

周期変動を活用した岡山県における海水温の変動予測

高木 秀 蔵・乾 元 気^{*1}・角 田 成 美・古 村 振 一

Short-term prediction of seawater temperature using annual cycle fluctuations in the Okayama Prefecture.

Shuzo TAKAGI, Genki INUI, Narumi SUMIDA, Shinichi KOMURA

海洋生物の動態は、海水温、塩分、溶存酸素量、光、栄養塩といった複数の環境要因の影響を受けて変化する。その中でも水温は、生物の代謝、成長速度、繁殖活動に加えて、種間競争や捕食関係に至る影響を及ぼすため^{1,2)}、最も重要な影響要因の一つとされる。近年、我が国周辺では、地球温暖化に伴う水温上昇が生じており³⁾、水産業への影響が懸念されている。本県においても例外ではなく、秋季の高水温によってノリ*Neopyropia yezoensis*養殖開始時期の遅れのほか⁴⁾、夏季の高水温に伴うマガキ*Crassostrea gigas*のへい死、産卵の長期化による身入り不良が生じている^{5,6)}。

高水温への対応としては、温室効果ガスの削減や高水温耐性品種の導入が考えられるが⁷⁾、現場では、水温に応じた養殖方法や時期変更といった対症療法的な取組が主に行われている。これらの判断には、リアルタイムの水温情報と短期的な水温予測が不可欠であり、予測には、海流の流路変化⁸⁾、潮汐⁹⁾、人為活動に伴う排水¹⁰⁾など様々な要素が関係する。特に、沿岸海域では気温の影響が大きいいため、本県では気温を主要因とした予測を実施してきた¹¹⁾。この手法は、気温と水温の相関関係に基づくため、前年の気温と水温データがあれば予測式が構築でき、得られた気温予測値を入力することで、晴天や荒天の継続、出水などによる気温変動も水温予測へ反映できる。一方で、気温予測が不正確な場合には水温予測の精度も低下し、気象予測データの取得、加工・整理にも一定の運用コストを要する。

気温データに依存しない手法として、水温の年周期変動を利用した予測手法も存在する。この方法では、対象地点の過去のデータから季節変化を表す式(理論平年値)を作成し、それを基に予測を行う。本手法は、理論平年値のみを用いるため運用コストは低い一方、周期性を前

提としており、変動を乱す突発的な環境変化には対応できない。そのため、沿岸域での精度は不明である。

今回、1991年～2020年に本県海域で取得した日平均水温データを基に、周期性を考慮した水温の理論平年値を作成した。次に、この値とリアルタイムの水温データを組み合わせて2021～23年の水温予測を行い、精度確認を行うとともに、既存予測との比較を行った。最後に、本手法を社会実装し、実際の利活用状況を評価した結果について、以下に報告する。

材料と方法

観測装置とデータ収集 水産研究所では、1974年から現在(2025年11月)まで、瀬戸内市牛窓町の地先約500m (N34°36'09", E134°08'45"), 水深約7mに水質環境自動観測及び転送装置(テレメーター)を設置し(図1, 2)、水温、塩分等のリアルタイム調査を実施してきた。

装置の設置時期、観測水深、項目、頻度を表1に示した。1974年4月に初代が設置され、1日に8回、1.2m層の水温、塩分、pHを観測した。観測値は本体に記録されるとともに、研究所に無線で転送された。なお、測器の破損により、pHは'77年、塩分は'83年以降のデータは存在しない。

'87年8月に2代目となり、観測水深が9層、頻度は48回/日となった。また、同年11月からは現在に至るNHK岡山放送局での情報発信が始まり、水深2mの結果を提供した。2005年4月に設置された3代目では、観測水深が3層となり0.5m層の塩分観測が追加された。'16年11月と'25年2月に設置された4,5代目では、通信システムの改良と共に、0.5m層の濁度・クロロフィル蛍光量の観測を行っている。

解析に使用したデータ 上記テレメーターを用いて

*1 現所属：岡山県農林水産総合センター普及連携部普及推進課

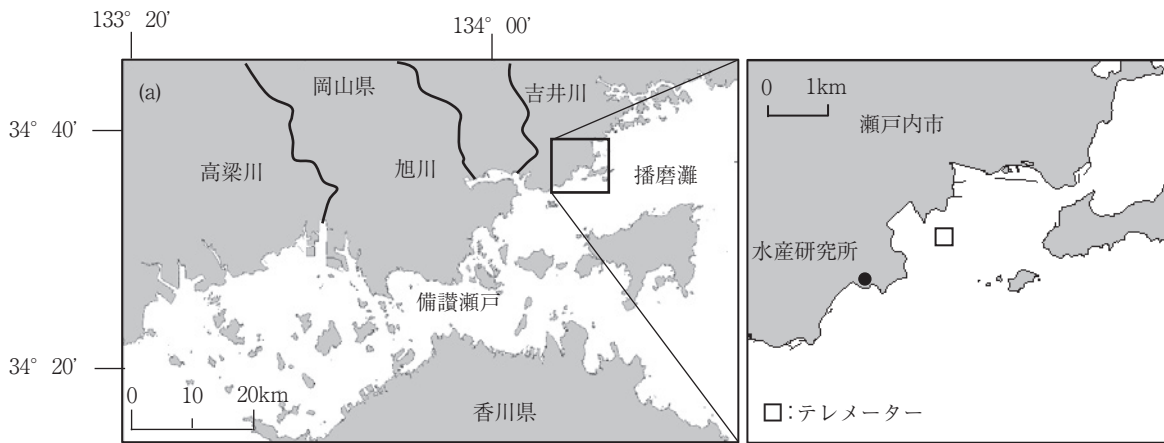


図1 調査測点位置

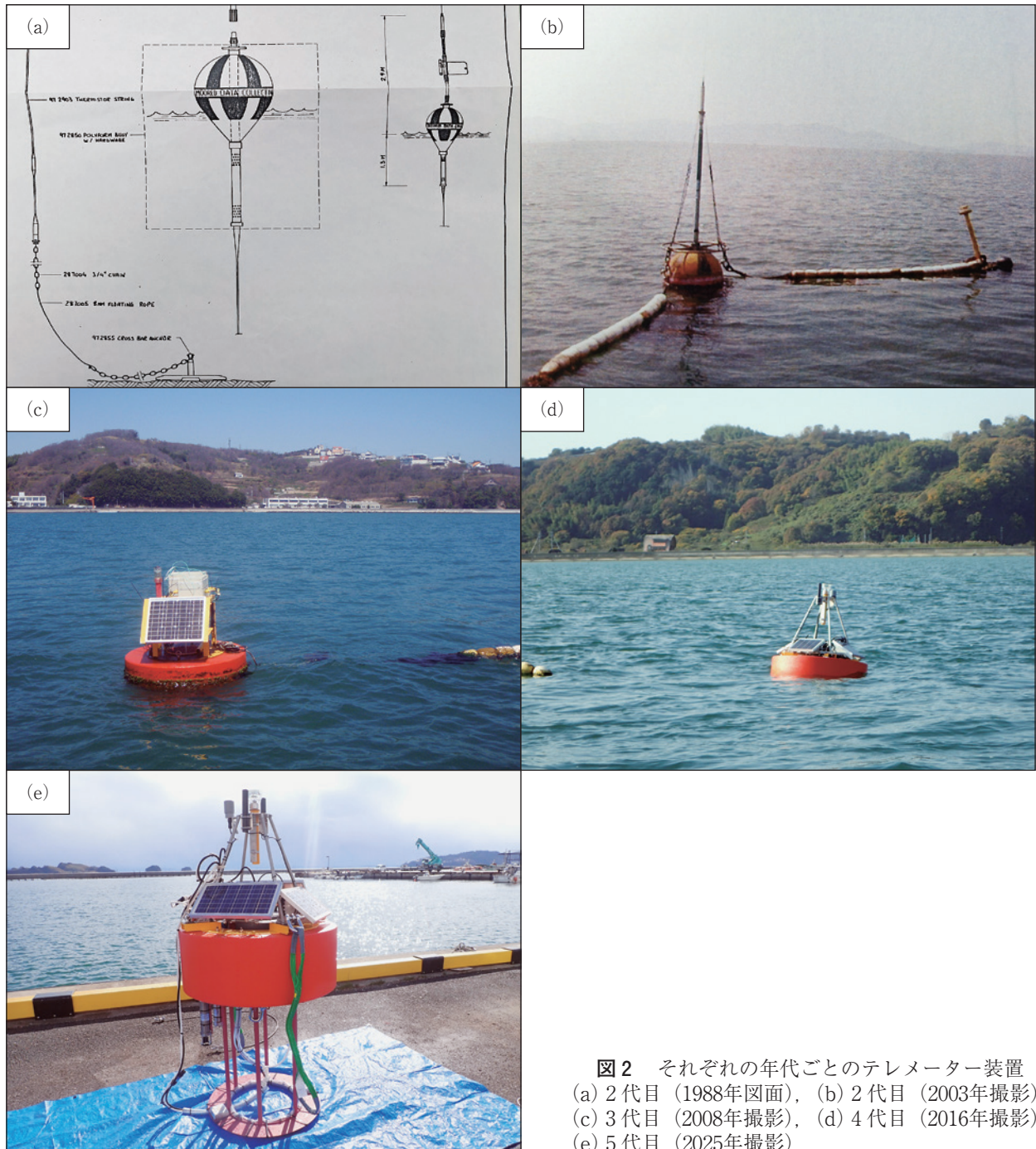


図2 それぞれの年代ごとのテレメーター装置
 (a) 2代目 (1988年図面), (b) 2代目 (2003年撮影),
 (c) 3代目 (2008年撮影), (d) 4代目 (2016年撮影),
 (e) 5代目 (2025年撮影)

表1 岡山県水産研究所が設置してきたテレメーターの概要

	初代	2代目	3代目
設置時期	1974年4月	1987年8月	2005年4月
観測層(水深)	1層(1.2m)	9層(0.5~4.5m)	3層(0.5, 2, 4m)
観測項目	水温* 塩分*(~83年) pH*(~77年)	水温*	水温** (2005年6月~) 塩分** 0.5m層のみ
観測頻度	8回/日	48回/日	48回/日
その他	基地局(研究所)に無線でデータ転送	NHK岡山放送局への情報提供開始 1点→2点係留に変更(1994年~)	携帯電話回線(2G)によりデータ転送

	4代目	5代目
設置時期	2016年11月	2025年2月
観測層(水深)	3層(0.5, 2, 4m)	3層(0.5, 2, 4m)
観測項目	水温*** 塩分*** 0.5m層のみ 濁度・クロロフィル蛍光量*** 0.5m層のみ	水温*** 塩分*** 0.5m層のみ 濁度・クロロフィル蛍光量*** 0.5m層のみ
観測頻度	48回/日	48回/日
その他	携帯電話回線(3G)でデータ転送	LTE回線(4G)によりデータ転送

* アンデラージャパン, ** アレック電子(株), ***JFEアドバンテック(株)

1991~2023年に取得した水深2mの日平均水温(実水温)を用いた。なお、実水温は48回分の単純平均値である。

理論平年値の作成 上記データを3つの期間に分け、周期性の有無を確認した。モデルA(2011~'20年;10年間)、モデルB(2001~'20年;20年間)、モデルC(1991~2020年;30年間)について有限フーリエ級数による周期回帰関数モデルの考え方を基に1日ごとの理論平年値を作成した¹²⁾。理論平年値は、1年周期での水温変化を仮定し、1月1日を $t=1$ 、 t 日目の水温を $W(t)$ 、 $T=365.24$ 、 $\theta=2\pi t/T$ として、次の多項式の係数を求めた。

$$W(t) = A_0 + \sum_{k=1}^n A_k \cdot \cos k\theta + B_k \cdot \sin k\theta$$

説明変数の数(n)は、最大10個まで検討し、赤池情報量基準(AIC)¹³⁾が最少となる数を採用した。なお、上記を含めた統計処理は、エクセル統計2015(SSRI(株)社製)を用いた。

理論平年値を用いた水温予測 上記の3つの理論平年値を用いて、2021年の水温予測を行った。まず、それぞれの理論平年値を基に、1日ごとの変化量を計算した。当日の変化量は、翌日の水温-当日の水温とし、1月1日の変化量は、1月2日の水温-1月1日の水温となる。

次に、ある特定日の実水温に1日ごとの変化量を連続的に加え、7日後までの予測水温を計算した。理論平年値と実水温の間に差異があっても、その後は1日ごとの

変化量に従って推移すると仮定している。7日後の予測水温と実水温の誤差(偏差)を調べ、 $\pm 1^\circ\text{C}$ 以内の割合が90%以上の場合、十分な精度を有するとした。さらにその割合が最も高かった理論平年値を用いて'22, '23年の予測を行い、その精度を調べた。

既存の水温予測との精度比較 上記で採用した予測と既存予測¹¹⁾の比較を行った。本予測では、翌日水温= $a_1 \times$ 前日日平均水温 + $a_2 \times$ 前々日日平均水温 + $a_3 \times$ 3日間平均水温 + $a_4 \times$ 日最大潮位差 + $a_5 \times$ 日平均水温平年値とし、前年の実測値を基に重回帰分析を行い、予測年の $a_1 \sim a_5$ を求める。日平均気温は岡山気象台、虫明アメダス、内海アメダスの平均値、気温の予測値は気象庁のGPVを用いた。最大潮位差は、テレメーター設置場所に近い瀬戸内市牛窓の調和定数を用いた潮位計算により求め、日平均水温平年値は1991~2010年の単純平均値とした。

2021年9月10日~12月31日、'22年9月15日~12月31日、'23年1月8日~2月9日までの254日分について、1~8日後における両者の予測精度を比較した。なお、既存手法の予測は、ノリ養殖開始時期の参考データとして開発され、秋季と冬季に限定されるため上記期間で比較した。

活用状況の把握 2022年6月30日から現在まで、「2m層の水温見込み」として、7日後までの予測情報を水産研究所のホームページで公開している(<http://www.>

okayama-suishi.net/graphPrediction.php)。'22年7月1日～'24年12月31日におけるユニークアクセス数をGoogle アナリティクス4 (Google社)を用いて調べた。ユニークアクセス数は、1日あたりの閲覧アカウント数を示し、同一アカウントからのアクセスは1回/日に限定される。

結果と考察

理論平年値の作成 モデルA, B, Cそれぞれの周期関数の説明変数の数(n)とAICの関係を図3に示し、AICが最小を示した n における係数を表2に示した。

モデルAでは $n=1$ のAICは-166.9, $n=2$ では-1255.6

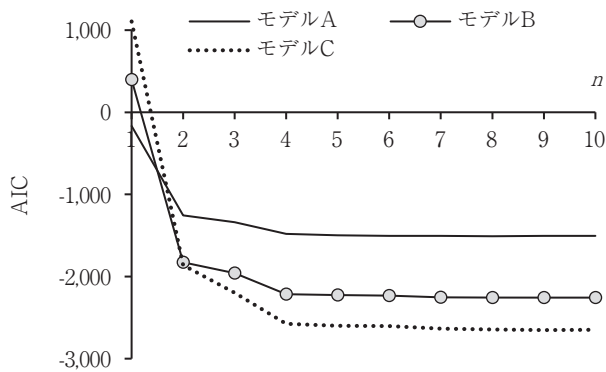


図3 各周期関数のAIC(モデルA:2011~20年, モデルB:2001~20年, モデルC:1991~2020年)

表2 AICが最小となった時の係数の値

	モデルA	モデルB	モデルC
A ₀	17.632	17.626	17.493
A ₁	-5.679	-5.709	-5.602
B ₁	-7.262	-7.251	-7.240
A ₂	-0.697	-0.746	-0.727
B ₂	-0.090	-0.017	-0.011
A ₃	0.161	0.168	0.229
B ₃	-0.089	-0.026	0.007
A ₄	-0.216	-0.207	-0.215
B ₄	-0.093	-0.105	-0.100
A ₅	0.017	0.034	0.031
B ₅	0.086	0.042	0.058
A ₆	-0.056	-0.038	-0.026
B ₆	0.018	-0.027	-0.016
A ₇	0.014	0.030	0.026
B ₇	0.037	0.061	0.066
A ₈	-0.042	-0.039	-0.045
B ₈	0.036	-0.010	-0.016
A ₉	-	-	0.002
B ₉	-	-	0.038
p	<0.001	<0.001	<0.001

となった(図3)。その後, n の増加に伴ってAICは低下し, $n=8$ で-1509.5となり、最小となった。モデルBでは, $n=1$ のAICは398.5となった。モデルAと同様に n の増加に伴ってAICは低下し, $n=8$ で最小値の-2256.3を示した。モデルCでも同様の傾向を示し, $n=9$ でAICは最小値の-2652.2となった。

モデルAの期間(2011~'20年)の1月1日~12月31日の全実水温,1日ごとの平均水温と水温変化量を図4(a)に,理論平年値,理論平年値から求めた水温変化量の推移を図4(b)に示した。

2011から'20年における実水温の全サンプル数は3,616日,年平均欠測数は3.5日/年となり,長期間の欠測はなかった(図4(a))。1月1日の10年間の平均水温は10.9℃であった。その後,2月12日に8.2℃と最低値を示した後に上昇し,8月29日に27.6℃と最高値となった。1月1日の水温変化量の平均値は,-0.11℃/日であった。その後は,昇降を繰り返しながら徐々に増加し,3月上旬以降は概ね正の値を示した。7月9日に0.44℃/日と最高値を示した後に減少し,12月16日に-0.29℃/日と最低値を示した。

1月1日の理論平年値は,11.0℃であった(図4(b))。2月13日に8.3℃と最低値を示した後に上昇し,8月28日に27.4℃と最高値となった。理論平年値から求めた1

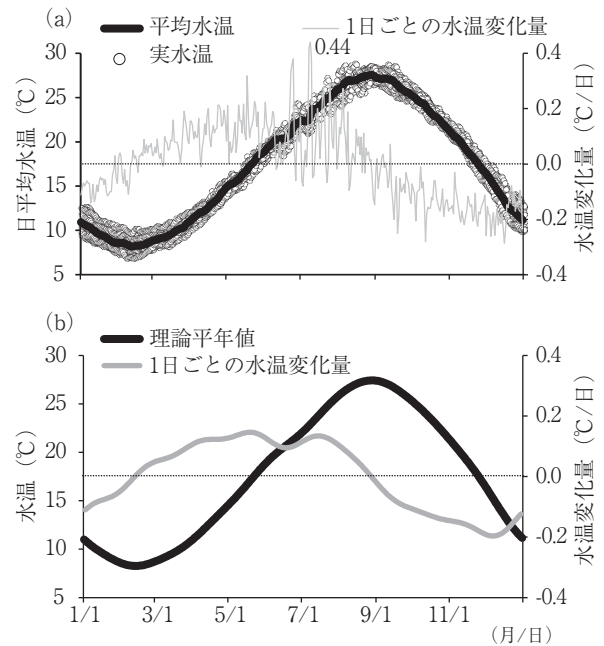


図4 モデルAの期間(2011-20年)における日平均水温,1日ごとの水温変化量の推移
(a) 期間中の実水温,10年間の日平均水温,10年平均の1日ごとの水温変化量
(b) 理論平年値,理論平年値から求めた1日ごとの水温変化量

月1日の水温変化量は、 $-0.11^{\circ}\text{C}/\text{日}$ であった。その後、徐々に増加し、2月13日以降は正の値であった。5月19日に $0.15^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最高値を示した後にいったん減少し、6月18日には $0.10^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった。7月15日に $0.13^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった後に減少し、12月7日に $-0.20^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最低値を示した。

モデルBの期間(2001~'20年)の1月1日~12月31日の全実水温、1日ごとの平均値と水温変化量を図5(a)に、理論平年値、理論平年値から求めた水温変化量の推移を図5(b)に示した。

2001~'20年における実水温のサンプル数は7,247日、年平均欠測数は2.9日/年となった(図5(a))。1月1日の20年間の平均水温は、 11.0°C であった。2月11日に 8.4°C と最低値を示した後に上昇し、8月27日に 27.4°C と最高値となった。1月1日の水温変化量は、 $-0.14^{\circ}\text{C}/\text{日}$ であった。その後は、昇降を繰り返しながら徐々に増加し、2月16日以降は正の値であった。7月9日に最高となる $0.36^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった後に減少し、12月16日に $-0.25^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最低値を示した。

1月1日の理論平年値は、 11.0°C であった(図5(b))。2月11日に 8.4°C と最低値を示した後に上昇し、8月28日に 27.4°C と最高値となった。理論平年値から求めた1月1日の水温変化量は、 $-0.13^{\circ}\text{C}/\text{日}$ であった。その後、

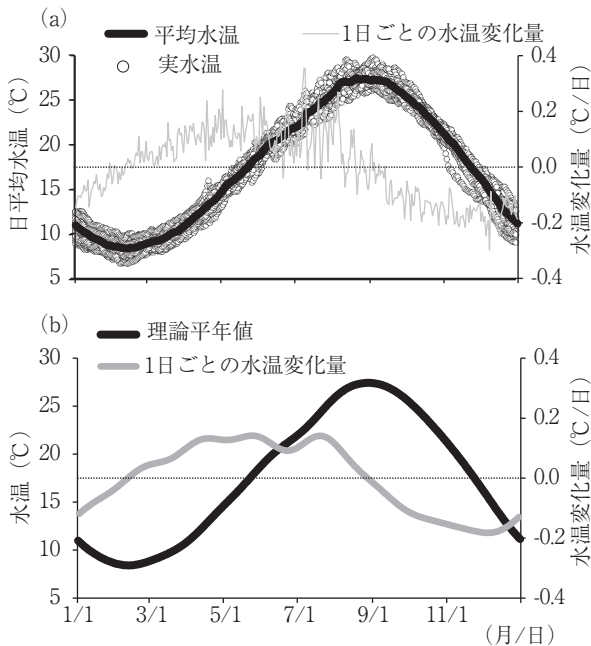


図5 モデルBの期間(2001~20年)における日平均水温、1日ごとの水温変化量の推移
(a)期間中の実水温、20年間の日平均水温、20年平均の1日ごとの水温変化量
(b)理論平年値、理論平年値から求めた1日ごとの水温変化量

徐々に増加し、2月12日以降は正の値となり、5月24日に $0.14^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった。6月22日に $0.09^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった後に再び増加し、7月19日には $0.14^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった。8月28日以降は負の値となり、12月4日に $-0.18^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最低値を示した。

モデルCの期間(1991~2020年)における1月1日~12月31日の全実水温、1日ごとの平均値と水温変化量を図6(a)に、理論平年値、理論平年値から求めた水温変化量の推移を図6(b)に示した。

1991~2020年における実水温の全サンプル数は10,837日、年平均欠測数は4.0日/年となった(図6(a))。1月1日の平均水温は、 11.1°C であった。2月12日に 8.3°C と最低値を示した後に上昇し、8月26日に 27.3°C と最高値となった。1月1日の水温変化量は、 $-0.15^{\circ}\text{C}/\text{日}$ であった。その後は、昇降を繰り返しながら徐々に増加し、2月23日以降は正の値を示した。7月9日に最高となる $0.37^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった後に減少し、12月8日に $-0.26^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最低値を示した。

1月1日の理論平年値は、 11.0°C であった(図6(b))。その後、2月12日に 8.4°C と最低値を示した後に上昇し、8月30日に 27.3°C と最高値となった。理論平年値から求めた1月1日の水温変化量は、 $-0.11^{\circ}\text{C}/\text{日}$ であった。その後増加し、2月12日以降は正の値を示した。5月29日

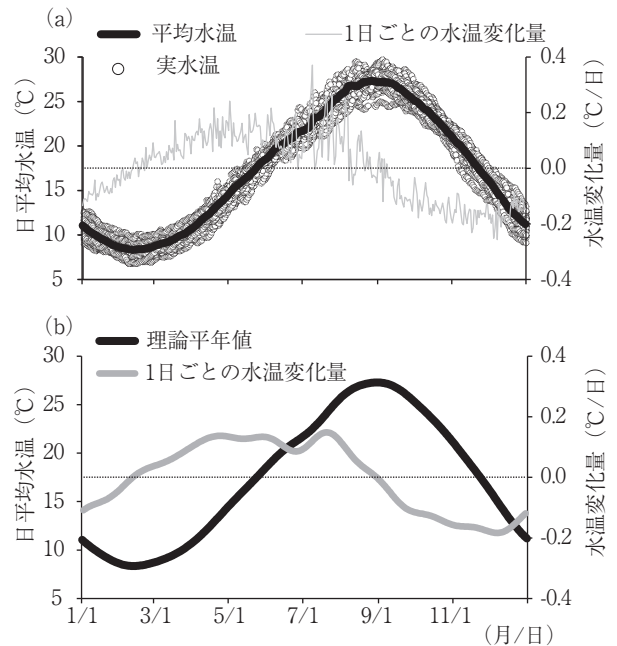


図6 モデルCの期間(1991~2020年)における日平均水温、1日ごとの水温変化量の推移
(a)期間中の実水温、30年間の日平均水温、30年平均の1日ごとの水温変化量
(b)理論平年値、理論平年値から求めた1日ごとの水温変化量

に $0.13^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった後にいったん減少し、6月25日に $0.09^{\circ}\text{C}/\text{日}$ となった。7月21日に $0.15^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と期間中最高値となり、12月7日に $-0.18^{\circ}\text{C}/\text{日}$ と最低値を示した。

2021年を対象とした水温予測の結果 2021年の1日ごとの日平均水温(実水温)、前述したモデルA～Cの理論平年値で予測した7日後の水温、両者の誤差(偏差)を図7に示した。なお、1月1日を予測開始日としたため、1月8日以降の予測結果を示した。

2021年の1月1日の実水温は 10.7°C であった。その後は昇降を繰り返しながら推移し、1月21日に 8.4°C と最低値を、8月5日に 27.8°C と最高値を示した(図7(a))。モデルAの理論平年値を用いた1月8日(7日後)の予測値は、 10.2°C であった。その後、実水温と同様の傾向を示しながら推移し、1月27日に最低値の 7.7°C 、8月12日に最高値となる 28.3°C を示した。実水温と予測値の偏差(実水温-予測値)をみると、1月8日は -0.75°C であった。その後も一定の偏差はあったが、4月までは概ね $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以内であった。5月以降に偏差の絶対値が大きくなり、7月12日に -3.4°C 、7月20日に 3.0°C となった。9月中旬以降は小さくなり、 $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以上を示す頻度も低下した。絶対値換算した偏差の平均値は 0.58°C となり、 $\pm 1^{\circ}\text{C}$

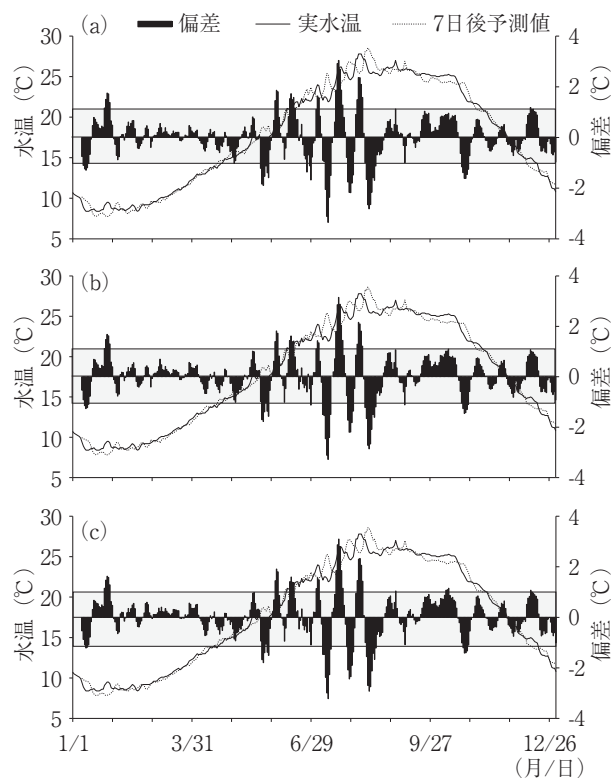


図7 2021年の実水温と理論平年値を用いて計算した7日後の予測水温、両者の偏差
(a)実水温とモデルAの理論平年値、
(b)実水温とモデルBの理論平年値、
(c)実水温とモデルCの理論平年値

以内の割合は90%であった。

モデルBでの1月8日の予測値は、 9.9°C であった(図7(b))。その後も実水温と同様の傾向を示しながら推移し、1月27日に最低値の 7.8°C 、8月12日に最高値となる 28.4°C を示し、その後は低下した。1月8日の偏差は -0.53°C であった。モデルAとほぼ同様に5月以降は偏差の絶対値が大きく、9月中旬以降は小さかった。絶対値換算した平均値は 0.60°C 、 $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以内の割合は92%であった。

モデルCでの1月8日の予測値は、 9.9°C であった(図7(c))。1月18日に最低値の 7.8°C 、8月11日に最高値となる 28.6°C を示した。1月8日の偏差は -0.52°C であった。モデルA、Bと同様の偏差の推移を示した。絶対値換算の平均値は 0.62°C 、 $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以内の割合は88%であった。

3つの理論平年値を基に2021年における7日後の水温予測を行ったところ、いずれのモデルでも、周期的な水温変化を妨げるイベントに伴う実水温の停滞、急激な上昇や下降の発生時に偏差が大きくなった。一方で、イベントが発生しにくい秋季から冬季には偏差が小さかったことから、ノリやカキ養殖の作業開始時期を判断する資料として一定の精度を有していると考えた。

モデル間の比較とすると、モデルA、Bでは偏差が $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以内の割合が90%以上と一定の精度を有していたが、モデルCでは88%となり、90%を下回った。本県を含めた東部瀬戸内海では、1990年代の後半に水温の急激な上昇(ジャンプ)が生じている¹⁴⁾。その前後で水温の変動パターンが変化した結果、現在と異なる周期のデータを含むモデルCの精度が低下した可能性がある。

2022, '23年を対象とした水温予測の結果 2022, '23年の実水温とモデルBの理論平年値を用いた7日後の予測水温、偏差の推移を図8に示した。

2022年, '23年の実水温と7日後の予測値は、これまでと同様に季節変動を示しながら推移した。偏差が $\pm 1^{\circ}\text{C}$ 以内になる割合は、'22と'23年の順に90%と91%となり、両年ともに90%以上となった。これらのことから、2001～'20年のデータを用いた予測は、少なくとも翌年以降の3年間は一定の精度を有していた。今後も定期的に精度を確認する必要があるものの、本手法による予測の信頼性が示された。

理論平年値を用いた予測と既存手法の比較 2021年9月10日～12月31日、2022年9月15日～12月31日、2023年1月8日～2月9日について、モデルBの理論平年値と既存手法¹¹⁾による予測の比較を行った(図9)。図中には、1～8日後の予測値と実水温の偏差(絶対値)の平均値、

偏差が $\pm 1^\circ\text{C}$ 以内の割合を示した。

既存手法による偏差の平均値は、1～8日後の順に $0.08 \pm 0.07^\circ\text{C}$ 、 $0.15 \pm 0.13^\circ\text{C}$ 、 $0.20 \pm 0.16^\circ\text{C}$ 、 $0.24 \pm 0.19^\circ\text{C}$ 、 $0.28 \pm 0.22^\circ\text{C}$ 、 $0.32 \pm 0.25^\circ\text{C}$ 、 $0.36 \pm 0.28^\circ\text{C}$ 、 $0.45 \pm 0.38^\circ\text{C}$ となった。理論平年値では $0.13 \pm 0.10^\circ\text{C}$ 、 $0.22 \pm 0.17^\circ\text{C}$ 、 $0.31 \pm 0.22^\circ\text{C}$ 、 $0.38 \pm 0.25^\circ\text{C}$ 、 $0.43 \pm 0.29^\circ\text{C}$ 、 $0.48 \pm 0.33^\circ\text{C}$ 、 $0.51 \pm 0.36^\circ\text{C}$ 、 $0.55 \pm 0.45^\circ\text{C}$ となった。いずれの日についても既存手法の偏差が小さかったが、同一日では両者の間に有意差はなかった($p < 0.05$, t -test)。

偏差が $\pm 1^\circ\text{C}$ 以内となる割合は、既存手法では1～8日後において、100.0%、100.0%、100.0%、100.0%、

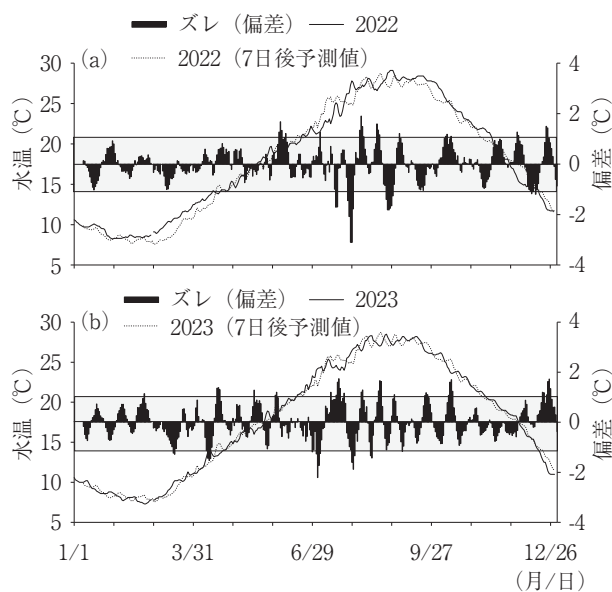


図8 実水温とモデルBの理論平年値を用いて計算した7日後の予測水温と両者の偏差
(a)2022年, (b)2023年

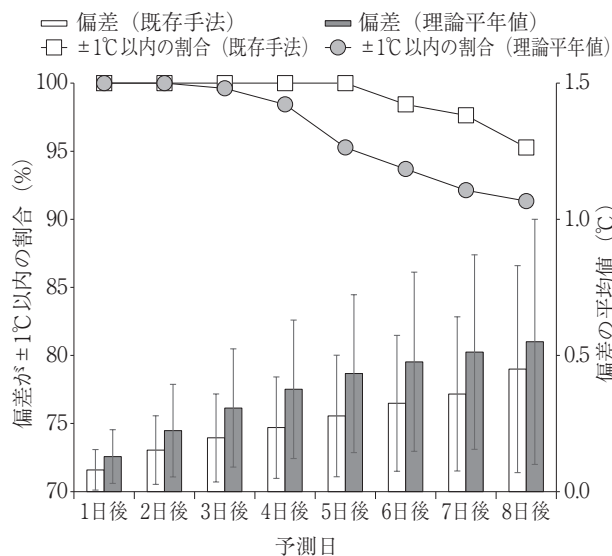


図9 理論平年値を用いた予測と既存手法¹¹⁾による予測の比較

100.0%、98.4%、97.6%、95.3%となり、理論平年値を用いた予測では、100.0%、100.0%、99.6%、98.4%、95.3%、93.7%、92.1%、91.3%となった。両予測共に7日後、8日後においても90%以上となり、一定の精度を有していた。

社会実装と活用状況の把握 水産研究所で公開している水温の予測情報のホームページの一例を図10に、2022年7月1日～'24年12月31日における1日あたりのユニークアクセス数と30日間移動平均値の推移を図11に示した。

'22年7月1日には、37回/日であった(図11)。その後、昇降を繰り返しながら徐々に増加し、'23年5月15日には期間中の最高の280回/日となった。ノリ養殖にとって水温が重要となる10～12月について、'22、'23、'24年を比較すると、それぞれ 38.3 ± 12.6 、 82.4 ± 16.3 、 88.9 ± 20.5 回/日となり、公開当初と比較して、2倍以上となっていた。本手法では機械検索の影響を受けるため、実数に関する議論の余地は残るが、傾向は正しいと考えられることから、水温予測の利用者数は徐々に増加し、利活用が進んだと考えられた。加えて、2年間のみ結果ではあるが、アクセス数は春と秋に増加する傾向がみられた。リアルタイムの水温を公開しているホームページ



図10 水産研究所で公開している水温の予測情報のホームページ画像と2次元バーコード

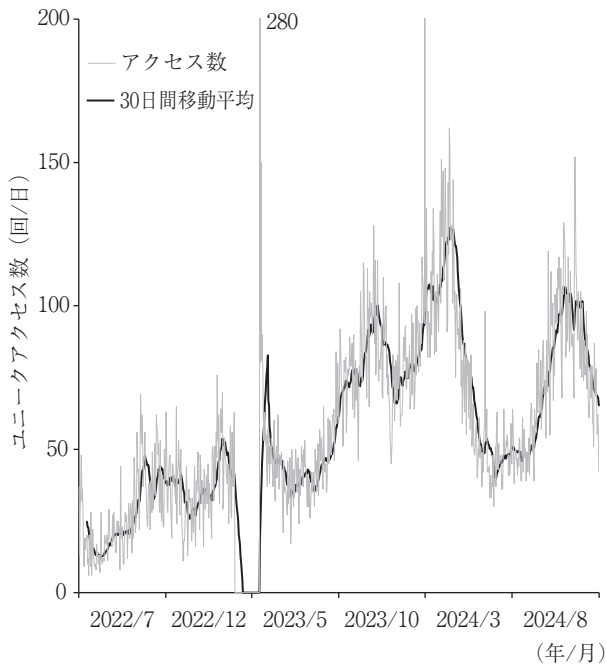


図11 水温予測のホームページへのユニークアクセス数の推移 (2023年4月1日～5月15日は欠測)

(<http://www.okayama-suishi.net/>)においても同様の傾向がみられており(未発表), 水温に関する情報は, 遊漁や水浴といった海のレジャーを楽しむ県民等, 漁業関係者以外にも広く活用されていると考えられた。

現時点では予測期間のニーズに関する情報は有していないが, 今後の水温変化を考慮してノリ養殖の準備をすると仮定した場合, より長期(7日以上)の予測情報が必要と考えられる。現在, 7日後までの予測値を公開しているが, 水温の周期変化と気温変化を組み合わせると2週間先の予測を行っている例もあることから¹⁵⁾, 今後は7日以上先の予測についても検討する必要があると考えられた。

まとめ 今回, 継続的にデータ取得が行われてきたテレメーターの水温データを用いて, 理論平年値を用いた水温予測を試みた。開発した予測技術は, 一定の精度を有していたことから, インターネットを通じて予測結果を公開した。社会実装から3年以上運用を継続するとともに, 利用者数の増加も確認できた。

謝 辞

長期間にわたって, 水温の観測装置を維持・管理するとともに, 資料を保存していた先人方に敬意を示す。

文 献

1) 下茂 繁・秋本 泰・高浜 洋, 2004: 海生生物の水環境体

制について, 海生研研報, **6**, 1-159.

- 2) 高柳和史, 2009: 地球温暖化の漁業および海洋生物への影響, 地球環境, **14**(2), 223-230.
- 3) 気候変動監視レポート2023, 2024: 気象庁.
- 4) 清水泰子・草加耕司, 2019: 岡山県の浮き流し養殖漁場における養殖ノリの高水温適応育種素材の特性, 岡山水研報告, **34**, 12-17.
- 5) 尾田 正, 2005: 選抜育種による高成長・高生残系マガキの作出, 岡山水試報, **20**, 32-36.
- 6) 村山史康・濱崎正明・山下泰司・草加耕司, 2018: モニタリング調査から推定したマガキの身入り不良要因, 岡山水研報告, **33**, 29-33.
- 7) 中田 薫, 2010: 水産分野における温暖化対策研究, 農林水産技術研究ジャーナル, **33**(8), 36-41.
- 8) 馬場康之, 2020: 沖合観測点における水温変動傾向と近年の黒潮の離接岸について, 土木学会論文集B1 (水工学), **76**(2), 1483-1488.
- 9) 鹿島千尋・中谷祐介, 2023: 地形変化による瀬戸内海の流動変化, 土木学会論文集, **76**(17), 23-17055, 2023.
- 10) 三浦雅大・山本正之・土田修二, 2005: 海水温上昇が及ぼす魚類の行動変化の予測, 沿岸海洋研究, **42**(2), 133-139.
- 11) 杉松宏一・福岡弘紀・岡村和磨・徳永貴久・中野 善・山口 聖・坂本節子・持田和彦・河野史郎・窪田 務・松尾 齊・浦川俊二・井手元保博・前田亜貴子, 2024: 有害赤潮プランクトンのモニタリング技術の開発・実証及び普及並びにデータ利活用の促進, 令和5年度豊かな漁場環境推進事業のうち海域特性に応じた赤潮・貧酸素水塊, 栄養塩類対策推進事業(1)赤潮等による漁業被害への対策技術の開発・実証・高度化報告書, 284-299.
- 12) 高木秀蔵・古村振一・乾 元気・山下泰司, 2021: 岡山県海域における年代ごとの水質変化と平年値の設定, 岡山水研報告, **36**, 59-69.
- 13) Akaike, H., 1973: Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, Proceedings of the 2nd international symposium on information theory, Budapest, 267-281.
- 14) 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.
- 15) 中川憲一・福田義和・金子秀毅・中村 寛・中村辰男, 2018: 東北地方の養殖漁業のための沿岸水温予測方法の紹介, 測候時報, **85**, 13-29.