

観測資料および推算資料に基づくわが国沿岸での 波浪の長期変動の解析

山口正隆* ・畑田佳男**・大福 学***
李 敏杰****・野中浩一*****

1. 緒 言

海岸・海洋構造物の設計は事象の生起過程の定常性を仮定する極値統計解析手法の適用から推定された 50~100 年確率波高を基礎資料として行われているので、波高の経年的増加は海岸・海洋構造物の安全性に重大な影響をもたらす可能性をもち、したがって、その特性の究明が急務となっている。これに関する従来の研究をみると、Carter ら (1988) および WASA Group (1998) は北東大西洋で波高が経年的増加傾向にあることを波浪観測資料や波浪推算資料の解析に基づいて報告している。一方、わが国では宇都宮ら (1997) は沿岸波浪観測資料や全球規模の波浪推算資料の解析に基づいて、わが国太平洋岸や太平洋中央部における波高の経年的増加傾向を指摘している。しかし、解析に用いられた観測資料の期間が不統一であることや、波高の傾向変動に対する統計的検定が行われていないことなどの解析上の問題がある。

そこで本研究では、わが国沿岸で取得された波浪観測資料の解析期間をほぼ同一としたうえで、統計的有意性を考慮した場合の波候の傾向変動を考察するとともに、20 年間の波浪推算資料に対する同様の解析に基づいて、長期波浪推算が波候の傾向変動を再現しうかどうかを検討する。

2. 波浪資料および解析方法

(1) 観 測 資 料

これは、図-1 に示すように、運輸省港湾局や気象庁によりわが国沿岸 41 地点で 9~20 年にわたりそれぞれ 2 時間あるいは 3 時間間隔で取得された有義波高資料である。観測資料に基づく波候の傾向変動解析では、ほぼ同一の期間でしかもできるだけ長い期間の資料を多くの地点で得るために、資料年数 K がほぼ 15 年、年別あるいは

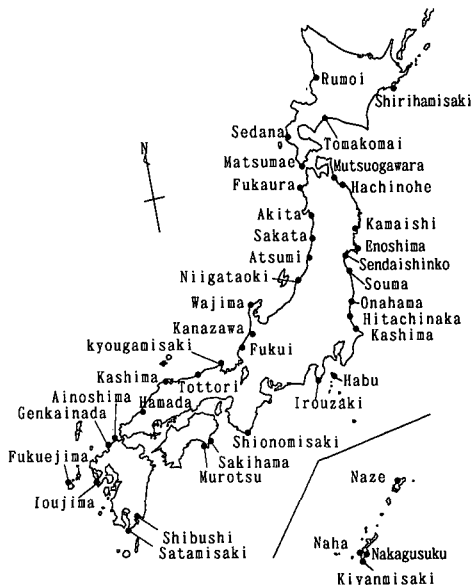


図-1 沿岸波浪観測地点の位置

季節別測得率 75% 以上の有効資料年数 K_e が資料年数の 75% 以上 (12~15 年) の資料を使用することを基本とし、比較のため資料年数がほぼ 20 年、有効資料年数が 16~20 年の資料も用いる。地点数は 15 年資料で太平洋岸・東シナ海沿岸の 16 と日本海沿岸の 13 の計 29、20 年資料で太平洋岸・東シナ海沿岸の 8 と日本海沿岸の 7 の計 15 である。また、波浪推算資料に基づく波候の傾向変動解析結果との比較では、資料年数によらず年別あるいは季節別測得率 75% 以上の観測資料を用いる。地点数は太平洋岸・東シナ海沿岸の 24 と日本海沿岸の 17 の計 41 である。

(2) 推 算 資 料

これは、European Centre for Medium-Range Weather Forecasts (ECMWF; ヨーロッパ中期気象予報センター) から提供を受けた 1979~1998 年の 20 年間にわたる 6 時間間隔の 10 m 高度表面風解析値資料 (ECMWF 風資料) を入力条件として、1 点浅海モデル (山口ら, 1987) により計算したわが国沿岸 41 地点における 1 時間ごとの波浪時系列資料 (畑田ら, 2000; 李, 2000) であ

* 正 会 員 工博 愛媛大学教授 工学部環境建設工学科

** 正 会 員 工修 愛媛大学助手 工学部環境建設工学科

*** 愛媛大学技官 工学部環境建設工学科

**** 正 会 員 工修 愛媛大学外国人客員研究員 工学部環境建設工学科

***** 学生会員 工修 愛媛大学大学院 理工学研究科

る。太平洋領域および日本海領域における波浪推算では、それぞれ格子間隔 $\Delta x = 5 \text{ km}$ で分割した大領域水深格子網に格子間隔 $\Delta x = 1 \text{ km}$ あるいは 0.5 km で分割した小領域水深格子網を組み込んだ高地形解像度 2 段階水深格子網を用い、1 時間ごとに線形補間した ECMWF 風資料を与える。波浪の推算精度は観測資料による時系列や月・季節・年別波候統計量に対する比較(李, 2000)から確認されており、特別波高資料に対する相関係数は太平洋岸・東シナ海沿岸でほぼ 0.8 以上、日本海沿岸でほぼ 0.85 以上である。

(3) 傾向変動の解析方法

年別・季節別の平均波高および波高 2 m 以上の高波出現率の時系列資料に、年数を独立変数とする 1 次式を最小 2 乗法であてはめ、得られた勾配値 a が 0 という仮説の検定(両側検定では有意水準 10%, 片側検定では 5%)を t 分布の理論に基づいて行い、傾向変動の有無を統計的に判別する。ここでは、有意水準 α で勾配値 0 という仮説が成立する場合に $L=1$ 、棄却される場合に $L=0$ とする傾向変動判別指標を用いる。また、鈴木 (1957) によるトレンド示数 I_T も併せて使用する。時系列は、トレンド示数が $I_T > 1 \sim 2$ なら増加傾向、 $I_T < -1 \sim -2$ なら減少傾向と判定する。トレンド示数は連続した離散値資料を前提としているので、欠測を伴う波浪時系列資料に対して有意な結果を与えるかどうか明らかでないが、ここでは欠測部分を削除した連続離散値資料としてトレンド示数を計算する。この場合のトレンド示数の絶対値は過大に評価されると推定される。したがって、欠測を伴う時系列資料に対しては、トレンド示数を用いた傾向変動判別結果の検定力は t 分布の理論に基づくものに比べて若干弱いと考えられる。

3. 太平洋岸・東シナ海沿岸における波候の傾向変動

図-2 は資料年数 K がほぼ 15 年 (1984~1998 年) の太平洋岸・東シナ海沿岸 16 地点における年平均波高 ($\bar{H}$) 資料に対する傾向変動の解析結果を示し、資料年数 20 年 (1979~1998 年) に対する結果も与えられる。図は上から有意水準 10% での傾向変動判別指標 ($L(\bar{H})=0$: 傾向変動あり, $L(\bar{H})=1$: なし), 資料年数 15 年と 20 年に対する有効資料年数 K , 勾配値 $a(\bar{H})$,トレンド示数 $I_T(\bar{H})$ を表す。15 年資料によると、勾配値が正または負をとる地点数は相半ばすることから、対象領域全域で年平均波高が増加あるいは減少傾向にあるとはいえない。年平均波高の最大増加率は 0.60 cm/year (喜屋武岬), 最大減少率は 0.74 cm/year (佐多岬) である。統計的に有意な増加傾向は石廊崎, 減少傾向は佐多岬および福江島で見出されるにすぎない。20 年資料によると、統計的に有意な

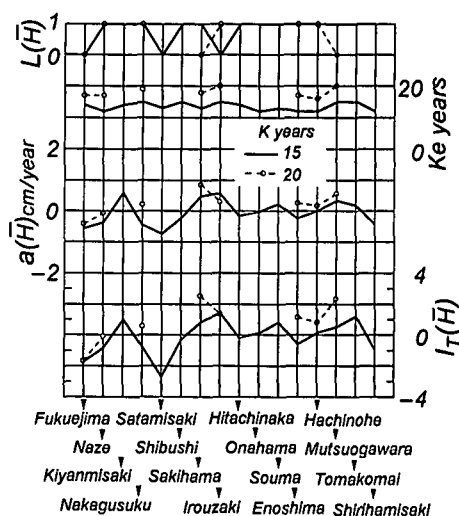


図-2 観測資料に基づく年平均波高の傾向変動解析結果(太平洋岸・東シナ海沿岸)

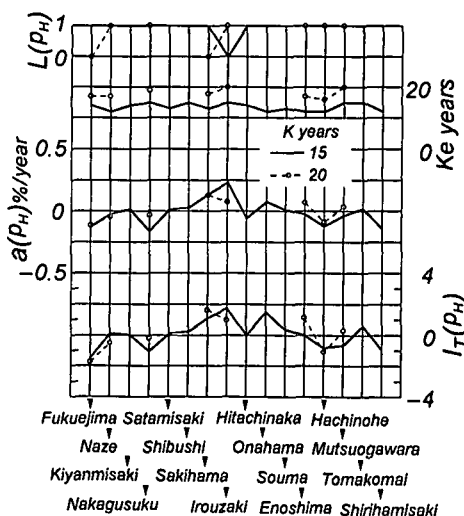


図-3 観測資料に基づく年高波出現率の傾向変動解析結果(太平洋岸・東シナ海沿岸)

増加傾向が新たに佐喜浜およびむつ小川原で見出されるが、逆に石廊崎では消失する。結局、20 年間にわたり一貫して傾向変動が認められるのは、減少傾向を示す福江島の 1 地点のみである。以上に述べた傾向変動判別指標 $L(\bar{H})$ と勾配値 $a(\bar{H})$ の符号による増加・減少傾向の判別結果は、限界領域を $|I_T(\bar{H})| > 1.5$ とするトレンド示数 $I_T(\bar{H})$ に基づく結果とほぼ一致する。これは他のケースについても同様である。

図-3 は高波出現率 (p_H) 資料に対する傾向変動の解析結果を示す。高波出現率に対して有意な傾向変動が認められる地点は 15 年資料では石廊崎(増加傾向)の 1 地点、

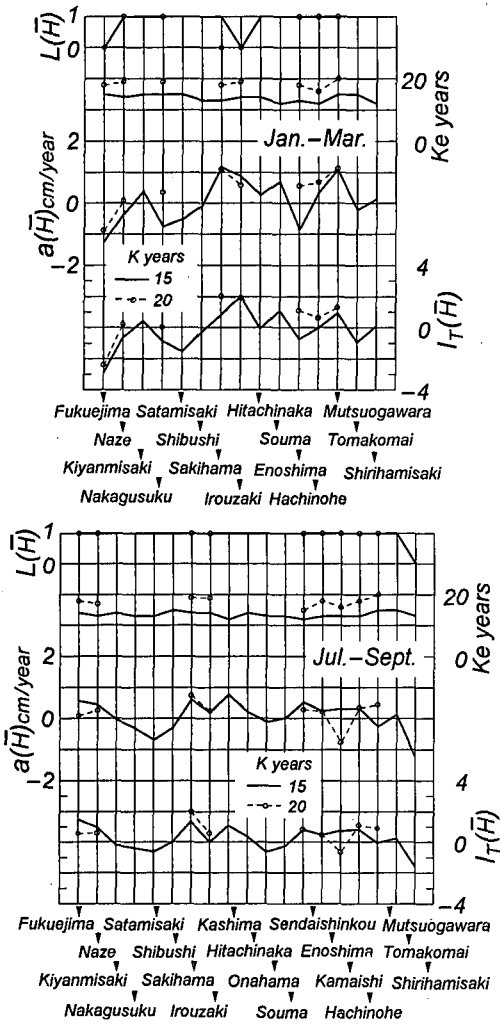


図-4 観測資料に基づく季節別平均波高の傾向変動解析結果 (太平洋岸・東シナ海沿岸)

20 年資料では佐喜浜 (増加傾向) および福江島 (減少傾向) の 2 地点にすぎず、20 年資料では石廊崎における傾向変動は統計的有意性を失う。これらの結果は年平均波高資料に対する傾向変動の判別結果と符合するが、年平均波高資料に対して 20 年資料で認められたむつ小川原における傾向変動は高波出現率資料に対しては有意とみなされない。

図-4 は冬季および夏季における季節別平均波高資料に対する解析結果であり、解析の都合上冬季を 1～3 月、夏季を 7～9 月とする。冬季の 15 年資料では、福江島で統計的に有意な減少傾向、石廊崎で増加傾向、20 年資料で新たに佐喜浜で増加傾向が認められるが、夏季の 15 年資料では尻羽岬で減少傾向が見出されるにすぎず、20 年資料では全地点で有意な傾向変動が検出されない。同様の特性は冬季および夏季における高波出現率資料に対し

ても見出される。つまり、季節別波候統計量に統計的に有意な傾向変動が認められる地点は少数であり、年別波候統計量に傾向変動が認められる地点とほぼ符合する。

以上のように、太平洋岸・東シナ海沿岸全域でみれば、統計的に有意な波候の経年的な増加・減少傾向は局所的であり、領域全体に及ぶものでないといえる。

図-5 は太平洋岸・東シナ海沿岸 24 地点における年別測得率 75% 以上の観測資料とこれに対応する推算資料より得られた年平均波高資料に対する傾向変動の解析結果を示す。資料年数は 1979 年以降の観測年数であり、地点ごとにかなり異なる。推算資料は勾配値 $a(\bar{H})$ に関して比較的観測資料に近い値を与えるが、正負の符号を含めれば、若干のへだたりもみられる。推算資料および観測資料に基づく傾向変動判別指標 $L(\bar{H})$ は 9 地点で異なり、15 地点で一致する。すなわち、両資料で有意な傾向変動が認められるのは那覇の 1 地点、傾向変動が認めら

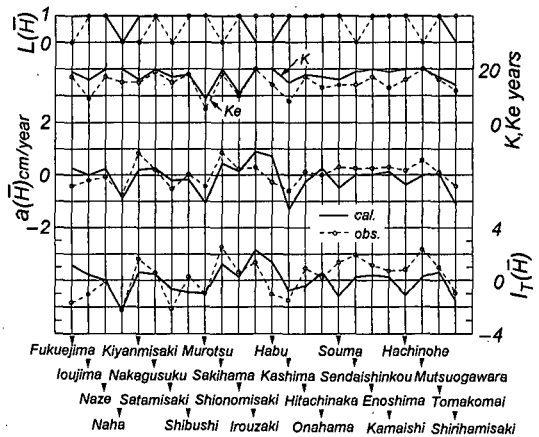


図-5 年平均波高の傾向変動の比較 (太平洋岸・東シナ海沿岸)

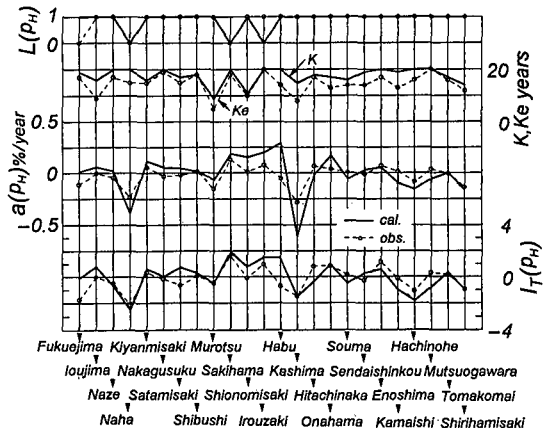


図-6 年高波出現率の傾向変動の比較 (太平洋岸・東シナ海沿岸)

れない地点数は14である。一方、高波出現率の場合、図-6に示すように、傾向変動判別指標が符合しない地点数はわずか2であり、推算資料と観測資料の傾向変動に対する判別結果はかなりよく一致する。以上の結果はトレンド示数に基づく判別結果によってもほぼ支持される。

4. 日本海沿岸における波候の傾向変動

図-7は日本海沿岸13地点における年平均波高資料に対する傾向変動の解析結果を示したものである。年平均波高の最大増加率は瀬棚における1.11 cm/year (15年資料)、最大減少率は浜田における0.53 cm/yearをとるが、他の地点における変化率の絶対値は0.35 cm/year以下であって、太平洋岸・東シナ海沿岸に比べて相対的に小さい。また、統計的に有意な年平均波高の傾向変動は、瀬棚の増加傾向を除いて、資料年数によらず認められない。

図-8は高波出現率に対する傾向変動の解析結果を示す。高波出現率の年変化率は負値をとる地点が多く、高波出現率はむしろ減少傾向をもつ。しかし、統計的に有意な高波出現率の増加傾向は瀬棚で、減少傾向は浜田で見出されるにすぎず、他の地点では有意な傾向変動は資料年数によらず認められない。日本海沿岸における勾配値 $a(\bar{H})$ と $a(p_H)$ は沿岸方向変化について類似するものの、 $a(\bar{H})$ と $a(p_H)$ の符号は $a(\bar{H})$ の値が小さい地点では一致せず、 $a(p_H)$ は負値をとる傾向を示す。一方、太平洋岸・東シナ海沿岸における年平均波高の勾配値 $a(\bar{H})$ と高波出現率の勾配値 $a(p_H)$ は正負の符合を含めて類似した沿岸方向変化を与える。

図-9は冬季(1~3月)および夏季(7~9月)の季節別平均波高資料に対する傾向変動の解析結果を示す。これによると、冬季および秋季(10~12月)には勾配値

$a(\bar{H})$ は負値をとる地点が多く、夏季および春季(4~6月)にはほぼ全地点で正値をとるという季節による傾向変動の相違がみられる。こうした特徴は高波出現率の勾

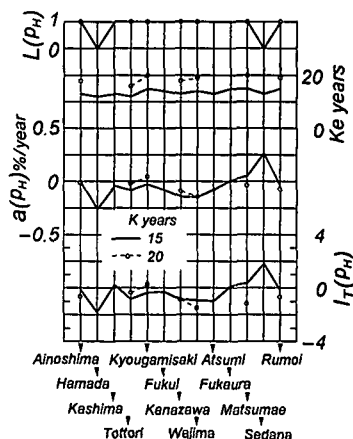


図-8 観測資料に基づく年高波出現率の傾向変動解析結果 (日本海沿岸)

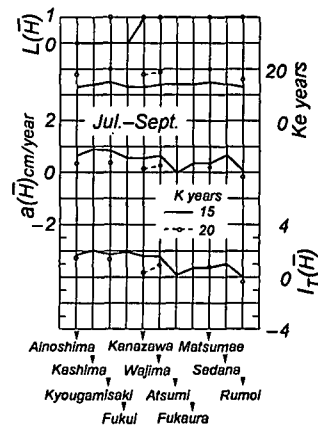
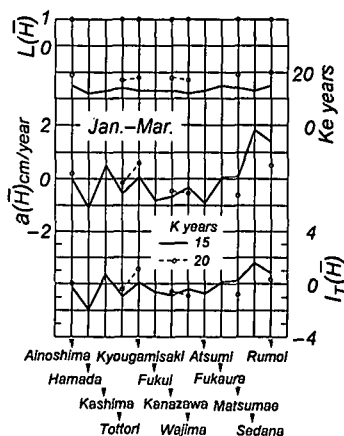


図-9 観測資料に基づく季節別平均波高の傾向変動解析結果 (日本海沿岸)

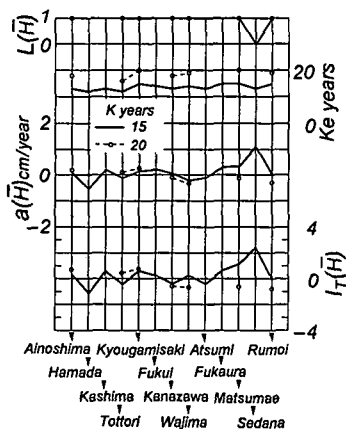


図-7 観測資料に基づく年平均波高の傾向変動解析結果 (日本海沿岸)

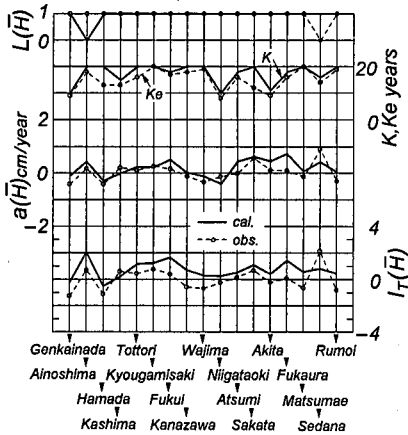


図-10 年平均波高の傾向変動の比較 (日本海沿岸)

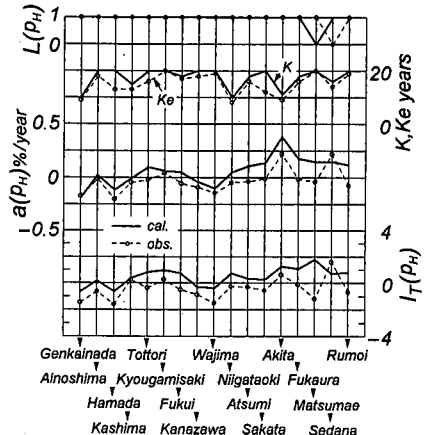


図-11 年高波出現率の傾向変動の比較 (日本海沿岸)

配値 $a(p_H)$ についても同様である。つまり、日本海沿岸全体では、静穏期である4～9月の波高が増加傾向に、荒天期である10～12月と1～3月の波高が減少傾向にあるが、年間を通じては波高の傾向変動は有意でない。一方、太平洋岸・東シナ海沿岸では勾配値 $a(\bar{H})$ や $a(p_H)$ の沿岸方向変化が季節によって異なるという挙動は見出されない。これは日本海沿岸と太平洋岸・東シナ海沿岸の波候特性の相違を反映すると考えられる。

図-10は年別測得率75%以上の観測資料とこれに対応する推算資料より得られた年平均波高資料に対する傾向変動の解析結果を日本海沿岸17地点について示したものである。観測資料では瀬棚、推算資料では藍島において統計的に有意な増加傾向が見出される点を除けば、推算資料に基づく傾向変動判別指標は観測資料に基づくものと一致する。推算資料と観測資料に基づく勾配値 $a(\bar{H})$ も正負の符号を含めて相互に比較的良好に符合する。

図-11は観測資料および推算資料より得られた高波出現率資料に対する傾向変動の解析結果である。この場合も瀬棚と松前を除いて、両資料に基づく傾向変動判別指標 $L(p_H)$ は一致するが、勾配値 $a(p_H)$ やトレンド示数 $I_T(p_H)$ でみれば、推算資料が観測資料よりやや大きい値を与える。同様に、冬季(1～3月)および秋季(10～12月)の勾配値 $a(\bar{H})$ や $a(p_H)$ およびトレンド示数 $I_T(\bar{H})$ や $I_T(p_H)$ に対して、推算資料は観測資料よりやや大きい値を与えるが、両資料に基づく傾向変動判別結果はそれぞれ数地点を除いて一致する。

5. 結 語

以上の検討の結果、過去15～20年間の日本沿岸における波候の統計的に有意な経年的増加・減少傾向は太平洋岸・東シナ海沿岸の一部の地点で局所的に認められるにすぎず、一般的に波候の傾向変動はほとんどみられないこと、および長期波浪推算は観測資料に見出される波候の傾向変動を比較的良好に再現することが示された。しかし、波候の傾向変動は波候統計量の1次微分量として解析されることから、より適正な評価のためには観測資料および推算資料の両者について資料期間の延長が、また波浪推算資料では推算精度の一層の向上が必要である。

参 考 文 献

- 宇都宮好博・岡田弘三・鈴木 靖 (1997): 波候の変動特性に関する研究, 海岸工学論文集, 第44巻, pp. 1246-1250.
- 鈴木米一 (1957): 気象統計学 (第5版), 地人書館, 314 p.
- 畑田佳男・山口正隆・大福 学・李 敏杰・野中浩一 (2000): 波浪の長期推算に基づく波候と波高極値の推定システム, 自然災害科学 J. JSNDS, 19-1, pp. 69-85.
- 山口正隆・畑田佳男・宇都宮好博 (1987): 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.
- 李 敏杰 (2000): 波浪の長期推算システムの日本沿岸における適用性に関する研究, 愛媛大学大学院理工学研究科博士前期課程土木海洋工学専攻修士論文, 46 p.
- Carter, D. J. T. and L. Draper (1988): Has the northeast Atlantic become rougher?, Nature, Vol. 332, pp. 494.
- The WASA Group (1998): Changing waves and storms in the Northeast Atlantic?, Bull. American Meteorol. Soc., Vol. 79, No. 5, pp. 741-760.