状況および本手法によるスペクトルの推定精度を検討するために、三重県県土整備部で取得された海洋短波レーダのデータを用いることにした。

図-1 は、受信信号に 1 回目のフーリエ変換を施して得られた 10km 地点のフーリエ係数の時間変化を示したものである。実線が実数部 $A(I)$ で、破線が虚数部 $B(I)$ を示している。両者とも基本的には周期約 2s (周波数約 0.5Hz) 前後の変動が卓越していることが読み取れる。しかしながら、この信号を平面にプロットしてみると、図-2 に示すように、点が大きくばらついており、式 (6) で示されている分散に相当する大きさで変動しているように見える。これらの点と原点とを結んだ動径の位相変化率より、ドップラーシフト量を評価することになるので、やや大きな誤差を伴うことは予想するに難くないであろう。

図-3 は、実数部の自己相関関数の変化を示したものである。図-2 では不規則な変動が顕著であったが、自己相関をとると、時間平均を施しているのので、定常過程

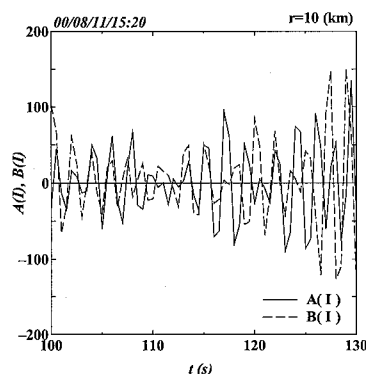


図-1 実数部と虚数部の時間変化

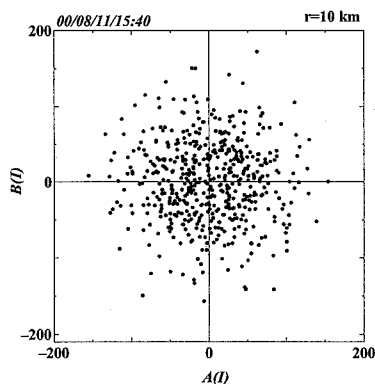


図-2 実数部と虚数部の平面プロット

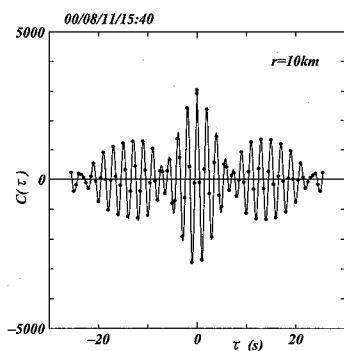


図-3 実数部の自己相関関数の変化

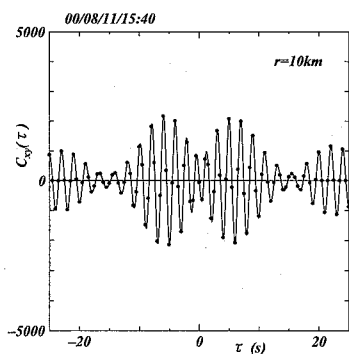


図-4 実数部と虚数部との相互相関関数の変化

でエルゴート性を有していれば、集合平均をとることに相当するので安定した値が得られる。相互相関関数に関しても図-4に示すように、規則的な短い変動とその7～8倍の周期の比較的長い変動が存在していることが分る。このような自己相関関数や相互相関関数を用いてスペクトルを推定すれば、より安定してスペクトルが得られることが期待される。このため本研究では、これらの相関関数を用いてスペクトルを推定する多変量 AR モデルを用いて、安定したスペクトルを得るようにしている。

図-5は、多変量 AR モデルによるクロススペクトル

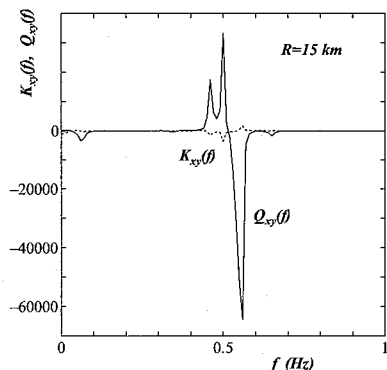


図-5 多変量 AR モデルによるクロススペクトル

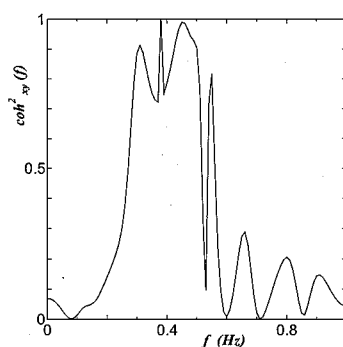


図-6 多変量 AR モデルによる2乗コヒーレンス関数

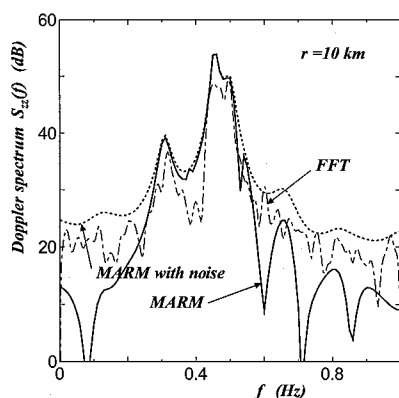


図-7 ドップラースペクトルの比較

を示したものである。点線がコスペクトル $K_{xy}(f)$ 、実線がクオドスペクトル $Q_{xy}(f)$ を示している。FFT 法による結果と異なり、安定した結果が得られており、また鋭いピークを有していることも分る。図-6は、同じく多変量 AR モデルによる2乗コヒーレンス関数を示したものである。周波数 0.3Hz から 0.5Hz の範囲では2乗コヒーレンスの値は1に近く、有意な信号が含まれている割合が高いことを示しているが、その他の周波数の範囲では、その値が0.2以下であり、殆どがノイズ成

分であることが示唆される。

図-7は、ドップラースペクトルを比較したものである。FFTと記しているものは、従来法の高速フーリエ変換による方法で、ハミング窓関数を用い、かつ周波数方向に平均化した結果を示している。MARMは本研究による多変量ARモデルを用いた方法で、2乗コヒーレンス関数を乗じてノイズ成分を除去したスペクトルを示している。この図より明らかなように、本研究の手法による結果は安定しており、2次散乱のピークも鮮明に現れている。従来法では、Hisaki・Tokuda (1995a,b)が示しているように、2次散乱のピークはノイズのパワーに埋もれている結果となっているが、本手法を用いればその検出も可能となることが示されている。

6. 結 論

海洋短波レーダの線形フィルタによるノイズ除去法を開発し、その有効性と精度の検証を行ったところ、以下の事柄が明らかとなった。

- (1) 従来のドップラースペクトルの算定法とその問題について考察し、距離分解能の範囲内に複数のBragg共鳴点が存在することにより、位相変化が生じてノイズのような作用を引き起こす可能性があることを示した。
- (2) 1回目のフーリエ変換の際にFFT法を用いることにより、そのフーリエ係数はGauss分布となり、大きな分散を有するため、位相変化率の推定にも大きな影響を及ぼすため、その変化の影響を最小限に留めるスペクトル推定法が必要であることを示した。
- (3) 実数部の時系列と虚数部の時系列が互いにコヒーレントになるように、ノイズ除去線形フィルタを設計した。そして、ノイズを除去したドップラースペクトルを理論的に算定したところ、従来のドップラースペクトルに複素時系列の実数部と虚数部との2乗コヒーレンス関数を乗じた関係式が得られた。この結果は、ある特定の周波数において2乗コヒーレンスが0に近ければ、その周波数付近では殆どがノイズ成分が非線形成分であることを意味している。
- (4) 多次元ARモデルを用いて、実測されたデータの複素時系列の実数部と虚数部とのクロススペクトルやパワースペクトルを計算し、2乗コヒーレンス関数を算定したところ、半分以上の周波数領域において、2乗コヒーレンスの値が0.2以下とかなり小さくなっていたことが分った。
- (5) 多次元ARモデルで得られたドップラースペクトルは、従来法(FFT)やノイズが含まれているスペクトルよりも、SN比がかなり向上していることが分った。また、本手法により算定されるドップラースペク

トルは比較的安定しており、ノイズ成分除去により2次散乱によるピークも検出できることが分った。

なお、本研究に用いた海洋短波レーダのデータは、三重県県土整備部港湾・海岸室で取得されたものを使用させて戴いたことを記して感謝します。また、多変量ARモデルによるスペクトルの解析では、統計数理研究所で開発されたTIMSACを使用させて戴いたことを記して感謝します。

参 考 文 献

- 赤池弘次・中川東一郎(1972):ダイナミックシステムの統計的解析と制御,サイエンス社,189p.
- 飯坂譲二監修(1998):合成開口レーダ画像ハンドブック,日本写真測量学会編,朝倉書店,pp.32-33.
- 井口俊夫(1991):短波海洋レーダ,2.短波海洋レーダの原理,通信総合研究所季報,Vol.37, No.3, pp.345-360.
- 井口俊夫(2001):陸上設置型レーダによる沿岸海洋観測,土木学会海岸工学委員会研究現況レビュー小委員会編,第2章,海洋レーダのための電磁気学基礎,pp.10-18.
- 梅原俊彦・大野裕一・井口俊夫(1991):短波海洋レーダ,5.海洋レーダのデータ処理,通信総合研究所季報,Vol.37, No.3, pp.383-391.
- 北川源四郎(1993):時系列解析プログラミング,岩波書店,390p.
- 児島正一郎・橋本典明・吉松みゆき(2001a):海洋短波レーダによる海面流速計測のための新しいドップラースペクトルの算定法,海岸工学論文集,第48巻,pp.1421-1425.
- 児島正一郎・橋本典明・徳田正幸(2001b):海洋短波レーダによる波浪観測に関する基礎研究-受信信号中のノイズの影響評価-,海岸工学論文集,第48巻,pp.1446-1450.
- 徳田正幸(2001):陸上設置型レーダによる沿岸海洋観測,土木学会海岸工学委員会研究現況レビュー小委員会編,付録C4,レーダ局のデータ処理,pp.201-205.
- 徳田正幸・村上和男・渥美泰彦・永松 宏(1997):VHF沿岸海洋レーダの開発と流れの観測,海岸工学論文集,第44巻,pp.1276-1280.
- 橋本典明・徳田正幸(1998):海洋短波レーダによる方向スペクトルの推定,海岸工学論文集,第45巻,pp.1271-1275.
- 橋本典明・児島正一郎・L.R.Wyatt(2000):海洋短波レーダにおける方向スペクトルの推定法に関する検討,海岸工学論文集,第47巻,pp.1331-1335.
- Barrick, D. E. (1977): Extraction of wave parameters from measured HF radar sea-echo Doppler spectra, Radio Science, Vol. 12, No. 3, pp. 415-424.
- Hisaki, Y. and M. Tokuda (1995a): Detection of Nonlinear waves and their contribution to ocean wave spectra, Part-I: Theoretical consideration, Jour. of Oceanography, Vol. 51, pp. 385-406.
- Hisaki, Y. and M. Tokuda (1995b): Detection of Nonlinear waves and their contribution to ocean wave spectra, Part-II: Observation, Jour. of Oceanography, Vol. 51, pp. 407-419.