全国沿岸の副振動の出現特性の 違いに関する詳細検討

仲井 圭二¹・橋本 典明²・額田 恭史³

¹正会員 株式会社エコー 海象解析部長 (〒110-0014 東京都台東区北上野 2-6-4 上野竹内ビル)
E-mail: nakai@ecoh.co.jp

²フェロー会員 九州大学大学院教授 工学研究院 附属アジア防災研究センター
(〒819-0395 福岡市西区元岡 744)
E-mail: hashimoto-n@civil.kyushu-u.ac.jp

³株式会社エコー 海象解析部 (〒110-0014 東京都台東区北上野 2-6-4 上野竹内ビル)
E-mail: nukada@ecoh.co.jp

前報では、全国沿岸の副振動は、北海道や沖縄、内海の一部の地点を除いて、共通の季節変動を示すことを明らかにした。しかし、年変動についてはそれほど単純ではなく、近傍の2地点でも、経年変化傾向に大きな違いがある場合がある。本研究では、個々の副振動の出現特性を示す確率密度関数と、季節変動に関する地点間相関に基づく類似度を導入することにより、全地点を3種類に分類した。それにより、季節変動の類似性は確率密度関数の形(最大値)と非常に関係していることが分かった。また、年毎の変動が大きな地点は、近傍の地点同士であっても、経年変化傾向が他地点と一致しないことも明らかになった。本研究では副振動の出現回数を、累年の平均値以上のものの回数としたが、地点によっては平均値が安定した代表値とはならないことが示唆された。

Key words : seiche, correlation coefficient, seasonal variation, secular variation, probability density function

1. はじめに

全国沿岸の副振動の季節変動と経年変動の特性を前報¹⁾で報告した。多くの地点は共通の季節変動をするが、北海道や沖縄、内海の一部の地点で他の地点とは異なる季節変動を示す地点がある。また、距離が非常に近い2地点でも、経年変化傾向に大きな違いがある場合がある。これらの差の原因について検討し、全国の副振動の特性についてさらに詳細な知見を得る目的で、本研究を実施した。

図-1 気象庁の検潮所 (2010年時点)

2. 解析対象データ

前報¹⁾と同様、気象庁の検潮所における副振動資料のうち、1998~2010年(13年間)の資料が揃っている65地点(図-1)のものを用了。この副振動資料には、両振幅が5cm以上の副振動の振幅、周期、出現時刻が収録されていて、データ数は日によって異なる。この資料から、振幅の日最大値を抽出し、以後の解析に用いた。

3. 確率密度関数の導入

前報¹⁾では、毎日の副振動の振幅の累年平均値を算出し、その値よりも大きい副振動を「顕著な副振動」と考え、統計を取った。13年間のデータを用いた出現頻度の季節変化は、全国でほぼ共通であることが分かった(図-2)。

図-2 副振動の月別出現頻度の例
(1998～2010 年)

図-3 副振動の相対振幅の確率密度分布の例
(1998～2010 年)

本研究では、副振動の分布を平均値で代表させるだけではなく、個々の振幅の出現分布を詳細に調べることを目的として、振幅の確率密度分布を調べた。各地点の振幅の違いによる影響を除去するために、振幅を平均値で割った相対振幅を用いて解析した例を図-3 に示す。

縦軸は、出現頻度を横軸の区間幅（この場合は 0.2）で割ったもので、確率密度である。図-3 の 2 地点の確率密度分布の比較は、様々な指標で行うことができる。多くの地点が共通の確率密度関数を持つと仮定すると、全地点の確率密度分布の平均値からのずれの面積等も考えられるが、最も単純で扱い易い指標として、ここでは確率密度の最大値に注目した。確率密度の最大値は、横軸の区間幅に依存し、区間幅が小さいほど大きくなると予想し、2 通りの区間幅について、全地点の最大値同士を比較した。結果を図-4 に示す。

区間幅が小さい方が、最大値は大きいことが分かる。そこで、以後、区間幅が 0.2 という条件で解析を行う。

確率密度の最大値と平均振幅との関係を図-5 に示す。両者には明確な負の相関があり、平均振幅が小さくなる

図-4 区間幅を変更した場合の確率密度の最大値の比較
(x: 確率密度の最大値 (区間幅 0.2), y: 同 (区間幅 0.1))

と、確率密度の最大値は増加し、特に 10cm 以下では急増する。逆に平均振幅が大きい場合、確率密度の最大値は 1 に漸近する。データの大部分の最大値は 1～2 の範囲である。

気象庁から提供された副振動のデータには、振幅が 5cm 以上のものだけが収録されているため、平均振幅が

図-5 平均振幅と確率密度の最大値との関係 (区間幅0.2)
(x: 平均振幅, y: 確率密度の最大値)

小さい場合、欠損しているデータの割合が多くなり、実際の確率密度とは異なる分布になっていると考えられる。平均振幅が10cm以下で確率密度の最大値が急増するのは、そのことが原因であると考えられる。そのため、確率密度の最大値が2程度以上(図中に示した回帰式に従うと、平均振幅が7.7cm程度以下)の地点のデータの扱いには注意を要する。

4. 出現頻度の季節変化

65地点の月別の副振動の出現頻度を算出し、その地点間相関を算出した。各地点において、他の64地点との相関係数の平均値を、他地点との類似度、確率密度の最大値を分布の尖鋭度とした。類似度と尖鋭度の関係を図-6に示す。

ここで、データを、A～Cの3群に分類した。即ち、他地点との類似度が高く、尖鋭度が2程度以下のA群、他地点との類似度は比較的高いがA群ほどではなく、尖鋭度が2以上のB群、他地点との類似度は余り高くなく、尖鋭度が2程度以下のC群である。データの大部はA群に属する。

B群には洲本、宇野、三角、高松等内海の地点が属し、

図-6 類似度と分布のとの関係

尖鋭度が大きいほど、類似度が低下する。C群には北海道の全地点と、那覇以外の沖縄の地点(石垣、与那国)、松山、淡輪、下北、大浦、舞阪が含まれる。

A～C群それぞれの確率密度関数の平均値を算出した。結果を図-7に示す。

A群が大半を占めるため、A群と全地点平均とはほぼ同じ形で、いずれも0.6～0.8にピークを持ち、その値は1.4程度である。0.8～1.0もピークとほぼ同程度の値である。それに対して、C群では0.6～0.8に明確なピークを持ち、ピークの鋭さがA群よりも顕著であるが、裾野の分布はA群とほぼ同様である。B群はA、C群とは非常に異なる分布を示し、0.8～1.0に非常に鋭いピークを持つ。前報では「北海道、沖縄の一部、内海の一部(舞阪、淡輪、洲本、宇野、松山、大浦、三角)は他の地点と相関が悪い」と定性的な記述を行ったが、本研究では、確率密度と類似度(相関係数の平均値)を導入することによって散布図を作成した上で、B群、C群の地点がほぼこれらの地点に相当し、それぞれの群で異なった確率密度分布を持つこと、大部分の地点はA群に属し、全平均とほぼ同じ確率密度分布であることを明らかにした。

類似度は、他の1地点との類似度である相関係数を64地点分平均したものであり、ある地点が他地点とどの程度似ているかを表現する指標と考えた。上記の通り、全地点を3つの群に分類することができたので、各地点が他の地点と同質かそうでないかを示す指標として用いることができると考えられる。

5. 出現頻度の経年変化

経年変化に関しては季節変化と異なり、距離が近いけれども変化傾向が似ていない地点があることを前報¹⁾で報告した。例えば、千葉県銚子漁港と布良は近傍地点であるが、毎年の副振動の出現の様子は非常に異なる(図

図-7 A～C群の平均確率密度分布

図-8 副振動の出現回数の経年変化（銚子漁港，布良）

図-9 副振動の出現回数の経年変化（串本，白浜，鮎川）

-8). また、和歌山県の串本と白浜も隣接しているが、経年変化は非常に異なる。白浜は、むしろ遠く離れた宮城県の鮎川の経年変化に近い変化をしている（図-9）。

図-8、図-9の経年変化をみて、他地点との相関が低い地点は、毎年の変動が大きいのではないかと考えた。それを確認するために、銚子と布良における毎年の副振動の出現回数の季節変化を調べた。結果を図-10に示す。

布良と比べて銚子では年毎の変動が大きいことが分かる。この特性を客観的に表現するために、毎年の副振動の出現回数について、年変動係数 VI（年毎の変動幅／累年平均値）を以下の式で定義して、各地点の年変動の大きさを(1)式で評価した。

$$VI = \sqrt{\sum_{i=1}^{12} i \text{月の回数の分散} / \sum_{i=1}^{12} i \text{月の平均回数}} \quad (1)$$

布良の VI は 0.091 であるが、銚子漁港の VI は 0.163

で、銚子漁港の方が年変動が大きいことが数値的にも確認できた。

下北から和歌山にかけての太平洋側の地点について、隣接地点同士の年間の副振動の発生回数の相関（ある地点と両隣の相関係数の平均値。例えば、八戸と宮古の相関係数と、宮古と大船渡の相関係数の平均値を宮古の値とする）と VI との関係を図-11に示す。

図中に、年変動係数のピーク（年変動係数が周辺よりも大きい地点）を赤い●で示したが、この地点では、隣接地点との相関が悪くなっている。布良は年変動係数が大きくないが、両隣の銚子漁港と東京の両方の年変動係数が大きいため、相関が悪くなっている。

赤い●を付した地点のうち、石廊崎では隣接地点との相関が悪くはない。石廊崎の毎年の副振動の出現回数の季節変化を図-12に示す。

2010年のみ、他の年との差が大きい。即ち、1～2月は他の年よりも圧倒的に出現回数が多く、5～12月は累年

図-10 銚子漁港と布良における副振動の出現回数の毎年の季節変化 (色分けは13年間の各年を示す)

図-12 石廊崎における副振動の出現回数の毎年の季節変化 (黒線は、2010年以外の12年間の各年を示す)

図-11 副振動の出現回数の経年変化についての隣接地点との相関係数と年変動係数との関係 (●は、年変動係数が周辺より大きい地点を示す)

のほぼ最低の回数である。2010年のデータを除いて年変動係数を算出すると0.143が0.121となり(図-11中の水色の●), 年変動係数が周辺よりも大きい地点とはなくなる。石廊崎で何故2010年のみ他の年と異なる季節変化がみられたのかは明らかではないが、2010年は特殊な年であったことが推察される。

隣接地点を解析対象にしたが、地点間距離は様々である。ここでは、ある地点の年変動係数が大きいと、その地点と他の地点との相関が悪いということが本質であり、隣接していることは必ずしも本質的ではない。

6. 考察

年変動の大きい地点と小さい地点の違いの原因を探るために、各地点の確率密度分布から求めた平均振幅以上の副振動の割合と年変動係数との関係を調べた。結果を図-13に示す。

年変動係数が周辺より大きい地点における、平均値以上の副振動の割合は、銚子漁港以外、周辺より小さくなっている。逆に年変動係数が周辺より小さい地点は、平均値以上の割合が、周辺より大きい傾向にある。

年変動係数と平均値以上の副振動の割合とを散布図で表現すると、両者には明確な負の相関があることが分かる(図-14)。これらのことから、年毎に変動が大きい地点は、平均値以上の副振動の割合が小さいため、他地点と比べて、全体の中で相対的に上位の値を代表値として用いていることが分かる。

年最大波高や年最大風速等の極値は、年平均波高や年平均風速と比べて年毎の変動が大きいことが多いが、年変動係数が大きい地点では、平均値が相対的に上位の値に相当していることと関係がある可能性がある。このため、平均値は、地点によっては安定した代表値とはなら

図-13 年変動係数と平均値以上の副振動の割合との関係
(●は、年変動係数が周辺より大きい地点を示す)

図-14 年変動係数と平均値以上の副振動の割合との関係

ない可能性が示唆された。

- ① 他地点との類似度（相関係数の平均値）と分布の尖鋭度（確率密度の最大値）を用いて、全地点を3種類に分類することにより、季節変動特性は確率密度関数の形と非常に関係していることが分かった。
- ② 副振動の経年変動が大きい地点と他地点の経年変化の相関は、近傍地点同士であっても低くなる。

謝辞：本研究を行うに当たり、副振動に関する資料を気象庁から提供して頂いた。また、本研究の一部は、科学研究費補助金（課題番号：17H03315）の助成を受けたものである。ここに感謝する次第である。

参考文献

- 1) 仲井圭二, 橋本典明, 額田恭史：全国沿岸における副振動の広域的出現特性, 土木学会論文集B3(海洋開発), Vol.72, No.2, pp.318-323, 2016.

7. 主要な結論

主要な結論を以下に示す。

(2017.2.2 受付)

DETAILED STUDY ON CHARACTERISTICS OF SEICHES OBSERVED AROUND JAPAN

Keiji NAKAI, Noriaki HASHIMOTO and Kyoshi NUKADA

Fundamental characteristics of seiches observed around Japan became clear in the previous paper. Seasonal variations of frequencies of seiches at most stations in the whole country are very similar except some stations situated in Hokkaido, Okinawa and inland sea areas. On the other hand, secular variations vary according to stations. Characteristics of two neighboring stations do not necessarily resemble. On the contrary, those of two remote stations are sometimes similar.

In this paper, all stations are classified into three groups using the probability density function of frequencies of seiches and the similarity coefficient of seasonal variations. The similarity of the seasonal variations has close relation to the shape (the maximum value) of the probability density function.

As for stations whose annual changes are much larger than neighboring ones, the tendencies of secular variations do not show good agreements with those of other stations.

It is suggested that the mean magnitude of seiches for many years is not necessarily a stable index for some stations.