

気圧観測資料を用いた内湾・内海における長期の風・波浪推算システム の構築と風速・波高の長期変動の解析

Development of a Long-Term Wind and Wave Hindcast System in the Inner Bay Areas and the Inland Sea of Japan Using Measurement Data of Atmospheric Pressure and Trend and Jump Analyses of Winds and Waves

畑田佳男*・山口正隆**・大福 学***・野中浩一***

Yoshio HATADA*, Masataka YAMAGUCHI**,
Manabu OHFUKU*** and Hirokazu NONAKA***

Hourly sea wind distributions on 3 regional sea areas consisting of the Kanto Sea Area (Tokyo Bay, Sagami Bay, Suruga Bay and their offshore areas), Ise Bay and the Seto Inland Sea are estimated using the measurement data of atmospheric pressure around the areas over a 45-year period from 1961 to 2005. The method used calculates winds at sea and coastal stations using the regression relationships between measured winds and pressure-based gradient winds, and the sea wind distribution is obtained by the application of a spatial interpolation technique to the wind data at irregularly-distributed locations. A 45-year wave hindcasting on a nested grid with high space resolution is conducted at each of the measurement stations in the 3 regional areas using a backward ray tracing model under the above-mentioned wind conditions. For monthly-highest 1/3-averaged wind speeds and wave heights, hindcasts are in reasonable agreement with measurements. Trend and jump analyses for yearly-highest 1/3-averaged atmospheric pressures, wind speeds and wave heights yield the following results. 1) Pressure does not exhibit any trend or jump. 2) Both wind speed and wave height show statistically significant increasing trend and positive jump putting a turning year on around 1986, and their intensities become weaker toward the western area.

Key Words ; the Kanto Sea Area, Ise Bay, the Seto Inland Sea, atmospheric pressure data, wind and wave hindcasts, wind speed, wave height, period of 1961-2005, trend and jump analyses

1. 緒 言

*愛媛大学大学院理工学研究科（工学系）生産環境工学専攻

Engineering for Production and Environment, Graduate School of Science and Engineering, Ehime University

**愛媛大学名誉教授

Prof. Emeritus, Ehime University

***愛媛大学工学部環境建設工学科

Department of Civil and Environmental Engineering, Faculty of Engineering, Ehime University

原稿受理 平成 22 年 10 月 5 日

海上風の場合が周辺地形の影響を受けて複雑な空間変化を伴う内湾・内海を対象として、地形の影響を考慮した海上風分布の入力条件のもとで9~10年以上の長期間の波浪推算を行った事例は、わが国では観測風資料^{[1]~[5]}やSDP風資料^{[6]~[12]}を利用した山口らの一連の研究^{[1]~[12]}に限られる。諸外国の研究事例としては、アメリカの5大湖を対象として沿岸部と湖上部の観測風より推定した湖上風分布を入力条件とする長期波浪推算に関する論文が2編^{[13], [14]}手元にある。また、最近ヨーロッパの縁辺海海域（北海、バルト海、地中海、黒海など）において領域気象モデルによる長期の海上風分布（格子間隔50 km, 期間40年あるいは44年）を入力条件とした波浪推算が大プロジェクト研究として実施され、その一連の成果^{[15]~[20], [21]~[27]}がElsevierのCoastal Engineering^{[21]~[27]}などに発表されている。

上述のように、山口ら^{[6], [8]}は内湾・内海における波浪の長期推算を実施することを目的として、入力条件に与える海上風分布を当該海域周辺に位置する気象庁気象官署における1961年以降の風観測資料（SDP風資料）を用いて推定し、沿岸部や海上部の風観測資料との比較から当該地点ではその精度がかなり高いことを確認した。しかし、気象官署におけるSDP風観測資料は、観測開始以降に計測時間、風向・風速計の機種、設置位置、設置高度、さらに周辺環境などの変化の影響を強く受けており、その結果として、時代とともに不連続的な変化や非定常的な変化を伴っていることから、長期資料としての利用にあたっては、かなり的人為的な調整を必要とする。現に山口ら^{[6], [8]}の研究では、地点ごとに最近の5~30年間の累年平均風速に近い値を与えるように、一定の係数を乗じて各年代区間の風速資料を調整している。この操作に物理的な合理性はないけれども、結果的に沿岸部と海上部における観測相当風と観測風の間と比較的良好な一致がみられる。しかし、観測風資料の期間は最長のもので1978年以降であり、多くの地点において1990年代以降に限られるので、1980年以前のSDP風資料に対してはこうした調整（tuning）方法の適用性に不確実性が残る。一方、気象官署では風のみならず気圧（海面更正気圧）の観測資料（SDP気圧資料）が長期にわたり取得され、1961年以降の資料は電子情報化されている。気圧は測定機器、設置位置、周辺環境などの変化の影響をあまり受けないと考えられることから、SDP気圧資料より対象海域の沿岸部と海上部の観測風に相当する風（観測相当風）にしたがって海上風分布を適正に評価できるならば、当該海域における海上風や波浪の長期変動をより明解に解析することが可能になると期待される。

そこで、本研究では関東沿岸海域（東京湾・相模湾・駿河湾とその沖合海域）、伊勢湾および瀬戸内海の周辺に位置する気象庁気象官署で取得された1961~2005年（45年間）のSDP気圧資料を用いて当該各海域における沿岸部と海上部の観測相当風（気圧風）を推定し、風速の気候学的特性（風候）に関してそこでの風観測資料との比較からその精度を確認するとともに、風速の長期変動（傾向変動、ジャンプ）の特性を調べる。また、山口ら^{[6], [8]}の方法に従って、沿岸部と海上部の観測地点における観測相当気圧風資料と境界上で得た台風モデル風の埋込みを伴うNCEP風資料^[28]に加重1次補間法^[29]を2段階で適用して、海上風分布を1時間ごとに作成する。

ついで、外洋と内海・内湾における海上風分布を入力条件とした高地形解像度条件のもとでの1点浅海モデルに基づく波浪の長期推算システムを用いて1961~2005年の45年間の波浪推算を対象領域内の波浪観測地点などで行い、波高の気候学的特性（波候）に関して波浪観測資料やSDP風資料を入力条件として得られた波浪推算資料との比較から、その精度や特性を調べたのち、波高の長期変動（傾向変動、ジャンプ）の特性を検討する。

2. 気圧観測資料および海上風の推定方法

2.1 気圧観測資料

Fig. 1は本研究で使用する気象庁気象官署における気圧（海面更正気圧）観測地点の位置を関東沿岸領域（18地点）、伊勢湾領域（10地点、飯田、御前崎、浜松の3地点が関東沿岸領域のものと同重複）、

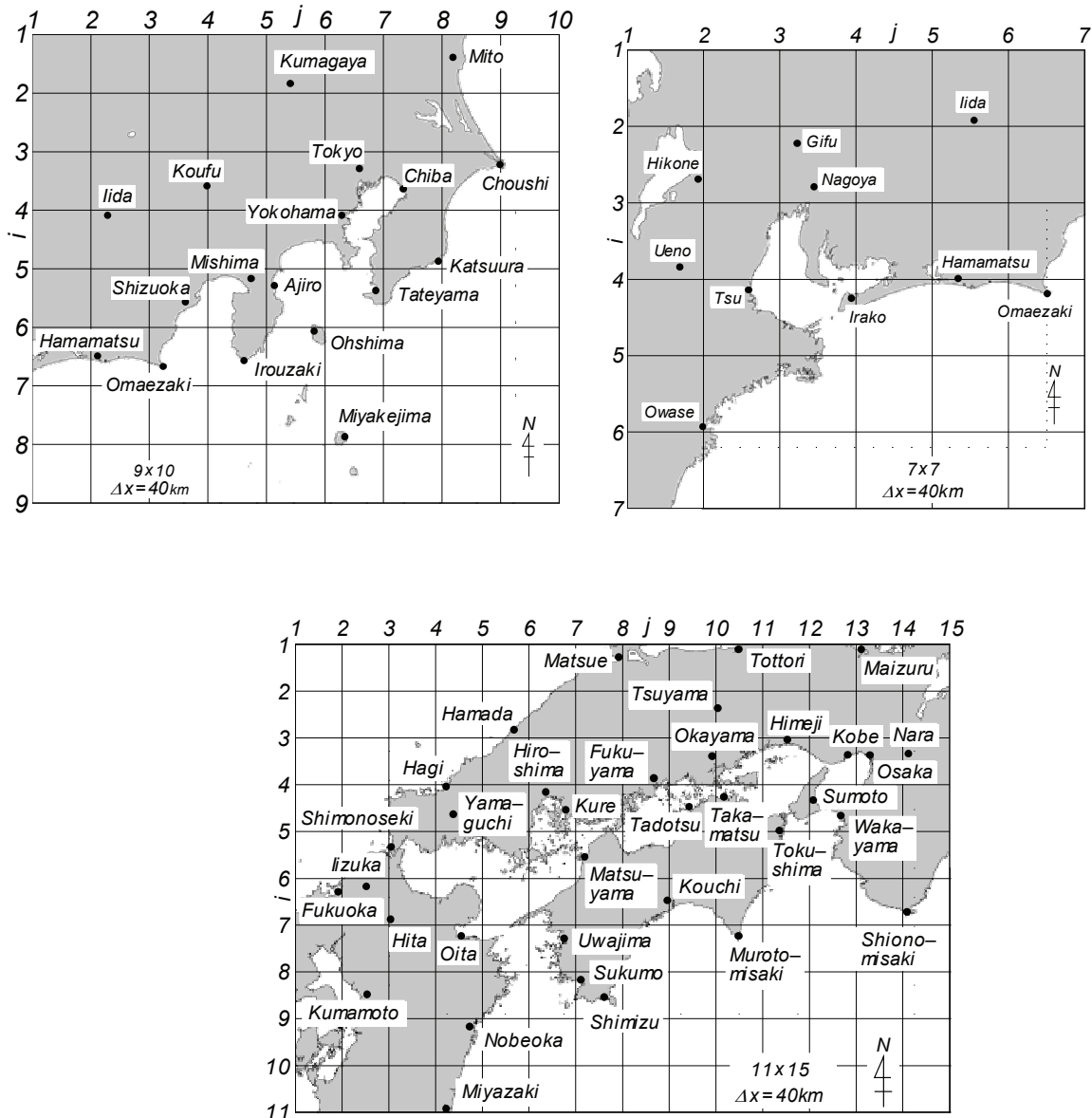


Fig. 1 Input points of measured atmospheric pressure on a 40 km-distance grid.

および瀬戸内海領域（使用 40 地点のうち格子網内の 35 地点）について示す。各領域の格子間隔はいずれも 40 km である。傾度風の計算では気圧の 2 階までの空間微分値を用いるので、対象海域よりかなり広い範囲に分布する気象官署の SDP 気圧資料を用いる。期間は 1961～2005 年の 45 年とする。SDP 気圧資料の時間間隔は 1961～1990 年で 3 時間（6 時間ごとの地点も少数ある）、1991 年以降 1 時間であり、前者については 1 時間ごとの資料に直線補間する。ここでは風速・波高の気候学的特性（風候、波候）を検討することから、日最低気圧資料の取込みは行わない。また、三宅島における気圧資料は噴火のために 13 ヶ月間（2001 年 9 月 4 日～2002 年 10 月 31 日）欠測となっているので、大島および八丈島における観測値との線形重回帰式によって欠測期間の観測値を補充した。気圧は狭い領域内ではストーム時を除いてそれほど著しい空間変化を伴わないので、補充した観測推定値の精度は高い。以上の作業によって、各観測地点ごとに 1961～2005 年の 1 時間間隔気圧資料が整備されたことになる。

2.2 観測相当気圧風の計算方法

山口ら^{[6],[8]}は対象海域周辺の気象官署で取得されたSDP風資料から対象海域の沿岸部と海上部の観測地点における観測相当風を推定する方法を開発・利用しているため、本研究でもSDP風資料に代えてSDP気圧資料に対してこの手法を適用し、沿岸・海上観測地点における観測相当風を求める。その手順はつぎのようである。

①各領域の観測地点における1時間間隔のSDP気圧資料に加重1次補間法^[29]を適用して、Fig. 1に与えた格子間隔40 kmの格子点気圧を補間する。

②中立大気の仮定のもとにCardone^{[30],[31]}のモデルによって傾度風に基づく10 m高度気圧風を40 km格子網で計算する。

③40 km格子網上の気圧風に加加重1次補間法^[29]を適用して、Fig. 2に示す各対象海域の沿岸・海上観測地点（図中の○印：沿岸地点，●印：海上地点）における気圧風を求める。40 km格子網上の気圧風は地形の影響をほとんど含まないことから、風向の精度は良好と言えないので、沿岸・海上観測地点で補間したSDP風の風向資料^{[6],[8]}をそのまま用いる。SDP風向資料の精度はかなり高いことが

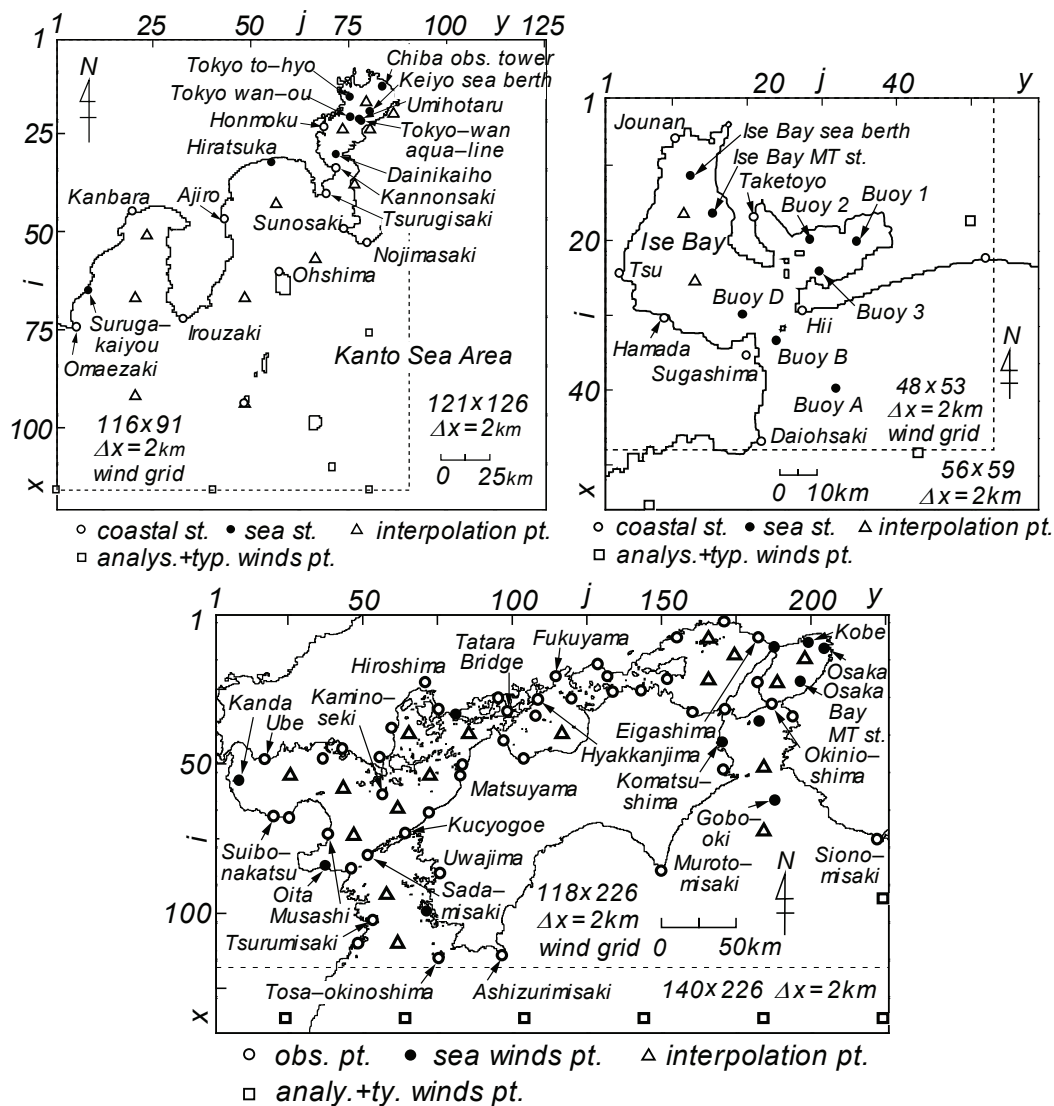


Fig. 2 Locations of points where wind data are given on the concerned sea area for estimating sea wind distribution.

確認されている^{[6], [8]}。

④山口ら^[6]と同様に、沿岸・海上観測地点における気圧風速と観測風速の関係を2段階の回帰式で考慮して、気圧風速を観測相当風速に変換する。

Fig. 3 は2段階の回帰式に係わる図を小松島について与える。その手順はつぎのようである。

i) 第1段階ではFig. 3の上の図に示すように、2 m/sごとに区間分けした10 m高度気圧風速資料の平均値 \bar{U}_{10ATM} を横軸、この区間に入る同時刻のz m高度観測風速資料の平均値 \bar{U}_{zobs} と気圧風速資料の平均値 \bar{U}_{10ATM} の比yを縦軸としたべき乗型回帰式 $y = a(\bar{U}_{10ATM})^b + c$ を作成する。係数の決定は非線形最小2乗法による。この回帰式が特別風速資料にも成立すると仮定して、気圧風速資料からz m高度の観測相当気圧風速 U_{zmATM} の特別値資料を得る。

ii) 第2段階では Fig. 3 の下の図に示すように、観測相当気圧風速 U_{zmATM} と観測風速 U_{zobs} の各資料について別々に上位1/20, 1/10, 1/3, 1/2, 全体および下位1/3の資料の平均値を求めたのち、観測相当気圧風速の各平均統計量 \bar{U}_{zmATM} を横軸、観測風速の各平均統計量 \bar{U}_{zobs} と観測相当気圧風速の各平均統計量 \bar{U}_{zmATM} の比yを縦軸として再びべき乗型回帰式を作成する。そして、これが特別値に対しても成立すると仮定して、観測相当気圧風速の特別値に適用し、観測相当気圧風速の最終的な特別推定値 U_{zATM} とする。

⑤以上の手順を繰り返すことにより、沿岸・海上観測地点における1時間ごとのz m観測相当気圧風速資料が1961~2005年の45年間にわたり得られる。

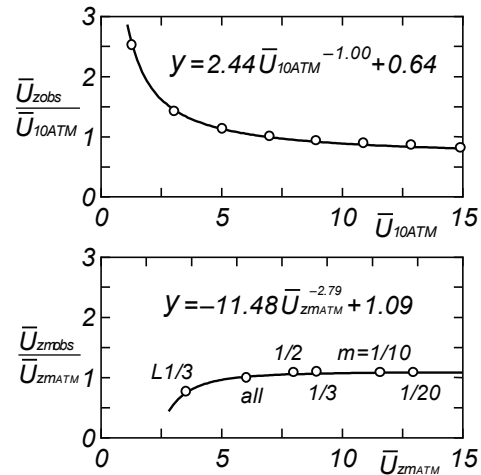


Fig. 3 Regression relationships between hindcasted and measured wind speeds at Komatsushima station.

2.3 海上風分布の推定方法

各海域における海上風分布を山口らの方法^[32]に従って、つぎの手順で作成する。

①沿岸・海上観測地点における観測相当気圧風速資料を1/7乗則の適用により10 m高度風速資料に変換したのち、係数(1.0~1.3, 海上地点で1.0)を乗じて10 m高度海上風速相当風速資料とする。これらの資料と複数の外洋境界地点(Fig. 2の中の□印)における台風モデル風を埋め込んだ表面風解析資料(NCEP風資料)^[28]に加重1次補間法^[29]を適用して、海域内に任意に設けた中間地点(Fig. 2の中の△印)における風速を計算する。ついで、海上部で風速が大きい特性を考慮するために、中間地点の風速に係数(1.05~1.2)を乗じて風速を増強する。

②観測海上風相当風, 中間地点増幅風, 境界地点風の3種類の風速資料に加重1次補間法^[29]を再度適用して、2 km格子網上で海上風の平面分布を作成する。期間長は1961~2005年の45年間, 時間間隔は1時間である。外洋境界におけるNCEP風資料^[28]を入力条件に加えることによって, 外洋における風と内湾・内海における風が滑らかに接続することから, 求めた海上風分布は不連続的な空間変化を示さない。

3. 長期波浪推算システムの概要

3.1 海上風分布資料

波浪推算では、外洋と内湾・内海における海上風分布資料をそれぞれ用いる。外洋における海上風

分布資料は台風モデル風を埋め込んだ表面風再解析資料（NCEP 風資料）^[28]であり、格子間隔 80 km の北西太平洋領域上で 1 時間ごとに与える。NCEP 風資料は内湾・内海における海上風分布資料の作成において境界地点の海上風資料として用いたものである。ついで、内湾・内海における海上風分布資料は 2. で述べたように、関東沿岸海域、伊勢湾、瀬戸内海を対象として格子間隔 2 km の格子網上で 1 時間ごとに作成している。

3.2 波浪推算の方法

波浪推算は、Fig. 4 に示す 5 km 間隔の北西太平洋大領域とこれに組み込んだ 1 km 間隔の関東沿岸海域、さらに関東沿岸海域に組み込んだ 0.1 km 間隔の東京湾や波浪観測地点周辺小領域からなる 3 段階高地形解像度格子網、あるいは北西太平洋大領域とこれに組み込んだ 0.1 km 間隔の伊勢湾または 0.5 km の瀬戸内海からなる 2 段階高地形解像度格子網において、上記の海上風分布を入力条件として 1 点浅海モデル^[31]により地点別に行う。波浪観測地点にあたる推算地点は、関東沿岸海域では東京湾内の東京灯標、東京湾外のアシカ島、相模湾沿岸の平塚の 3 地点、伊勢湾では湾外のブイ A、湾内の浜田、四日市の 3 地点、瀬戸内海では紀伊水道北部の小松島と沖ノ島（南）、大阪湾内の MT 局、播磨灘南岸の三本松、燧灘に面する今治、周防灘の上関と苅田、別府湾の大分、豊予海峡周辺の佐田岬漁港の 9 地点、である。また、波浪推算地点に備後灘の福山および伊予灘に面する長浜の 2 地点（波浪観測資料は得られていない）を加え、合計 11 地点とする。

計算に用いる周波数成分の数は $f=0.04\sim 1$ Hz を不等分割した 27 個を基本とし、推算地点の状況に応じて若干変える。方向成分の数は $0\sim 360^\circ$ を 10° で等分割した 37 個である。波浪推算地点に到達する各成分波の波向線上の風は当該波向線上に設けた各波浪計算点の位置に応じて、外洋における NCEP 風資料または内湾・内海における観測相当気圧風による海上風分布資料に対する 4 点双 1 次補間式の適用によって計算する。波浪推算の時間間隔は外洋からの波浪の影響を受ける地点（アシカ島、平塚、ブイ A、沖ノ島（南）、小松島、佐田岬漁港）で 30 分、外洋からの波浪の影響が小さい上記以外の地点で 10 分とする。波浪推算の期間は 1961~2005 年の 45 年である。

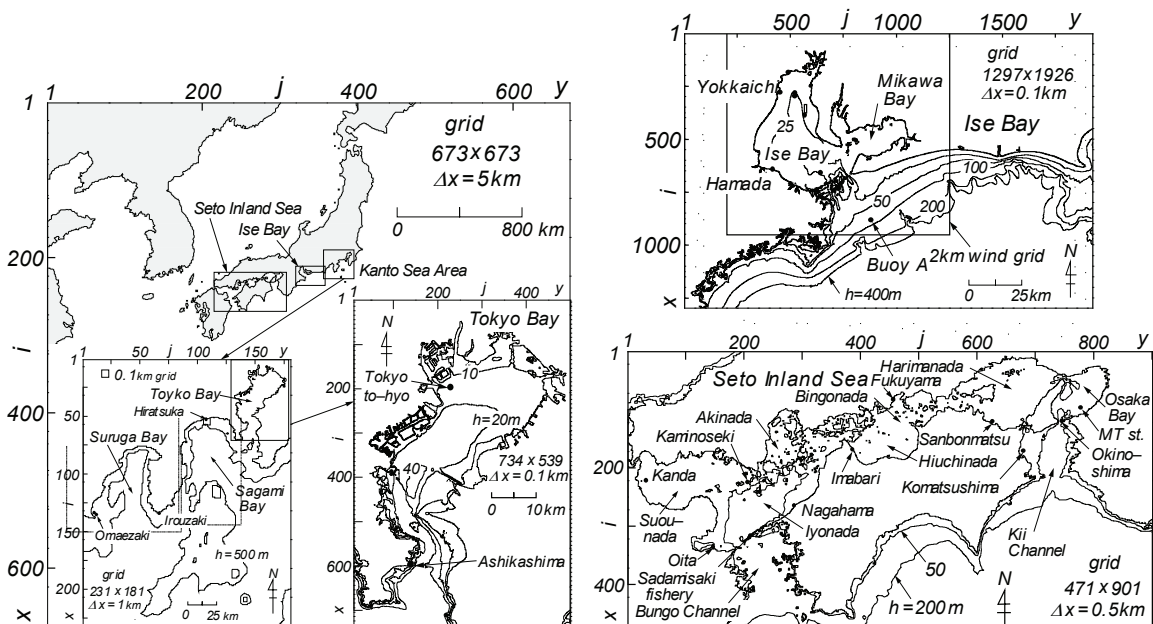


Fig. 4 A nested grid system used in wave hindcasting and location of wave measurement stations in any of the Kanto Sea Area, Ise Bay and the Seto Inland Sea areas.

4. 資料解析法

4.1 平均統計量

同時刻の推算資料と観測資料を用いて各種月別平均統計量（月別の最大・最小値，上位または下位 1/10, 1/3, 1/2 および全体の資料の平均値と標準偏差）を計算し，推算資料および観測資料に基づく各種月別平均統計量に対して相関係数と散布図において原点を通る相関直線の勾配値を誤差指標として求める。ここでは月別風速資料の上位 1/3 の資料の平均値（月別 1/3 最大平均（10 分間平均）風速 $U_{1/3}$ ）に対する誤差指標を $\rho(U_{1/3})$, $a_0(U_{1/3})$ ，同様に月別波高資料の上位 1/3 の資料の平均値（月別 1/3 最大平均（有義）波高 $H_{s1/3}$ ）に対する誤差指標を $\rho(H_{s1/3})$, $a_0(H_{s1/3})$ で表す。ついで，年別に各種平均統計量を計算し，とくに年別 1/3 最大平均風速・波高資料に対して時系列としての比較を行う。さらに，1961～2005 年の気圧・風速・波高資料から各種年別平均統計量および各種累年平均統計量を計算し，このうち 1/3 最小平均気圧差資料と 1/3 最大平均風速・波高資料を検討対象とする。

4.2 年別平均統計量の傾向変動およびジャンプ

ここでは年別 1/3 最小平均気圧差資料と年別最大 1/3 平均風速・波高資料に対して傾向変動およびジャンプの解析を行う。傾向変動の解析は，年別 1/3 最小平均値または年別 1/3 最大平均値の時系列にあてはめた直線の勾配値が 0 という仮説に対する t 検定^[34]およびトレンド示数検定^[35]による。有意水準 5 % の片側検定で勾配値 0 の仮説が成立する場合 $L=0$ ，正および負の有意な傾向変動がある場合それぞれ $L=1$ および $L=-1$ とする。トレンド示数 I_t ^[35]は有意水準 5 % の片側検定で $|I_t| < 1.645$ の場合傾向変動なし， $I_t \geq 1.645$ の場合正の傾向変動あり， $I_t \leq -1.645$ の場合負の傾向変動あり，とする。

ジャンプの解析は年別 1/3 最小平均値または年別 1/3 最大平均値の時系列から求めた前半期間と後半期間の平均値に対する t 検定^{[34], [35]}と前半期間と後半期間の資料に対する Mann-Whitney の U 検定^{[36], [37]}による。有意水準 5 % の片側検定でジャンプなしの場合それぞれ $J_f=0$, $J_{MW}=0$ ，正・負のジャンプありの場合それぞれ $J_f=\pm 1$, $J_{MW}=\pm 1$ で表す。前半期間の終わりを 1986 年，後半期間の始まりを 1987 年とするが，資料の状況に応じてこの境目の年を多少変化させた計算も行う。

5. 推算資料の検討

5.1 風速および波高の観測資料との比較

Fig. 5 は同時刻の推算資料 (cal.) および観測資料 (obs.) から得た月別 1/3 最大平均風速 $U_{1/3}$ の経月変化を京葉シーバース (1984～2004 年) と紀伊水道北西部の小松島 (1982～2005 年) について示す。小松島では推算値は観測値に比較的よく追従して変化するのに対して，京葉

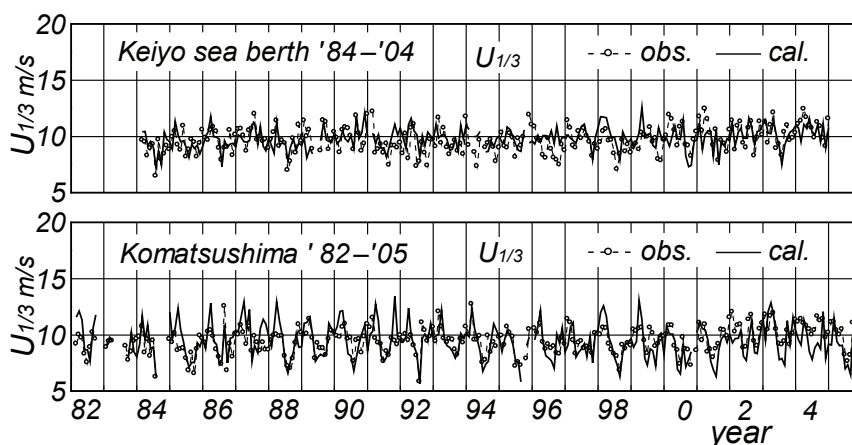


Fig. 5 Time series of monthly-grouped highest 1/3 mean wind speeds obtained from hindcasts and measurements ($U_{1/3cal}$, $U_{1/3obs}$) at Keiyo sea berth and Komatsushima stations.

シーバースでは推算値は観測値ほど大きい変化を伴わない。Fig. 6 は月別 $U_{1/3}$ 資料に対する散布図を示す。各プロット点は 45° 直線のまわりに集まるけれども、ややばらつきもみられる。誤差指標である相関係数 $\rho(U_{1/3})$ と勾配値 $a_0(U_{1/3})$ は京葉シーバースで 0.45 と 1.01, 小松島で 0.61 と 0.99 である。勾配値はほぼ 1 をとることから、推算値と観測値の平均的対応はよい。一方、相関係数は 0.5 前後とあまり大きくなく、とくに相関係数が 0.45 と小さい京葉シーバースではプロット点の 45° 直線まわりのより広いばらつきを示唆する。

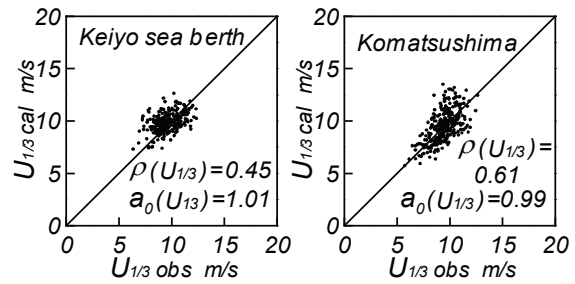


Fig. 6 Scatter diagram between hindcast-based $U_{1/3cal}$ and measurement-based $U_{1/3obs}$.

Table 1 は関東沿岸海域の 3 海上観測地点（東京灯標，京葉シーバース，平塚），伊勢湾の 2 海上観測地点（ブイ A，伊勢湾シーバース），瀬戸内海の 4 海上観測地点（小松島，大阪湾 MT 局，荻田，大分）における月別 $U_{1/3}$ 資料に対する誤差指標 $\rho(U_{1/3})$, $a_0(U_{1/3})$ を観測期間（表において，たとえば 83-05 は 1983~2005 年を意味する）および推算資料と観測資料による累年 1/3 最大平均風速 ($\bar{U}_{1/3cal}$, $\bar{U}_{1/3obs}$) とともに与える。これによると，勾配値 $a_0(U_{1/3})$ は東京灯標の 1.07 とブイ A の 0.94 を除いて，0.97~0.99 をとり，推算値と観測値の平均的対応はよい。相関係数 $\rho(U_{1/3})$ は東京灯標，京葉シーバース，大阪湾 MT 局，荻田といった内湾・内海の地点で小さい傾向にあるが，月変化図における推算値と観測値の対応そのものは，Fig. 5 に与えたように，それほど悪くない。沿岸・海上観測地点における観測風との相関関係を利用して，周囲を陸地に囲まれた内湾・内海における海上風を，日単位以下の変動をあまり含まない気圧観測資料によって SDP 風資料の場合と同程度に有意な精度で推定することは必ずしも容易でない。累年 1/3 最大風速 $\bar{U}_{1/3}$ については，東京灯標で推算値が観測値よりやや大きいものの，他の地点では両者は比較的近い値を与える。

Table 1 Error statistics such as correlation coefficient $\rho(U_{1/3})$ and slope value of correlation line $a_0(U_{1/3})$ for monthly-grouped highest 1/3 mean wind speed $U_{1/3}$, and highest 1/3 mean wind speeds over entire measurement period obtained from hindcasts and measurements ($\bar{U}_{1/3cal}$, $\bar{U}_{1/3obs}$).

Fig. 7 は同時刻の推算資料 (cal.) と観測資料 (obs.) から得た月別 1/3 最大平均波高 $H_{s1/3}$ の経月変化を東京灯標（1983~2005 年）と瀬戸内海西部海域内に位置する豊後水道北部の佐田岬漁港（1983~2002 年）について示す。佐田岬漁港における結果とほぼ同等の結果は小松島でも得られているが，観測資料の期間が 1997~2005 年の 9 年と相対的に短いことから，佐田岬漁港の結果を与える。これによると，いずれの地点

Sea Area location	year period	$\bar{U}_{1/3cal}$ m/s	$\bar{U}_{1/3obs}$ m/s	$\rho(U_{1/3})$	$a_0(U_{1/3})$
Kanto Sea Area					
Tokyo to-hyo	83-05	10.5	11.3	0.42	1.07
Keiyo sea berth	84-04	9.8	9.9	0.45	1.01
Hiratsuka	81-05	9.2	9.6	0.55	0.97
Ise Bay					
Buoy A	96-03	11.9	11.6	0.83	0.94
Ise Bay sea berth	76-03	10.0	10.0	0.82	0.98
Seto Inland Sea					
Komatsushima	82-05	9.7	9.7	0.61	0.99
Osaka Bay MT st.	78-05	9.0	8.9	0.41	0.97
Kanda	81-03	8.8	8.7	0.43	0.98
Oita	87-05	8.7	8.6	0.58	0.97

でも推算値 $H_{s1/3cal}$ は1年周期で変化を繰り返す観測値 $H_{s1/3obs}$ の挙動によく追従する。

Fig. 8 は月別 $H_{s1/3}$ 資料に対する散布図を示す。両地点において各プロット点は 45° 直線のまわりに集まることから、推算値と観測値はかなりよく対応する特徴がうかがえる。因みに、

相関係数 $\rho(H_{s1/3})$ と勾配値 $a_0(H_{s1/3})$ は東京灯標で 0.77, 1.01, 佐田岬漁港で 0.93, 1.03 (小松島では 0.92, 1.03) であるから、誤差指標も両地点における推算値と観測値の良好な対応を示唆する。

Table 2 は関東沿岸海域の3観測地点 (東京灯標, アシカ島, 平塚), 伊勢湾の3観測地点 (ブイA, 浜田, 四日市), 瀬戸内海の9観測地点 (小松島, 沖ノ島 (南), 大阪湾 MT 局, 三本松, 今治, 上関, 荻田, 大分, 佐田岬漁港) における月別 $H_{s1/3}$

資料に対する誤差指標 $\rho(H_{s1/3})$, $a_0(H_{s1/3})$ を観測期間および推算資料と観測資料による累年 1/3 最大平均波高 ($\bar{H}_{s1/3cal}$, $\bar{H}_{s1/3obs}$) とともに示す。これによると、勾配値 $a_0(H_{s1/3})$ は 0.94~1.07 の範囲 (三本松で 1.07, 荻田で 1.07, ブイAで 0.94) にあるから、いずれの地点でも推算値と観測値は平均的に比較的良好に符合する。相関係数 $\rho(H_{s1/3})$ はアシカ島の 0.53, 大阪湾 MT 局の 0.42 を除くと、0.66~0.93 の範囲にあり、15 地点のうち9地点で 0.75 以上, アシカ島 (0.53) と大阪湾 MT 局 (0.42) を除く 13 地点で 0.66 以上をとることから、推算値と観測値の相関はかなり高い。誤差指標からみて大阪湾 MT 局では波高のみならず、風速に関しても推算値と観測値があまりよく符合しない理由は明らかでないが、気圧観測資料が日単位より短い変動をあまり含まない特性に起因するように推察される。また、累年 1/3 最大平均波高 $\bar{H}_{s1/3}$ については相対値で見れば両者の差は 5~8% の範囲にあるから、両者は比較的良好に符合すると言えよう。

以上、月別 1/3 最大平均風速 $U_{1/3}$ および月別 1/3 最大平均波高 $H_{s1/3}$ に関して推算値と観測値の対応はおおむね良好であるが、風に関しては内湾・内海の観測地点 (東京灯標, 京葉シーバース, 大阪湾 MT 局, 荻田) で、波に関しては大阪湾 MT 局で両者の対応がやや十分でない傾向にある。

5.2 気圧の長期変動の解析

Fig. 9 は 1961~2005 年の 45 年間にわたる年別 1/3 最小平均気圧差 $\tilde{p}_{L1/3}^{(y)}$ の経年変化を関東沿岸領域では東京, 伊勢湾領域では名古屋, 瀬戸内海領域では大阪, 洲本, 松山について示す。気圧差 $\tilde{p}_{L1/3}^{(y)}$ は作図の都合上、年別資料の下位 1/3 の平均値 $p_{L1/3}^{(y)}$ から 1000 を引いた値で定義している。各地点の気圧

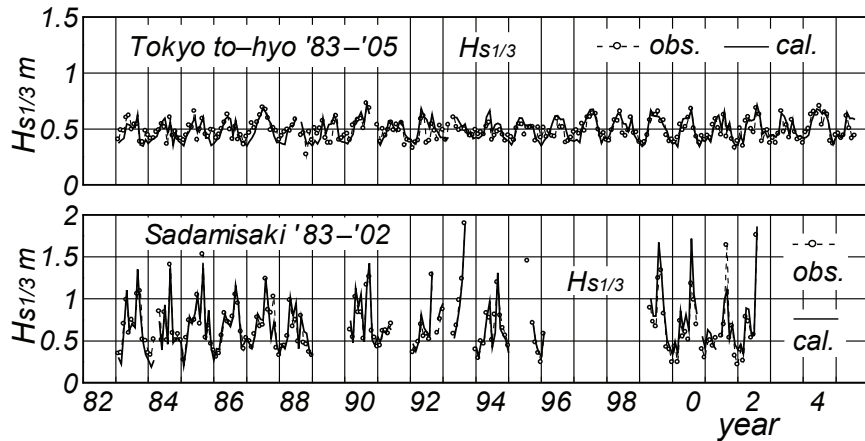


Fig. 7 Time series of monthly-grouped highest 1/3 mean significant wave heights obtained from hindcasts and measurements ($H_{s1/3cal}$, $H_{s1/3obs}$) at Tokyo to-hyo and Sadamisaki fishery stations.

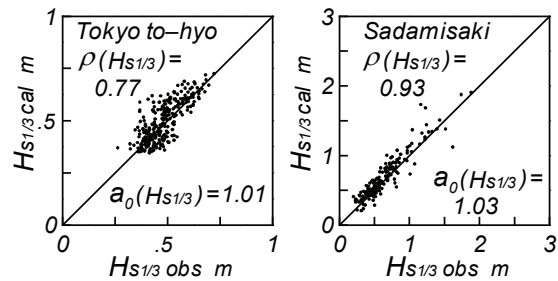


Fig. 8 Scatter diagram between hindcast-based $H_{s1/3cal}$ and measurement-based $H_{s1/3obs}$.

差時系列は年ごとの多少の変動を伴うだけで目立った特徴をもたない。有意水準を5%とした t 分布の理論に基づく片側検定によれば、関東沿岸領域の18地点のうち18地点、伊勢湾領域では7地点のうち7地点、瀬戸内海領域で40地点のうち40地点で統計的に有意な傾向変動は検出されない。

要するに、全65地点のうち65地点すべてで年別1/3最小平均気圧差資料は統計的に有意な傾向変動をもたない。また、トレンド示数に基づく片側検定によれば、トレンド示数 I_t は関東沿岸領域の18地点で-0.76~1.31、伊勢湾領域の8地点で-0.67~0.39、瀬戸内海領域の40地点で-1.27~1.39をとって、有意水準5%の限界領域である ± 1.645 以内に納まることから、いずれの地点でも統計的に有意な傾向変動は検出されない。つまり、年別1/3最小平均気圧差資料あるいはこれに1000 hPaを加えた年別1/3最小平均気圧資料には、統計的に有意な傾向変動がほぼ含まれないことが2つの検定法によって支持される。さらに、年別1/3最小平均気圧差資料は統計的に有意なジャンプを全く伴わない。

Table 2 Error statistics such as correlation coefficient $\rho(H_{s1/3})$ and slope value of correlation line $a_0(H_{s1/3})$ for monthly-grouped highest 1/3 mean significant wave height $H_{s1/3}$, and highest 1/3 mean significant wave height over entire measurement period obtained from hindcasts and measurements ($\bar{H}_{s1/3 cal}$, $\bar{H}_{s1/3 obs}$).

location	year period	$\bar{H}_{s1/3 cal}$ m	$\bar{H}_{s1/3 obs}$ m	$\rho(H_{s1/3})$	$a_0(H_{s1/3})$
Kanto Sea Area					
Tokyo to-hyo	83-05	0.49	0.51	0.77	1.01
Ashikashima	92-05	0.87	0.82	0.53	1.00
Hiratsuka	79-05	1.01	1.03	0.69	0.97
Ise Bay					
Buoy A	96-03	1.99	2.09	0.83	0.94
Hamada	96-04	0.65	0.63	0.86	1.01
Yokkaichi	77-96	0.40	0.41	0.88	0.96
Seto Inland Sea					
Komatsushima	97-05	0.68	0.66	0.92	1.03
Okinoshima	96-05	0.77	0.81	0.88	0.94
Osaka Bay MT st.	78-05	0.69	0.65	0.42	1.00
Sanbonmatsu	97-03	0.43	0.40	0.66	1.07
Imabari	86-90	0.39	0.36	0.82	1.05
Kaminoseki	96-05	0.60	0.56	0.66	1.01
Kanda	92-05	0.57	0.53	0.70	1.07
Oita	87-05	0.61	0.61	0.83	0.98
Sadamisaki fishery	83-02	0.72	0.70	0.93	1.03

5.3 風速の長期変動の解析

Fig. 10 は1961~2005年の45年間の気圧風資料とSDP風資料に基づく海上風分布資料^{[6], [8]}およびこれより短い期間の海上風観測資料より得た10m高度換算の年別1/3最大平均風速 $U_{1/3}^{(y)}$ の経年変化を、関東沿岸海域では京葉シーバースと平塚の2地点、伊勢湾ではブイAと伊勢湾シーバースの2地点、瀬戸内海では小松島、大阪湾MT局、荻田、大分の4地点について示す。観測風資料に基づく結果は年別測得率が75%以上(ブイA、小松島で72%以上)の年に限定して与える。これによると、気圧風資料に基づく結果はいずれの地点でも顕著な年変動を伴わず、ほぼ一定の値をとり、観測資料に基づく結果とも比較的良好に符合する。また、SDP風資料に基づく結果は全体的に気圧風資料に基づく結果とおおむね対応する。これは長年にわたる測風環境の変化に伴うSDP風資料の非等質性を人為的に調整する山口ら^{[6], [8]}の方法、すなわち長期間のSDP風速資料において、古い時期の数年間以上の期間の平均風速が最近の5~30年間の平均風速に一致するように係数を乗じることにより、古い時期のSDP風速資料を地点ごとに調整する方法が一定程度の妥当性をもつことを表す。

Table 3 は左側の 4 列において, 1961~2005 年の 45 年間の年別 1/3 最大平均風速資料 $U_{1/3}^{(y)}$ にあてはめた直線の勾配値 a , これと有意水準 5% の t -片側検定による勾配値の変動範囲 a_{95} との比 a/a_{95} および t -片側検定指標の値 L , ならびにトレンド示数 I_t の一覧を関東沿岸海域で対象とした 19 地点のうち 8 地点について与える。 $a/a_{95} \geq 1$ あるいは $a/a_{95} \leq -1$ であれば, それぞれ統計的に有意な正あるいは負の傾向変動を意味し, $L=1$ あるいは $L=-1$ に対応する。 a/a_{95} の絶対値は傾向変動 (増加・減少傾向) の強さを表す。また $|I_t| \geq 1.645$ が増加・減少傾向を意味する。これによると, 表中の 8 地点全部で, 対象 19 地点では傾向変動をもたない御前崎を除く 18 地点で $U_{1/3}^{(y)}$ は正の傾向変動をもつ。

Fig. 10 によれば, $U_{1/3}^{(y)}$ の時系列は 1986~1990 年のいずれかの年を境に, それ以前の時期と以後の時期で不連続的な変化を伴っているように見える。この変化は 1989 年あるいは 1990 年で最も強く現れるが, 伊勢湾や瀬戸内海の事例と統一性を保つために, $U_{1/3}^{(y)}$ 資料を 1986 年以前の前半期間と 1987 年以降の後半期間に分けてそれぞれ傾向変動解析を行うとともに, 前半期間

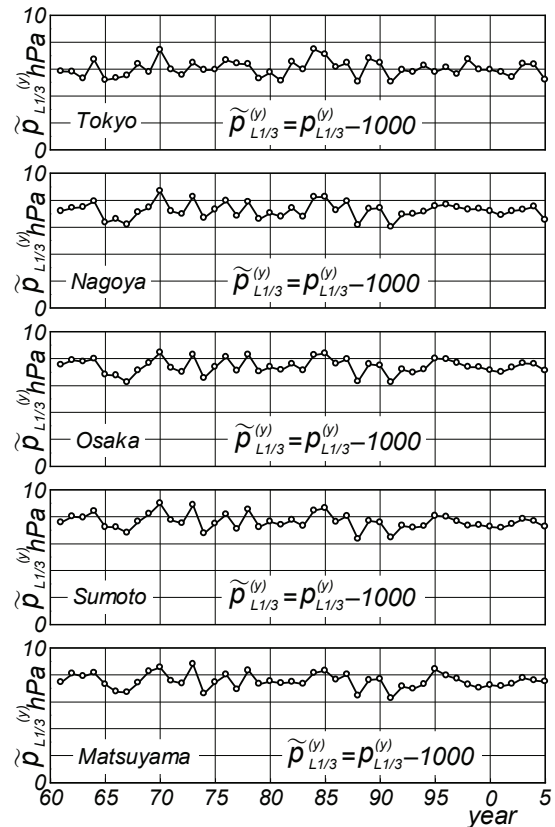


Fig. 9 Time series of yearly-grouped highest 1/3 mean atmospheric pressure difference $\tilde{p}_{L/13}^{(y)}$ obtained from measurements at 5 representative stations.

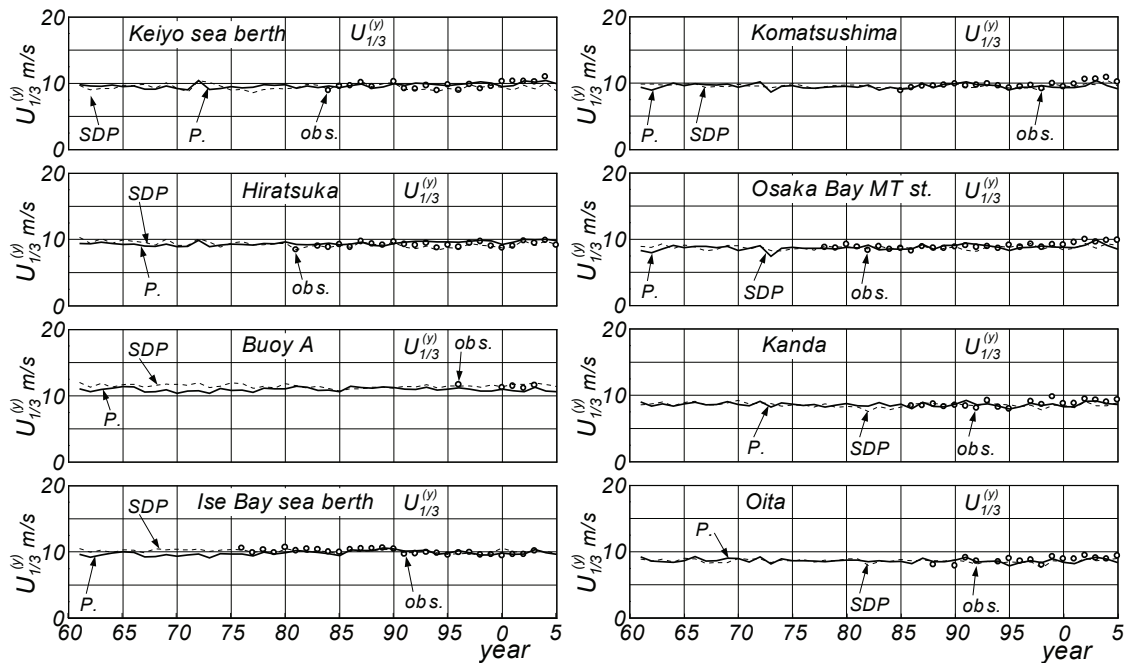


Fig. 10 Time series of yearly-grouped highest 1/3 mean wind speed $U_{1/3}^{(y)}$ obtained from two kinds of hindcasts and measurements at 8 representative stations.

Table 3 Results of trend and jump analyses for time series of yearly-grouped highest 1/3 mean wind speed $U_{1/3}^{(y)}$ in the Kanto Sea Area.

Kanto Sea Area location	1961~2005 年				1961~1986 年			1987~2005 年			jump (~1986, 1987~)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Tokyo to-hyo	1.70	2.83	1	4.25	-0.16	0	10.86	1.76	1	11.31	2.91	1	2.51	1
Sea berth*	1.48	2.51	1	3.93	-0.05	0	9.51	1.44	1	9.91	2.56	1	2.36	1
Tokyo wan-ou	1.45	2.72	1	4.13	-0.04	0	9.02	1.65	1	9.40	2.72	1	2.46	1
Dainikaiho	1.51	2.86	1	3.95	0.13	0	9.90	1.70	1	10.28	2.71	1	2.39	1
Tsurugisaki	1.65	2.85	1	4.21	0.33	0	10.64	1.72	1	11.04	2.51	1	2.29	1
Hiratsuka	1.41	3.00	1	3.93	0.04	0	9.28	2.06	1	9.64	2.80	1	2.29	1
Ohshima	1.52	2.19	1	3.27	0.41	0	11.78	1.84	1	12.09	1.65	1	1.62	1
Irouzaki	0.62	1.17	1	1.88	0.27	0	10.74	1.96	1	10.82	0.60	0	0.70	0

* : Keiyo sea berth Unit of $\bar{U}_{1/3}^{(y)}$: m/s Unit of a : cm/s/year

と後半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料に対して 2 種類の検定法によるジャンプ解析も実施する。この結果を Table 3 の 5 列目以降に与えており、中央の部分は 2 つの部分期間資料に対する期間平均値 $\bar{U}_{1/3}^{(y)}$ を含む傾向変動の解析結果を示す。また、右側の列における J_t は t 分布の理論に基づく平均値の差に対する片側検定の結果、 t/t_{95} は t 分布における t 値と有意水準 5% に対する t 値の比であり、 $t/t_{95} \geq 1$ であれば統計的に有意な正のジャンプ、 $t/t_{95} \leq -1$ であれば負のジャンプ、 $|t/t_{95}| < 1$ でジャンプなし、を示し、しかもその絶対値がジャンプの強さを表す。 J_{MW} は Mann-Whitney の片側検定の結果、 z/z_{95} は正規分布における比であり、 t/t_{95} の場合と同じ内容を表す。有意水準は 5% である。表に一部の結果を示すように、前半期間 (1961~1986 年の 26 年間) では、19 地点全部で傾向変動は検出されず、後半期間 (1987~2005 年の 19 年間) では 19 地点全部で正の傾向変動が検出される。統計的に有意な正のジャンプは 19 地点のうち駿河湾入口近くに位置する石廊崎、御前崎、駿河海洋の 3 地点を除く 16 地点で見出される。さらに境目の年を 1990 年とすると、残る 3 地点でも有意な結果になる。つまり、両期間の平均値でみても $U_{1/3}^{(y)}$ は増加傾向をもつことを表す。

Table 4 は Table 3 と同様の結果を伊勢湾の 7 地点について示す。1961~2005 年の 45 年間の資料に対する結果をみると、正の傾向変動をもつ地点は 7 地点のうち 4 地点 (全 15 地点では 9 地点) であり、有意な正の傾向変動を与える地点数がそれ以外の地点数とほぼ相半ばする。地域別には湾外 (ブイ A) や湾口部に近い地点 (ブイ B, ブイ D) で傾向変動をもたず、湾内で傾向変動を示す。関東沿岸海域の結果と比べると、 t -片側検定に基づく a/a_{95} の値やトレンド示数 I_t の値は小さい傾向にある。1986 年を境目の年とする前半期間をみると、7 地点のうち 4 地点 (15 地点では 9 地点) で傾向変動をもたず、残りの地点で増加傾向をもつ。傾向変動をもたない地点は湾外と湾口近くに位置する。一方、1987 年以降の後半期間では 7 地点全部 (15 地点では 15 地点全部) で負の傾向変動をもつ。つまり、前半期間では $U_{1/3}^{(y)}$ が増加傾向をもつ地点と傾向変動をもたない地点は 15 地点で 2 : 3 の比率であるのに対して、後半期間ではすべての地点で減少傾向を与える。ジャンプに対する検定結果では、2 つの判別基準によって正のジャンプをもつ地点が 7 地点のうち 5 地点 (15 地点では 10 地点)、ジャンプをもたない地点が 7 地点のうち 2 地点 (15 地点では 5 地点) であるから、正のジャンプをもつ地点が 70% 前後を占める。その地点は湾口部から湾内に位置し、おおむね全資料期間において正の傾向変動をもつ

Table 4 Results of trend and jump analyses for time series of yearly-grouped highest 1/3 mean wind speed $U_{1/3}^{(y)}$ in Ise Bay.

Ise Bay location	1961~2005年				1961~1986年			1987~2005年			jump (~1986, 1987~)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Buoy A	0.12	0.21	0	0.12	0.37	0	10.92	-2.09	-1	11.00	0.48	0	0.47	0
Buoy B	0.39	0.66	0	0.82	0.68	0	10.80	-2.14	-1	10.94	0.90	0	0.89	0
Buoy D	0.56	0.89	0	1.31	0.86	0	10.26	-2.13	-1	10.44	1.12	1	1.04	1
Buoy 1	0.57	1.23	1	1.82	0.83	0	9.17	-1.70	-1	9.34	1.42	1	1.34	1
Hamada	0.61	1.12	1	1.57	1.08	1	7.69	-2.13	-1	7.88	1.34	1	1.10	1
Sea berth*	1.04	1.66	1	2.41	1.40	1	9.69	-1.84	-1	9.99	1.83	1	1.52	1
Jounan	0.99	1.91	1	2.92	1.46	1	7.46	-1.65	-1	7.73	2.08	1	1.75	1

* : Ise Bay sea berth Unit of $\bar{U}_{1/3}^{(y)}$: m/s Unit of a : cm/s/year

地点と対応する。逆に、ジャンプをもたない地点は湾外と湾口部に位置する。2つの基準による判別結果は一致する。

要するに、伊勢湾では $U_{1/3}^{(y)}$ は湾外および湾口部で傾向変動をもたず前半期間・後半期間のジャンプの傾向もほとんど存在しないのに対して、湾内では傾向変動およびジャンプが検出される。また、後半期間ではすべての地点で減少傾向が見出される。傾向変動およびジャンプの強さは関東沿岸海域の場合に比べて弱くなっている。

Table 5はTable 3およびTable 4と同様の結果を瀬戸内海の10地点について示す。1961~2005年の45年間における $U_{1/3}^{(y)}$ は10地点のうち3地点(全26地点では5地点)で正の傾向変動を、10地点のうち1地点(26地点では5地点)で負の傾向変動をもち、10地点のうち6地点(26地点では16地点)で傾向変動をもたないし、正あるいは負の傾向変動も $a/a_{95} \approx 2$, $I_t \approx 3$ をとる大阪、神戸と江井ヶ島(表に与えていない)を除いて、それほど強くない。地域的には、大阪湾とその近傍の地点で正の傾向変動を、豊後水道で負の傾向変動をもち、それ以外の海域(紀伊水道、播磨灘、水島灘・備後灘、燧灘、広島湾・安芸灘、伊予灘、周防灘)で傾向変動をもたない。1986年を前半期間の境目の年とすると、前半期間では10地点のうち5地点(26地点では8地点)で傾向変動をもたず、残りの5地点(26地点では18地点)で負の傾向変動をもち、傾向変動をもたない地点は紀伊水道と大阪湾、負の傾向変動をもち地点はこれら以外の海域に位置し、傾向変動の有無が海域で明確に分かれる。1987年以降の後半期間ではすべての地点で傾向変動をもたない。ついで、統計的に有意な正のジャンプは10地点のうち3地点(26地点では5地点)である。これらの地点はすべて大阪湾とその近傍に位置し、45年間の資料において正の傾向変動をもち地点と完全に対応する。また、10地点のうち残り7地点(26地点では20地点)でジャンプはもたないが、残り1地点の土佐沖ノ島で弱い負のジャンプをもち。

Fig. 11は3海域60地点の年別1/3最大平均風速資料 $U_{1/3}^{(y)}$ に対する傾向変動の強度 a/a_{95} とジャンプの強度 z/z_{95} の沿岸方向プロットを与える。以上の議論およびFig. 11の結果をまとめると、つぎのようである。

①1961~2005年の45年間の $U_{1/3}^{(y)}$ は関東沿岸海域では対象19地点のうち18地点で、伊勢湾では15地点のうち8地点で、瀬戸内海では26地点のうち5地点で正の傾向変動を示す。その強さは関東沿岸海域から西に向かうにつれて弱くなる。該当地点は関東沿岸海域では御前崎を除くほぼすべての地点であるが、伊勢湾では湾内の地点に、瀬戸内海では大阪湾とその近傍の地点に限られる。逆に、瀬戸

Table 5 Results of trend and jump analyses for time series of yearly-grouped highest 1/3 mean wind speed $U_{1/3}^{(y)}$ in the Seto Inland Sea.

Seto Inland Sea location	1961~2005 年				1961~1986 年			1987~2005 年			jump (~1986, 1987~)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{U}_{1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Gobo-oki	-0.36	-0.52	0	-1.08	-0.99	0	12.56	-0.71	0	12.59	0.13	0	0.18	0
Komatsushima	-0.00	-0.05	0	-0.70	-0.98	0	9.49	-0.67	0	9.60	0.66	0	0.46	0
MT st.*	1.14	1.59	1	2.00	0.08	0	8.62	-0.01	0	8.96	1.88	1	1.77	1
Osaka	1.16	2.00	1	3.15	0.16	0	7.64	0.13	0	7.97	2.28	1	2.26	1
Kobe	1.29	2.09	1	3.11	0.17	0	7.71	0.15	0	8.09	2.39	1	2.31	1
Fukuyama	-0.00	0.00	0	-0.25	-1.40	-1	6.24	0.01	0	6.32	0.63	0	0.67	0
Kanda	-0.17	-0.28	0	-0.61	-1.07	-1	8.60	0.27	0	8.61	0.06	0	0.01	0
Oita	-0.49	-0.84	0	-1.57	-1.06	-1	8.67	-0.06	0	8.60	-0.45	0	-0.63	0
Sadamisaki	-0.92	-1.15	-1	-2.19	-1.48	-1	12.27	-0.08	0	12.13	-0.63	0	-0.74	0
Ashizurimisaki	-0.59	-0.90	0	-1.68	-1.64	-1	9.58	0.34	0	9.51	-0.39	0	-0.57	0

* : Osaka Bay MT st. Unit of $\bar{U}_{1/3}^{(y)}$: m/s Unit of a : cm/s/year

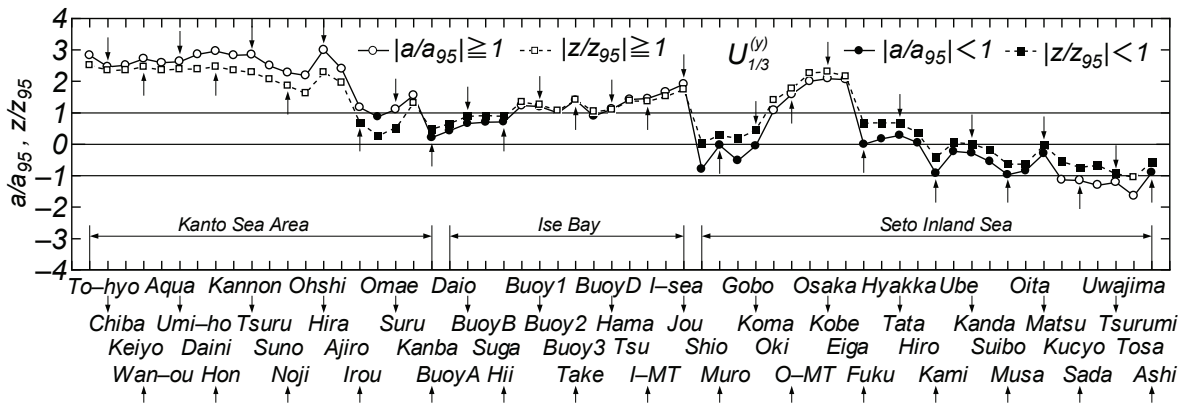


Fig. 11 Alongshore plot of intensity indices of trend and jump in time series of yearly-highest 1/3-averaged wind speed.

内海のうち豊後水道にある地点では負の傾向変動を与える。つまり、関東沿岸海域の御前崎、伊勢湾の湾口と湾外、大阪湾とその近傍および豊後水道を除く瀬戸内海域では、統計的に有意な傾向変動は検出されない。

②1986 年を境目の年とする前半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は関東沿岸海域では 19 地点全部で傾向変動をもたず、1987 年以降の後半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は 19 地点全部で正の傾向変動をもつ。また、 $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は駿河湾入口の 3 地点を除く 16 地点で 1986~1987 年を境とした統計的に有意な正のジャンプをもつ。伊勢湾では前半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は対象 15 地点のうち湾内の 6 地点で正の傾向変動をもち、湾口と湾外の残り 9 地点で傾向変動をもたないのに対して、後半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は 15 地点全部で負の傾向変動をもつ。また、湾内と湾口の 10 地点では正のジャンプを、湾口と湾外の 5 地点でジャンプをもたない。瀬戸内海では前半期間の $U_{1/3}^{(y)}$ 資料は対象 26 地点のうち紀伊水道と大阪湾およびそのごく近傍の 8 地点で傾

向変動をもたず、それ以外の 18 地点で負の傾向変動をもつ。後半期間では 26 地点全部で傾向変動をもたない。また、対象 26 地点のうち大阪湾とそのごく近傍の 5 地点で正のジャンプをもち、負のジャンプをとる土佐沖ノ島を除く残り 20 地点でジャンプをもたない。

結局、1986 年を前半期間の最後、1987 年を後半期間の最初とする $U_{1/3}^{(y)}$ 資料において正のジャンプは関東沿岸海域の対象 19 地点のうち駿河湾入口の 3 地点を除く 18 地点、伊勢湾では対象 15 地点のうち湾内の 10 地点、瀬戸内海では対象 26 地点のうち大阪湾とそのごく近傍の 5 地点で検出される。逆に、駿河湾入口の 3 地点、伊勢湾の湾口と湾外の 5 地点、大阪湾とその近傍の 5 地点と土佐沖ノ島の 1 地点を除く瀬戸内海の残り 20 地点でジャンプは検出されないことから、関東沿岸海域から瀬戸内海に向けて西に向かうほどジャンプが検出されない傾向にあるということになる。

5.4 波高の長期変動の解析

Fig. 12 は 1961~2005 年の 45 年間の気圧風資料および SDP 風資料を入力条件として得た 2 種類の波浪推算資料^{[9]~[11]}および観測資料に基づく年別 1/3 最大平均波高 $H_{s1/3}^{(y)}$ の経年変化を 10 波浪観測地点、すなわち関東沿岸海域では東京灯標と平塚、伊勢湾ではブイ A と浜田、瀬戸内海では小松島、大阪湾 MT 局、今治、荻田、大分、佐田岬漁港の 6 地点について示す。観測資料に基づく結果は年別測得率が 75 %以上（平塚で 72 %以上、ブイ A、浜田、佐田岬漁港で 68 %以上）の年に限定して図示している。これらによると、気圧風資料を入力条件とする結果はいずれの地点でも顕著な年変動を伴わず、ほぼ一定に近い値をとる。観測結果との対応もかなりよい。また、いずれの地点でも気圧風資料を入力条件とする結果は SDP 風資料を入力条件とする結果とほぼ連動して変化することから、それらの年

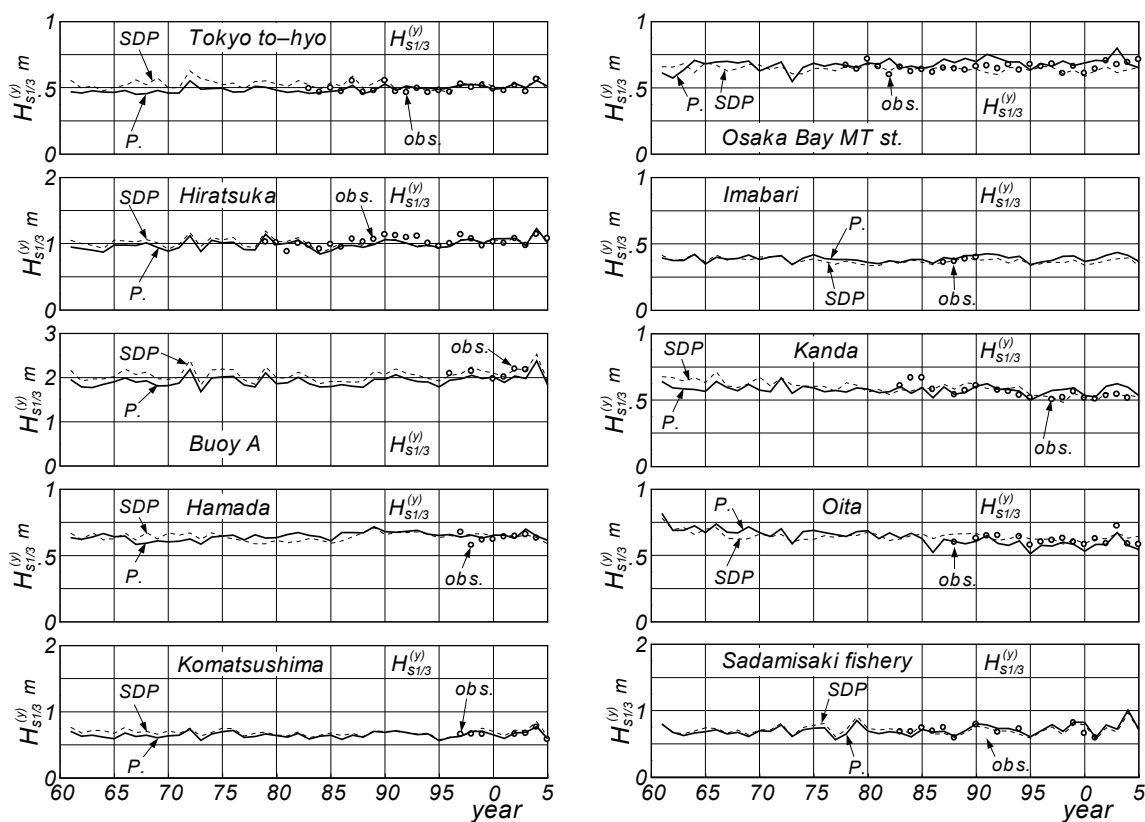


Fig. 12 Time series of yearly-grouped highest 1/3 mean significant wave height $H_{s1/3}^{(y)}$ obtained from two kinds of hindcasts and measurements at 10 representative stations.

時系列が相互に類似するし、絶対値でも、両者は大部分の地点でおおむねよく符合する。しかし、東京灯標およびブイ A では SDP 風資料を入力条件とする結果が、大阪湾 MT 局では気圧風資料を入力条件とする結果が、それぞれ若干大きめの値を与える。また、荻田では SDP 風資料を入力条件とする結果は経年的に減少傾向を示し、観測資料に基づく結果とも符合する挙動を与えるのに対して、気圧風資料を入力条件とする結果では減少傾向があまりみられない。逆に、大分では気圧風資料を入力条件とする結果は経年的な減少傾向を示すが、観測資料期間である 1987～2005 年では減少傾向はあまり目立たず、むしろ 1986 年以前と 1987 年以降の期間で不連続的に小さくなり、各期間における傾向変動は緩やかである。これらの挙動は観測資料による結果とほぼ対応する。一方、SDP 風資料を入力条件とする結果は経年的にあまり変動せず、観測資料による結果とも符合する。

以上のように、気圧風資料を入力条件とした波浪推算資料から得た年別 1/3 最大平均波高資料 $H_{s1/3}^{(y)}$ は大部分の地点であまり顕著な年変動を示さず、SDP 風資料を入力条件とする結果と類似した経年変化を与え、観測資料の期間に対しては観測資料に基づく結果と比較的よく符合することがわかる。

Table 6 は 1961～2005 年の 45 年間の年別 1/3 最大平均波高資料 $H_{s1/3}^{(y)}$ にあてはめた直線の勾配値 a 、これと有意水準 5 % の t -片側検定による勾配値の変動範囲 a_{95} との比 a/a_{95} および t -片側検定の結果 L 、ならびにトレンド示数 I_t 、45 年間資料を 1961～1986 年の 26 年間と 1987～2005 年の 19 年間に分けた

Table 6 Results of trend and jump analyses for time series of yearly-grouped highest 1/3 mean significant wave height $H_{s1/3}^{(y)}$ in the Kanto Sea Area, Ise Bay and the Seto Inland Sea.

Kanto Sea Area location	1961～2005 年				1961～1986 年			1987～2005 年			jump (～1986, 1987～)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Tokyo to-hyo	1.15	2.77	1	4.38	0.42	0	0.477	1.16	1	0.506	2.58	1	2.42	1
Ashikashima	2.08	1.83	1	2.92	-0.56	0	0.797	1.63	1	0.855	1.98	1	1.90	1
Hiratsuka	2.55	1.91	1	3.03	0.36	0	0.965	1.37	1	1.022	1.58	1	1.59	1

Ise Bay location	1961～2005 年				1961～1986 年			1987～2005 年			jump (～1986, 1987～)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Buoy A	2.80	1.21	1	1.94	-0.02	0	1.893	1.10	1	1.957	1.04	1	1.05	1
Hamada	0.97	1.90	1	2.92	1.00	0	0.633	-1.84	-1	0.663	2.31	1	2.05	1
Yokkaichi	0.84	1.68	1	2.62	0.16	0	0.391	0.84	0	0.412	1.57	1	1.66	1

Seto Inland Sea location	1961～2005 年				1961～1986 年			1987～2005 年			jump (～1986, 1987～)			
	a	a/a_{95}	L	I_t	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	a/a_{95}	L	$\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$	t/t_{95}	J_t	z/z_{95}	J_{MW}
Komatsushima	0.52	0.58	0	0.92	-0.39	0	0.643	0.09	0	0.662	0.83	0	0.88	0
MT st.*	1.24	1.65	1	2.05	0.47	0	0.663	-0.32	0	0.698	1.81	1	1.76	1
Imabari	0.23	0.50	0	0.68	-1.12	-1	0.383	-0.20	0	0.397	1.20	1	1.13	1
Kanda	-0.80	-1.31	-1	-1.84	-1.41	-1	0.584	-0.20	0	0.572	-0.76	0	-0.52	0
Oita	-0.37	-4.85	-1	-6.14	-2.44	-1	0.671	-0.65	0	0.589	-3.47	-1	-2.89	-1
Sadamisaki**	2.00	1.33	1	2.17	-0.14	0	0.686	0.85	0	0.737	1.28	1	1.37	1

* : Osaka Bay MT st. ** : Sadamisaki fishery Unit of $\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$: m Unit of a : mm/year

資料に対する同様の傾向変動の解析結果と各期間の $H_{s1/3}^{(y)}$ の平均値 $\bar{H}_{s1/3}^{(y)}$, さらに 1961~1986 年を前半期間, 1987~2005 年を後半期間とするジャンプ検定の結果, すなわち t -片側検定に基づく t 値と有意水準 5% の t_{95} 値の比 t/t_{95} および J_t と Mann-Whitney 検定に基づく正規分布の z 値と有意水準 5% の z_{95} 値の比 z/z_{95} および J_{MW} の一覧を, 関東沿岸海域の 3 地点 (東京灯標, アシカ島, 平塚), 伊勢湾の 3 地点 (ブイ A, 浜田, 四日市), 瀬戸内海の対象 11 地点のうち 6 地点 (小松島, 大阪湾 MT 局, 今治, 荇田, 大分, 佐田岬漁港) について示す。最も強いジャンプがみられる前半期間の終わりの年は関東沿岸海域で 1989 年, 伊勢湾で 1988 年または 1985 年, 瀬戸内海で 1984 年, 1985 年, 1986 年, 1988 年, 1989 年というように, 海域別, さらに地点別に異なることから, ここでは気圧風資料の場合に合わせて 1986 年としている。また, Fig. 13 は年別 1/3 最大平均波高資料 $H_{s1/3}^{(y)}$ に対する傾向変動の強度 a/a_{95} とジャンプの強度 z/z_{95} の沿岸方向プロットを与える。Table 6 と Fig. 13 から順次, つぎのことが言える。

関東沿岸海域では, いずれの地点でも $H_{s1/3}^{(y)}$ 資料は正の傾向変動および正のジャンプをもつ。前半期間の最終年を 1989 年とする場合にジャンプの特性は一層強化される。期間別には前半期間について傾向変動はなく, 後半期間について正の傾向変動を示す。

伊勢湾でも全地点で正の傾向変動および正のジャンプを与える。傾向変動とジャンプの強さは関東沿岸海域よりやや弱い。期間別については前半期間で傾向変動は存在せず, 後半期間で正の傾向変動 (ブイ A), 負の傾向変動 (浜田), 傾向変動なし (四日市) と判別結果が混在する。

瀬戸内海では正の傾向変動を示す地点が表に与えた 6 地点のうち 2 地点, (全 11 地点では 4 地点, 4 地点のうち 2 地点は大阪湾とそのごく近傍の地点) であり, その強さ (a/a_{95} の比の大きさ, あるいは I_t の大きさ) も関東沿岸海域や伊勢湾の各地点におけるものより全体的に弱くなる。傾向変動を示さない地点が 6 地点のうち 2 地点 (11 地点では 5 地点), 負の傾向変動を示す地点が 6 地点のうち荇田と大分の 2 地点 (11 地点でも同じ 2 地点) になる。正のジャンプを示す地点は 6 地点のうち 3 地点 (11 地点では 7 地点), ジャンプを示さない地点は 6 地点のうち 2 地点 (11 地点では 3 地点), 負のジャンプを示す地点は 11 地点のうち 1 地点 (大分) である。境目の年をジャンプが最も強い年にとると, 正のジャンプを示す地点が 1 地点 (小松島), 負のジャンプを示す地点が 1 地点 (荇田) 増え, その結果ジャンプを与えない地点が 2 地点減る。なお, いずれの海域でも傾向変動とジャンプの有無に対する 2 つの判別結果はそれぞれ一致する。

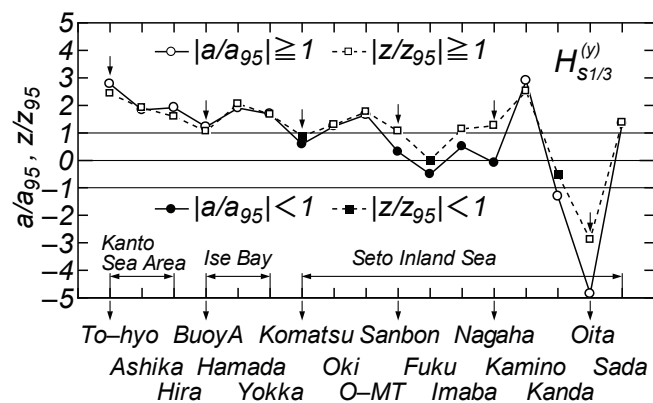


Fig. 13 Alongshore plot of intensity indices of trend and jump in time series of yearly-highest 1/3-averaged wave height.

$H_{s1/3}^{(y)}$ の経年変化図でみたように, 大分では減少傾向, あるいは前半期間の最終年を 1986 年よりむしろ 1985 年とする負のジャンプの傾向があることから, その特性が傾向変動とジャンプの判別結果に明確に現われている。荇田でも同様の傾向があるが, その強さは弱いことから, 検定指標には必ずしも反映されない。瀬戸内海の西側海域では, 上関, 荇田, 大分, 佐田岬漁港 (豊後水道) における傾向変動やジャンプの強さが地点別に著しい変化を伴う。

以上, $H_{s1/3}^{(y)}$ に関して正の傾向変動が関東沿岸海域と伊勢湾, および瀬戸内海のうち大阪湾とそのごく近傍の地点などで認められるが, 関東沿岸海域から西に向かうにつれてその強さは弱くなり, 瀬戸

内海では傾向変動をもたない地点が対象地点の半数近くに達し、負の傾向変動を示す地点（荻田，大分）も出現する。傾向変動とジャンプの存在は連動する傾向にあることから、傾向変動の有無に関する地点およびその強さと、ジャンプの有無に関する地点およびその強さはそれぞれおおむね対応する。

6. 結 語

本研究では、関東沿岸領域、伊勢湾領域、瀬戸内海領域における気象庁気象官署で取得された1961～2005年の気圧資料を基礎資料として、同海域における海上風分布資料および同海域の波浪観測地点における波浪資料を作成したのち、これらの資料に対して行った各種平均気圧特性の解析や風候・波候解析の結果に基づいて、1/3 最小平均気圧差、1/3 最大平均風速と1/3 最大平均波高の長期変動（傾向変動、ジャンプ）の特性を調べた。得られた知見はつぎのように要約される。

①年別1/3 最小平均気圧差資料 $\bar{p}_{L1/3}^{(y)}$ は関東沿岸領域、伊勢湾領域、瀬戸内海領域にそれぞれ位置するいずれの観測地点においても統計的に有意な傾向変動およびジャンプをもたない。

②月別1/3 最大平均風速 $U_{1/3}$ および月別1/3 最大平均波高 $H_{s1/3}$ に関して、推算結果は観測結果の挙動によく追従し、両者の対応は有意なレベルで良好である。

③年別1/3 最大平均風速 $U_{1/3}^{(y)}$ に関して、気圧風資料に基づく推算結果は観測結果とおおむね符合する。また、SDP 風資料に基づく推算結果とも多少の隔たりを除いて、よく対応する。これは等質性に問題をもつSDP 風資料に対する山口ら^{[6], [8]}の経験的補正法が有用であることを表す。同様のことが年別1/3 最大平均波高 $H_{s1/3}^{(y)}$ についても言える。

④45年間の年別1/3 最大平均風速資料 $U_{1/3}^{(y)}$ は関東沿岸海域、伊勢湾内、大阪湾とそのごく近傍の地点で正の傾向変動を、豊後水道で負の傾向変動をもつが、関東沿岸海域の御前崎、伊勢湾外や湾口、大阪湾と豊後水道を除く瀬戸内海では傾向変動をもたない。また、正の傾向変動の強さは関東沿岸海域から西に向かうほどおおむね弱くなる。同様に、45年間の年別1/3 最大平均波高資料 $H_{s1/3}^{(y)}$ も関東沿岸海域、伊勢湾、大阪湾とそのごく近傍の地点のほか2地点で正の傾向変動をもつ。その強さは西に向かうほど弱くなって負の値をとり、瀬戸内海西部海域の大分と荻田では統計的に有意な負の傾向変動を示す。ただし、周防灘東側の上関では正の傾向変動を、豊後水道の佐田岬漁港でも再び正の傾向変動を与える。瀬戸内海における半数近くの地点で傾向変動をもたない。

⑤年別1/3 最大平均風速資料 $U_{1/3}^{(y)}$ に関して、1986～1987年を境とした統計的に有意な正のジャンプをもつ地点は正の傾向変動をもつ地点とほぼ対応することから、正の傾向変動の出現も $U_{1/3}^{(y)}$ 資料における一方的な増加傾向というよりもむしろ前半期間と後半期間の資料値における正のジャンプの存在によるところが大きいと考えられる。ジャンプの強さも傾向変動の強さと連動して、関東沿岸海域から西に向かうほどおおむね弱くなる。年別1/3 最大平均波高資料 $H_{s1/3}^{(y)}$ もジャンプについて同様の地域特性を示すけれども、西側海域では著しい正負の傾向変動やジャンプの変化を伴う。

参 考 文 献

- [1] 山口正隆・大福 学・日野幹雄・畑田佳男・森 正憲・野中浩一：内湾・内海における波浪の長期推算システムの構築－伊勢湾の場合－，海岸工学論文集，第53巻，pp.116-120，2006。
- [2] 山口正隆・日野幹雄・大福 学・畑田佳男・野中浩一：内湾・内海における波浪の長期推算システムの構築－瀬戸内海の場合－，海岸工学論文集，第54巻，pp.106-110，2007。
- [3] 山口正隆・日野幹雄・大福 学・畑田佳男・野中浩一：東京湾における風候と波候の推定，工学ジ

- ジャーナル (愛媛大学), 第7巻, pp.122-132, 2008.
- [4] 山口正隆・日野幹雄・畑田佳男・大福 学・野中浩一: 駿河湾西岸における長期波浪の推算, 海洋開発論文集, 第24巻, pp.903-908, 2008.
- [5] 山口正隆・日野幹雄・畑田佳男・大福 学・野中浩一: 瀬戸内海における波浪の長期推算システムの適用性, 海岸工学論文集, 第55巻, pp.126-130, 2008.
- [6] 山口正隆・大福 学・野中浩一・畑田佳男・日野幹雄: SDP 風資料を用いた内湾・内海における45年間の海上風分布データセットの作成, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.B2-65, No.1, pp.186-190, 2009.
- [7] 山口正隆・畑田佳男・大福 学・野中浩一・日野幹雄: SDP 風資料を用いた内湾・内海における45年間の波浪推算システムー東京湾の場合ー, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.B2-65, No.1, pp.191-195, 2009.
- [8] 山口正隆・大福 学・野中浩一・畑田佳男: SDP 風資料に基づく内湾・内海の海上風分布の特性, 工学ジャーナル (愛媛大学), 第9巻, pp.1-13, 2010.
- [9] 山口正隆・畑田佳男・大福 学・野中浩一: SDP 風資料に基づく内湾・内海の海上風分布を用いた45年間の波浪推算システムー関東沿岸海域の場合ー, 工学ジャーナル (愛媛大学), 第9巻, pp.14-26, 2010.
- [10] 山口正隆・畑田佳男・大福 学・野中浩一: SDP 風資料に基づく内湾・内海の海上風分布を用いた45年間の波浪推算システムー伊勢湾の場合ー, 工学ジャーナル (愛媛大学), 第9巻, pp.27-39, 2010.
- [11] 山口正隆・畑田佳男・大福 学・野中浩一: SDP 風資料に基づく内湾・内海の海上風分布を用いた45年間の波浪推算システムー瀬戸内海の場合ー, 工学ジャーナル (愛媛大学), 第9巻, pp.40-55, 2010.
- [12] 山口正隆・畑田佳男・大福 学・野中浩一・日野幹雄: SDP 風資料を用いた内湾・内海における波浪の長期推算システムの適用性, 土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.66, No.1, pp.151-155, 2010.
- [13] Lin, L. and D.T. Resio : Improving wind input information for Great Lakes wave hindcast study, Proc. 6th Int. Workshop on Wave Hindcasting and Forecasting, pp.29-43, 2000.
- [14] Lin, L. and D.T. Resio : Improving wave hindcast information for the Great Lakes, Proc. WAVES2001, Vol.1, pp.650-660, 2001.
- [15] Weisse, R., Feser, F. and H. Günther : A 40-year high resolution wind and wave hindcast for the Southern North Sea, Proc. 7th Int. Workshop on Wave Hindcasting and Forecasting, pp.97-104, 2002.
- [16] Soares, C. G., Weisse, R., Carretero, J. C. and E. Alvarez : A 40 years hindcast of wind, sea level and waves in European Waters, Proc. OMAE 2002, 21st Int. Conf. on Offshore Mech. and Arc. Eng., 2002.
- [17] Weisse, R. and F. Feser : Evaluation of a method to reduce uncertainty in wind hindcasts performed with regional atmosphere models, Coastal Eng., Vol.48, pp.211-225, 2003.
- [18] Gaslikova, L. and R. Weisse : Estimating near-shore wave statistics from regional hindcasts using downscaling techniques, Ocean Dynamics, No.56, pp.26-35, 2006.
- [19] Weisse, R. and H. Günther : Wave climate and long-term changes for the Southern North Sea obtained from a high-resolution hindcast 1958–2002, Ocean Dynamics, No.57, pp.161-172, 2007.
- [20] Weisse, R., Callies, U., Günther, H., von Storch, H., Feser, F., Woth, K., Grabermann, I., Kreuz, M. and A. Pluess : Wind, wave and storm surge hindcasts and scenarios and related coastal and offshore applications : The COASTDAT data set at the GKSS Institute for coastal research, Proc. 10th Int. Workshop on Wave Hindcasting and Forecasting and Coastal Hazard Symp., North Shore, Oahu, Hawaii, Nov. 11-16,

2007(CD-ROM).

- [21] Sotillo, M.G., Aznar, R. and F. Valero : The 44-year Mediterranean HIPOCAS wind database : A useful tool to analyse offshore extreme wind events from a long-term regional perspective, Coastal Eng., doi:10.1016/j.coastaleng.2008.02.008. , 2008
- [22] Cieřlikiewicz, W., and B. Paplińska-Swerpel : A 44-year hindcast of wind wave fields over the Baltic Sea, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.017, 2008.
- [23] Ponce de León, S. and C. G. Soares : Sensitivity of wave model predictions to wind fields in the Western Mediterranean sea, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.023, 2008.
- [24] Musić, S. and S. Nickovic : 44-year wave hindcast for the Eastern Mediterranean, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.024, 2008.
- [25] Ratsimandresy, A.W., Sotillo, M.G., Carretero Albiach, J.C., Alvarez Fanjul, E. and H. Hajji : A 44-year high-resolution ocean and atmospheric hindcast for the Mediterranean Basin developed within the HIPOCAS Project, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.025, 2008.
- [26] Pilar, P., Guedes Soares, C. and J. C. Carretero : 44-year wave hindcast for the North East Atlantic European coast, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.027, 2008.
- [27] Cherneva, Z., Andreeva, N., Pilar P., Valchev, N., Petrova P. and C. Guedes Soares : Validation of the WAMC4 wave model for the Black Sea, Coastal Eng., doi : 10.1016/j.coastaleng.2008.02.028, 2008.
- [28] 畑田佳男・山口正隆・大福 学・高橋秀典 : 表面風再解析資料を用いた波浪の長期推算システムの適用性の向上, 海岸工学論文集, 第 52 卷, pp.141-145, 2005.
- [29] 塩野清治・弘海原 清・升本真二 : パソコンで不規則に分布するデータを格子点データに変換してコンターマップを作成する方法(1)ー加重一次補間法, 情報地質(10), pp.65-78, 1985.
- [30] Cardone, V. J. : Specification of the wind distribution in the marine boundary layer for wave forecasting, New York Univ., School of Eng. and Sci., Rept. GSL-TR69-1, 131p, 1969.
- [31] 運輸省第四港湾建設局・下関調査設計事務所・(財) 日本気象協会福岡本部 : 内湾海上風推算調査委託報告書, 226p., 1988.
- [32] 山口正隆・大福 学・日野幹雄・野中浩一・畑田佳男 : 内海・内湾における風候と確率風速の評価, 水工学論文集, 第 53 卷, pp. 1477-1482, 2009.
- [33] 山口正隆・畑田佳男・宇都宮好博 : 一地点を対象とした浅海波浪推算モデルとその適用性, 土木学会論文集, 第 381 号/II-7, pp.151-160, 1987.
- [34] 立花俊一・田川正賢・成田清正 : エクササイズ確率・統計, 共立出版, 214p., 1996.
- [35] 鈴木栄一 : 気象統計学 (第 5 版), 地人書館, 314p., 1975.
- [36] 徐 宗学・竹内邦良・石平 博 : 日本の平均気温・降水量時系列におけるジャンプ及びトレンドに関する研究, 水工学論文集, 第 46 卷, pp.122-126, 2002.
- [37] 田中 豊・垂水共之 : 統計解析ハンドブック ノンパラメトリック法, 共立出版, 164p., 1999.