

兵庫県播磨灘海域における水温の統計学的評価方法の検討

高倉良太¹⁾・宮原一隆¹⁾・原田和弘¹⁾

¹⁾兵庫県立農林水産技術総合センター水産技術センター

調査船による月例定期海洋観測では、年による観測日の違いにより、その水温データには経年変動だけではなく季節性が包含される。本研究では、浅海定線調査で得られた播磨灘の表層水温の観測値に周期関数をあてはめることで、調査日の差を補間することを目的とした平年偏差の標準化を試みた。観測値と平年値との差を階級化し、従来の方法による評価と比較したところ、全 108 回中 23 回の評価に差異が生じたが、両手法とも概ね正確であることが示された。しかし、本方法により観測日のずれによる影響を小さくできることから、観測値をより正確に評価することが可能であると考えられる。また、周期関数をあてはめることにより観測値の補正が可能となり、今後の調査において観測日の制約を緩和できる可能性も示唆された。

キーワード: 海洋観測, 周期関数, 水温, 標準化した平年偏差

緒 言

漁海況予報事業は、漁業資源の合理的利用と操業の効率化を図り、漁業経営の安定に資することを目的に、昭和 38 年に国の水産研究所および都道府県水産試験場の緊密な連携のもとに開始された。漁海況予報事業の一部である浅海定線調査は、瀬戸内海において昭和 47 年から開始され、それ以降月 1 回の頻度で水温、塩分等の海洋観測結果が蓄積されている。

近年、兵庫県の瀬戸内海側では養殖ノリの色落ちや漁船漁業生産量の低下など、水産業の振興や水産資源の持続的な利用を図る上で大きな問題が生じており、漁場環境およびその変動に伴う漁業生産への影響を継続的に把握するため、定点観測の重要性が改めて認識されている(原田, 2015)。特に水温は、水生生物の分布、移動、成長、再生産および漁場形成等に密接に関わっているため、漁業生産に直結する重要な観測項目である。そのため、長期的な水温の変動傾向をより正確に捉え、情報提供することは水産業の振興上大変重要であり、正確な観測と適切なデータ解析、評価が求められる。

現在、兵庫県立農林水産技術総合センター水産技術センター(以後、水産技術センターとする)では、播磨灘で実施している浅海定線調査の観測結果(水温、栄養塩濃度等)を「漁場環境情報」としてとりまとめ、ホームページ上で公表している。この情報で

は、長沼(1981)に基づき、過去 30 年間の観測値から平均値(=平年値)および標本標準偏差を算出し、それらの値と観測値を用いて標準化することで、平年値との違いを評価している(例えば、2011-2020 年の観測値を評価する場合は、1981-2010 年の 30 年間の観測値から算出した平年値と標本標準偏差を用いている)。本方法の問題点として、毎年各月の観測日が必ずしも一定とはならず、平年値が正確に表現されていない可能性が挙げられる。浅海定線調査は、原則として毎月上旬の 2 日間で実施することとしているが、休日や悪天候に伴う順延等により、前後 10 日程度のばらつきが生じているのが現状である。水温は気温や日射の影響を強く受け、その他の観測項目と比較して明瞭な季節変化を示すため、観測日がずれるとその数値には経年変動だけでなく、季節の進行による変化も包含される。そのため、例えば 4 月 1 日と 4 月 10 日の水温を同一母集団からの抽出値として捉え、その年の 4 月の代表値として採用すること、またこれらを用いて平年値を算出することには問題がある。

地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所ではその解決策として、観測値に対して周期関数を当てはめることで平年値および平年偏差を求め、観測間隔が同一でない定期観測の結果を補正した上で長期的な水温変動の評価に用いている(秋山・中嶋, 2018)。本研究では、本県播磨灘海域で

観測された表層水温について、大阪府と同様に周期関数をあてはめる方法(以後、秋山・中嶋の方法とする)を用いることによって、本県の従来の評価方法(以後、長沼の方法とする)とどの程度の差が生じるのかを比較し、本評価方法の導入について検討した。

材料および方法

1 解析対象観測地点と観測データ

水産技術センターが毎月上旬に実施している浅海定線調査の19定点のうち、沿岸部の4定点を除く15定点(Fig. 1)の表層水温データを対象とした。なお、水温の観測には、1994年3月以前は鶴見精機製ST-2(サーミスタ方式)、1994年4月から2002年10月はアレック電子製AST-1000M、2002年11月から2011年2月はアレック電子製クロロテックACL220-PDK、2011年3月以降はJFEアドバンテック製RINKO-Profiler(ASTD102)を用いた。

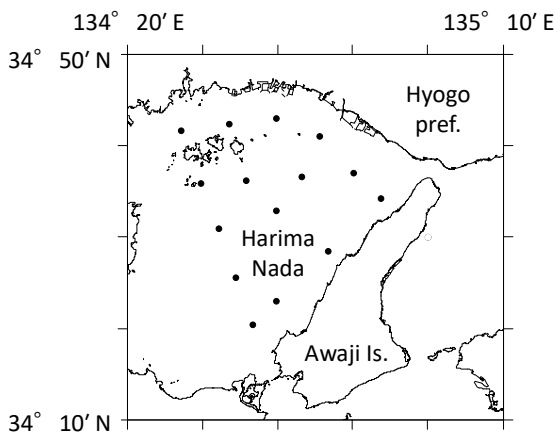


Fig. 1 Sampling locations in Harima Nada, eastern Seto Inland Sea, Japan. Each solid circle represents a sampling station ($n=15$)

2 統計学的解析と評価

(1)データセット 水温は、観測年月毎に15定点分を算術平均し、代表値(T)とした。1981年1月から2019年12月までの期間のうち、1981年1月から2010年12月までを平年値(M)算出期間、2011年1月から2019年12月までを評価比較期間とし、それぞれ毎月毎に最大値、最小値、平均値、標本標準偏差を算出した。さらに、平年値算出期間(1981–2010年)については、Shapiro–Wilk 検定により月別に代表値の正規性を検定した。なお、本県の浅海定線

調査は各月2日間に渡って実施されるが、従来から観測日時については考慮せず、単純に15定点の観測値を算術平均し、当該月の代表値としている。

観測日のばらつきは、2日間の調査のうち観測定点数(15定点の内数)が上回った日を観測日、毎月1日を基準日とし、観測日と基準日の差(日数)によって表した。例えば、ある月の4日が観測日であった場合は、基準日である1日との差は3(日)、前月31日が観測日であった場合は、基準日との差は-1(日)となる。各観測日と基準日との差について、1981年1月から2010年12月までの期間、および2011年1月から2019年12月までの期間において、それぞれ毎月毎に最大値、最小値、平均値および標本標準偏差を算出した。

(2)解析方法と評価

1)長沼の方法 本方法は、長沼(1981)に基づき、従来から浅海定線調査の観測値を評価してきた方法である。1981年1月から2010年12月までの期間の代表値(T)から、月別の平年値(M)および標本標準偏差(σ)を算出し、2011年1月から2019年12月までの期間の代表値(T)について、式(1)により標準化した平年偏差 δ (以後、標準化 δ とする)を求めた。

$$\delta = \frac{T - M}{\sigma} \quad (1)$$

2)秋山・中嶋の方法 上記と同じデータセットから、秋山・中嶋(2018)に準じ、代表値(T)に対する平年値モデル $N(x)$ 、および平年偏差の平方に対するモデル $E(x)$ を有限フーリエ級数による周期回帰モデルで表した(式(2)、(3))。式(2)、(3)は、各周期 k の余弦関数の和であることを示し、 k は1年周期から $1/m$ 年周期をとる。ここで、 a_0 、 a_k 、 b_k 、 c_0 、 c_k 、 d_k は定数である。式(2)、(3)において m を1から20の間で変化させ、それぞれ赤池情報量規準(AIC, Akaike, 1973)が最小となるモデルを採用した。

また、式(4)により標本標準偏差の代用値を $S(x)$ として表し、式(5)により代表値と平年水温との差の評価指標を $D(x)$ (以後、標準化相当値とする)として表した。

本研究では秋山・中嶋(2018)に準じ、1981年1月1日を基準日0日目($x=0$)、2010年12月31日を10,956日目($x=10,956$)とした。また、 n はデータ

の個数, df は $E_{(x)}$ の残差自由度 ($n - 2m - 1$)を示す.

(2)

$$N_{(x)} = a_0 + \sum_{k=1}^m \left\{ a_k \cos \frac{2\pi k}{365.2425} (x - b_k) \right\}$$

(3)

$$E_{(x)} = c_0 + \sum_{k=1}^m \left\{ c_k \cos \frac{2\pi k}{365.2425} (x - d_k) \right\}$$

(4)

$$S_{(x)} = \sqrt{E_{(x)}} \times \sqrt{\frac{n}{df}}$$

(5)

$$D_{(x)} = \frac{T_{(x)} - N_{(x)}}{S_{(x)}}$$

統計解析には統計フリーソフト R (R Core Team 2019)を使用し, モデル関数およびその他の計算式等は独自に改変することなく, 秋山・中嶋 (2018)に準じた.

3)評価の比較 長沼の方法により算出された標準化 δ と, 秋山・中嶋の方法によって算出された標準化相当値 $D_{(x)}$ を用いて, 2011年1月から2019年12月までの9年間(計108回分)の観測値を評価し, 両方法による評価結果の違いを比較した. 評価は, 長沼 (1981)に基づき, はなはだ高い(+++), かなり高い(++), やや高い(+), 平年並み(\pm), やや低い(-), かなり低い(--), はなはだ低い(---)の7段階に分けて行った (Table 1).

Table 1 Classification by normalized deviation of water temperature (δ)

Class	Range of normalized deviation
+++	$2.0 \leq \delta$
++	$1.3 \leq \delta < 2.0$
+	$0.6 \leq \delta < 1.3$
\pm	$-0.6 < \delta < 0.6$
-	$-1.3 < \delta \leq -0.6$
--	$-2.0 < \delta \leq -1.3$
---	$\delta \leq -2.0$

結 果

1 データセット 1981年1月から2019年12月に観測された播磨灘の代表値 (T)を Table 2に示した. 当該期間のうち, 平年値 (M)算出に使用した期間

(1981–2010年, $n=30$)について, 最小値は1984年3月の 6.1°C , 最大値は2010年9月の 29.0°C であった. 月別の標本標準偏差 (σ)は8月が1.31と最も大きく, 次いで1, 5月の1.25が大きかった. 反対に, 9月が0.76と最も小さく, 次いで10月の0.79が小さかった. なお, Shapiro–Wilk 検定により月別に正規性を確認したところ, 12月のみ正規分布を示さず ($p < 0.05$), 二峰性分布を示すことが確認された (Fig. 2). また, 2011年1月から2019年12月までの期間における最小値は2018年3月の 8.0°C , 最大値は2012年および2018年9月の 28.3°C であった. 月別の標本標準偏差 (σ')は1月の1.29が最も大きく, 11月の0.65が最も小さかった ($n=9$).

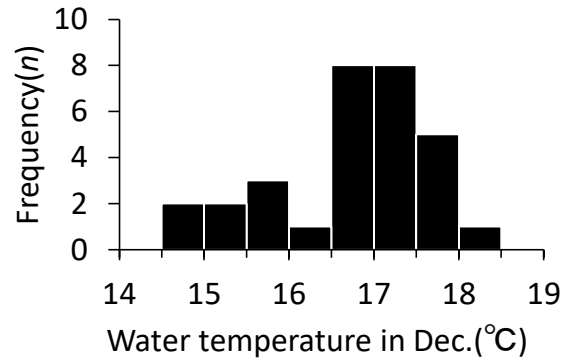


Fig. 2 Histogram showing water temperature in the surface layer of Harima Nada in December (1981–2010, $\Sigma n=30$)

1981年1月から2019年12月における観測日のずれを Table 3に示した. 1981年1月から2010年12月までの期間について, 基準日との差は-1から11(日)の間で大きく変動し, 最も基準日との差が大きかったのは1996年1月の11(日)で, 次いで2004年5月と2010年5月の10(日)であった. 1月と5月は観測日が月の中旬側にずれることが多く, 5月は観測日がばらつくことが多かった. 基準日との差の平均も1月で5.9(日), 5月で5.3(日)と他の月に比べて大きかった. 月別の標本標準偏差 (s)は5月が3.11と最も大きく, 6月は1.43と最も小さかった. また, 2011年1月から2019年12月までの期間については, 2016年5月の9(日)が最も大きく, 月別の標本標準偏差 (s')は11月の3.04が最も大きかった.

2 解析と評価 秋山・中嶋 (2018)に基づき, 代表値

Table 2 Seasonal variation in water temperature (°C) in the surface layer of Harima Nada during 1981–2019. Monthly values represent averages of 15 sampling stations (T). Normality was checked using the Shapiro–Wilk test for year-by-year data for 1981–2010

Year	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
1981	8.7	7.3	6.7	8.9	13.8	17.3	21.6	26.3	26.5	24.0	19.9	15.8
1982	11.6	8.9	8.3	10.7	14.5	18.6	21.2	24.0	26.1	23.2	20.6	17.0
1983	12.5	9.7	8.5	9.5	14.9	19.2	23.1	27.5	27.4	24.2	20.9	15.5
1984	9.8	7.3	6.1	7.9	11.8	18.4	21.9	25.5	27.6	24.4	19.4	16.2
1985	10.5	8.2	7.6	9.3	14.1	17.7	21.1	25.4	26.2	24.7	21.5	15.7
1986	9.7	7.6	6.7	8.9	14.1	19.3	21.2	24.7	26.8	24.8	20.3	16.7
1987	12.3	9.1	8.3	9.6	13.4	18.6	22.5	25.7	26.4	23.7	20.7	16.9
1988	13.1	9.9	8.4	9.8	14.8	17.4	22.2	24.1	25.8	23.7	20.4	15.0
1989	10.7	9.7	9.6	11.3	15.0	18.3	21.1	24.9	26.2	24.9	21.5	16.6
1990	11.7	9.1	10.1	12.1	14.9	19.0	21.6	27.5	26.8	24.7	21.4	16.9
1991	11.3	9.3	8.3	9.8	14.6	17.8	22.4	25.5	26.3	24.6	20.5	17.3
1992	12.8	10.4	9.4	11.0	13.9	18.4	20.7	24.5	26.9	24.2	20.3	17.3
1993	12.3	9.6	9.0	10.7	14.0	18.0	21.3	24.2	25.9	23.5	20.0	17.1
1994	11.8	9.6	8.9	10.9	16.0	19.3	23.9	27.3	28.4	25.8	22.2	17.9
1995	12.2	9.1	8.8	10.9	16.0	17.8	21.5	27.1	26.7	23.8	20.1	15.0
1996	9.7	7.8	7.8	9.4	13.0	18.3	21.8	27.0	26.5	24.1	21.4	16.0
1997	11.5	9.0	8.5	11.0	17.0	18.4	22.4	25.3	28.0	24.5	20.4	17.3
1998	12.5	9.7	9.7	12.4	17.5	20.7	24.6	28.5	27.5	25.5	22.4	17.7
1999	13.5	10.0	9.3	10.7	15.6	19.5	22.5	25.4	27.5	26.4	22.2	17.5
2000	12.5	10.0	8.5	10.2	15.0	19.2	24.0	25.3	27.4	25.4	21.8	17.3
2001	11.4	8.6	8.8	10.5	14.6	19.6	24.0	27.9	26.0	24.7	21.0	17.0
2002	10.6	8.9	9.3	12.1	15.7	20.4	22.3	28.5	27.2	25.2	19.1	15.2
2003	10.1	8.3	8.6	10.6	16.5	18.7	22.6	26.6	27.6	25.0	21.0	17.7
2004	12.6	9.2	9.2	11.4	16.6	20.0	24.4	26.2	27.0	25.0	21.4	18.1
2005	13.5	9.4	9.0	10.7	16.1	19.2	23.4	26.8	26.8	25.2	21.7	17.5
2006	9.5	8.3	8.2	10.1	14.4	18.8	23.0	26.4	27.4	24.9	22.7	17.0
2007	12.0	10.8	10.5	11.7	16.3	19.2	23.4	25.4	27.6	26.5	22.7	17.1
2008	12.0	9.5	8.6	11.3	16.2	18.5	22.1	27.9	26.6	25.0	21.6	17.0
2009	12.2	9.7	9.5	11.7	15.4	19.2	23.0	26.4	26.4	25.3	21.4	17.9
2010	11.8	9.1	9.4	11.4	15.2	18.2	23.4	27.7	29.0	25.5	21.7	17.8
2011	11.1	7.7	8.4	10.0	15.9	17.2	24.5	26.8	27.8	24.8	22.0	18.3
2012	12.1	8.7	8.2	10.1	15.3	19.0	22.8	28.1	28.3	25.7	22.2	16.3
2013	10.5	8.8	8.5	11.2	15.0	20.0	22.9	26.6	27.0	25.2	21.4	16.2
2014	11.1	10.0	9.1	11.7	15.4	20.3	23.7	26.4	26.6	25.2	21.2	17.9
2015	10.6	9.1	8.8	11.8	17.4	21.2	22.0	28.0	26.1	24.2	20.9	17.9
2016	13.8	10.2	9.7	12.7	15.9	20.0	25.3	27.3	27.0	25.7	22.3	18.2
2017	13.6	10.1	9.4	11.8	16.5	20.5	25.0	28.2	27.6	24.6	20.7	16.7
2018	10.8	8.3	8.0	12.4	15.2	18.8	22.3	26.5	28.3	24.0	21.3	18.2
2019	12.7	10.6	10.3	11.8	15.9	20.1	23.4	27.6	26.8	25.9	22.5	17.9
1981-2010												
<i>n</i>	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
max	13.5	10.8	10.5	12.4	17.5	20.7	24.6	28.5	29.0	26.5	22.7	18.1
min	8.7	7.3	6.1	7.9	11.8	17.3	20.7	24.0	25.8	23.2	19.1	15.0
mean(<i>M</i>)	11.5	9.1	8.7	10.6	15.0	18.8	22.5	26.2	27.0	24.7	21.1	16.8
<i>SD</i> (σ)	1.25	0.87	0.97	1.07	1.25	0.82	1.08	1.31	0.76	0.79	0.93	0.89
Shapiro-Wilk test	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p > 0.05$	$p < 0.05$
2011-2019												
<i>n</i>	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
max	13.8	10.6	10.3	12.7	17.4	21.2	25.3	28.2	28.3	25.9	22.5	18.3
min	10.5	7.7	8.0	10.0	15.0	17.2	22.0	26.4	26.1	24.0	20.7	16.2
mean	11.8	9.3	8.9	11.5	15.8	19.7	23.5	27.3	27.3	25.0	21.6	17.5
<i>SD</i> (σ')	1.29	0.99	0.76	0.93	0.75	1.18	1.18	0.73	0.77	0.68	0.65	0.86

Table 3 Difference between reference date (day 1) and observation date (days) during 1981–2019 and their statistical values

Year	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
1981	7	1	1	0	5	0	1	2	0	0	4	0
1982	4	0	0	4	6	1	0	1	0	-1	1	1
1983	4	0	0	-1	5	0	5	3	0	2	-1	1
1984	8	0	0	1	0	3	1	0	2	0	4	3
1985	6	3	0	2	-1	-1	1	4	1	0	-1	2
1986	6	2	2	-1	5	1	0	3	0	2	3	0
1987	6	5	2	0	-1	0	0	5	2	-1	5	3
1988	4	0	0	3	5	0	4	1	0	2	-1	0
1989	4	0	-1	4	7	0	2	0	0	1	-1	0
1990	7	0	4	1	6	4	2	1	2	0	-1	3
1991	6	3	4	0	-1	3	0	0	2	0	5	1
1992	5	2	1	0	-1	1	0	5	0	-1	3	-1
1993	4	2	1	5	5	0	5	2	0	3	0	0
1994	4	0	0	3	8	0	4	1	5	3	-1	1
1995	9	0	1	4	8	0	3	0	4	3	6	6
1996	11	4	-1	1	6	3	1	0	2	0	-1	3
1997	7	2	2	6	5	1	0	4	0	0	3	0
1998	6	1	1	6	5	0	1	3	0	4	3	1
1999	4	0	0	4	5	0	5	2	2	4	0	0
2000	4	1	0	3	8	5	3	2	4	1	-1	3
2001	8	4	5	4	6	3	2	1	3	3	4	2
2002	6	3	3	2	6	2	1	5	1	0	6	2
2003	6	3	4	2	6	2	1	4	1	1	4	1
2004	6	1	1	5	10	1	1	2	1	4	1	1
2005	5	3	1	4	9	1	4	3	1	3	1	1
2006	5	0	0	3	7	1	3	-1	0	2	0	4
2007	9	-1	0	4	7	3	2	0	9	0	0	4
2008	7	4	2	3	6	1	1	4	1	0	4	0
2009	5	2	3	6	6	1	1	3	1	0	3	1
2010	3	0	0	5	10	1	0	4	-1	4	1	1
2011	4	1	0	3	8	0	3	2	-1	3	7	-2
2012	4	2	-1	4	7	4	2	-1	3	2	-1	2
2013	7	4	4	3	7	3	1	-1	2	1	5	2
2014	6	3	3	2	6	2	1	0	0	1	3	2
2015	4	2	2	1	7	1	1	3	1	-1	5	1
2016	4	1	1	5	9	1	4	1	1	2	0	0
2017	4	0	1	4	8	0	2	2	-1	2	0	-1
2018	4	0	-2	3	7	0	4	-1	-1	2	0	-1
2019	6	-1	0	2	7	3	1	-1	2	0	-1	2
1981-2010												
<i>n</i>	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
max	11	5	5	6	10	5	5	5	9	4	6	6
min	3	-1	-1	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1	-1	-1
mean	5.9	1.5	1.2	2.8	5.3	1.2	1.8	2.1	1.4	1.3	1.8	1.5
<i>SD</i> (s)	1.85	1.61	1.58	2.10	3.11	1.43	1.65	1.76	2.01	1.66	2.39	1.57
2011-2019												
<i>n</i>	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
max	7	4	4	5	9	4	4	3	3	3	7	2
min	4	-1	-2	1	6	0	1	-1	-1	-1	-1	-2
mean	4.8	1.3	0.9	3.0	7.3	1.6	2.1	0.4	0.7	1.3	2.0	0.6
<i>SD</i> (s')	1.20	1.58	1.90	1.22	0.87	1.51	1.27	1.59	1.50	1.22	3.04	1.59

(T) および 平年偏差の平方に対して有限フーリエ級数モデル(それぞれ $N_{(x)}$, $E_{(x)}$)を近似し, AIC が最小となるモデルを選択した結果, $N_{(x)}$ は $m = 4$, $E_{(x)}$ は $m = 5$ で AIC が最小となり (Fig. 3), それぞれ次式のとおりになった.

$$N_{(x)} = 17.7 + [9.0 \times \cos \{ (2\pi \times 1 / 365.2425) \times (x + 493.5) \}] + [-0.1 \times \cos \{ (2\pi \times 2 / 365.2425) \times (x - 19.5) \}] + [0.3 \times \cos \{ (2\pi \times 3 / 365.2425) \times (x + 7.9) \}] + [-0.2 \times \cos \{ (2\pi \times 4 / 365.2425) \times (x - 1.8) \}]$$

$$E_{(x)} = 0.9 + [-0.1 \times \cos \{ (2\pi \times 1 / 365.2425) \times (x + 35.5) \}] + [0.2 \times \cos \{ (2\pi \times 2 / 365.2425) \times (x - 17.9) \}] + [0.2 \times \cos \{ (2\pi \times 3 / 365.2425) \times (x + 22.1) \}] + [0.2 \times \cos \{ (2\pi \times 4 / 365.2425) \times (x - 17.1) \}] + [0.2 \times \cos \{ (2\pi \times 5 / 365.2425) \times (x + 8.7) \}]$$

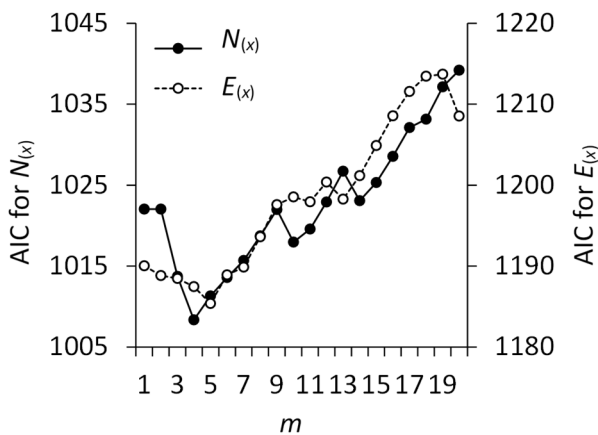


Fig. 3 AICs for different m in periodic function models $N_{(x)}$ and $E_{(x)}$. m represents one m th period in Fourier series (See equations (2) and (3))

このとき, 平年値モデル $N_{(x)}$ については, 年平均水温が 17.7°C となり, 季節変動は 1 年周期が卓越し ($k = 1, p < 0.001$), 次いで $1/3$ 年周期 ($k = 3, p < 0.001$), $1/4$ 年周期 ($k = 4, p < 0.01$), $1/2$ 年周期 ($k = 2, p < 0.1$) の順に大きくなった. また, x に対し 365.2425 を除数としたときの余剰を x' とした場合の x' と観測値 (1981–2010 年) との関係, すなわち 1 周期上に全観測日 (1981–2010 年) をプロットした (Fig. 4). $N_{(x)}$ は約 55 日目 (2/25) に最小値, 約 236 日目 (8/25) に最大値を示した.

$E_{(x)}$ については, $1/2$ から $1/5$ 年周期でそれぞれ同程度の有意性が認められたが ($k = 2, 3, 4, 5, p < 0.05$), 1 年周期 ($k = 1$) に関しては有意性が認められなかった.

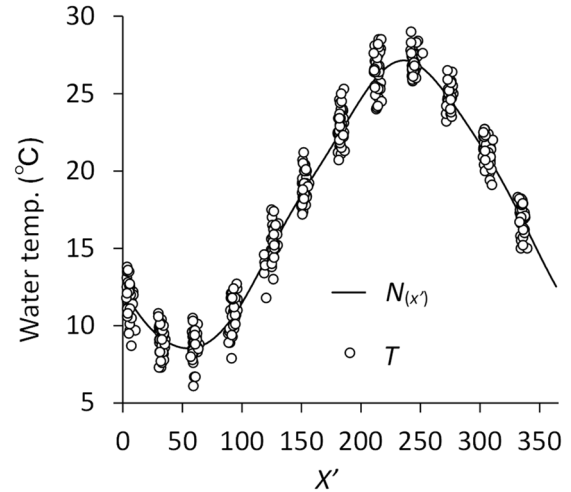


Fig. 4 Seasonal variations in actual water temperature and normal value in Harima Nada. x' represents the value of the remainder of x divided by 365.2425 , the period of a periodic function $N_{(x)}$

$N_{(x)}$ および $E_{(x)}$ を用いて求めた標準化相当値 $D_{(x)}$ と, 長沼の方法で求めた標準化 δ を Fig. 5 に示した.

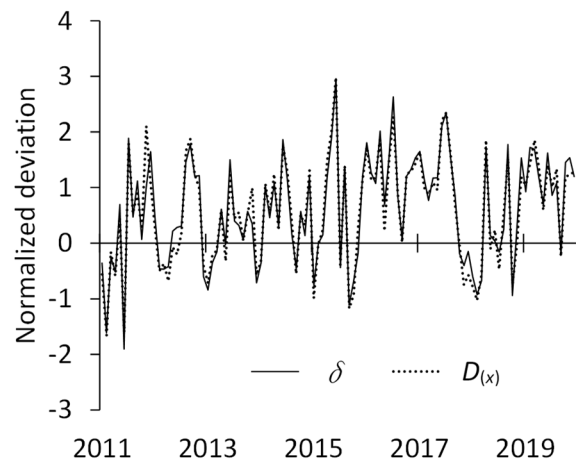


Fig. 5 Normalized deviation of each method from January 2011 through December 2019. δ : represents normalized deviation calculated using the conventional method. $D_{(x)}$ represents normalized deviation calculated using the Akiyama and Nakajima method

2011 年 1 月から 2019 年 12 月までの 9 年間で偏差の大きさに多少の差はあるものの, 従来の評価で平年並み (\pm) としていた $-0.6 < \delta < 0.6$ の範囲よりも外側で, 正負が逆になることはなかった. さらに, $D_{(x)}$ と

δ との差 ($D_{(x)}$ から δ を引いた値. 以後, 標準化値の差とする) の絶対値は, 2011 年 11 月の 1.10 が突出して大きく, 続いて 2013 年 11 月の 0.64, 2011 年 12 月の -0.56 , 2012 年 6 月および 2016 年 5 月の -0.48 の順に大きかった (Fig. 6). また, 全 108 回中 101 回分 (93.5%) が ± 0.4 の範囲内, そのうち 71 回分 (65.7%) については ± 0.2 の範囲内であった (Fig. 7).

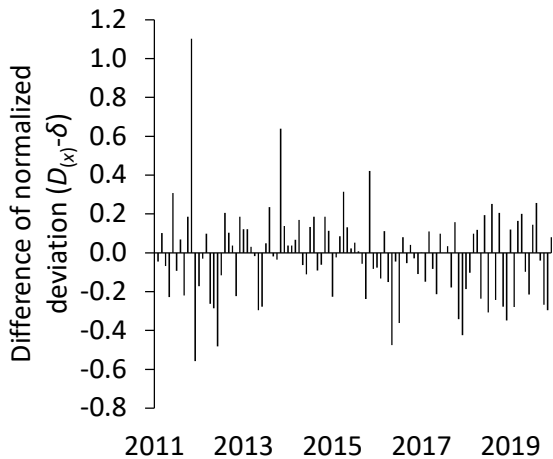


Fig. 6 Difference of normalized deviation calculated using the conventional method and Akiyama and Nakajima method ($D_{(x)} - \delta$)

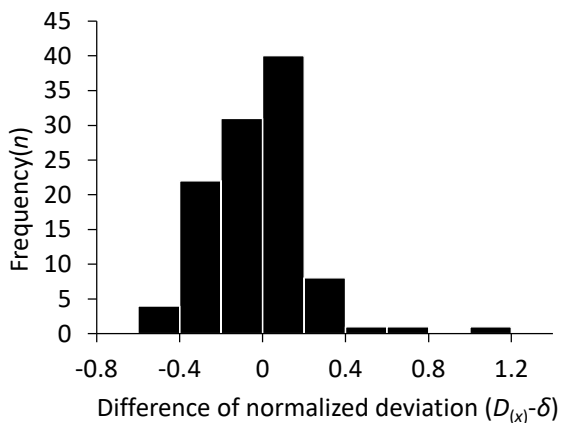


Fig. 7 Histogram showing the difference of normalized deviation using the conventional method and using the Akiyama and Nakajima method ($D_{(x)} - \delta$, $\Sigma n = 108$)

δ および $D_{(x)}$ を長沼 (1981) に基づいて階級分けし, 比較した結果, 全 108 回分のうち 23 回 (21.3%) の評価について, 1 階級以上の評価の違いが見られた (Table 4). そのうち, 2 階級の評価の違いは 2011 年 11 月の 1 回のみで, その他の 22 回は 1 階級の違

いであった. なお, 残りの 85 回分 (78.7%) の評価は同じ結果であった. 評価が異なった 23 回を月別に見ると, 4 月と 11 月の 5 回が最も多く, 次いで 5 月と 12 月の 4 回であった. 1, 3, 6, 8, 10 月はそれぞれ評価の違いが 1 回のみで, 2, 7, 9 月は評価の違いが 1 回もなかった.

考 察

本研究では, 兵庫県播磨灘海域における浅海定線調査で取得した表層水温データとその観測日について, 1981 年から 2019 年までの期間を対象に整理した. そのうち, 平年値 (M) および平年値モデル $N_{(x)}$ を算出するために用いた 1981 年から 2010 年までのデータセットについて, 12 月の代表値 (T) は度数分布が二峰性分布を示しており, 正規性が確認されなかった. それに加え, 12 月は観測日のずれの標本標準偏差が他の月に比べて比較的小さかった. これらのことから, 12 月が正規性を示さなかった理由として, 観測日のばらつきによる影響ではなく, その年の最初の寒波到来の有無等, 経年変化による影響が大きいことが推察された. また, 観測日のばらつきについて, 1 月および 5 月は他の月に比べて観測日が月中旬側にずれることが多かったが, それぞれ年末年始およびゴールデンウィーク期間の休暇による影響であった. なお, 5 月に関しては観測日のずれの標本標準偏差も大きかったことから, 観測期間中の祝祭日の増加も影響していると考えられた.

平年値モデル $N_{(x)}$ について, 約 55 日目に最小値, 約 236 日目に最大値となったことから, 2 月下旬に最低水温, 8 月下旬に最高水温を示すと推定された. すなわち, 2 月と 3 月の観測の間に年間最低水温に, 8 月と 9 月の観測の間に年間最高水温になることが多いと推察されるため, これらの期間を線形補完すると水温を過大, もしくは過小評価することが確認された. なお, 本県明石市における定置観測水温は 2 月末に最小値, 8 月末から 9 月初めに最高値を示すことから (西川ら, 2005), 本モデルにより当該海域における年間の表層水温の変動が正確に表されていることが確認された.

本研究ではモデル作成において, 秋山・中嶋 (2018) に準じて $k = 1$ から $k = m$ までの周期関数を

Table 4 Values of normalized deviation of water temperature and classes of surveys with different evaluations

No.	Year	Month	W.T.(T)	Akiyama and Nakajima method		Conventional method		$D_{(x)} - \delta$	Class difference [※]
			(°C)	$D_{(x)}$	Class	δ	Class		
1	2011	5	15.9	0.47	±	0.69	+	-0.23	-1
2	2011	11	22.0	2.10	+++	1.00	+	1.10	2
3	2011	12	18.3	1.09	+	1.65	++	-0.56	-1
4	2012	4	10.1	-0.68	-	-0.42	±	-0.26	-1
5	2013	4	11.2	0.59	±	0.61	+	-0.02	-1
6	2013	6	20.0	1.22	+	1.50	++	-0.28	-1
7	2013	11	21.4	0.99	+	0.35	±	0.64	1
8	2013	12	16.2	-0.57	±	-0.71	-	0.14	1
9	2014	12	17.9	1.31	++	1.20	+	0.11	1
10	2015	4	11.8	1.48	++	1.17	+	0.31	1
11	2015	5	17.4	2.02	+++	1.89	++	0.13	1
12	2016	4	12.7	1.86	++	2.02	+++	-0.15	-1
13	2016	5	15.9	0.22	±	0.69	+	-0.48	-1
14	2016	11	22.3	1.29	+	1.32	++	-0.03	-1
15	2017	11	20.7	-0.75	-	-0.40	±	-0.34	-1
16	2018	1	10.8	-0.79	-	-0.60	±	-0.19	-1
17	2018	3	8.0	-0.57	±	-0.67	-	0.10	1
18	2018	12	18.2	1.19	+	1.53	++	-0.35	-1
19	2019	4	11.8	1.37	++	1.17	+	0.20	1
20	2019	5	15.9	0.60	±	0.69	+	-0.10	-1
21	2019	8	27.6	1.33	++	1.08	+	0.26	1
22	2019	10	25.9	1.19	+	1.45	++	-0.27	-1
23	2019	11	22.5	1.24	+	1.54	++	-0.30	-1

※ Difference between each method. “1” denotes one class up from conventional method. “-1” denotes one class down from conventional method.

すべて足し合わせ、AIC により最適なモデル(m)を選択した。選択されたモデルの中には、有意性の低い(あるいは無い)周期関数も含まれていることから、別の方法として、有意性の高い周期関数のみを抽出し、組み合わせることで、より AIC の小さいモデルを作ることもできると想定された。しかし、現時点では各周期関数の有意性の大小を説明する天文学的および気象学的根拠等が明らかではないこと、また、周期関数の組み合わせの数が膨大になりモデルとして複雑になること等が懸念された。今後の展望として、科学的根拠(例えば、日周、日射、降水、外海系水の侵入等)が得られれば、有意性の高い周期関数のみを選択的に抽出することにより、より AIC が小さい、つまり、より当てはまりの良いモデルを作ることが可能であると考えられた。

2011 年以降の観測水温の評価について、長沼の方法による評価と周期関数にあてはめる方法(秋

山・中嶋の方法)による評価には差が見られ、9 年間で 21.3% の評価が異なった。しかし、標準化値の差は、93.5% が ± 0.4 の範囲内であり、その差は小さかった。また、長沼の方法による評価との差は、2 階級の差が 1 回確認されたものの、その他は 1 階級の差であった。さらに、正負が逆の評価も生じていないことから、長沼の方法による観測値の評価に特段の問題はなく、両方法による評価に矛盾等はなかったと言える。標準化値の差が最大で、唯一評価に 2 階級の差が見られた 2011 年 11 月の観測について、当該観測日のずれは 7 日であり、2011 年から 2019 年までの 11 月の観測のうち、観測日が最も基準日(1 日)から離れていた。その他にも、標準化値の差が大きかった時は、当該観測月の中でも基準日からのずれが大きくなる時であった(2011 年 12 月、2012 年 6 月、2013 年 11 月、2016 年 5 月)。また、評価が異なった回数を月別に見ると、4、5、11、12 月に多く

見られた。これらの月はいずれも水温が上昇あるいは下降する幅が大きい、つまり、一年の水温変動の中で水温の変化量が大きくなる月であった (Fig. 4)。反対に変化量の小さい 2 月および 9 月は、評価が異なることはなかった。1 日あたりの水温の変化量が大きくなると、観測日のずれが観測値のずれにより大きく影響すると推察される。そのため、水温の変化量が大きい時期の観測ほど両方法による評価に差が出る可能性が高いと考えられる。

長沼の方法による評価では、標準化された値の中に、観測日のずれによる観測値のばらつきと、観測値の年変動によるばらつきの両方が含まれている。今回検討した秋山・中嶋の方法により観測日を補正し、観測日のずれによる観測値のばらつきの影響を小さくすることができたと考えられ、特に水温の変化量が大きい時期に関しては長沼の方法よりもより高い精度で評価できたと考えられる。

今回検討した周期関数をあてはめる方法により算出した標準化相当値 $D_{(x)}$ は、秋山・中嶋 (2018) により従来法 (長沼の方法) の代替として使用できると言及されており、水温変化の周期変動を表現する上では有用であると考えられる。当該方法を用いることで、調査船による観測日の制約を緩和できる可能性も示唆され、今後祝祭日等の変更があった場合でも日付を補正することにより、より正確な評価が期待できる。また、観測時期や観測頻度を見直す必要に迫られた際の検討材料にもなると考えられる。これらのことから、本県においても当該方法によって観測値を評価し、情報提供することを検討する必要がある。

本研究では、15 定点の表層水温を算術平均した代表値を用いたが、表層水温だけでなく、中底層の水温や塩分、溶存酸素量等、観測値に正規分布が仮定でき、かつ季節変化を示す他の観測項目についても同様の解析が可能であると考えられる。また、算術平均した代表値ではなく、定点、水深毎に解析することでより詳細な時空間的特徴を捉えることが可能になると推察される。秋山・中嶋の方法は大阪府の浅海定線調査結果の評価においてすでに運用されており、近隣県においても本方法でのデータ解析が開始、検討されている。今後は、本県でもここで示

された評価方法を実証的に運用し、検証していく必要がある。

謝 辞

本研究で使用した浅海定線調査のデータは、水産庁委託事業資源評価調査事業等により長きにわたり実施されてきました。浅海定船調査において水温データを取得し、取りまとめられた兵庫県農林水産技術総合センター水産技術センター (旧兵庫県立水産試験場を含む) の調査担当者および調査船乗組員の各位に感謝の意を表します。また、本報告をとりまとめるにあたり、観測値に周期関数をあてはめるための R スクリプトを提供して頂き、適切にご指導を賜った地方独立行政法人大阪府立環境農林水産総合研究所 水産研究部 秋山 諭 博士に深く感謝の意を表します。

引用文献

- Akaike H. (1973) : Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petrov, B N., Caski, F. (eds) Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory, Akadimiai Kiado, Budapest, Hungary, 267–281.
- 秋山 諭・中嶋昌紀 (2018) : 不等間隔の月例観測データから見る大阪湾表層水温の経時的諸特性. 水環境学会誌 41 (4), 83–90.
- 原田和弘 (2015) : 瀬戸内海ブロック浅海定線調査観測 40 年成果 (海況の長期変動). 兵庫県海域 (播磨灘), 独立行政法人水産総合研究センター瀬戸内海区水産研究所, 広島, 62–63.
- 兵庫県立農林水産総合センター水産技術センター (2002–2019) : 兵庫県立農林水産技術総合センター年報 (水産編), 兵庫
- 兵庫県立水産試験場 (1981–2001) : 兵庫県立水産試験場事業報告, 兵庫
- 長沼光亮 (1981) : 漁海況予測の手法と検証, 水産庁・研究部, 東京, 139–146.
- 西川哲也・宮原一隆・長井 敏 (2005) : 南二見における定置観測結果 12 ヶ年 (1993 年 1 月～2004 年 12 月) の整理. 兵庫県立農林水産技術総合センター研究報告 (水産編) 38, 35–40.

Comparing Statistical Evaluations of Water Temperature in Harima Nada, Hyogo Prefecture

Ryota TAKAKURA¹⁾, Kazutaka MIYAHARA¹⁾ and Kazuhiro HARADA¹⁾

¹⁾ Fisheries Technology Institute, Hyogo Prefectural Technology Center for Agriculture, Forestry and Fisheries
Akashi, Hyogo 674-0093, Japan

Corresponding: Ryota TAKAKURA

TEL:+81-78-941-8601, FAX:+81-78-941-8604, E-mail: ryouta_takakura@pref.hyogo.lg.jp

In monthly observations conducted with a research vessel, because of observation date differences (depending on the calendar), water temperature data include not only interannual fluctuations but also changes derived from seasonal transition. For this study, we tried to standardize the normality deviation to interpolate the survey date by application of the surface water temperature of Harima Nada obtained through the Fisheries monitoring program (Senkai-teisen-chosa) to the periodic function. Different evaluations of water temperature classification were found compared with those conducted using the conventional method, but both evaluations were generally accurate. However, this method is considered capable of reducing effects of observation date deviation. It can evaluate observed values more accurately. Furthermore, this method is expected to be increasingly desirable because future restrictions on research observation dates might be relaxed.

Key Words : Oceanographic observation, Periodic function, Water temperature, Normalized deviation