

地方公共団体環境研究機関等と国立環境研究所との共同研究（C型）

「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究」

報告書

Impact assessments of global warming on coastal water quality
and their application to design appropriate adaptation measures

平成 20～22 年度

目 次

1. 研究背景と概要	1
2. 岩手県沿岸域における海水温の傾向について	3
3. 宮城県沿岸域における表層水温のトレンド ーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー	5
4. 山形県日本海沿岸海域における表層海水温のトレンド	11
5. 千葉県沿岸域の公共用水域水質測定地点における水温、CODの 重回帰分析による変動解析	17
6. 東京都内湾部・運河部における水温の長期変動傾向解析結果	23
7. 川崎港における海水温の連続モニタリング調査結果	27
8. 川崎港における表層海水温について ーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー	42
9. 東京湾西部（横浜沿岸）海域における表層水温のトレンド ーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー	49
10. 相模湾における水温経年変化	55
11. 公共用水域常時監視データによる静岡県沿岸の表層水温長期変動の検討	58
12. 名古屋港における水温変動の回帰分析について	63
13. 富山湾沿岸海域における水温変動と気温変動について	67
14. 石川県沿岸海域における表層海水温についてー水域別に見た水温の推移ー	71
15. 福井県沿岸域の表層水温のトレンドについて	74
16. 京都府沿岸域における水温上昇の検討	78
17. 大阪湾（大阪府沿岸域）における水温上昇傾向の検討	84
18. 神戸沿岸海域データの解析（ダミー変数を用いた重回帰分析）	86
19. 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究 ー播磨灘における水温のトレンドー	102
20. 徳島県沿岸域における表層水温変化	112
21. 高知県沿岸域の海水温の変化について	116
22. 広島湾における水温上昇傾向の検討	132
23. 博多湾における水温上昇傾向と海水温の連続モニタリング	139
24. 大分県沿岸域の公共用水域水質測定地点における水温、CODの変動解析	156
25. 宮崎県沿岸域における水温等解析結果	162
26. 鹿児島県沿岸域における海水温等解析結果	170
27. 沖縄県における水温変動傾向について	184
28. データの質（取得頻度）の違いによる沿岸海水温変動解析結果	186
29. 資料（研究実施組織，全体会合記録，成果発表一覧，付録）	192

研究背景と概要

この報告書は平成 20 年度から 22 年度にかけて実施してきた平成 19 年度地方公共団体環境研究機関等と国立環境研究所との共同研究（C 型）「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究」で得られた成果を取りまとめたものである。

本研究課題の主旨は、地球温暖化に伴う我が国の沿岸海域環境における海水温上昇傾向を公共用水域の常時監視（測定計画）で得られたデータから抽出し、また海水温上昇に伴う水質や海域環境の変化を評価するというものである。

水温は水質環境基準項目ではないが、公共用水域の常時監視の際に一般項目として必ず測定されている。しかしながら海水温は上昇傾向（トレンド）のみならず季節変動、日周変動等を含んで変化が著しいものであるにも拘わらず、公共用水域の常時監視では基本的に最大月一回以下の頻度でしか測定されていないためにデータの密度・精度として充分とは言えず、これまで積極的に解析・活用されてこなかったのが現実である。

そこで本研究課題では、先ず過去 30 年以上に渡って公共用水域の常時監視において月一回以下の頻度で測定された海水温データを用いた変動（上昇）傾向を抽出するべく統計的解析手法の開発・検討を行い、全国の沿岸海域での公共用水域の常時監視において取得・蓄積されてきた海水温データに適用した。

海水温の変動の統計的解析は、1) 長期の変動傾向（トレンド）、2) 季節（月毎）変動の二成分を基本としたダミー変数を用いた重回帰分析により実施した。なお一部のものには、4 月は月内の海水温の変動が他の月より著しいことから特異月と位置付け、この月の測定日を月内の前半・後半に分けた場合の影響を評価するための 3) 4 月効果、さらに測定時間帯（午前か午後）の影響を加味した 4) 時刻効果の二成分を追加した。

全国 207 地点の表層海水温データを解析した結果、132 地点で有意な上昇傾向（平均：0.039°C/年，最小：0.001°C/年～最大：0.104°C/年）が見られた。

また、表層以外の下中層・底層の海水温データ 130 地点・層分について同様に解析を行ったところ 106 地点・層分において有意な上昇傾向（平均：0.045°C/年，最小：0.018°C/年～最大：0.119°C/年）が見られた。興味深いことに、下中層・底層の方が同じ地点の表層よりも高い割合（頻度）で有意な海水温上昇傾向が見られ（千葉県 [東京湾・太平洋沿岸]，神奈川県 [相模湾]，京都府 [日本海沿岸]，福岡市 [博多湾]，鹿児島県 [鹿児島湾]），またその上昇傾向も下中層・底層の方が表層よりも高い場合が多かった（千葉県 [東京湾・太平洋沿岸]，東京都・横浜市 [東京湾]，大阪府 [大阪湾]，鹿児島県 [鹿児島湾]）。

相模湾の各地点における海水温変動を統計数理研究所提供の Web decomp により解析を行ったところ、1980 年代から 2000 年までは上昇傾向が顕著である一方、2000 年以降は変動が明確ではないという傾向を示した。

このことから 1980 年代から直近（2007～2010 年）までと、1980 年代から 2000 年以前の二期間に分けて 75 地点における上層の海水温変動の解析を行ったところ、上昇傾向が有意に認められた地点数は両期間とも同じものの、上昇傾向は 1980 年代から 2000 年以前まで

の方が1980年代から直近（2007～2010年）までよりも平均0.022℃/年ほど高くなった。

地方毎の傾向をみてみると、山形県と岩手県、それに沖縄県では有意な海水温上昇傾向を示す地点が見られなかった。また、千葉県の外房、高知県、鹿児島県の太平洋沿岸部では海水温上昇傾向を有意に示す地点数が少なかった。山形県と同様に日本海側に面した福井県、京都府でも海水温上昇傾向を有意に示す地点数が少なかったが、これはこれら三つの府県では冬期に海域の公共用水域常時監視を行っていないために寒冷期の海水温データが欠損しているが、対照的に多くの地点で海水温上昇傾向が有意に認められた富山県では同じ日本海側に面していながらも冬期も測定を行っており、データの充足状態により解析結果（海水温変動傾向）の違いが現れたものと考えられた。また、海域毎の特性として興味深かったのは大阪湾で、湾の東南域に当たる大阪府沿岸では表層・底層とも海水温上昇が有意に認められたが、西北域の兵庫県沿岸域では解析を行った8地点全てにおいて認められず、さらに神戸市管轄の4地点でも1地点しか有意な海水温上昇は認められなかった。大阪湾には、兵庫県部沖合の西北域には須磨沖反流、西宮沖環流と呼ばれる海流が有る一方、東南域の大阪府沿岸には東岸恒流帯と呼ばれる別の海流が有り、上記の海水温上昇傾向の相違に反映されていたと思われる。このように同じ海域でも異なった自治体（広域）で取得されてきた公共用水域常時監視データの変動傾向の解析結果が異なる例が示され、海洋構造や水域特性による水質形成の要因を探る上での定点観測による測定データの蓄積の重要性の一端がうかがえた。

本研究課題提案内容に盛り込んだ温暖化による沿岸域水環境の脆弱性、リスク解析、並びにシナリオ作成や適応策については残念ながら今回十分に検討、実施出来なかったが、東京湾を事例にした解析で、海水温上昇の底層の低・貧酸素化への寄与の増大やノリの養殖時期が変動する可能性が示唆され、熱帯域・亜熱帯域に分布する有毒のヒョウモンダコの博多湾における生息が2009年以降に確認されている。

今後は全国の沿岸海域における物質循環の過程や生物相の変化と併せて、海水温変動の影響を詳細に精査・検討する必要があると思われる。

本研究遂行に当たり、当初の研究内容を立案、提案書を作成され、平成20年度～21年度に渡り課題代表者を務めて頂いた宮城県保健環境センターの佐々木久雄前副所長（現・東北大学大学院工学研究科）平成22年度の課題代表者を務めて頂き、ダミー変数による海水温変動の重回帰分析を開発された横浜市環境科学研究所の二宮勝幸前主任研究員（現・横浜市環境創造局下水道水質課）、それに様々な統計解析に関するご助言・指導を賜りました統計数理研究所の柏木宣久教授にはこの場を借りて、深謝申し上げます。

最後に、本課題に参加されてこられた地方環境研究機関の皆様方全員に対しまして、厚く御礼申し上げます。

2011年 独立行政法人 国立環境研究所
地域環境研究センター 牧 秀明

岩手県沿岸域における海水温の傾向について

岩手県環境保健研究センター 検査部

大矢 学

藤原繁夫

佐藤耕二

I はじめに

岩手県沿岸海域の公共用水域水質環境基準測定地点における、過去の測定時に得られた海水温データについて、ダミー変数を用いた重回帰分析を試みたので、報告する。

II 方法

1 対象地点の選定

岩手県沿岸域は全長約 200km に及び、その南部はいわゆる「リアス式海岸」と呼ばれる、奥深く水深も深い独特の地形を持ち、また、北部は隆起海岸地形とされ、あまり出入のない海岸線となっている。

これら沿岸域においては、現在 15 水域が海域 A 類型の環境基準の類型指定を受けており、また、南部を中心に 7 水域が「閉鎖性水域」として、窒素とリンの排水基準適用対象となっている。

これら水域では、1 海域あたり 1 から 3 地点で、4 回／年～12 回／年の頻度で水質測定が行われている。

これらのことを踏まえ、対象水域を北から、久慈湾、大槌湾、大船渡湾（甲）及び広田湾とした。各水域の 1985 年以降、4 回／年以上継続して測定している測定地点のうち、各 1 地点を解析対象地点とした。（表 1）

2 海水温の測定方法

過去約 30 年以上実施している、水質環境基準点の採水測定時に、測定記録してある野帳を元に、表層の海水温のデータを拾い出し、基礎データとした

水温の測定は、判明している範囲では、ペッテンコーヘル水温計で行なっている。

3 解析方法

二宮ら（文献 1、文献 2）の方法を用い、配布されたソフトウェア（6 回／年測定用、12 回／年測定用）を元に解析を行った。解析対象期間等を表 1 に示す。

表 1 水温解析対象地点及び年間採水回数等一覧表

水域名	地点名	S60～H7	H8～H11	H12～H21	備考
久慈湾	S-1	①年6回測定		②年6回測定	最北水域
大槌湾	S-12	①年4回測定		②年6回測定	中央部水域
大船渡湾（甲）	S-31		①年12回測定		閉鎖性水域
広田湾	S-34	①年4回測定		②年6回測定	最南水域

Ⅲ 結果と考察

1 各測定地点ごとの解析結果

(1) 久慈湾 S-1

年 6 回測定モデルを用いて解析を行った結果、期間①、②ともに傾きは負の値(減少傾向)となったが、P 値(危険率)は、それぞれ 0.087、0.47 となり有意(0.05 以下)ではなかった。

(2) 大槌湾 S-12

年 6 回測定モデルを用いて解析を行った結果。期間①、②ともに傾きは正の値(上昇傾向)となったが、P 値(危険率)は、それぞれ 0.48、0.74 となり有意(0.05 以下)ではなかった。

(3) 広田湾 S-34

年 6 回測定モデルを用いて解析を行った結果、期間①、②ともに傾きは負の値(減少傾向)となったが、P 値(危険率)は、それぞれ 0.94、0.068 となり、有意(0.05 以下)ではなかった。

(4) 大船渡湾(甲) S-31

年 12 回測定モデルを用い解析を行った結果、傾きは負の値(減少傾向)となったが、P 値(危険率)は、0.786 で有意ではなかった。

2 考察

すべての地点の解析において、有意の値が得られなかった理由として、次のようなことが考えられた。

- (1) 年間測定回数が 12 回未満(6 回、4 回などの)測定の場合、測定年内の測定回数が同様であっても、各年内の測定月が大きく変わる場合があること。
- (2) 測定月が春～秋に偏ることが多いこと。
- (3) 今回の測定地点中唯一の年間 12 回測定地点である S-31 地点については、大船渡湾という閉鎖性の高い湾内で、陸水からの影響があること。

Ⅳ 文献

- 1 二宮、柏木：単回帰分析による季節時系列のトレンド推定の問題点、横浜市環境科学研究所所報 34、43-45 (2010)
- 2 二宮、柏木、岡、岩淵、飯島：東京湾西部海域における表層水温のトレンド、横浜市環境科学研究所所報 34、46-48 (2010)

宮城県沿岸域における表層水温のトレンド
—ダミー変数を用いた重回帰分析による推定—
Trend of Surface Water Temperature
at the Coastal Area in Miyagi Prefecture
-Estimation of Trend by using Multiple Regression Analysis
Containing Dummy Variables-

宮城県保健環境センター

Miyagi Prefectural Institute of Public Health and Environment

福地 信一 阿部 郁子

佐々木久雄*¹ 藤原 秀一

Shinichi FUKUCHI Ikuko ABE

Hisao SASAKI Syuuichi FUJIWARA

要旨

季節変動を有する時系列データの解析手法としてダミー変数を用いた重回帰分析の適用が有効であることから、県内沿岸域の表層水温に当該手法を適用したところ、松島湾桂島西において危険率 1%で有意な結果が得られ、トレンドは 0.0033 (°C/月) で年間 0.0396°C となり、観測が始まって以来 34 年間で約 1.35°C 上昇という結果が得られた。

また、12 ヶ月移動平均法や Web-decomp による解析でも同様の結果が得られ、松島湾桂島西では明確な表層水温の上昇トレンドが確認された。

キーワード：トレンド；水温；重回帰分析；ダミー変数

Key words : Trend ; Water temperature ;

Multiple regression analysis ; Dummy variables

1 はじめに

地球温暖化が沿岸域の水環境に及ぼす影響を把握するためには、海水温の上昇率を正確に評価することが重要と考えられる。

沿岸域における水温については、公共用水域水質測定計画に基づき観測しているデータが 1970 年代から 30 年以上にわたり集積されている。しかし、観測頻度が月 1 回であり、採水日や採水時刻が不規則であるため、そのまま解析し水温上昇率を求めると、偏りの発生が懸念される。

平成 20 年度から行われている、国立環境研究所と地方公共団体環境研究機関との C 型共同研究「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究」において、これらの問題を解決すべく季節変動を有する

時系列データの解析手法を種々検討したところ、ダミー変数を用いた重回帰分析の適用が最も有効であるとの検討結果が得られたことから、全国規模で海水温上昇率の調査を実施することになった。

本報告は、宮城県沿岸域における海水温上昇率の結果を取りまとめたものである。

2 解析方法

2.1 使用データ

表 1 に示すとおり、公共用水域環境基準点及び補助点から、気仙沼湾大島北沖（河口に近い）、鮎川湾御番所崎沖（外洋に面している）及び松島湾桂島西（内湾）の 3 地点を選定し、毎月観測している表層水温（海面下 0.5m）

*1 現 東北大学大学院工学研究科

のデータを使用し解析を行った。

なお、気仙沼湾及び松島湾は、環境省が定めた閉鎖性海域88海域に含まれている。

表1 使用したデータ一覧

地点名	気仙沼湾 大島北沖 (河口)	鮎川湾 御番所崎沖 (外洋)	松島湾 桂島西 (内湾)
データ			
基準点 番号	606-01	624-01	603-55
水深(m)	30	25	5
観測 期間	1979.4~ 2010.11	1980.5~ 2010.11	1977.4~ 2010.11
観測数	379	307	404

また、年度末に-1を入力し、年度毎の季節成分の和を0とする。

($Y = \text{トレンド成分} + \text{季節変動成分} + \text{残差}$)¹⁾

表2 目的変数と説明変数(桂島西の例)

測定 年月	目的変数		説明変数											
	水温 実測値	傾き 効果	季節効果											
			4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	
1977.04	10.9	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1977.05	13.0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1977.06	17.0	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
1977.07	25.9	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	
1977.08	23.8	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	
1977.09	21.0	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	
1977.10	16.8	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	
1977.11	18.0	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	
1977.12	8.0	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	
1978.01	4.3	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	
1978.02	3.2	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	
1978.03	4.7	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	
1978.04	11.6	13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
.	
.	
.	
2010.11	14.8	404	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	

図1に観測地点を示す。



図1 観測地点

2.2.2 12ヶ月移動平均法

季節調整の一般的な手法である12ヶ月移動平均法による解析を行った。

2.2.3 Web-decompによる解析

Web-decompとは、統計数理研究所が開発した、季節変動を含む時系列データの解析に使用するツールである。

下記HPにアクセスし、データをWeb上で直接入力することにより、統計数理研究所のコンピューターが解析し、結果を返してくれるシステムである。

($Y = \text{トレンド成分} + \text{季節変動成分} + \text{短期循環変動} + \text{曜日効果} + \text{ノイズ}$)²⁾

<http://ssnt.ism.ac.jp/inets2/japaneseVersion/title.html>

2.2.4 気温のトレンド

C型共同研究では、参考として沿岸域近傍の気温トレンドを把握することとしているため、気象庁気象統計情報により江ノ島を選定し、気温の解析を行った。

2.2.5 公共用水域データと連続測定データの比較

月1回の公共用水域水温データ(桂島西)と、2010年6月に設置した24時間連続測定データ(水温ロガー)の

2.2 解析方法

2.2.1 ダミー変数を用いた重回帰分析

表2に示すとおり、目的変数と説明変数の表を作成し、エクセル2007に付属しているデータ分析ツールの回帰分析により解析した。

傾き効果には連番を入力する。御番所崎沖については3月及び4月は欠測月となっており、このような場合は欠番とする。季節効果に該当する月に1を入力し、それ以外の月に0を入力する。

比較検討を行った。

図 2 に水温ロガー (HOB0 Pendant Temperature Logger) の写真を示すが、5cmx3cmx1cm で 30m 耐圧性を有し、光通信によりパソコンへデータ転送を行うものである。



図 2 水温ロガー

図 3 に松島湾における水温ロガーの設置地点を示す(桂島西：

$N38^{\circ} 20' 18''$, $E141^{\circ} 04' 19''$)
(水温ロガー設置位置: $N38^{\circ} 19' 48''$,
 $E141^{\circ} 03' 20''$)

24 時間連続測定用の水温ロガーは、環境基準補助点である桂島西から西へ 1 km 離れた地点に、塩釜市漁業協同組合が設置した航路表示用ブイを借用し取り付けたものである。水深は 5 m で、表層から 1 m 地点と底層から 1 m 地点の 2カ所で 1 時間に 1 回の頻度で連続測定を実施している。

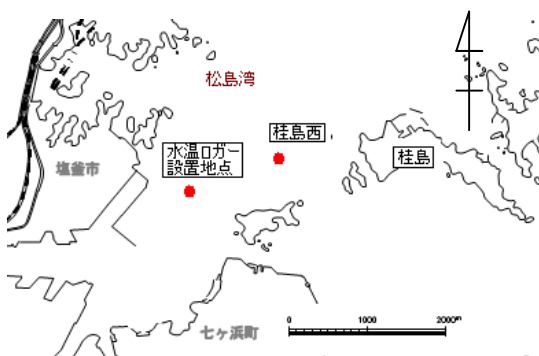


図 3 松島湾における水温ロガー設置地点

水温ロガー設置地点における 2010 年 6 月から 12 月までの、水温連続測定結果の推移をまとめた。

なお、2011 年 3 月 11 日の東日本大震災で発生した津波で設置した水温ロガーは喪失し、測定は 2011 年 6 月現在、中断している。

3 結果および考察

3.1 ダミー変数を用いた重回帰分析結果

表 3 にダミー変数を用いた重回帰分析結果を示す。

傾き効果 ($^{\circ}\text{C}/\text{月}$) は、月あたりの水温上昇率を示し、各月の値は、重回帰分析で得られた季節効果の係数である。

気仙沼湾大島北沖は統計的に有意な結果は得られず、海水温のトレンドはみられなかった。この基準点は、大川の河口に近いことから、陸水の影響を直接受けていることが原因と考えられる。

外洋に面している鮎川湾御番所崎沖は、3 月と 4 月は毎年欠測となっており、10 ヶ月分の解析結果となっている。有意な値ではないが、 $0.0012 (^{\circ}\text{C}/\text{月})$ という僅かなトレンドが得られた。

松島湾桂島西における傾き効果については、危険率 1% で有意な結果が得られ、トレンドは $0.0033 (^{\circ}\text{C}/\text{月})$ で年間 0.0396°C となり、観測が始まって以来 34 年間で約 1.35°C 上昇という結果が得られた。内湾のため気温の影響を受けやすいことが原因と考えられる。

2.2.6 水温連続測定結果の推移

表3 ダミー変数を用いた重回帰分析結果

地点名	気仙沼湾 大島北沖	鮎川湾 御番所崎 沖	松島湾 桂島西
傾き効果 (℃/月)	-0.0003	0.0012	0.0033**
4月(℃)	-4.0086	-	-3.1360
5月(℃)	-1.1365	-3.4822	0.6695
6月(℃)	2.9481	0.1715	4.7456
7月(℃)	5.0046	4.1929	8.3953
8月(℃)	8.3736	6.6660	11.0449
9月(℃)	7.5052	6.6970	8.6681
10月(℃)	4.1835	3.5894	4.0795
11月(℃)	0.8403	0.0463	-1.1032
12月(℃)	-2.8304	-2.7247	-5.7693
1月(℃)	-6.4463	-7.0626	-9.5878
2月(℃)	-7.2654	-	-9.1911

**危険率1%で有意

3.2 12ヶ月移動平均法による解析結果

図4-1～3に、12ヶ月移動平均法により季節調整を行った単回帰分析結果を示す。

緑線は過去30数年間における水温実測値を示しており、季節変動の振幅が顕著に確認できる。

青線は季節調整として12ヶ月移動平均した値を示しており、その線形分析(単回帰分析)結果を赤線で示した。

その結果、

大島北沖: $Y=7E-05X+13.694$

御番所崎沖: $Y=0.0011X+15.376$

桂島西: $Y=0.0032X+13.593$

となり、重回帰分析とほぼ同様の結果が得られた。

桂島西の水温トレンドは0.0032(℃/月)であり、重回帰分析結果の0.0033(℃/月)とほぼ同様の値を示した。ただし、季節変動を含む時系列データに単回帰分析を適用すると、季節変動が誤ってトレンドと認識されることがあるため、避けた方が望ましい³⁾との報告がある。

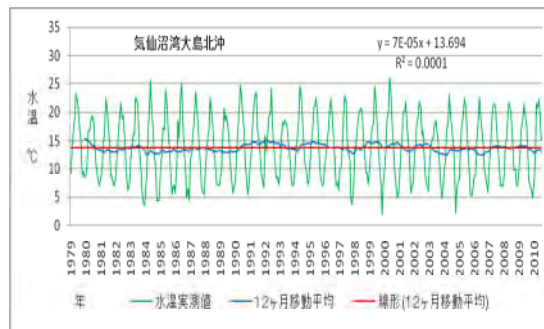


図4-1 12ヶ月移動平均(大島北沖)

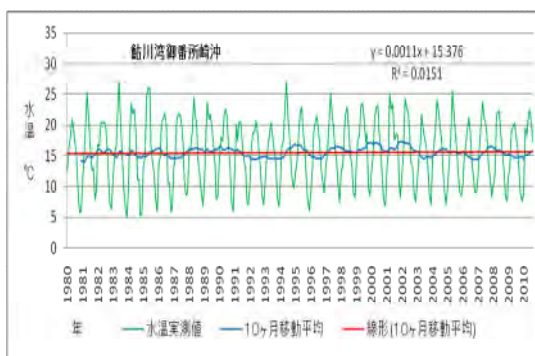


図4-2 12ヶ月移動平均(御番所崎沖)

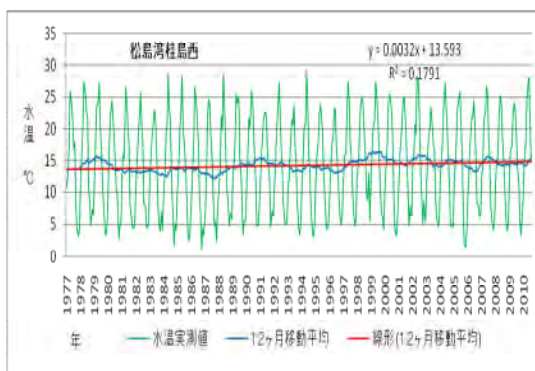


図4-3 12ヶ月移動平均(桂島西)

3.3 Web-decompによる解析結果

図5-1～2に統計数理研究所のWeb-decompによる海水温トレンドの解析結果を示す。

緑線は水温実測値で、振幅は季節変動である。赤線が解析結果であり、大島北沖についてはトレンドがほぼ水平であるが、桂島西では1980年代は13℃、2000年代では15℃をキープしており、明確な海水温度の上昇トレンドが確認できる。

なお、御番所崎沖については欠測月

を有しているため解析対象から除外している。

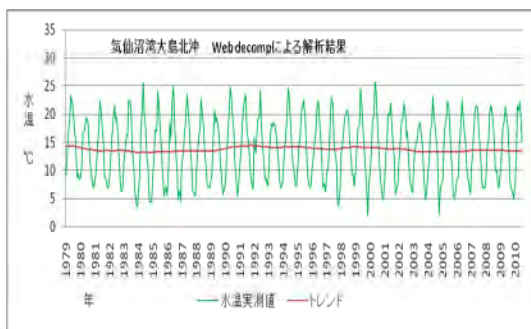


図 5-1 Web-decomp (大島北沖)

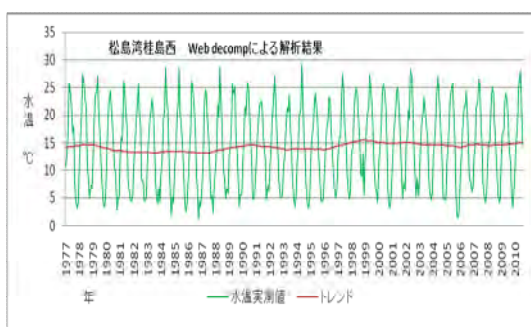


図 5-2 Web-decomp (桂島西)

3.4 気温のトレンド

図 6 に江ノ島における年平均気温の推移を示す。

気象庁気象統計情報のデータによると、江ノ島における年平均気温のトレンドは、 $0.0348(^\circ\text{C}/\text{年})$ であり、最近 27 年間で 0.94°C 上昇という結果が得られた。⁴⁾

なお、仙台管区気象台では、東北地方の年平均気温は 100 年あたりで 1.64°C 上昇したと報告している。⁵⁾

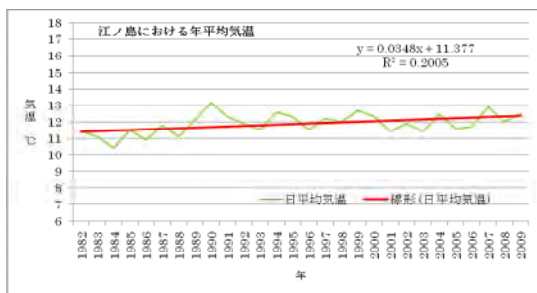


図 6 江ノ島における年平均気温 (気象統計情報)

3.5 公共用水域データと連続測定データの比較

表 4 に、公共用水域データと連続測定データの比較結果を示す。

公共用水域データは松島湾桂島西のデータで、月 1 回測定した瞬時値であり、連続測定データは水温ロガーデータで 1 日 24 時間毎正時のデータである。比較には月 1 回の採水測定時間に最も近いロガーの正時データを使用した。

データは 5 件であるが、両地点では平均 0.38°C の水温差があるという結果が得られた。相関係数は 0.999 と非常に高く、1km 離れていることを考慮しても、ほぼ同様の測定結果が得られたものと考えられる。

表 4 公共用水域データと連続測定データの比較

測定日	公共用水域 (桂島西)		連続測定 (水温ロガー)		水温差 ($^\circ\text{C}$)
	測定時間	水温 ($^\circ\text{C}$)	測定時間	水温 ($^\circ\text{C}$)	
2010/7/5	6:22	24.4	6:00	25.1	0.7
2010/8/4	5:54	26.9	6:00	27.3	0.4
2010/9/6	9:05	28.2	9:00	28.2	0.0
2010/10/6	11:07	20.8	11:00	21.4	0.6
2010/11/8	6:56	14.8	7:00	15.0	0.2

相関係数=0.999

水温差平均=0.38

3.6 水温連続測定結果の推移

図 7 に松島湾における 2010 年 6 月 24 日から 12 月 21 日までの水温連続測定結果(1 時間値)の推移を示す。赤線は表層水温、青線は底層水温で、短い振幅は日変動である。

2010 年の夏は猛暑に見舞われ、松島湾の表層水温は 30°C を超える日もあった。5m 程度の水深でも夏期は表層と底層に温度差が出現し成層を確認できるが、10 月以降は対流期に入り温度差が消滅している。

9 月下旬に台風 12 号が通過し、それ以降海水温は 5°C 低下している。

水温ロガーは連続データが収集可能なので、詳細な温度変化の解析には有用な測定機器であることから、C型共同研究参加機関に広く設置を呼びかけ、データは国環研に集約しHPにより公開する予定となっている。



図7 水温連続測定結果の推移

4 まとめ

宮城県内の沿岸域3地点において、30年以上にわたり集積された公共用水域水質測定結果を使用し、海水温の解析を行ったところ、以下の結果が得られた。

①ダミー変数を用いた重回帰分析結果によると、松島湾桂島西については、危険率1%で有意な結果が得られ、トレンドは $0.0033(^\circ\text{C}/\text{月})$ で年間 0.0396°C となり、観測が始まって以来34年間で約 1.35°C 上昇という結果が得られた。なお、大島北沖、御番所崎沖については有意な結果は得られなかった。

②12ヶ月移動平均法により季節調整を行った単回帰分析結果についても、重回帰分析結果と同様の結果が得られた。

③統計数理研究所のWeb-decompにより解析したところ、大島北沖についてはトレンドが明確ではないが、桂島西では明確な海水温上昇トレンドが確認された。

④江ノ島における年平均気温のトレ

ンドは、 $0.0348(^\circ\text{C}/\text{年})$ であり、最近27年間で 0.94°C 上昇という結果が得られた。

⑤環境基準補助点である桂島西における月1回の測定データと、近隣に設置した24時間連続測定データ5件分を比較したところ、両地点では平均 0.38°C の水温差があるという結果が得られた。相関係数は 0.999 と非常に高く、1km離れていることを考慮しても、ほぼ同様の測定結果が得られたものと考えられる。

⑥松島湾における2010年6月から12月までの水温連続測定結果によると、9月下旬に台風が通過し、それ以降海水温が 5°C 低下し、その後対流期に入ったものと考えられる。

本報告は県内沿岸域3地点のみの解析結果であるが、C型共同研究に参加している26機関により、全国規模で海水温のトレンドを把握することとしており、本年度末までに全国的な傾向が明らかになる予定となっている。

5 参考文献

- 1) 二宮勝幸，柏木宣久他：東京湾生部海域における表層水温のトレンド：横浜市環境科学研究所所報第34号2010
- 2) Web-decomp：統計数理研究所HP
<http://ssnt.ism.ac.jp/inets2/japaneseVersion/title.html>
- 3) 二宮勝幸，柏木宣久：単回帰分析による季節時系列のトレンド推定の問題点：横浜市環境科学研究所所報第34号2010
- 4) 宮城県江ノ島の気温：気象庁気象統計情報
- 5) 地球温暖化による東北地方の気候への影響：仙台管区气象台

ー山形県日本海沿岸海域における表層海水温のトレンドー

会田 健（山形県環境科学研究センター）

1 はじめに

本研究は、地方公共団体環境研究機関が長年にわたって蓄積してきた日本沿岸域における水質データ及び水温データを全国レベルで解析し、それらの結果を基に地球温暖化を見据えた日本沿岸域の水環境保全のあり方を提言することを目的としている。

研究の一環として、山形県の過去の海水温データについて、ダミー変数を用いた重回帰分析を適用し、山形県日本海沿岸海域の表層海水温のトレンドを検討した。

2 山形県沿岸部の状況¹⁾

山形県は本州東北日本海に位置し、沿岸部は西に日本海を望む全長約 135km（飛島含む。）の海岸である。海岸線はほぼ南北に直線上に延びており、海岸線の形状から北の秋田県境から吹浦漁港までの北部岩礁海岸、吹浦漁港から湯野浜海岸に至る砂浜海岸、湯野浜海岸から新潟県境までの南部岩礁海岸の3地域に区分することができる。

砂浜海岸のほぼ中央に最上川河口があり、海岸部に沿って発達した庄内砂丘となり、海岸線から陸域方向に 50m 以上の砂浜が続き、海岸砂防林が整備され、背後に庄内平野が広がっている。また、酒田沖約 40km には県内唯一の離島である飛島がある。

本県沿岸の海流としては、沖縄付近で黒潮から北へ分かれて日本海に向かう対馬海流が流れている。

3 海水温トレンドの解析方法

3-1 使用データ

山形県公共用水域常時監視調査地点（海域）の内、外洋の 9 地点（No.13～No.21）の表層海水温について、調査開始時からの全データを用いた。

各地点の位置は図-1 のとおりであり、地点の概要は表-1 のとおりである。

なお、海水温は調査船上からバケツで表層海水を採取し、ペッテンコーヘル水温計を用いて測定したものである。



図-1 海域調査地点

表-1 海域調査地点の概要

水域	地点名 (地点コード)	位置	測定 開始 年度	全水深	採水深度	測定項目及び頻度 (平成 22 年度実施項目)	
						生活環境項目	健康項目
酒田港	No. 13 (06-701-01)	N 38, 58, 36 E 139, 49, 35	1975	9m	表層 (0.5m) 中層(2m)	pH, DO, COD (12回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	PCB (4回/年)
日本海 沿岸	No. 14 (06-702-01)	N 38, 34, 22 E 139, 31, 24	1996	46m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	
	No. 15 (06-702-02)	N 38, 34, 58 E 139, 29, 48	1996	65m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) n-Hex, T-N, T-P (2回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	Cd, T-CN, Pb, Cr(VI), As, T-Hg PCB, Se (1回/年)
	No. 16 (06-702-03)	N 38, 46, 40 E 139, 42, 36	1996	32m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	
	No. 17 (06-702-04)	N 38, 47, 16 E 139, 40, 42	1996	44m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) n-Hex, T-N, T-P (2回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	Cd, T-CN, Pb, Cr(VI), As, T-Hg PCB, Se (1回/年)
	No. 18 (06-702-05)	N 38, 56, 40 E 139, 46, 48	1996	33m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	
	No. 19 (06-702-06)	N 38, 57, 22 E 139, 45, 18	1,996	51m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) n-Hex, T-N, T-P (2回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	Cd, T-CN, Pb, Cr(VI), As, T-Hg PCB, Se (1回/年)
	No. 20 (06-702-07)	N 39, 05, 10 E 139, 50, 36	1996	22m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	
	No. 21 (06-702-08)	N 39, 05, 52 E 139, 49, 36	1996	38m	表層 (0.5m)	pH, DO, COD (6回/年) n-Hex, T-N, T-P (2回/年) 大腸菌群数 (2回/年)	Cd, T-CN, Pb, Cr(VI), As, T-Hg PCB, Se (1回/年)

注) 採水及び分析は 2,001 年度までは県直営、2,002 年度以降は外部委託で実施

No. 14~No. 21 の採水月は 5 月~10 月

No. 15, No. 17, No. 19, No. 21 の Se はローリング調査

3-2 統計手法

二宮ら²⁾によるダミー変数を用いた重回帰分析により解析を行った。ダミー変数とは、属性・状態が 2 つあり、ある属性・状態に該当すれば 1、そうでなければ 0 という値をとる変数をいう。

列データについて基本成分を求めた。次に、重回帰分析を用いて合成成分から各基本成分を分離して推定するため、適切なダミー変数を含む説明成分を選択した。さらに、重回帰分析を適用して各地点のトレンドを推定した。

3-3 解析の手順

水温時系列データはトレンド成分、季節成分及び採水日時の変化に伴う変動成分などの基本成分の和（合成成分）で表されると考えられるので、各調査地点の水温時系

4 結果と考察

4-1 水温時系列と基本成分

4-1-1 水温の季節変化とトレンド

図-2に No.13 及び No.14 地点の水温時系列データを示した。

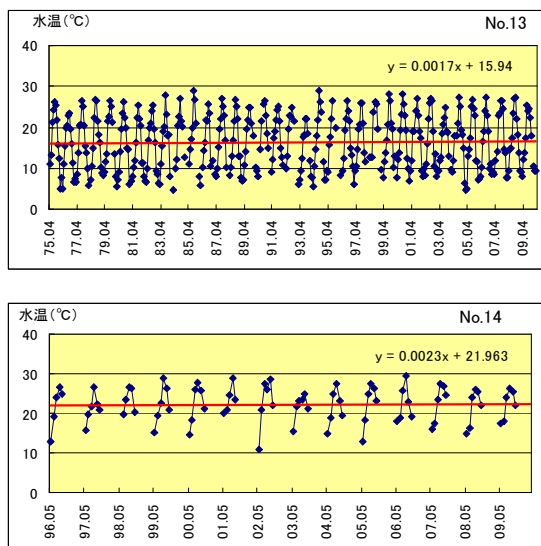


図-2 No. 13 及び No. 14 地点の水温時系列

No.13 地点の過去 35 年の平均水温は 16.3℃、平均年変動幅は 19.0℃（振幅は 9.5℃）であった。また、単回帰分析により求めた水温のトレンドは 0.0017℃/月であった。

No.14 地点は 5 月から 10 月までのデータのみであるが、平均年変動幅は 11.7℃（振幅は 5.9℃）、単回帰分析により求めた水温のトレンドは 0.0023℃/月であった。

4-1-2 採水日の偏りによる影響

季節によっては月の上旬と下旬で水温に差がある場合があり、特定の期間に採水日が上旬または下旬に偏っている場合はその期間について月内変動分を補正する必要がある。

図-3に No.13 及び No.14 地点の採水日の変化を示した。

採水日は No.13、No.14 地点とも不規則に変動しており、特定の期間に採水日が月の上旬または下旬に偏っているパターンは認められず、水温の月内変動補正は必要ないと考えられた。

No.15～No.21 地点は No.14 と同一の採水日であり、これらの地点についても水温の月内変動の影響は無視した。

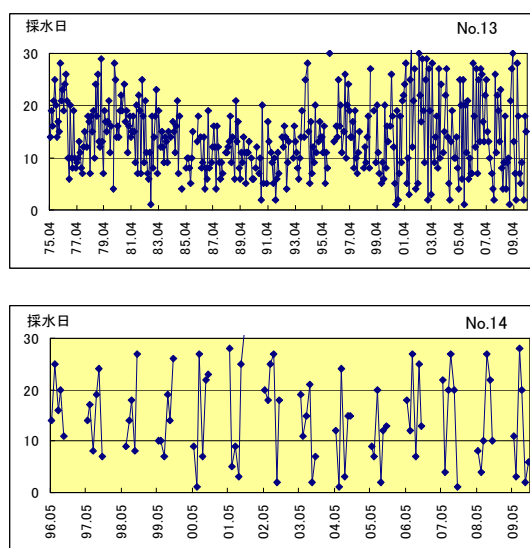


図-3 No. 13 と No. 14 地点の採水日の変化

4-1-3 採水時刻の偏りによる影響

海水温は 1 日の内でも時間変動があると考えられ、採水時刻の偏りによっては日内変動の補正が必要になる。

図-4に No.13 及び No.14 地点の採水時刻の変化を示した。

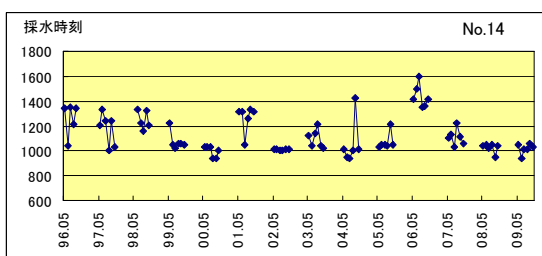
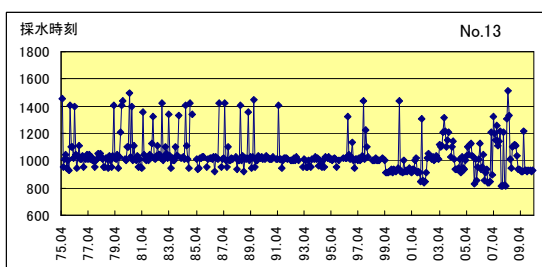


図-4 No. 13 と No. 14 地点の採水時刻の変化

採水時刻は No.13、No.14 とともに概ね 10 時前後と 14 時前後に分けられるが、午後の採水実施が特定の月に集中していないため、採水時刻による日内変動補正は必要ないと考えられた。No.15～No.21 地点も No.14 と同様の採水時刻の変動であり、これらの地点も採水時刻による日変動の影響は無視した。

4-1-4 基本成分とパラメータ

水温時系列データの検討より、その基本成分として、9 地点いずれにおいても傾き成分と季節成分が考えられた。

基本成分と No.13 及び No.14 地点の予測値を表-2 に示した。

表-2 基本成分と予測値

基本成分名	項目	予測値	
		No. 13	No. 14
傾き成分	傾き	0.0017°C/月	0.0023°C/月
	切片	15.94°C	21.96°C
季節成分	振幅	9.5°C	5.9°C

4-2 重回帰分析結果

4-2-1 重回帰の説明変数

水温時系列データ Y_1 は表-2 に示した各基本成分の和として式(1)で表される。

$$Y_1 = T_1 + S_1 \dots \dots \dots (1)$$

ここで、 T_1 =トレンド成分、 S_1 =季節成分、である。また、 a を回帰係数 (傾き)、 b を切片とすると、 $T_1 = at + b$ で表される。

式(1)の各基本成分に対応した重回帰における説明変数を表-3 に示した。

トレンド成分 T_1 は採水年月に対応しており、その偏回帰係数 (傾き効果) が水温変化率 (°C/月) となる。

季節成分 S_1 は各月の季節効果を表す成分である。それぞれの月は名義尺度であるため、ダミー変数を用いて、季節効果に該当する月は 1、それ以外の月は 0 とした。

表-3 目的変数と説明変数 (測定月 12 か月の場合)

測定年月	目的変数		説明変数											
	水温実測値	傾き効果	季節効果											
			4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	
1975.04	Y_1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1975.05	Y_2	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1975.06	Y_3	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
1975.07	Y_4	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	
1975.08	Y_5	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	
1975.09	Y_6	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	
1975.10	Y_7	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	
1975.11	Y_8	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	
1975.12	Y_9	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	
1976.01	Y_{10}	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	
1976.02	Y_{11}	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1976.03	Y_{12}	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	
1976.04	Y_{13}	13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
.	
.	
1985.04	Y_{121}	121	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1985.05	Y_{122}	122	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
.	
.	
2010.03	Y_{420}	420	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	

(測定月 6 か月の場合)

測定年月	目的変数		説明変数				
	水温 実測値	傾き 効果	季節効果				
			5月	6月	7月	8月	9月
1996.05	Y ₁	1	1	0	0	0	0
1996.06	Y ₂	2	0	1	0	0	0
1996.07	Y ₃	3	0	0	1	0	0
1996.08	Y ₄	4	0	0	0	1	0
1996.09	Y ₅	5	0	0	0	0	1
1996.10	Y ₆	6	-1	-1	-1	-1	-1
1997.05	Y ₇	13	1	0	0	0	0
1997.06	Y ₈	14	0	1	0	0	0
.
.
2000.05	Y ₂₅	49	1	0	0	0	0
2000.06	Y ₂₆	50	0	1	0	0	0
.
.
2009.10	Y ₈₄	162	-1	-1	-1	-1	-1

年～2009年の期間に分けて重回帰分析を行った。

また、No.14～No.21 地点は 1996 年～2009 年の全期間について重回帰分析を行った。

Excel の回帰分析ツールを用い重回帰分析を行った結果を表-4 に示した。

4-2-2 重回帰分析結果

No.13 地点は温暖化が顕著であったといわれる1975年～1999年とそれ以降の2000

表-4 重回帰分析結果

説明変数	No.13		No.13	
	係数	P-値	係数	P-値
切片(°C)	15.576562	4.79E-123	17.254274	2.803E-13
傾き効果(°C/月)	0.0045953	0.0246581	-0.002067	0.7191377
4月(°C)	-6.188157	2.261E-24	-4.574481	4.18E-10
5月(°C)	-2.808355	3.746E-07	-1.302413	0.0526368
6月(°C)	1.9150492	0.0004426	2.429654	0.0003984
7月(°C)	5.3022242	3.45E-19	7.0017215	3.075E-18
8月(°C)	8.8618585	1.036E-41	9.7037889	3.131E-27
9月(°C)	7.7099955	1.053E-33	8.4358563	4.397E-23
10月(°C)	3.8486679	9.308E-12	4.3579237	1.984E-09
11月(°C)	-0.703023	0.2386805	-0.950009	0.1557968
12月(°C)	-2.995396	8.174E-07	-3.684827	2.846E-07
1月(°C)	-4.971313	9.552E-14	-7.160713	1.353E-19
2月(°C)	-5.751661	4.08E-17	-7.731561	1.364E-21
解析対象期間	1975-1999年		2000-2009年	

説明変数	No.14		No.15		No.16		No.17	
	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
切片(°C)	22.055786	8.638E-67	21.810736	1.072E-58	21.855148	1.262E-63	21.89991	6.345E-64
傾き効果(°C/月)	0.0014955	0.6888875	0.0029652	0.5248628	0.0004429	0.9139034	0.0004846	0.9051518
5月(°C)	-6.669058	3.81E-26	-6.487934	4.923E-21	-6.42138	1.678E-23	-6.453446	8.461E-24
6月(°C)	-3.110216	1.072E-10	-2.85744	1.203E-07	-2.886547	4.898E-09	-2.94622	2.209E-09
7月(°C)	2.0241916	6.398E-06	1.5824516	0.0017808	1.9201531	3.587E-05	2.0532951	1.013E-05
8月(°C)	4.8268945	1.131E-18	5.050915	4.353E-16	4.8197102	1.994E-17	4.8313819	1.264E-17
9月(°C)	3.2281241	9.049E-11	3.1584069	1.387E-08	3.0764102	7.515E-10	3.0094688	1.176E-09
解析対象期間	1996-2009年							
説明変数	No.18		No.19		No.20		No.21	
	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
切片(°C)	21.07946	1.804E-58	21.223132	8.429E-62	21.594304	1.566E-62	21.825719	2.78E-61
傾き効果(°C/月)	0.0015041	0.7406042	0.0026198	0.5342616	0.0005967	0.8866786	-0.001256	0.7703978
5月(°C)	-6.536138	1.797E-21	-6.470069	5.049E-23	-6.44985	4.455E-23	-6.151698	7.064E-21
6月(°C)	-2.812273	1.332E-07	-2.553026	2.34E-07	-2.709515	4.823E-08	-2.849435	2.406E-08
7月(°C)	1.9933662	9.329E-05	1.9300681	5.097E-05	2.0756029	1.403E-05	1.8589636	0.0001155
8月(°C)	4.799005	2.449E-15	4.8488769	5.396E-17	5.0464347	6.361E-18	4.7530765	3.337E-16
9月(°C)	3.0083825	3.66E-08	2.6819714	7.136E-08	2.6672666	7.155E-08	2.6257609	1.839E-07
解析対象期間	1996-2009年							

No.13 地点の水温トレンドは温暖化が顕著であったといわれる 1975～1999 年は $0.055^{\circ}\text{C}/\text{年}$ の上昇率であり、P-値が 0.0247 と 5%危険率で有意となった。また、2000～2009 年は P-値が 0.719 であり、有意なトレンドは認められなかった。

No.14～No.21 地点は P-値がいずれも 0.05 より大きくなり、有意なトレンドは認められなかった。

5 まとめ

山形県日本海沿岸域の公共用水域常時監視データについて海水温のトレンドをダミー変数を用いる重回帰分析により解析した。

その結果、No.13 地点について、1975～1999 年は $0.055^{\circ}\text{C}/\text{年}$ の上昇がみられたが、2000～2009 年は有意なトレンドは認められなかった。

また、No.14～No.21 は 1996～2009 年に有意なトレンドは認められなかった。

【文献】

- 1) 山形県海岸漂着物対策推進地域計画 第2章1 (平成22年度)
- 2) 二宮勝幸、柏木宣久、岡敬一、岩渕美香、飯島恵：東京湾西部海域における表層水温のトレンド-ダミー変数を用いた重回帰分析による推定-、横浜市環境科学研究所報、**34**、46-51(2010)

千葉県沿岸域の公共用水域水質測定地点における水温、COD の重回帰分析による変動解析

千葉県環境研究センター 飯村 晃・小倉 久子

1. 目的

日本沿岸の水環境について、地球温暖化と関連づけられた水質、生態系への影響を把握し、地球温暖化を見据えた日本沿岸域の水環境保全のあり方を提言することを目的とする。

千葉県では千葉県沿岸の公共用水域水質測定地点における水温、COD の変動についてとりまとめ、統計的解析を行ったのでその結果を報告する。

2. 方法

2・1 使用データ

公共用水域水質測定地点¹⁾のうち太平洋9地点および東京湾16地点を選んで解析した。観測データは太平洋上の地点については1981年4月から2008年3月までの27年間、東京湾内の地点については東京湾28を除いて1981年4月から2010年3月までの29年間、東京湾28のみ1995年4月から2010年3月までの15年間のものを使用した。各地点の名称、全水深は表1のとおり。図1に解析対象地点のおよその位置を示した。地上気温との比較を行うため太平洋近傍の地方气象台、気象観測所等の気温データも利用した。銚子地方气象台、勝浦、館山特別地域気象観測所、横芝光、茂原、鴨川地域気象観測所の月平均気温データ(1981年1月～2010年3月)を使用した²⁾。その気象観測所等のおよその位置もあわせて図1に示した。

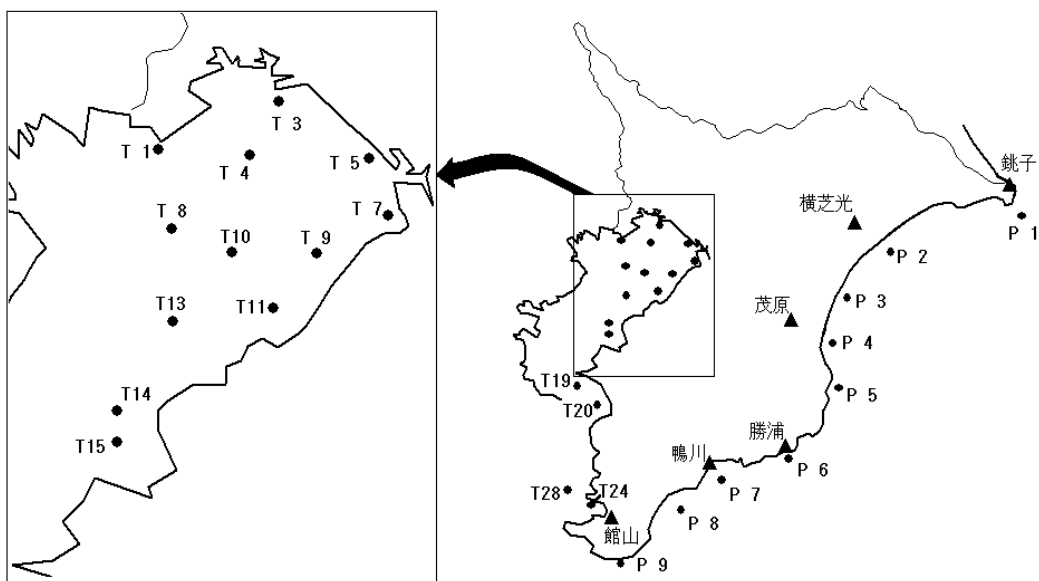


図1 解析対象地点と気象観測所等の位置

表 1 解析対象地点

地点名(図中表記)	全水深(m)	地点名(図中表記)	全水深(m)	地点名(図中表記)	全水深(m)
太平洋 1 (P 1)	19.5	東京湾 1 (T 1)	7.3	東京湾13(T13)	19.9
太平洋 2 (P 2)	14.8	東京湾 3 (T 3)	5.7	東京湾14(T14)	20.0
太平洋 3 (P 3)	14.5	東京湾 4 (T 4)	10.8	東京湾15(T15)	13.3
太平洋 4 (P 4)	11.8	東京湾 5 (T 5)	8.7	東京湾19(T19)	11.5
太平洋 5 (P 5)	13.5	東京湾 7 (T 7)	9.0	東京湾20(T20)	10.1
太平洋 6 (P 6)	28.8	東京湾 8 (T 8)	17.5	東京湾24(T24)	28.0
太平洋 7 (P 7)	77.5	東京湾 9 (T 9)	15.3	東京湾28(T28)	>500
太平洋 8 (P 8)	65.5	東京湾10(T10)	18.0		
太平洋 9 (P 9)	40.3	東京湾11(T11)	16.1		

全水深は2007年度平均値

2・2 解析方法

太平洋の調査地点では年4回の測定を行っている。その4回を春(5月(1例のみ6月))夏(8月(2例のみ9月))秋(11月(1例のみ12月))冬(1~3月)の4つのカテゴリーに分けてダミー変数を組み込んで重回帰分析を行った。当該調査地点の水質測定実施日は翌月にずれ込んだり、同じ月の中でも上旬から下旬まで年度によって大きな違いがある場合があるが、実施日の変動は考慮しなかった。東京湾の調査地点の1~20及び28では年12回、また、東京湾24では年6回測定しており、それぞれカテゴリー数12、6としてダミー変数を組み込んで重回帰分析を行った。また、欠測値は解析から除外、報告下限値未満の測定値は報告下限値の半分として計算した。

解析は各地点とも上層と下層について水温、CODの上昇、下降の傾向を調べた。上層はいずれも水面下0.5mの水についての測定値であるが、下層については太平洋2~5及び東京湾1~20では全水深の1m手前の深度を、太平洋1、6~9及び東京湾24、28では水深15mの深さの水についての測定値である。

気温変化のトレンドもダミー変数を用いた重回帰分析により、1年当たりの気温上昇率を求めた。

3. 結果と考察

重回帰分析の結果を表2に示した。また、地点の位置に対応させて図2~図5に水温上昇率、COD下降率を示した。図2~図5では地点上の球の半径と色分けで上昇率または下降率の大小を表している。

水温について、太平洋では太平洋1下層、太平洋2下層、及び太平洋9下層において有意な上昇傾向が認められた。他の地点の下層及びすべての地点の上層では有意とならなかった。下層水温の上昇率は太平洋1が0.07℃/年と最も高く、太平洋2、太平洋9は0.04℃/年であった。

東京湾では多くの地点で上層、下層とも有意な水温上昇傾向が示された。上層水温の上昇率が最も大きかったのは東京湾7で、0.047℃/年の上昇となった。東京湾内の地点では太平洋沿岸の地点より有意な水温上昇傾向がみられた地点が多かった。

表2 各地点上下層の水温、CODのトレンド

海域	No.	上層水温	危険率	下層水温	危険率	上層COD	危険率	下層COD	危険率
太平洋	1	有意でない		0.072	**	-0.059	***	-0.034	***
	2	有意でない		0.041	*	-0.016	**	-0.027	***
	3	有意でない		有意でない		-0.021	***	-0.028	***
	4	有意でない		有意でない		-0.028	***	-0.023	***
	5	有意でない		有意でない		-0.025	***	-0.028	***
	6	有意でない		有意でない		-0.031	***	-0.026	***
	7	有意でない		有意でない		-0.030	***	-0.022	***
	8	有意でない		有意でない		-0.037	***	-0.030	***
	9	有意でない		0.043	*	-0.034	***	-0.031	***
東京湾	1	0.031	***	0.051	***	-0.053	***	-0.042	***
	3	0.042	***	0.051	***	-0.059	***	-0.045	***
	4	0.032	***	0.055	***	-0.050	***	-0.043	***
	5	0.031	**	0.034	**	-0.050	***	-0.049	***
	7	0.047	***	0.052	***	-0.057	***	-0.030	***
	8	0.020	*	0.047	***	-0.066	***	-0.040	***
	9	0.025		0.055	***	-0.047	***	-0.023	***
	10	0.021	*	0.025	**	-0.047	***	-0.032	***
	11	有意でない		0.052	***	-0.115	***	-0.032	***
	13	0.020	*	0.051	***	-0.049	***	-0.033	***
	14	0.023	**	0.045	***	-0.043	***	-0.037	***
	15	0.026	**	0.039	***	-0.038	***	-0.033	***
	19	0.038	***	0.040	***	-0.038	***	-0.041	***
	20	有意でない		0.018	*	-0.036	***	-0.030	***
24	有意でない		有意でない		-0.028	***	-0.026	***	
28	有意でない		有意でない		有意でない		有意でない		

危険率:*,5%未満,**,1%未満,***,0.1%未満

東京湾は流域人口が多く、人間生活の影響が陸域からもたらされることも多いと思われる。陸域から比較的離れた地点である東京湾8、10、13などの上昇率が沿岸部より低い傾向がみられた。下層水温は富津岬より北の、いわゆる内湾（東京湾1～15）ではすべての地点で有意な上昇傾向がみられ、上昇率は0.025～0.055℃/年の範囲であった。富津岬より南側（東京湾19～28）では東京湾19、20において有意な上昇傾向がみられた。

東京湾内、太平洋沿岸のどちらにおいても、水温上昇傾向は多くの地点で上層よりも下層で認められ、またその上昇率も下層の方が上層よりも高かった。

地上気温について、ダミー変数を用いた重回帰分析の結果を表3に示した。

回帰直線の傾きから求められた1年当たりの気温上昇率は0.040～0.053℃/年の範囲で、傾きのP値も十分小さく、6箇所の気象観測所等でいずれも有意な気温上昇傾向がみられた。

海水温は上層では太平洋の9観測地点すべてで有意な上昇(下降)傾向はみられておらず、また下層でも一部の地点のみで上昇傾向がみられている。下層水温の上昇傾向がみられた地点の分布と気象観測所等における気温上昇率との関連性は明確でなく、さらに上層水温ではどこに

表3 気象観測所等での気温変化のトレンド

気象観測所等	気温上昇率 (℃/年)	危険率
銚子地方気象台	0.045	***
横芝光地域気象観測所	0.051	***
茂原地域気象観測所	0.053	***
勝浦特別地域気象観測所	0.040	***
鴨川地域気象観測所	0.043	***
館山特別地域気象観測所	0.041	***

危険率:*,5%未満,**,1%未満,***,0.1%未満

も上昇傾向がみられなかったことから、千葉県太平洋沿岸部での海水温と付近の気温との間にははっきりした関連は認められなかった。

COD については東京湾 28 の上・下層を除いてすべての地点の上・下層で下降傾向が認められた。下降率は太平洋上層 0.016～0.059mg/L/年、東京湾上層 0.028～0.115mg/L/年、太平洋下層 0.022～0.034mg/L/年、東京湾下層 0.023～0.049mg/L/年の範囲であった。温暖化に伴って内部生産 COD が上昇し、海域の汚濁に寄与しているとの報告³⁾があるが、本県近海では COD の下降傾向が目立った。温暖化によって COD 上昇が起こりうるとしても、本県沿岸域ではそれよりも水質改善効果が上回ったものと推察される。

4. まとめ

- ① 上層水温は東京湾内では多くの地点で上昇傾向がみられたが、太平洋沿岸の地点では上昇/下降傾向はみられなかった。下層水温でも東京湾内では上昇傾向、太平洋沿岸では 3 地点のみで上昇傾向がみられた。水温上昇傾向は多くの地点で上層よりも下層で認められ、またその上昇率も下層の方が上層よりも高かった。
- ② COD は上層、下層とも東京湾湾口部の 1 地点以外のすべての地点で下降傾向がみられた。
- ③ 太平洋沿岸部の気象観測所等で観測された気温は上昇傾向を示していたが、海水温との間にははっきりした関連は認められなかった。

参考文献

- 1) 千葉県：公共用水域水質測定結果(1981～2009).
- 2) 気象庁気象統計情報 <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/>
- 3) 白山 肇：富山湾の水質汚濁と地域の温暖化. 富山国際大学紀要 地域学部第 6 巻,203(2006).

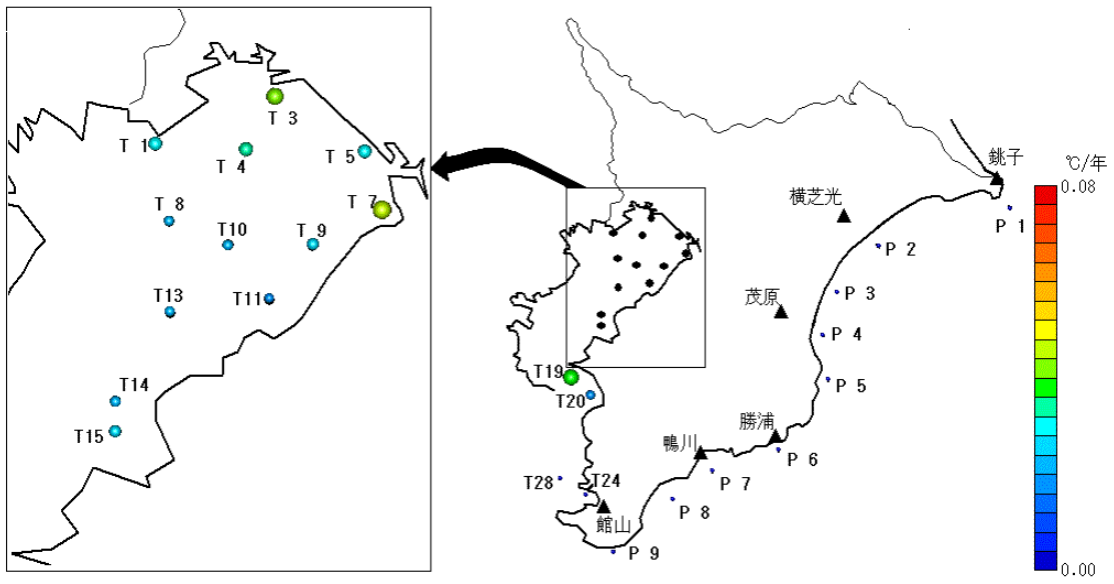


図2 上層水温の上昇率

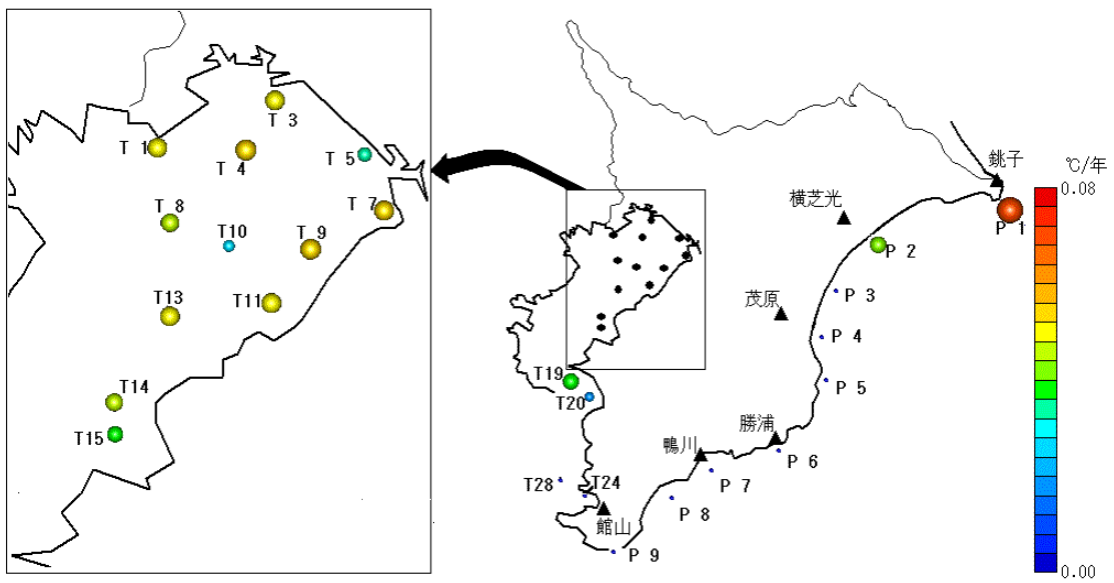


図3 下層水温の上昇率

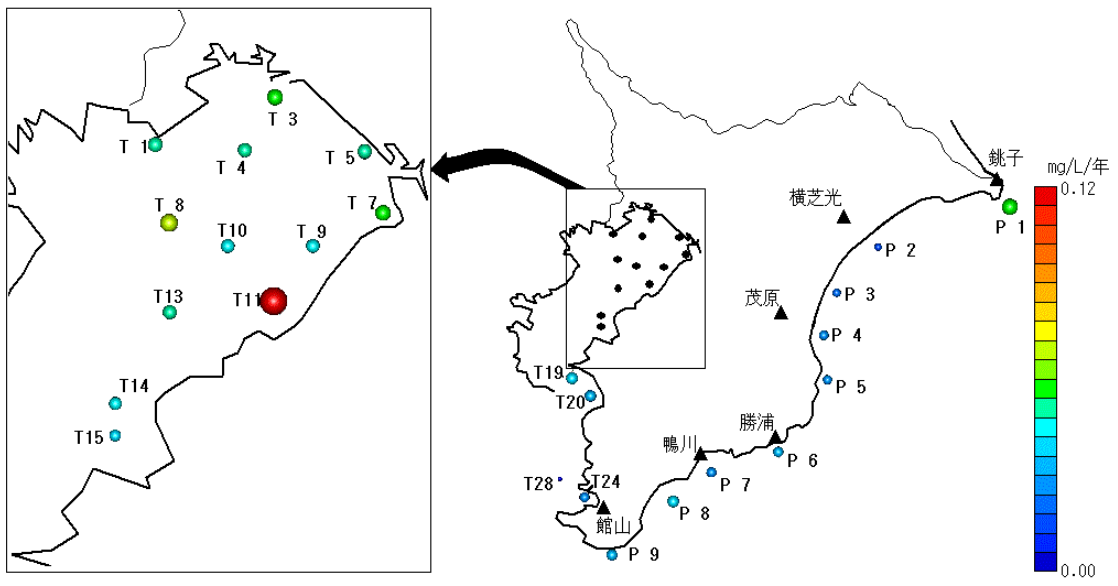


図4 上層 COD 濃度の下降率

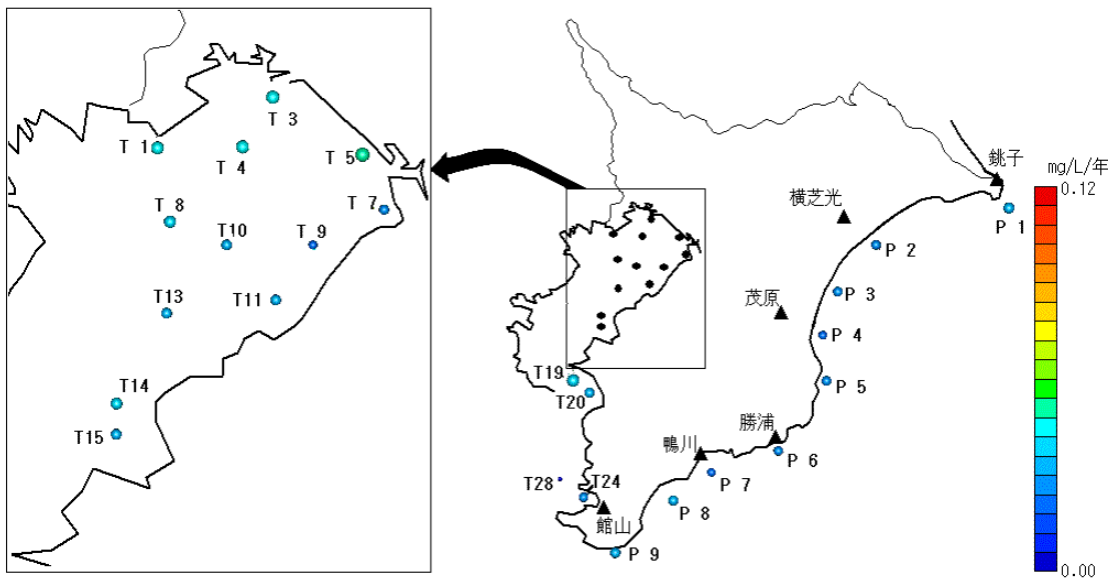


図5 下層 COD 濃度の下降率

東京都内湾部・運河部における水温の長期変動傾向解析結果

東京都環境科学研究所 安藤晴夫 和波一夫 石井真里奈

1 はじめに

東京都の地先海域である東京都内湾部・運河部は、東京湾西岸の最奥部に位置し、主要な河川や大規模下水処理場が集中するため、陸域からの流入汚濁の影響を強く受け、栄養塩濃度等が著しく高く、赤潮や貧酸素水塊の発生が問題になっている。こうした水質汚濁現象には、水温が大きな影響を与えると考えられることから、この海域の水温の変動傾向について解析を行った。その結果について報告する。

2 方法

(1) 使用データ

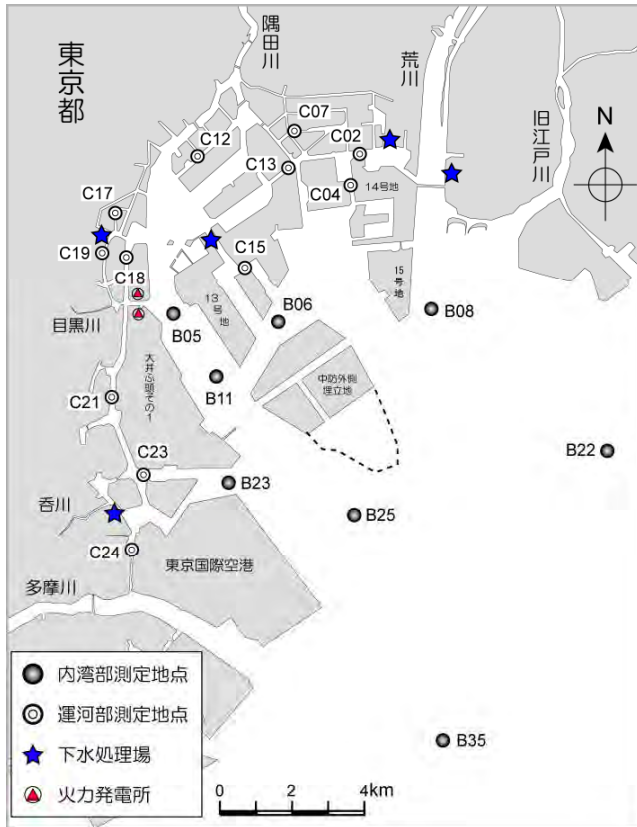


図1 東京都の運河部・内湾部の測定地点

東京都環境局が1970年代初めから実施している公共用水域水質測定調査結果を用いて当該海域における水温の長期変動傾向を解析した。

水温の測定方法について1972～1982年度までは、調査報告書に記載がなく、1983～2002年度は、「電気抵抗温度計による方法」、2003年度以降は、「JIS K0102 7.2に定める方法」と記載されている。電気抵抗温度計については、当初、ブリッジ回路式のST計が使用されていたが、途中（年度不明）からSTD計に替わり、2003年度以降は今日までSTD計による測定が行われている。

解析期間は、1985年4月～2004年3月の20年間とした。

地点は、東京都の海域の水質測定地点のうち、月1回定期的に調査が行わ

れている内湾部の環境基準点8地点と運河部の主要地点12地点の計20地点を対象とし(図1)、各地点とも上層(水深0m)と下層(海底上1m)に分けて解析を行った。

(2) 解析方法

ダミー変数を用いた重回帰分析法により、トレンド成分と季節成分を推定した。

3 結果と考察

重回帰分析の結果を表1に示す。

表1 ダミー変数を用いた重回帰分析結果

* : $p < 0.05$ / ** : $p < 0.01$ / *** : $p < 0.001$

記号	水域	地点	採水深 (m)	上層		下層	
				定数項	傾き	定数項	傾き
B05	内湾	St.5	11	17.16 ***	0.060 ***	15.86 ***	0.066 ***
B06	内湾	St.6	11	17.12 ***	0.065 ***	15.87 ***	0.064 ***
B08	内湾	St.8	6	17.17 ***	0.074 ***	16.38 ***	0.082 ***
B11	内湾	St.11	15	17.14 ***	0.065 ***	15.74 ***	0.047 ***
B22	内湾	St.22	13	17.25 ***	0.056 ***	15.65 ***	0.069 ***
B23	内湾	St.23	6	17.29 ***	0.075 ***	16.36 ***	0.079 ***
B25	内湾	St.25	15	17.07 ***	0.050 ***	15.73 ***	0.057 ***
B35	内湾	St.35	25	17.17 ***	0.049 ***	15.48 ***	0.045 **
C02	砂町運河	夢の島大橋	6	18.15 ***	0.060 ***	16.75 ***	0.047 ***
C04	曙運河	曙水門	4	17.53 ***	0.040 *	16.85 ***	0.059 ***
C07	汐見運河	汐枝橋	3	17.28 ***	0.055 ***	17.30 ***	0.047 **
C12	朝潮運河	黎明橋	4	17.20 ***	0.032 *	16.67 ***	0.070 ***
C13	東雲運河	東雲橋	4	17.69 ***	0.042 **	16.73 ***	0.058 ***
C15	有明南運河	有明ふ頭橋	3	17.23 ***	0.049 ***	16.83 ***	0.054 ***
C17	新芝南運河	八千代橋	3	18.38 ***	0.076 ***	17.18 ***	0.098 ***
C18	京浜運河	港南大橋	4	18.95 ***	0.065 ***	17.43 ***	0.119 ***
C19	高浜運河	御橋橋	3	19.67 ***	0.086 ***	18.93 ***	0.071 ***
C21	京浜運河	勝島橋	5	19.01 ***	0.058 ***	18.39 ***	0.074 ***
C23	京浜運河	京浜大橋	5	18.24 ***	0.096 ***	16.87 ***	0.103 ***
C24	海老取運河	海老取川北口	3	18.14 ***	0.066 ***	17.83 ***	0.052 ***

注) 定数項は1985年4月の水温トレンド推定値(°C)、傾きは水温上昇量(°C/年)を示す

内湾部・運河部20地点の上・下2層、計40ケースについて解析を行った結果、すべてのケースで傾きが正の値(すなわち水温が上昇傾向)を示した。また、この傾きと定数項(回帰直線の切片:1985年4月のトレンド推定値)の有意性の検定結果は、傾きについては、大部分が $p < 0.001$ 、3ケース(内湾部B35下層、運河部C07下層、C13上層)が $p < 0.01$ 、2ケース(運河部C04およびC12上層)が $p < 0.05$ であり、定数項についてはすべてが $p < 0.001$ で有意であった。

表1の結果から各地点上・下層の水温の上昇量(°C/10年に換算)を図2に示す。内湾部については、上層はB23(St.23)が最大で0.75、下層はB08(St.8)が最大で0.82であった。運河部については、上層はC23(京浜運河・京浜大橋)の0.96、下層はC18(京浜運河・港南大橋)の1.19が最大であった。

全体的には、上層より下層の上昇量が大きい地点の方が多かった。

図3は、1985年4月時点の水温と20年間の水温上昇量を加えた2005年4月時点の水温

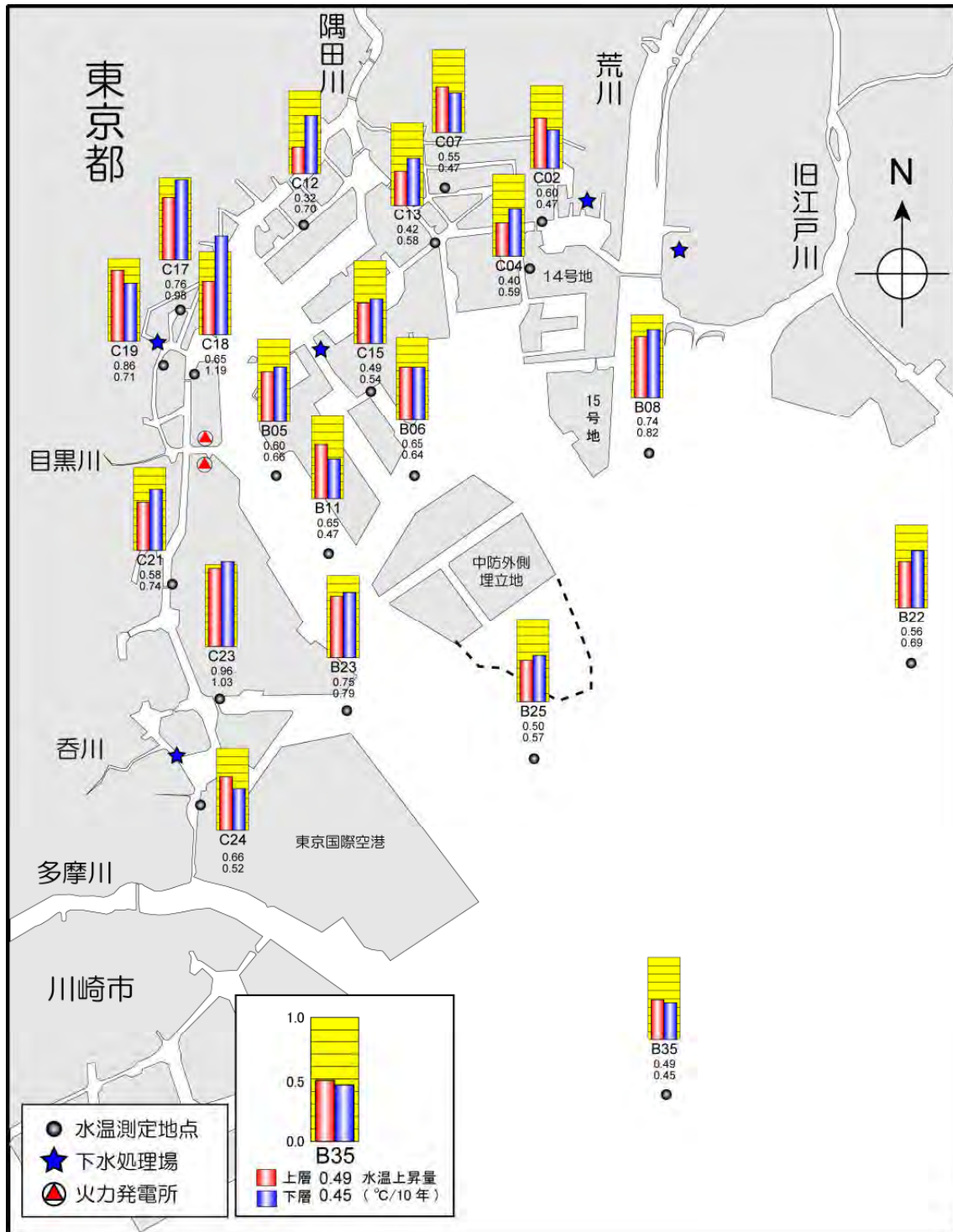


図2 東京都内湾部・運河部における各地点の水温上昇量 (°C/10年)

のトレンド推定値を示したものである。内湾部上層の水温は、1985年4月に各地点とも概ね17.2°C前後であったものが、20年後には、18°C半ばまで上昇している。下層については、上層より地点間のバラツキが大きく、比較的水深が浅いB08 (St.8) やB23 (St.23) の水温が高く、水温上昇量も大きい。運河部の場合には、上層、下層とも地点間のバラツキが

大きく、1985年4月の時点で、最も低い地点はC12（朝潮運河・黎明橋）で17.20℃、最も高い地点はC19（高浜運河・御楯橋）の19.67℃であった。下層もC12が最も低く16.67℃、C19が最も高く18.93℃であった。運河部では、地点により周辺の大規模下水処理場や、火力発電所の影響を受けるため、このように地点間の差が大きいと考えられる。

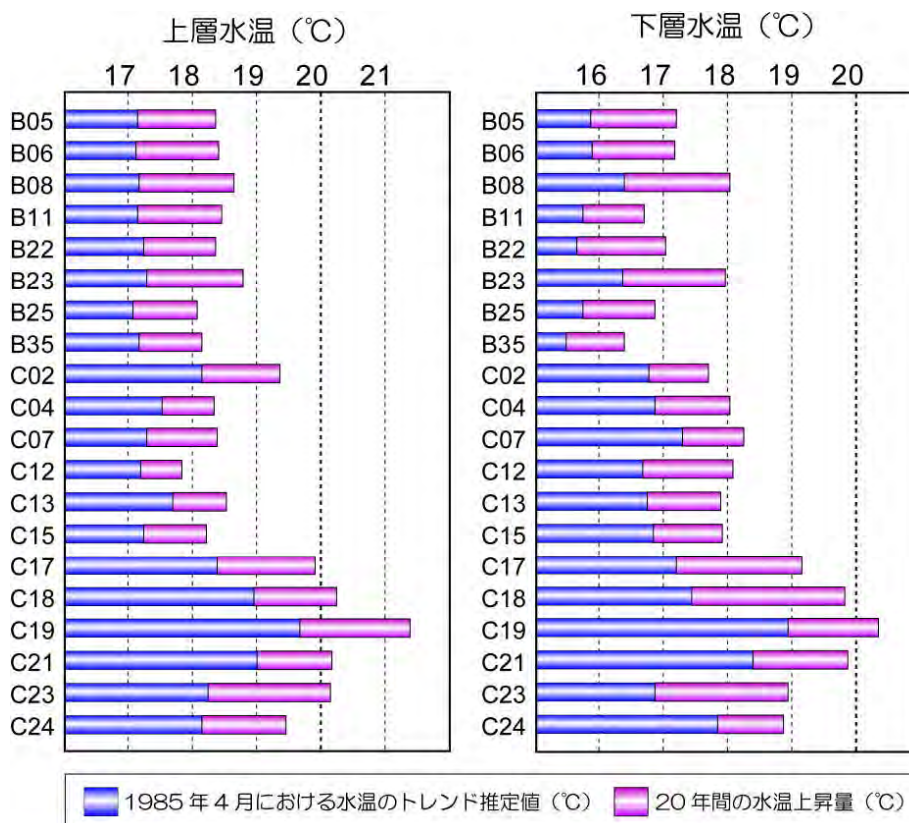


図3 内湾部・運河部各地点の水温の比較

4 まとめ

- ① 解析対象とした20年間（1985～2005年度）については、全ての水質測定地点で水温の上昇傾向が認められた。
- ② 上層より下層の水温上昇量が大きい地点が多かった。
- ③ 都内湾の西岸部に位置する運河部の地点の（C17～C24）水温は、その他の地点に比べて高いことが分かった。
- ④ 下水処理場や火力発電所からの放流水の影響の有無により、運河部では地点間の水温のバラツキが大きくなっていると考えられる。
- ⑤ 東京都の沿岸海域では、地球温暖化の影響よりは、都市活動からの廃熱の影響を強く受けて水温上昇が起きていていると考えられるが、定量的な評価は今後の課題として残されている。

川崎港における海水温の連続モニタリング調査結果

川崎市公害研究所 永山恵、岩渕美香、小林弘明、吉田謙一
国立環境研究所 牧秀明、横浜市環境科学研究所 二宮勝幸
東京都環境科学研究所 安藤晴夫、統計数理研究所 柏木宣久

要 旨

東京湾に面した川崎市の東扇島波除堤に水温ロガーを設置し、深度別の海水温変動を 10 分間隔で測定した。その結果、年間を通じた海水の成層構造の発達と崩壊の様子や夏季に底層で起こる海水温の変動を詳細に把握することができた。また、これらの海水温変動と気象条件との関係を解析したところ、気温等との相関が認められることが分かった。

1 はじめに

東京湾では赤潮や貧酸素水塊の発生が問題となっており、その機構には夏季に形成される海水の成層構造が深く関係していることがわかっている¹⁾。これまで、表層付近の水質については湾内の多数の地点において常時監視が行われてきたが、底層も含めた水質の連続測定による知見はまだ少ない。そこで、川崎港に水温ロガーを設置し、深度ごとの海水温の連続測定を行うことで川崎港の海水中に起こる詳細な水温変動を解析した。

2 調査方法

図 1 に示す川崎港の東扇島波除堤において耐水耐圧式水温ロガーを用いて海水温を測定した。調査は 2009 年 2 月から 2011 年 3 月までの約 2 年間行った。また、多項目水質計を用いて塩分、植物プランクトン等色素蛍光強度（以下、「Chl. a」）、溶存酸素（以下、「DO」）についても随時測定を行った。水温の測定は、2009 年 2 月から 2009 年 12 月までは図 2-1 に示す海底固定型、2010 年 3 月から 2011 年 2 月までは図 2-2 に示す潮位連動型の測定装置を用いて行い、水温ロガーを表層から底層（水深約 13m）までの間に 0.5 または 1 m ごとに設置した。測定間隔は 10 分間とした。現地の様子（写真）を図 3 に示す。

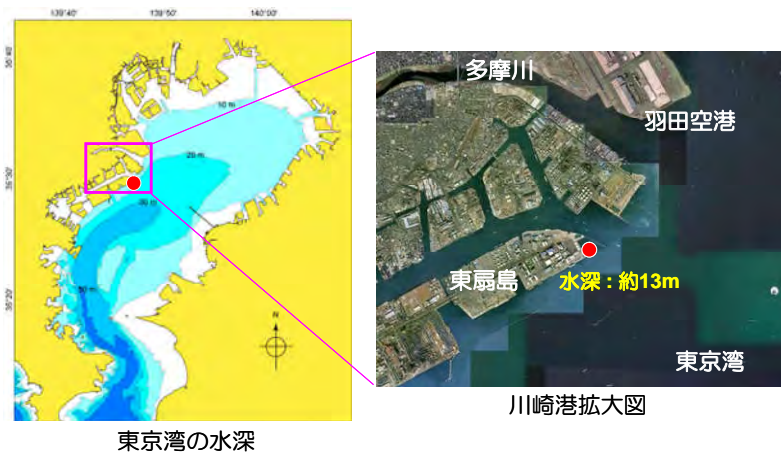


図 1 海水温調査地点

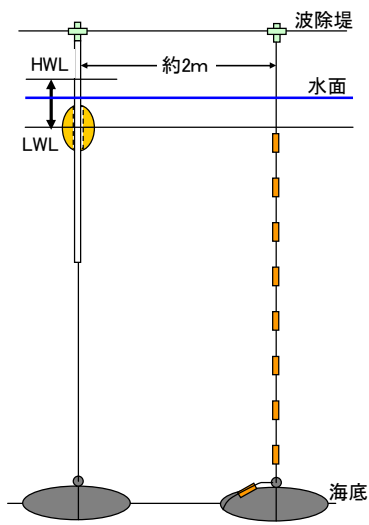


図 2-1 測定装置（海底固定型）

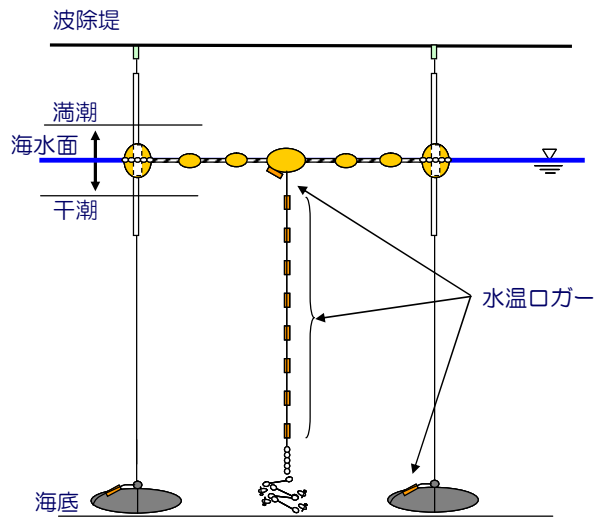


図 2-2 測定装置（潮位連動型）

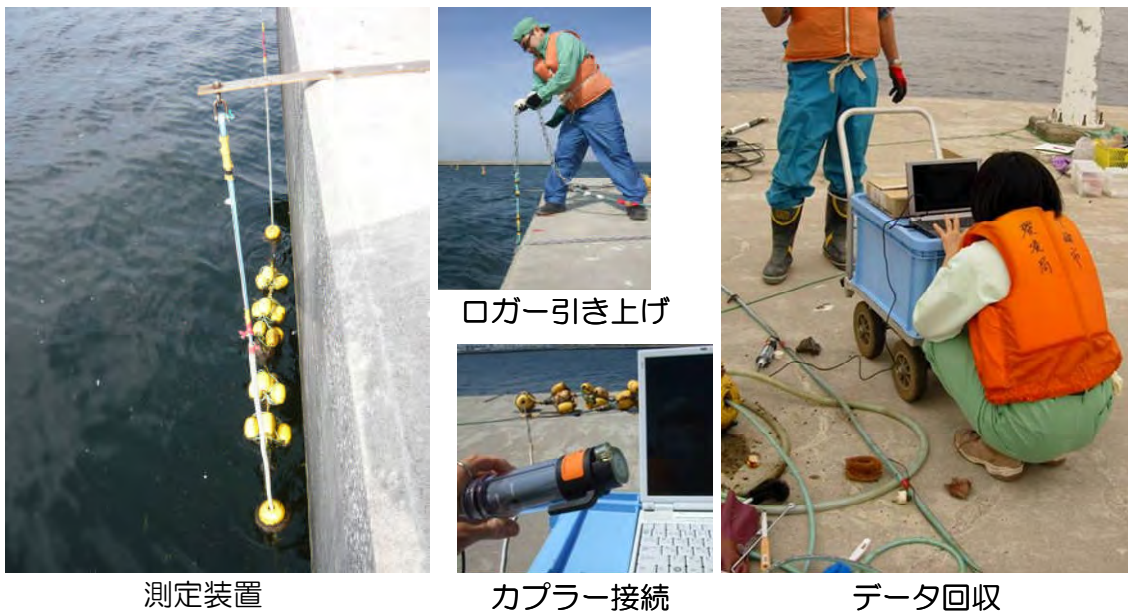


図 3 現地の様子（写真）

3 結果及び考察

3-1 各層海水温の年間変動

図 4 に 2009 年度（2009 年 2 月から 2009 年 12 月）及び 2010 年度（2010 年 3 月から 2011 年 2 月）の各層海水温の毎正時データの 24 時間移動平均値を示した。グラフの縦軸は各層の海水温（℃）、横軸は測定月であり、各層の海水温は表層から底層に向かうにつれて暖色から寒色で示した。また、2009 年度と 2010 年度の結果を比較するため、各グラフの 4 月 1 日及び 12 月 1 日を破線で示した。

図4から、川崎港の深度別海水温について、以下の5つの傾向がみられた。

- (1) 各層海水温は4月から5月にかけて水温差を生じはじめ、表層に近づくほど高い値を示しながら成層構造を形成し、この成層構造は8月から9月に最も発達した。その後、10月に成層構造が崩壊し、11月以降は水温差の小さい状態を維持していた。なお、成層構造を形成している時期を「成層期」、成層構造が形成されていない時期を「混合期」と呼ぶ。
- (2) 夏季の最高海水温（記録した時期）は、2009年度では表層で約29℃（9月上旬）、2010年度では最高で約31℃（9月下旬）であった。
- (3) 2009年度の成層期は4月上旬から10月中旬にかけての約6ヶ月間、2010年度の成層期は5月初旬から9月下旬にかけての約5ヶ月間であったことから、2009年度の成層期は2010年度よりも長かった。
- (4) 成層の開始した時期の表層及び底層海水温は2009年度、2010年度共に約13℃、成層の収束した時期の海水温は約22℃であり、ほぼ同程度であった。
- (5) 成層期の表層と底層の海水温の差が最大となった時期及びその水温差は、2009年度は8月下旬（約10℃）、2010年度は9月上旬（約8℃）であった。

これらの結果から、夏季の表層海水温は2010年度の方が高い値を示したが、成層期は2009年度の方が長期化し、また、成層構造もより発達していたことが分かった。

このように年度によって成層期の長さ、開始及び収束の時期にずれが生じる原因として、後述する気象等の条件による影響が考えられるが、他の要因の1つとして2009年度と2010年度の測定方式の違いによって表層と底層以外の層の海水温の取得水深が異なることにも留意したい。

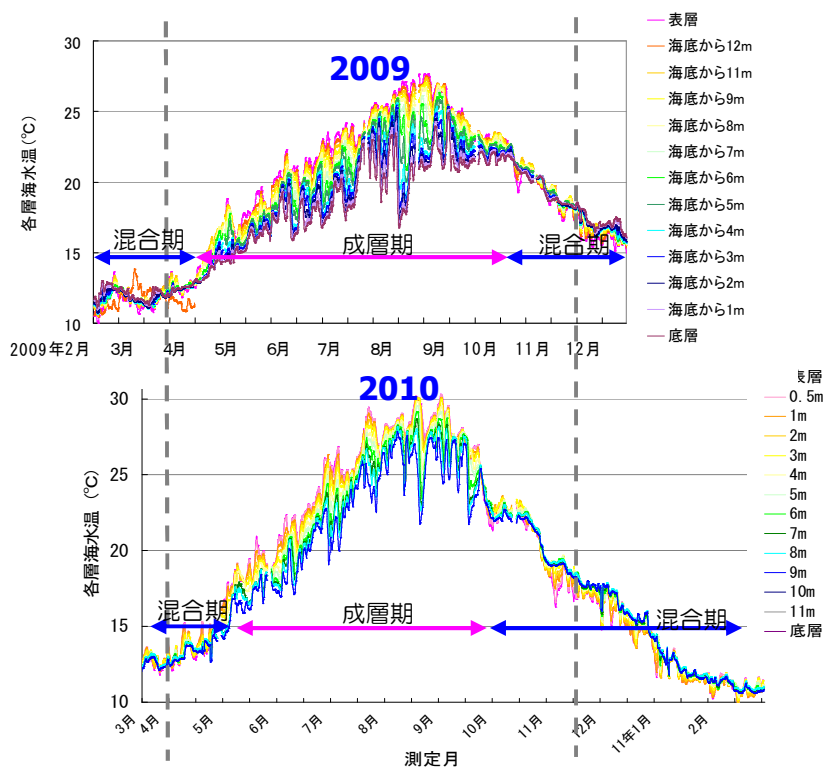


図4 各層海水温測定結果

3-2 表層及び底層海水温と気温の関係

2010年度の表層及び底層の1時間ごとの海水温と同期間中の日平均気温を図5に示した。縦軸は気温及び表層、底層の海水温、横軸は測定月を示す。各グラフの気温は気象庁横浜地方気象台の観測結果を、表層及び底層海水温は図4と同じデータを使用した。また、測定期間を①混合期 a、②成層期、③混合期 bの3つに分類した。

表層及び底層海水温の年間を通した変動は概ね気温と連動していたことから、他の層も同様の挙動を示していたと考えられた。また、期間ごとにみても、成層期の表層海水温と気温はほぼ同様の挙動を示したが、底層海水温は気温や表層海水温よりも短い周期で大きく変動していた。一方、混合期の表層及び底層海水温は、気温の日変動とは連動せず、比較的安定していた。次に、表層及び底層海水温の変動に与える気温の影響を調べるため、両者の関係を解析した。図6に気温と表層及び底層海水温の相関図を、表1に各相関図から得た気温との相関係数 r を示した。図6及び表1から、表層及び底層海水温は全期間を通して気温との相関が高く、その相関係数 r は表層で0.917、底層で0.801であった。また、3つに分類した期間の気温との相関係数は、①混合期 a の表層は高い値を示したが、底層は表層ほど高くはなかった。②成層期も①混合期 a と同様に表層の方が高い値を示した。一方、③混合期 b は表層、底層共に高い値を示した。

これらの結果から、気温と海水温の関係は、表層ほど相関が高く、底層では春季や成層期に気温との相関が低くなるのが分かった。その原因として、海水中での成層構造の形成が考えられる。混合期の海水では表層から底層までの鉛直な循環が行われることにより、海水温が気温よりも比較的安定するが、成層期に入り海水の鉛直な循環が行われなくなると、大気により近い表層ほど気温の影響を受けやすく、底層の海水温は表層とは異なる挙動を示すようになる。このことから、成層期の底層海水温は表層とは異なる要因により変動していたと推測できる。

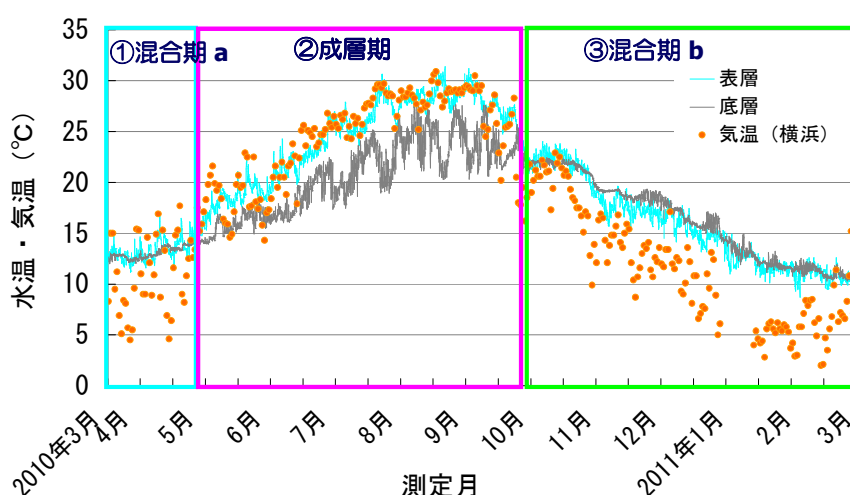


図5 気温及び表層、底層海水温

全期間

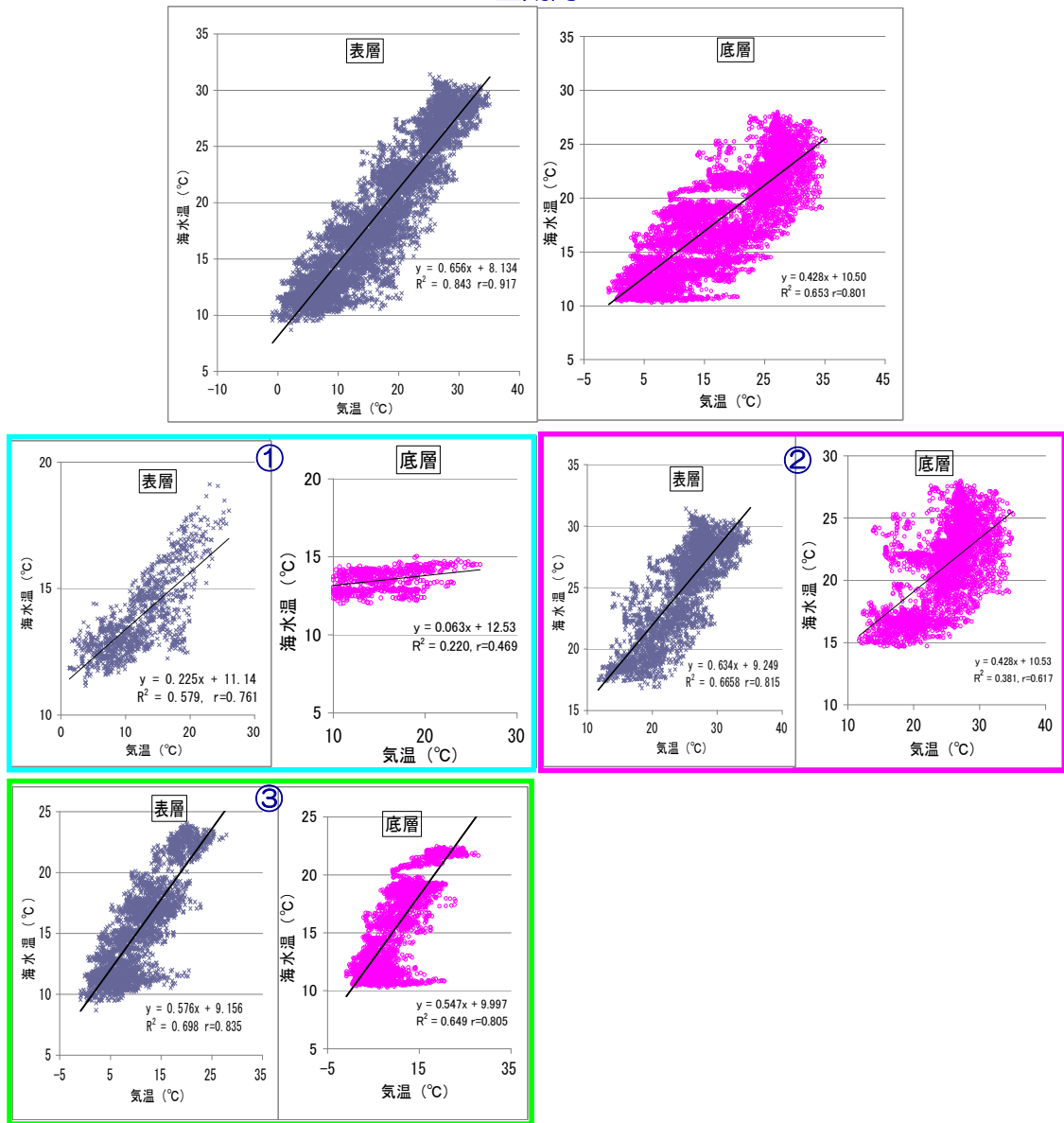


図6 気温と表層及び底層海水温の相関図

表1 気温との相関係数 r

	全期間	①混合期	②成層期	③混合期
表層	0.917	0.761	0.815	0.835
底層	0.801	0.469	0.617	0.805

3-3 底層海水温の特徴

前述したように、表層海水温と異なり、底層海水温の変動に影響を与える要因は気温以外にも考えられる。そこで、底層海水温の変動に影響を与える要因を調べるため、ある時系列波形の周期性等の特徴を解析する手法である自己相関係数 $r(\Delta t)$ を、底層海水温について次式により算出した。

なお、自己相関係数の算出は、図7に示す3つの期間のうち5日間の底層海水温について行い、その結果を図8とした。図8の縦軸は自己相関係数、横軸はずらした時間 Δt の大きさを示す。

図8から、①混合期 A 及び③混合期 B においては、 $\Delta t=0$ 以外では自己相関係数が高い値を示さなかった。一方、②成層期においては、 $\Delta t=0$ のほか、▲で示した $\Delta t=25$ 及び $\Delta t=50$ など 25 時間ごとに自己相関係数が高まる傾向にあった。これらの結果から、成層期の底層海水温は 25 時間周期で変動する特徴をもつことが示唆された。

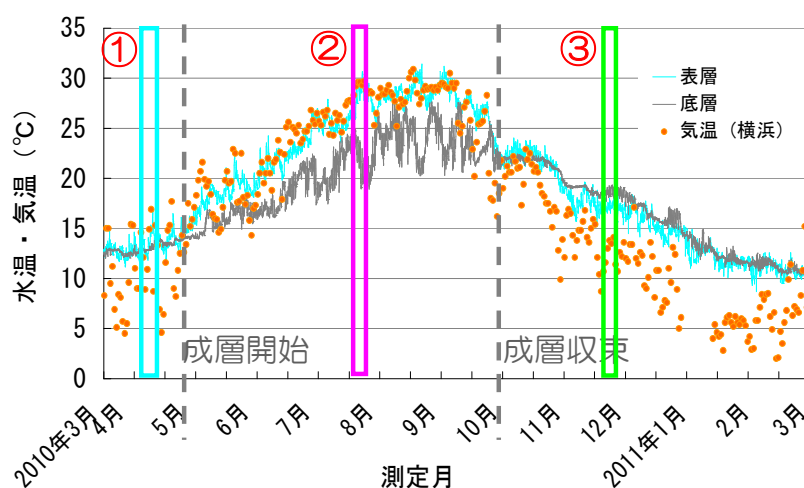
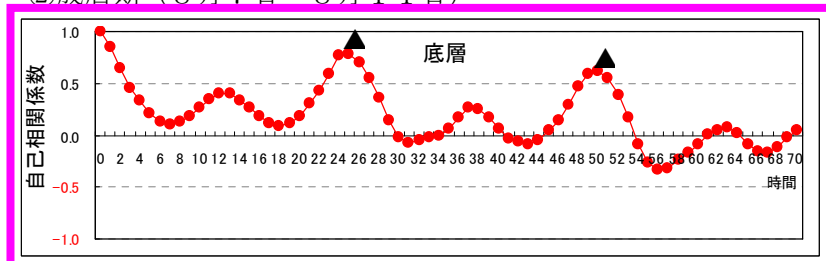


図7 自己相関係数を算出した期間

①混合期 A (4月21日～4月25日)



②成層期 (8月7日～8月11日)



③混合期 B (12月11日～12月15日)

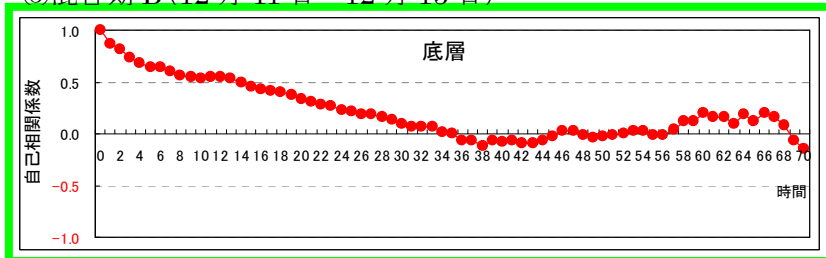


図8 各時期の底層海水温の自己相関係数

3-4 底層海水温の変動要因

3-3 より、成層期の底層海水温が 25 時間周期で変動していた可能性が示唆されたが、一般に、25 時間周期で変動する気象現象として潮位が挙げられる。そこで、成層期の 3 日間 (8月9日～8月11日) の底層海水温及び潮位を図9に示し、両者の変動を比較した。図9の左の縦軸は各海水温 (°C)、右の縦軸は潮位 (cm)、横軸は測定日を示す。図9から、両者の変動の周期に類似性がうかがえるため、底層海水温を3時間遅らせてプロットした。その結果、3時間遅らせてプロットした底層海水温は潮位と共に上昇及び低下する傾向が見られた。このことから、潮位が上昇または低下した3時間後に、底層海水温が上昇または低下する可能性が示唆された。

しかし、二宮ら²⁾によると、東京湾西岸の底層は、夏季に海水温が低く、塩分が高くなる傾向が見られ、その原因として東京湾外から流入する低温高塩分の外洋水の流入が考えられると述べている。また、中島ら³⁾も、夏季の底層海水が低温高塩分になる現象について、潮位の上昇と関係があると述べている。今回の結果はこれらと矛盾していることから、底層海水温と潮位の関係についてはさらに詳細に検討する必要があると考えられる。

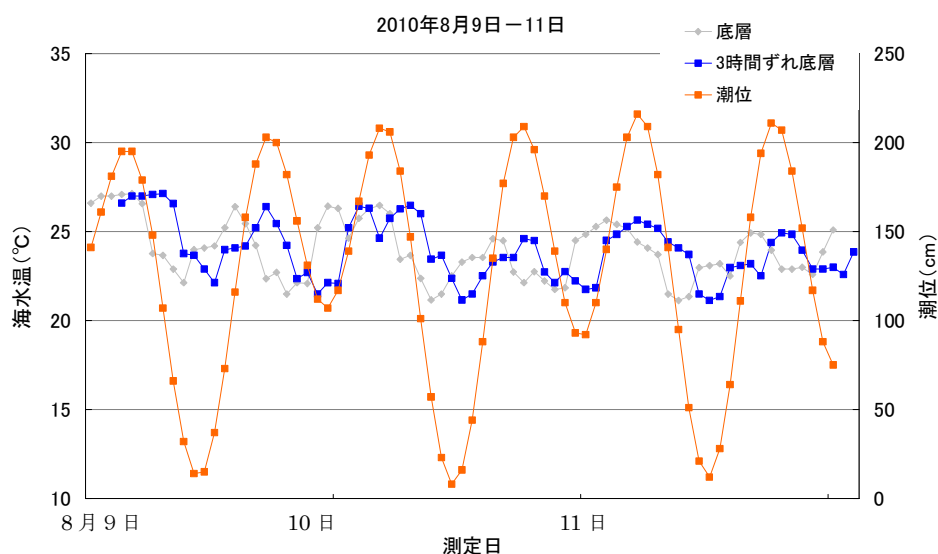


図9 3日間の海水温と潮位の変動

3-5 多項目水質計による水質測定結果

図10に示した①～⑥の6回にわたり、当該調査地点において多項目水質計を用いて水深ごとの水温(°C)、塩分(psu)、D0(mg/L)及びChl.a($\mu\text{g/L}$)を測定し、結果を図11に示した。各グラフの縦軸は水深(m)を、横軸は各水質項目の濃度等を表している。

3-5-1 水温

図11の④では、水深4m及び水深9mを境に、⑤では水深4mを境に水温が低下する傾向がみられた。この④及び⑤は成層構造の最も発達する夏季に当たり、水温ロガーによる連続測定結果に見られた、表層と底層海水温の差が大きくなる傾向と同様であった。

3-5-2 塩分

図11の①から⑥では、いずれも表層付近の塩分濃度は25～27psu、底層(水深約12～13m)の塩分濃度は約31psuであった。このうち、①及び⑥では水深1m付近で塩分濃度が急激に上昇する傾向が見られたが、②から⑤では水深が深くなるにつれて濃度勾配を形成しながら徐々に塩分濃度が上昇していた。特に、③、④、⑤では、水深2～5m付近まで表層と同程度に低塩分であった。これらの結果から、混合期は、低塩分層が表層付近のみ存在しているが、成層期に入ると徐々に拡大し、成層構造が発達するほど厚くなると考えられた。

3-5-3 D0

図11から、①から⑤では表層から底層に向かうにしたがってD0が低下したが、⑥では表層から底層までのD0は約10mg/Lとほぼ均一であった。特に、④及び⑤では水深3mと水深8～9m付近で急激にD0が低下する傾向が見られ、底層付近のD0は約2～3mg/Lであった。これらの結果から、水深13m程度の本調査地点においても、成層構造が最も発達する夏季の底層にはD0が 3mg/L 以下となる貧酸素水塊が形成され、その厚さは海底から2～3m程度であったと考えられた。

3-5-4 Chl. a

図 11 より、①、②、③及び⑤では Chl. a は水深 4～6 m 付近で最大値を示し、その濃度は 10～20 $\mu\text{g/L}$ であった。また、④では表層付近の Chl. a は他の時期と比較して非常に高く、最大で約 50 $\mu\text{g/L}$ であった。一方、⑥では Chl. a は平均して 5 $\mu\text{g/L}$ と比較的低いが、水深 6～8 m では急激に上昇していた。これらの結果から、成層構造の発達する夏季の中でも初期にあたる 7 月に、表層付近では赤潮 (Chl. a 濃度 50 $\mu\text{g/L}$ 以上) が発生し、その層の厚さは 4 m 程度であったと考えられた。

3-5-1 から 3-5-4 の結果から、混合期には、水温の他、塩分、D0、Chl. a 等の水質項目は表層から底層にかけてほぼ均一な値を示し、底層まで海水の循環が行われていたと考えられた。一方、成層期に入ると、その初期に Chl. a が上昇し成層構造の最も発達する夏季にピークを迎え、その頃から底層には貧酸素水塊が形成されると考えられた。これらの傾向は、一般的に知られている赤潮の発生時期 (春季～夏季) や貧酸素水塊の発生時期 (夏季～秋季) と非常によく一致していた。

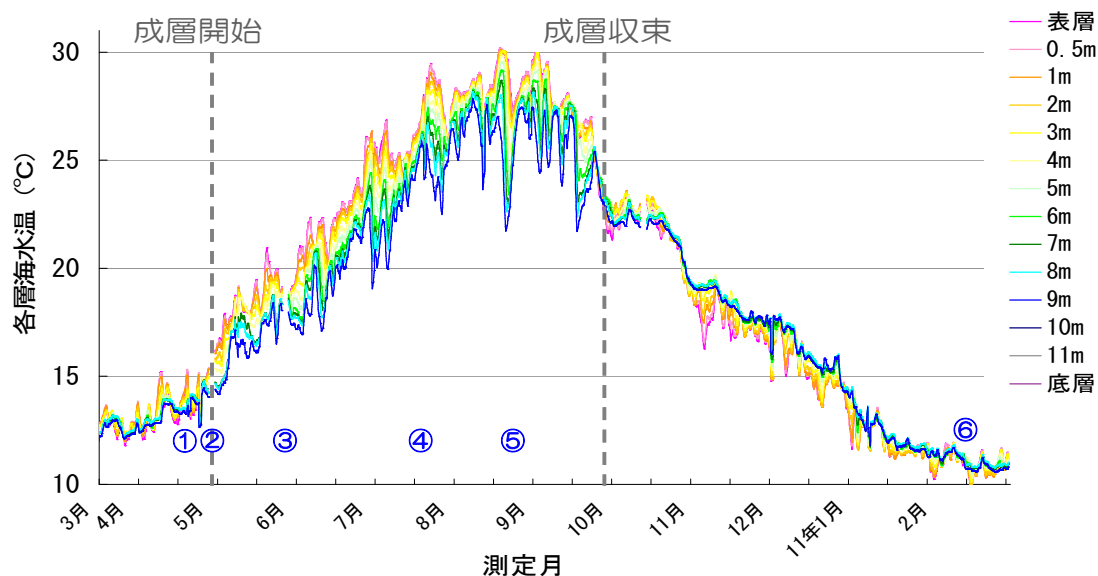


図 10 多項目水質計による測定日

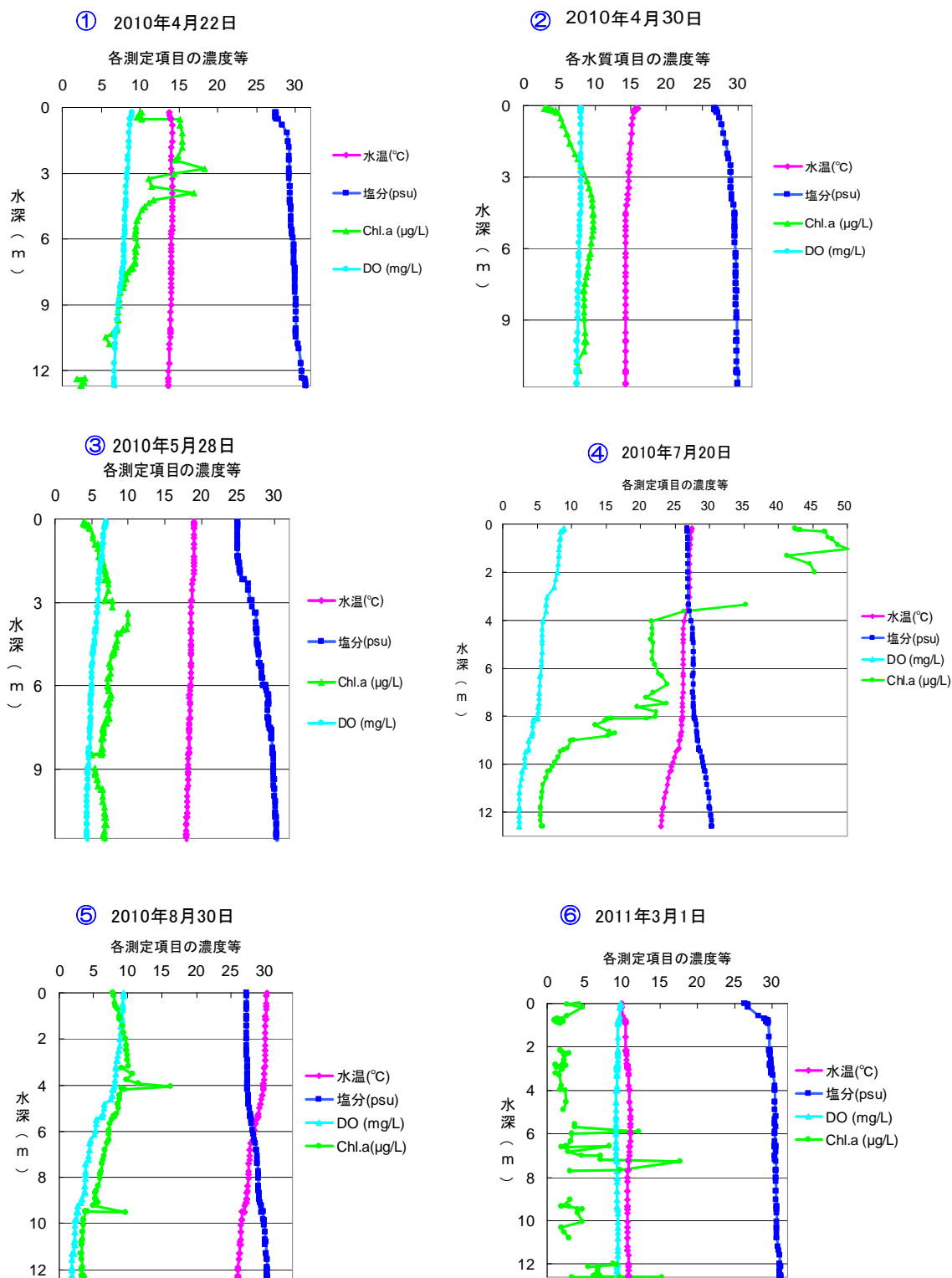


図 11 多項目水質計による水質測定結果

4 結論

川崎港では、春季から秋季にかけて水温、塩分濃度等水質の異なる成層構造を形成し、夏季に最も発達した。また、この成層構造の形成と、植物プランクトン等の指標となる Chl. a 濃度の上昇や貧酸素水塊の存在を示す底層での DO の低下など、東京湾の水質に関する諸問題との関連性がみられた。

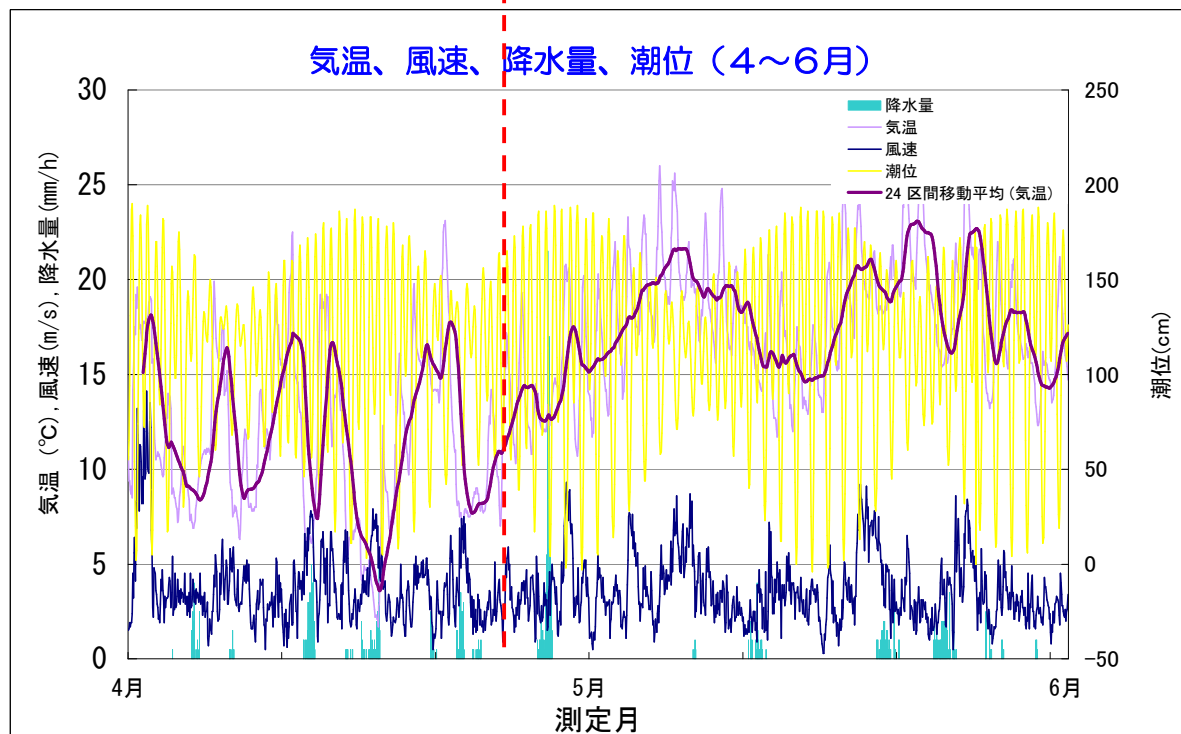
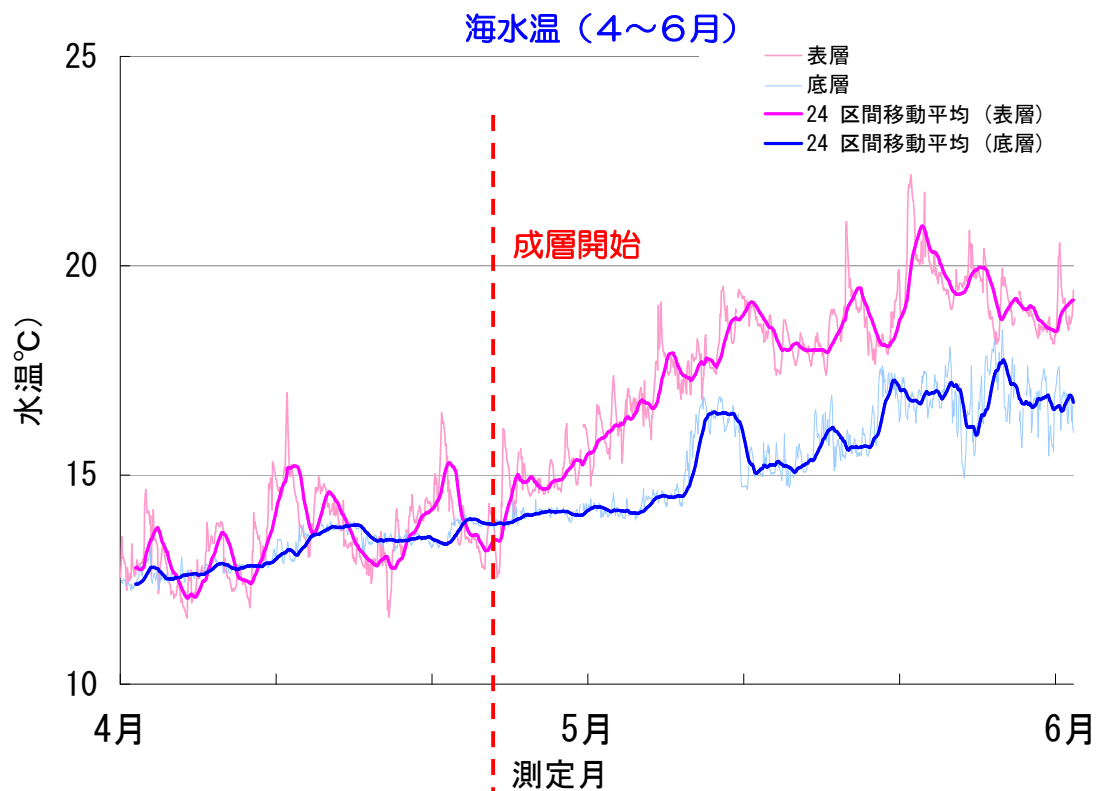
さらに、川崎港の海水温は、表層に近いほど気温の影響を強く受けて変動し、成層構造の状態によって気温から受ける影響の度合いが変化した。特に、成層期の底層海水温は 25 時間周期で変動していたが、その要因についてはさらに詳細に解析する必要がある。

これまで、東京湾の底層における海水温変動は詳細に把握されてこなかったが、深度別に水温の連続観測を行ったことで、夏季の成層構造の存在等、川崎港における水質の実態を詳細に把握することができた。これらの調査結果は、間もなく環境基準項目として追加されるであろう底層 DO の常時監視等において有用な基礎資料になると考えられる。

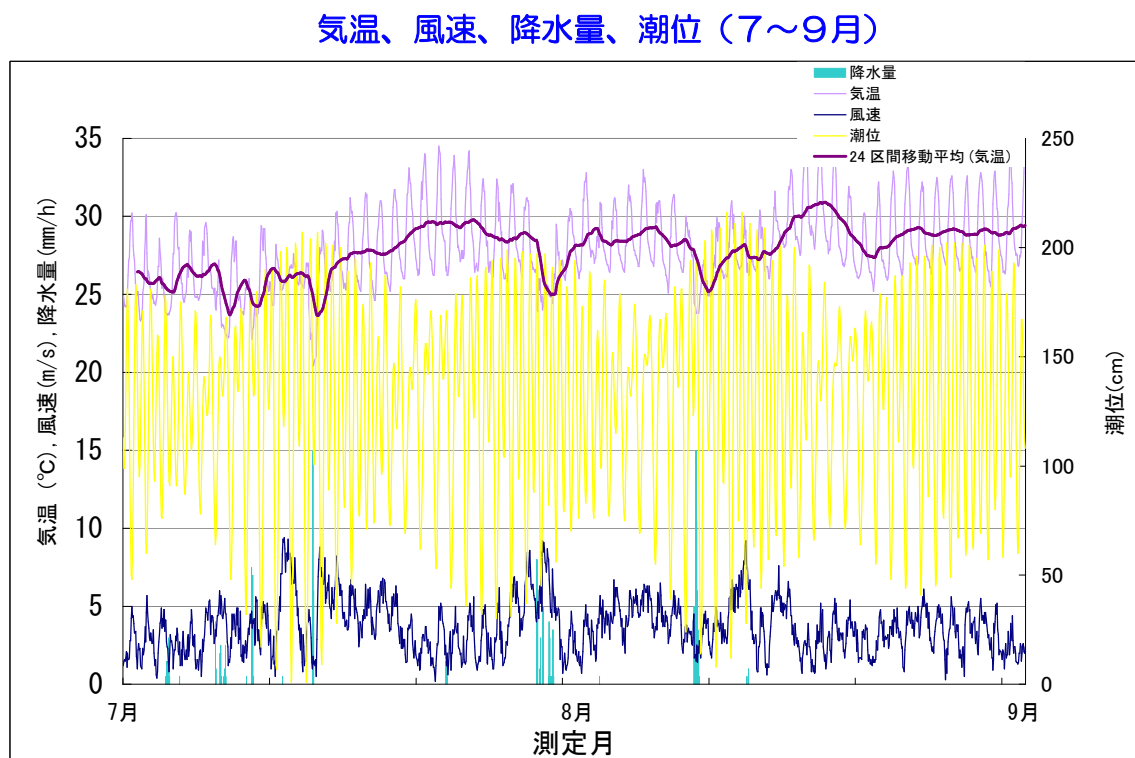
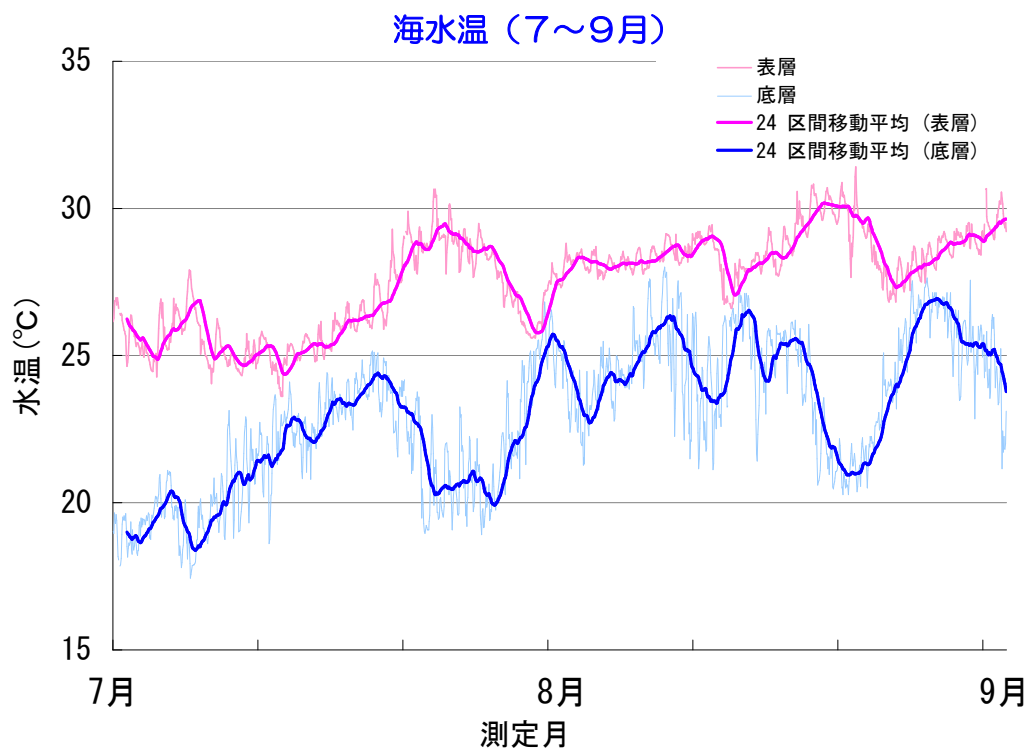
参考文献

- 1) 環境省、「水質汚濁メカニズム」
- 2) 二宮ら、「温暖化と東京湾の水環境－水温と水質との関係－」、横浜市環境科学研究所 報第 33 号 2009
- 3) 中島ら、「現地観測による東京湾北西部における貧酸素水塊の回復過程に関する考察」、土木学会論文集 B2 (海岸工学) vol. 66, No. 1, 2010, 1041-1045

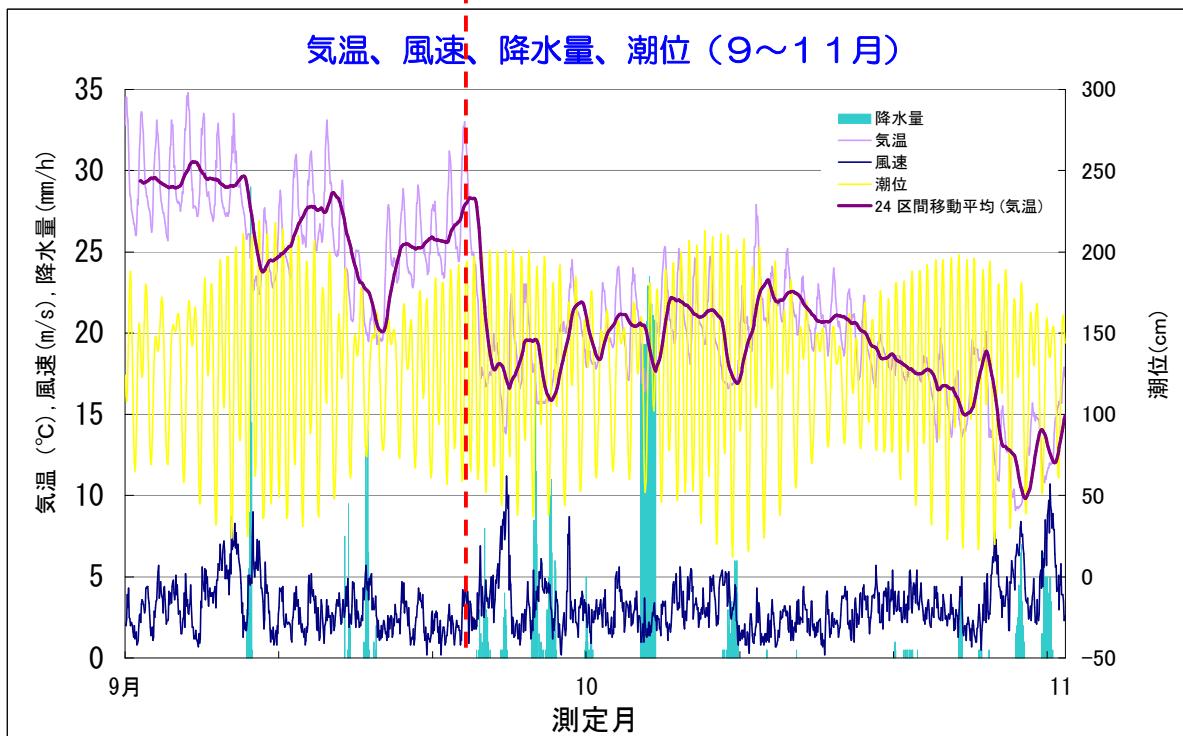
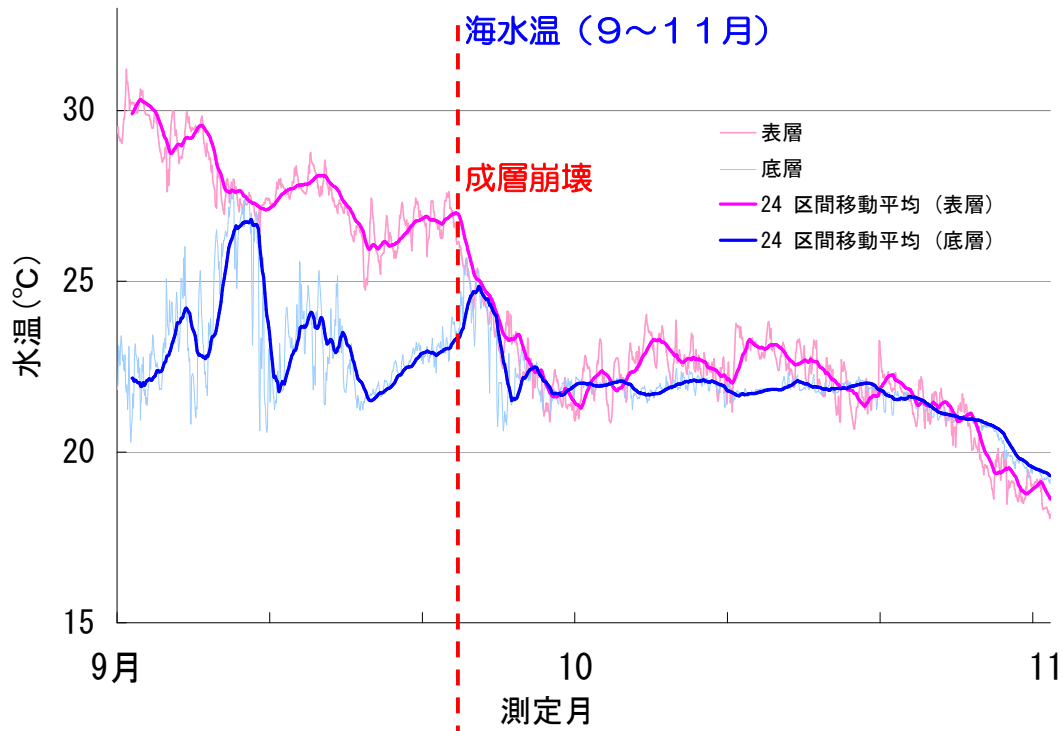
参考 2010 年度各季節における表層及び底層海水温と気象等



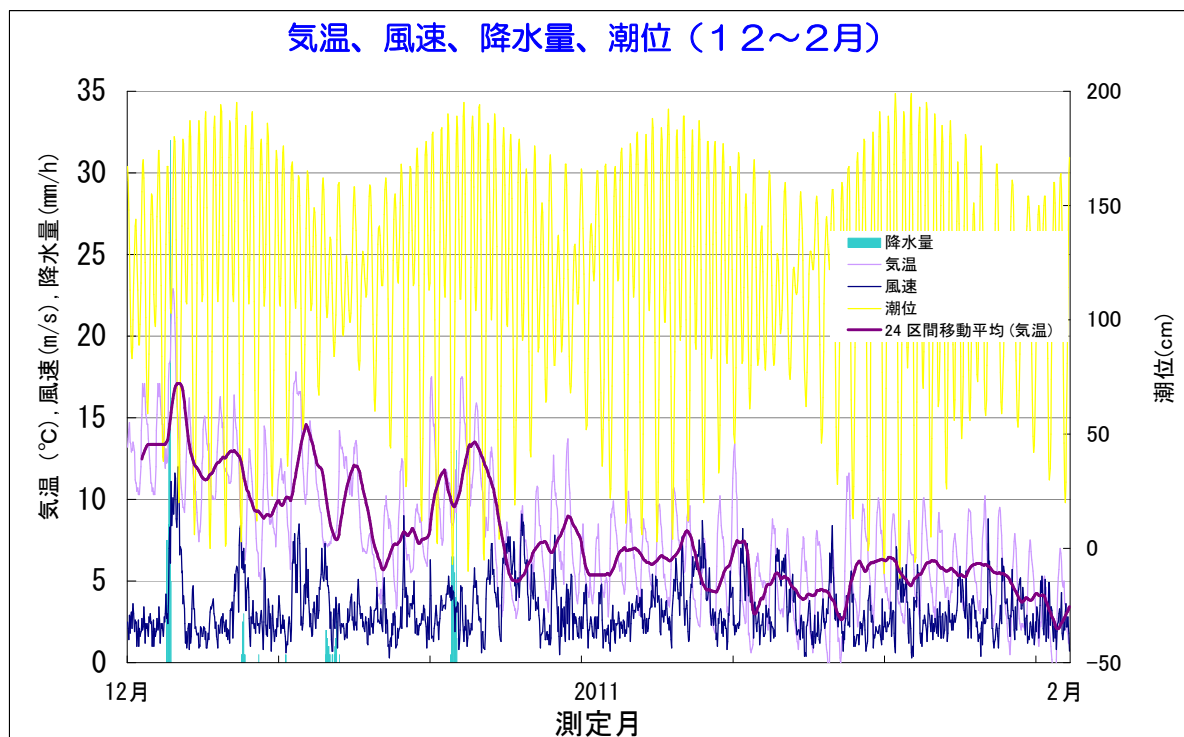
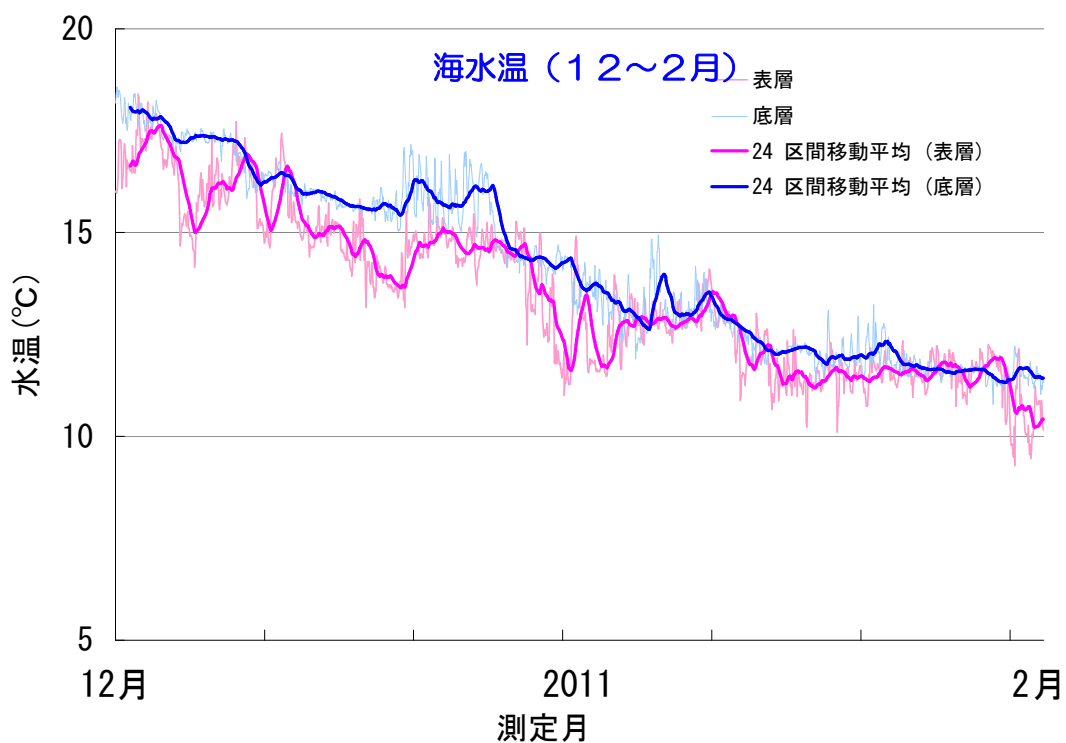
【春季の表層及び底層海水温と気象】



【夏季の表層及び底層海水温と気象】



【秋季の表層及び底層海水温と気象】



【冬季の表層及び底層海水温と気象】

川崎港における表層海水温について —ダミー変数を用いた重回帰分析による推定—

川崎市公害研究所 岩渕美香、永山恵、小林弘明

1 はじめに

1984年4月～2010年3月までの公共用水域水質測定結果の表層海水温（測定水深海面下0.5m）データを使用して、図1に示した川崎港沿岸域及び沖合域の6地点について、ダミー変数を用いた重回帰分析により海水温変化を解析した。



図1 測定地点

2. 解析手法

水温時系列はトレンド成分、季節成分、採水時間の変化に伴う変動成分といった基本成分の和で表されると考えられる。そこで、これらの基本成分に対応した説明成分を適宜組み合わせた複数のモデルについて重回帰分析を用い、適切な説明変数の選択を行った。さらに重回帰分析により6地点の水温トレンドを推定し、その特徴等について調べた。なお、解析の手法、結果の評価等については横浜市環境科学研究所二宮勝幸氏の『東京湾西部海域における表層水温のトレンド—ダミー変数を用いた重回帰分析による推定』に準じて行った。

3. 結果と考察

3.1 水温の季節変化とトレンド

連続水温ロガーを設置した東扇島波除堤（図1の★地点）に近接し、水深が同等である地点4における26年間の水温変化を図2に示した。

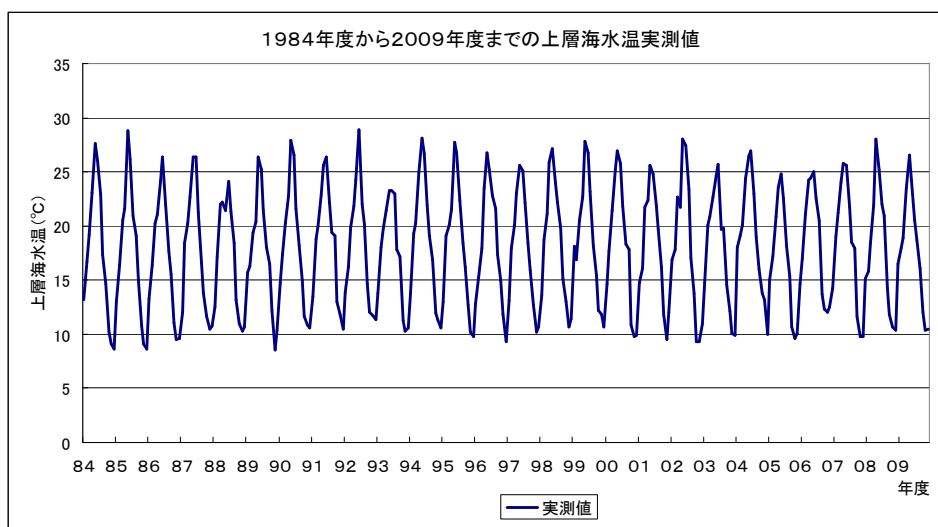


図2 地点4における海水温の経年変化

26年間の表層海水温は季節変動が大きく、水温の年変動幅は約16.5°C（振れ幅8.3°C）であった。水温のトレンドをみると、実測値から求めた場合は約0.0013°C/月であった。

3.2 採水時刻の変化に伴う水温変化

図3に、地点4での26年間の毎月の採水時刻の変化を示した。採水時刻は1984年度から1990年度までは10時台から11時台前半であったが、1990年度以降は大半が9時台から10時台前半と緩やかに時刻が早くなる傾向を示した。なお、1990年度を境に採水時刻が早まる傾向は他の5地点においても認められた。

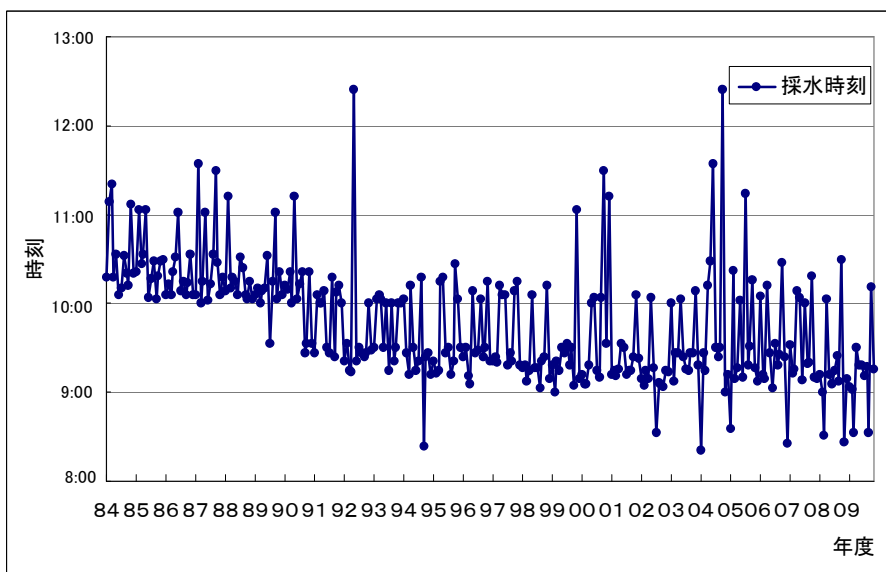


図3 地点4の採水時刻の変化

二宮ら¹⁾によれば、横浜市根岸沖の水質測定局のデータを解析したところ、午前中の水温は時間とともに上昇傾向を示し、1時間あたりの上昇率は年間平均として0.1°Cであった、と述べている。従って、採水時刻が現在よりも遅かった1990年度以前に比べて1991年度以降の水温は約0.1~0.2°C/月程度低下していると推測された。そこで、採水時刻が水温に与える効果を時刻効果とした。

3.3 基本成分と予測値

3.1~3.2の結果を踏まえ、水温トレンド、季節変動による影響、時刻早効果を水温時系列を構成する基本成分とし、表1に地点4における基本成分と予測値を示した。

表1 基本成分と予測値

基本成分名	項目	予測値
傾き成分	傾き	0.0013°C/月
	切片	17.8°C
季節成分	振れ幅	8.3°C
時間成分	時刻効果	0.1°C

4 ダミー変数を含む重回帰分析

4.1 重回帰の説明変数

2の結果から水温時系列は3つの基本成分の和として、次のように表されると考えた。

$$Y_t(\text{水温時系列}) = T_t(\text{トレンド成分}) + S_t(\text{季節成分}) + H_t(\text{時刻成分}) + \varepsilon_t(\text{誤差})$$

$$* T_t = a(\text{回帰係数})t + b(\text{切片}) \dots (1)$$

式(1)の各基本成分に対応した重回帰における説明変数を表2に示した。

トレンド成分 T_t は採水月に対応しており、偏回帰係数(傾き効果)が水温変化率(°C/月)である。各月の季節効果を表す季節成分 S_t は、ダミー変数を用いて、季節効果に該当する月は1とし、それ以外の月は0とした。時刻成分 H_t も季節成分と同様にダミー変数を用いた。採水時刻は1990年度を境に変化するので、ダミー変数は1991年度以降の毎月を1とし、1990年度以前の毎月を0とした。

表2 目的変数と説明変数

年度	月	目的変数		説明変数															
		実測値	傾き効果	4月	5月	6月	7月	季節効果				9月	10月	11月	12月	1月	2月	時刻効果	
1984年	4月	13.2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	5月	16.7	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	6月	19.2	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	7月	23.1	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	8月	27.6	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	9月	28.1	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10月	22.9	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	11月	17.4	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	12月	14.6	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
	1月	10.2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
	2月	9.1	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
	3月	8.6	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
...
2009年	4月	16.5	301	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	5月	17.9	302	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	6月	18.9	303	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	7月	23.5	304	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	8月	28.6	305	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	9月	24.2	306	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	10月	20.6	307	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	11月	18.7	308	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	12月	16.1	309	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
	1月	12	310	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
	2月	10.4	311	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
	3月	10.5	312	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1

4.2 説明変数の組み合わせモデルと重回帰分析結果

続いて水温時系列を構成する3つの基本成分のうち、いずれの変数を組み合わせれば最も良いモデルとなるのかを検証した。

まず、表3に示すような3つのモデルを考え、それぞれのモデルについて検討した。モデル1は説明変数に傾き効果のみを使用した場合、モデル2は説明変数に季節効果を加えた場合、モデル3はそれらに時刻効果が加わった場合である。表4には地点4と運河内の地点3、沖合域の地点6における各モデルの重回帰分析による偏回帰係数を示した。

表3 説明変数の組み合わせモデル

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
傾き効果	○	○	○
季節効果		○	○
時刻効果			○

表4 各モデルの重回帰分析結果

地点3				地点4			
説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
傾き効果(°C/月)	0.0018	0.0030 **	0.0029 **	傾き効果(°C/月)	0.0013	0.0025 **	-0.0006
4月(°C)		-3.200	-3.200	4月(°C)		-3.563	-3.580
5月(°C)		-0.357	-0.357	5月(°C)		-0.404	-0.418
6月(°C)		2.541	2.540	6月(°C)		2.378	2.367
7月(°C)		4.761	4.760	7月(°C)		4.918	4.910
8月(°C)		8.046	8.046	8月(°C)		7.922	7.918
9月(°C)		7.662	7.662	9月(°C)		7.778	7.777
10月(°C)		3.813	3.813	10月(°C)		4.030	4.031
11月(°C)		0.672	0.672	11月(°C)		0.823	0.828
12月(°C)		-2.850	-2.850	12月(°C)		-2.337	-2.329
1月(°C)		-6.365	-6.365	1月(°C)		-6.124	-6.113
2月(°C)		-7.437	-7.437	2月(°C)		-7.522	-7.509
時刻効果(°C)			-0.021	時刻効果(°C)			-0.815
切片(°C)	18.325	18.136	18.154	切片(°C)	17.803	17.619	18.322
AIC	1941.899	939.623	941.613	AIC	1947.580	1076.482	1068.543

地点6

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
傾き効果(°C/月)	0.0012	0.0024 **	0.0010
4月(°C)		-3.483	-3.491
5月(°C)		-0.224	-0.231
6月(°C)		2.762	2.757
7月(°C)		5.175	5.171
8月(°C)		8.089	8.087
9月(°C)		7.912	7.912
10月(°C)		3.968	3.968
11月(°C)		0.577	0.579
12月(°C)		-2.937	-2.934
1月(°C)		-6.267	-6.262
2月(°C)		-7.711	-7.705
時刻効果(°C)			-0.382
切片(°C)	17.419	17.225	17.554
AIC	1956.922	1009.606	1008.931

危険率：**1%、*5%

4.3 結果の評価

各モデルについて赤池情報量基準³⁾ (AIC)を用いて結果の評価を行ったところ、地点3を除き AIC はモデル3が最も小さく、次いでモデル2、モデル1の順であった。地点3のみモデル2が最も小さく、次いでモデル3、モデル1の順であった。

次に各モデルの傾き (偏回帰係数) について検討した。

はじめに地点4であるが、説明変数として季節効果を考慮していないモデル1と考慮したモデル2を比較すると、両者の傾きの差は $0.0012^{\circ}\text{C}/\text{月}$ であった。二宮ら^{1,2)}によれば、この差は4月を開始月とした季節成分自身が負の傾きを持つことによると述べている。そこで、4月を開始月とし、振幅を 8.3°C とした季節変動だけからなる26年間の時系列を \sin 関数で近似したモデルを図4に示し、回帰分析を適用して傾きを求めると約 $-0.0014^{\circ}\text{C}/\text{月}$ となった。これはモデル1とモデル2の傾きの差 $0.0012^{\circ}\text{C}/\text{月}$ に近い。従って両モデルの傾きの差は主に季節成分の影響によるものと推測された。

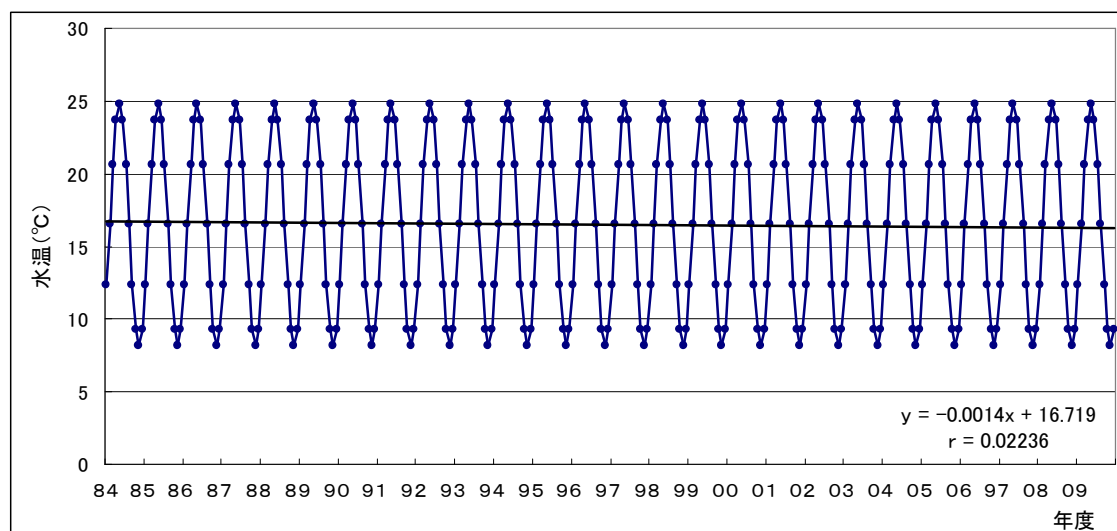


図4 季節成分の近似モデル (地点4)

次にモデル2と3であるが、AICの値を比較するとモデル2 > モデル3であったが、一方でモデル3については有意差検定を行ったところ、5%の危険率で傾き効果は有意ではないという結果になった。

同様に地点3についてAICと有意差検定による評価を行ったところ、AICはモデル3 > モデル2であり有意差検定の結果が1%の危険率で傾き効果は有意であるという結果になった。地点6についてはAICはモデル2 > モデル3であったが、有意差検定の結果はモデル2が1%の危険率で傾き効果は有意となり、モデル3は5%の危険率で傾き効果は優位ではないという結果になった。

なお地点4と6においてモデル3による解析結果で傾き効果が有意とならなかったのは、時刻効果と傾き効果の間に相関があり、多重共線性が生じたためと考えられた。

5 全地点の重回帰分析結果の評価

今回、6地点のうち、モデル3でAICの値が最も小さくなった地点4と6についてはモデル3を適用し、残りの4地点ではモデル2を適用して得られた水温トレンドを図5に示した。トレンドは地点1が0.038°C/年で最も大きく、次いで地点3、地点2の順であり、地点4のみ傾きが負となった。6地点の中では運河内の地点が比較的トレンドが大きく、沖合域の地点ではトレンドが小さい傾向が見られた。しかし、沖合域の地点である浮島沖で最もトレンドが大きかったのは、測定地点が多摩川の河口であり、河川水の影響によるものと思われた。

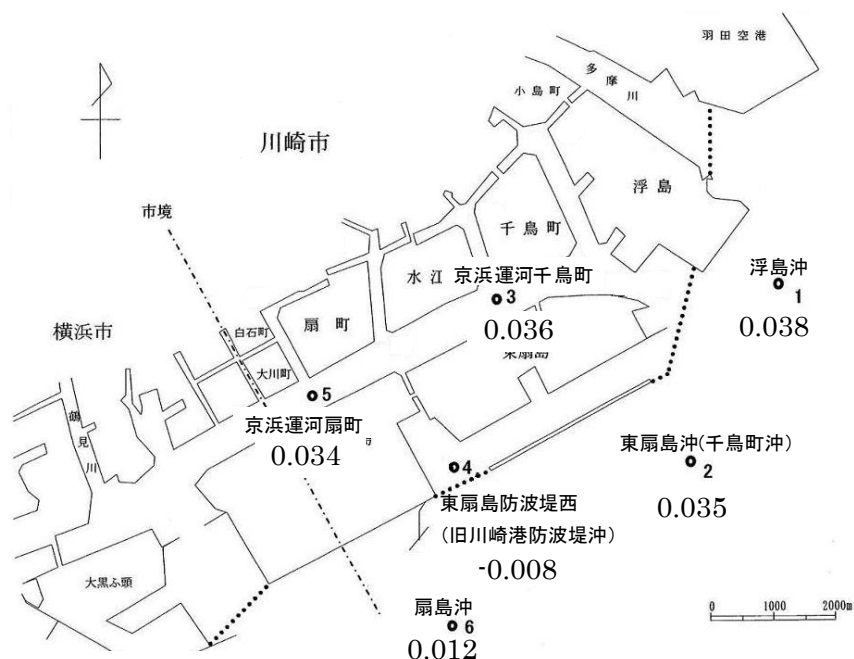


図5 各地点の水温トレンド (°C/年)

6 まとめ

川崎港の6地点における、26年間の公共用水域水質測定結果の表層水温にダミー変数を用いた重回帰分析を適用し水温の変化を調べたところ、次のような結果が得られた。

- (1)水温時系列の基本成分は6地点とも、トレンド成分、季節成分、採水時刻に関連した時刻成分の3成分であり、これらからなるモデルが最適モデルであることがわかった。
- (2)水温のトレンドは-0.008~0.038°C/年であり、最大値は浮島沖、最小値は東扇島防波堤西であった。
- (3)地点4を除き、水温は26年間で0.308~1.000°C上昇しており、地点4では0.199°C下降している結果となった。

参考

- 1) 二宮勝幸、柏木宣久、岡敬一：東京湾西部海域における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定一、横浜市環境科学研究所報、**34**、46-51(2010)
- 2) 1) 二宮勝幸、柏木宣久：単回帰分析による季節時系列のトレンド推定の問題点、横浜市環境科学研究所報、**34**、43-45(2010)
- 3) 統計 WEB：赤池情報量基準 (AIC) http://software.ssri.co.jp/statweb2/tips/tips_10.html

東京湾西部（横浜沿岸）海域における表層水温のトレンド

— ダミー変数を用いた重回帰分析による推定 —

二宮勝幸（横浜市環境科学研究所）

柏木宣久（統計数理研究所）

岡 敬一（神奈川県環境科学センター）

岩淵美香、飯島恵（川崎市公害研究所）

Trend of surface water temperature at the west part of Tokyo Bay

- Estimation of trend by using multiple regression analysis containing dummy variables -

Katsuyuki Ninomiya (Yokohama Environmental Science Research Institute)

Nobuhisa Kashiwagi (The Institute of Statistical Mathematics)

Keiichi Oka (Kanagawa Environmental Research Center)

Mika Iwabuchi, Megumi Iijima (Kawasaki Municipal Research Institute for Environmental Protection)

キーワード：東京湾、水温、上昇率、重回帰分析、ダミー変数

要旨

東京湾西岸9地点における20年間の公共用水域水質測定結果の水温時系列を用いて、ダミー変数を用いた重回帰分析により水温のトレンドを求め、その結果の評価および分布の特徴について検討した。水温時系列の基本変動成分として、トレンド成分、季節成分、採水日および採水時刻の変化に伴う成分の4成分が考えられた。各基本成分に対応した説明変数（ダミー変数）を用いて重回帰分析を行った結果、9地点ともトレンド成分、季節成分および採水日の変化に伴う成分の3つの基本成分からなるModelが最適なモデルと判断された。水温のトレンドは0.051~0.104℃/年の範囲にあり、横浜港内で最大値、鶴見川河口で最小値を示し、また、湾奥で高く湾口に向かって低下する傾向が認められた。水温は20年間で1.03~2.08℃上昇しており、季節的には半月ほど春季は早まり秋季は遅くなったと推察された。

1. はじめに

地球温暖化や都市廃熱による温度上昇が指摘されているが^{1, 2)}、温度上昇による気象や生物などへの影響を把握する上で基本的な重要なことは、正確な温度上昇率を知ることである。

気温の上昇率は、多くの場合に気象台などで長期間にわたって測定されている毎正時のデータを基に算出される場合が多い。海域における長期の水温データについては、例えば、公共用水域水質測定計画があり、水温とともに多項目の水質データが測定されており、貴重な資料となっている。しかし、その測定頻度は毎月1回程度であり、また、毎月の採水日や採水時刻は必ずしも一定ではないため、測定計画データをそのまま用いて水温上昇率を求めると、偏りが生じると推察される。

それを解決してより正確な温度上昇率を推定する統計手法の一つとして、ダミー変数を用いた重回帰分析がある³⁾。

ここでは、東京湾西岸における公共用水域水質測定計画の水温データにダミー変数を用いた重回帰分析を適用して水温上昇率を求め、その結果の妥当性および分布の特徴について検討した。

2. 方法

2-1 使用データ

次の東京湾の公共用水域水質測定結果⁴⁾を用いた。

期 間：1985年4月~2005年3月の毎月のデータ

地 点：横浜市沿岸域および沖合域の9地点（図1）

測定水深：表層（海面下0.5mの位置）

2-2 統計手法

先述した、ダミー変数を用いた重回帰分析による方法を用いた。なお、ダミー変数とは、説明変数が0か1かいずれかの値をとるもので、例えば0の場合は効果無し、1の場合は効果有りという使い方で活用される。

2-3 解析の手順

まず、9地点の公共用水域水質測定結果から水温時系列のデータ構造を推定した。具体的には、水温時系列はトレンド成分、季節成分および採水日時の変化にともなう変動成分などの基本成分の和（合成成分）で表されることが考えられることから、それら基本成分を求めた。

次に、重回帰分析を用いて合成成分から各基本成分を分離して推定するため、適切なダミー変数を含む説明変数を選択した。

最後に、重回帰分析を適用して9地点のトレンドを推

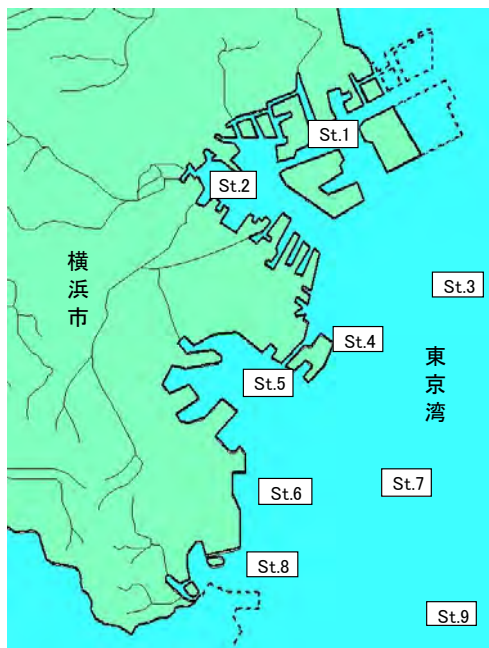


図1 測定地点（地点番号）

定し、その結果の妥当性について検証するとともに、水域ごとのトレンドの特徴などについて調べた。

3. 結果と考察

3-1 水温時系列と基本成分

3-1-1 水温の季節変化とトレンド

図2にSt.2における20年間の水温時系列を示した。20年間を通してみるとわずかに上昇傾向が認められるが、季節変動が大きかった。当初5年間における平均水温は約17℃、水温の年変動幅は約20℃（振幅は10℃）であった。また、12ヶ月移動平均から求めた水温のトレンドは約0.01℃/月であった。

3-1-2 採水日の変化に伴う水温変化

図3にSt.2における20年間の毎月の採水日の変化を示した。なお、採水日の変化は全9地点とも図3とほぼ同じパターンを示した。

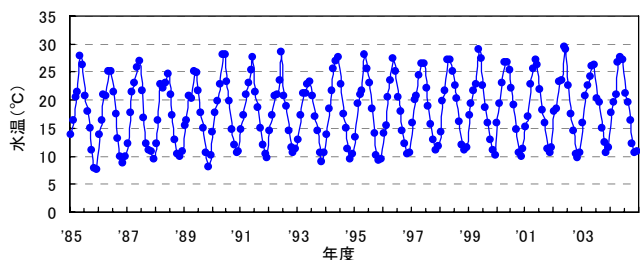


図2 St.2における水温時系列

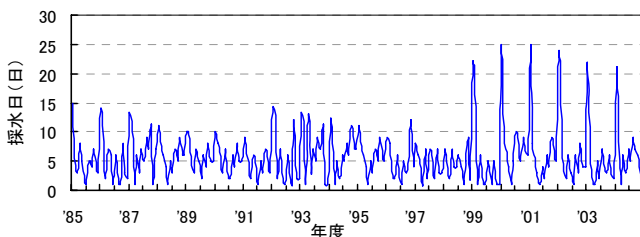


図3 St.2における採水日の変化

採水日は1985年度から1998年度までは毎月の上旬で推移していたが、1999年度以降は4月のみが下旬に変わった。図2によると、4月は季節的には水温上昇期に相当するので、1999年度以降の4月の水温データは1998年度以前の4月の水温データよりも採水日が遅れた日数分だけ高い（以降、4月遅効果という）と考えられる。正確なトレンドを求めるためには、1999年度以降の4月遅効果に伴う水温上昇分を補正する必要がある。1998年度以前の4月の採水日は平均すると約11.1日、1999年度以降のそれは約23.2日であり、それらの差は約12日となった。したがって、4月遅効果は、4月と5月の水温差が約3.7℃であることから（図2）、その12/30に相当する約1.5℃と推定された。

3-1-3 採水時刻の変化に伴う水温変化

採水時刻の変化については、地点により異なる3つのパターンが認められた（図4）。まず、Pattern1は、20年間を通して採水時刻がほぼ一定時刻で推移するパターンであった。Pattern2は1995年度以降における午前中の採水時刻がそれ以前より約1時間遅れとなるパターン、Pattern3はPattern2とは逆に1995年度以降に採水時刻が約1時間早まるパターンであった。

横浜市根岸沖の水質測定局データによると、午前中の水温は時間とともに上昇傾向を示し、1時間当りの上昇率は年間平均として約0.1℃であった（未発表）。

したがって、採水時刻がほぼ一定のPattern1は水温に変化はないが、Pattern2では採水時刻の遅れにより1994年度以前に比べて1995年度以降の水温は0.1℃程度高まり（以降、時刻遅効果という）、Pattern3は採水時刻が早まったため1995年度以降に水温は0.1℃程度低下する（以降、時刻早効果という）と推察された。なお、時刻遅効果と時刻早効果を合わせて時刻効果という。

3-1-4 基本成分とパラメータ

これまでの検討結果から、水温時系列の基本成分として、全地点において傾き成分と季節成分と4月遅成分が

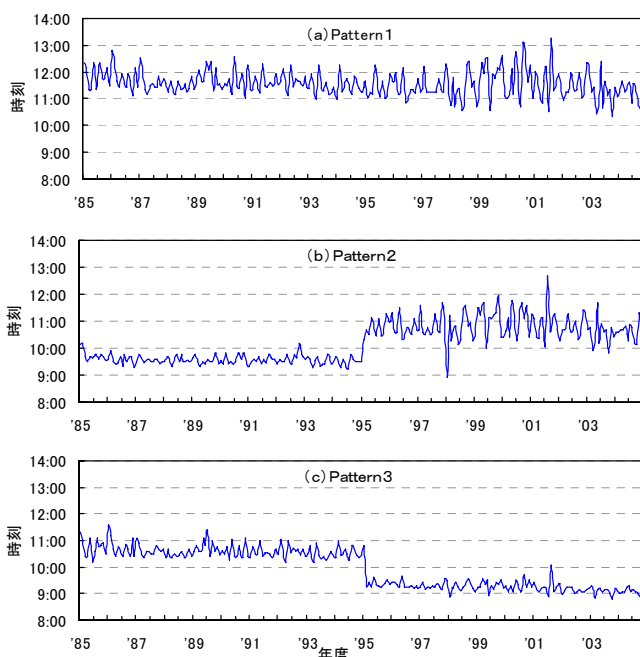


図4 採水時刻の変化

あり、さらに地点により時刻成分が加わると考えられた。これらの基本成分と予測値を表1に、また、図5には基本成分の時系列を示した。

表1 基本成分と予測値

基本成分名	項目	予測値
傾き成分	傾き	0.01°C/月
	切片	17°C
季節成分	振幅	10°C
4月遅成分	遅効果	1.5°C
時刻遅成分	遅効果	0.1°C
時刻早成分	早効果	-0.1°C

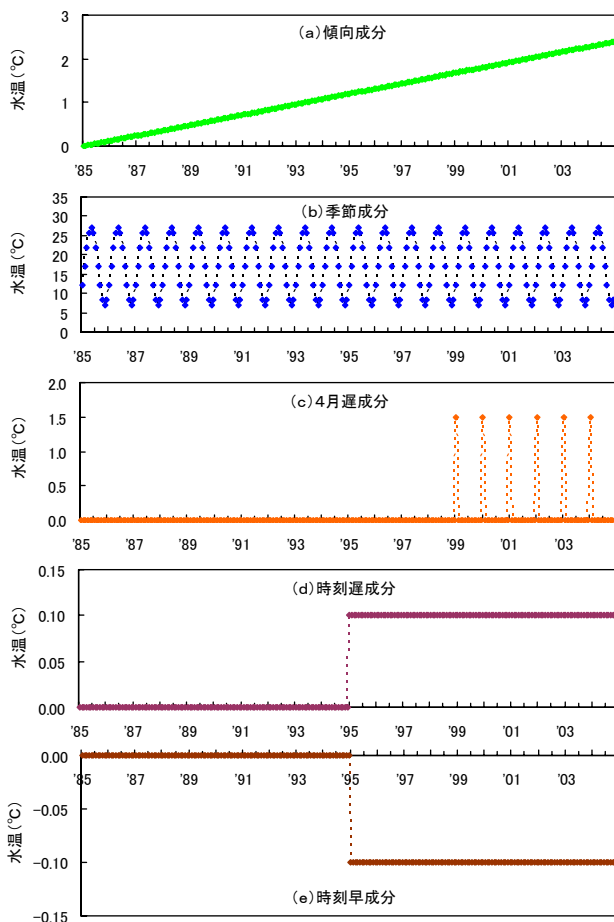


図5 基本成分の時系列

3-2 ダミー変数を含む説明変数

3-2-1 重回帰の説明変数

水温時系列 Y_t は各基本成分の和として、式(1)のように表される。

$$Y_t = T_t + S_t + A_t + H_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 T_t =トレンド成分、 S_t =季節成分、 A_t = 4月遅成分、 H_t =時刻成分、 ε_t =誤差である。また、 a を回帰係数(傾き)、 b を切片とすると、 $T_t = a t + b$ で表される。

式(1)の各基本成分に対応した重回帰における説明変数を表2に示した。

トレンド成分 T_t は採水年月に対応しており、その偏回帰係数(傾き効果)が水温変化率(°C/月)である。

季節成分 S_t は各月の季節効果を表す成分である。ただし、それぞれの月は名義尺度であるため、ダミー変数を用いて、季節効果に該当する月は1とし、それ以外の月は0とした。なお、説明変数としての3月が無いのは、冗長になるためである。また、測定年月の3月において、すべての月の季節効果を-1に設定したのは、年度毎の季節成分の和を0にするためである。

4月遅成分 A_t は1999年度以降の4月だけ1998年度以前の4月よりも水温が1.5°C程度高いと想定されることから、4月遅効果のダミー変数として1999年度以降の4月のみ1とし、それ以外を0とした。

時刻成分 H_t については1995年度以降は1994年度以前よりも水温が約0.1°C高いあるいは低いと想定されることから、時刻効果のダミー変数として1995年度以降の毎月を1とし、1994年度以前の毎月を0とした。

このように4つの説明変数を用いることによって、合成成分は各基本成分に分離できることになる。

3-2-2 説明変数の組み合わせ Model

重回帰分析において説明変数の選択の妥当性を評価することは重要である。表3に説明変数の組み合わせ Model を示した。表3において、Model 1は説明変数に傾き効果のみを用いた場合、すなわち、水温時系列に単重回帰分析を適用した場合に相当する。Model 2は説明変数に季節効果を加え、季節成分を分離して傾き効果を推定した場合、Model 3ではそれらに4月遅効果を加わった場合、Model 4はさらに時刻効果を加わった場合である。

3-3 各 Model の重回帰分析の妥当性

ここでは、時刻効果の Pattern 1、2、3の代表的な地点として、それぞれ St. 2、St. 3、St. 6を例に Model ごとに重回帰分析を行い、Model の妥当性を検討した。

表4に3地点における各 Model の重回帰分析結果(偏回帰係数)を示した。1番目の列は表3に対応した各説明変数、2列以降は各地点における各 Model の偏回帰係数である。表中の傾き効果、4月遅効果および時刻効果の各偏回帰係数には有意差検定の結果もあわせて示した。

結果の評価は、赤池情報量基準(AIC)と有意差検定結果を用いて行った。なお、AICは統計モデルの良さを評価するための指標であり、最小の値をもつモデルが良いモデルと判断される⁵⁾。

3-3-1 St. 2の重回帰分析結果の評価

AICはModel 3が最も小さく、次いでModel 2、Model 1の順であった。また、Model 1の傾き効果の偏回帰係数は統計的に有意でなく、Model 3の傾き効果と4月遅効果の偏回帰係数はいずれも1%危険率で有意であった。したがって、3つの Model のなかでModel 3が最もあてはまりの良いモデルと判断された。

各 Model の傾き(偏回帰係数)について比較検証した。Model 1の傾きは0.0071°C/月でModel 2のそれ(0.0094°C/月)よりも0.0023°C/月低い値を示した。この理由として、4月を開始月とした季節成分自身が負の傾きを持っていることが挙げられる。例えば、図5(b)に示した4月を開始月とし振幅を10°Cとした季節変動だけから成る20年間の時系列をsin関数で近似したモデルに回帰分析を適用して傾きを求めると、約-0.0028°C

表2 目的変数と説明変数

測定年月	目的変数		説明変数														
	水温 実測値	傾き 効果	季節効果												4月遅 効果	時刻 効果	
			4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月				
1985.04	Y ₁	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.05	Y ₂	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.06	Y ₃	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.07	Y ₄	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.08	Y ₅	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.09	Y ₆	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.10	Y ₇	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
1985.11	Y ₈	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
1985.12	Y ₉	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1986.01	Y ₁₀	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
1986.02	Y ₁₁	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
1986.03	Y ₁₂	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0	0
1986.04	Y ₁₃	13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.
.
1995.04	Y ₁₂₁	121	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
1995.05	Y ₁₂₂	122	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
.
.
1999.04	Y ₁₆₉	169	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
1999.05	Y ₁₇₀	170	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
.
.
2005.03	Y ₂₄₀	240	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0	1

表3 説明変数の組み合わせ Model

説明変数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
傾き効果	○	○	○	○
季節効果		○	○	○
4月遅効果			○	○
時刻効果				○

表4 3地点における各 Model の重回帰分析結果 (偏回帰係数)

説明変数	St.2			St.3				St.6			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
傾き効果(°C/月)	0.0071	0.0094**	0.0087**	0.0062	0.0083**	0.0077**	0.0055*	0.0032	0.0052**	0.0046**	0.0055**
4月(°C)		-3.2480	-3.7004		-3.6898	-4.0756	-4.0915		-3.5097	-3.8705	-3.8641
5月(°C)		-0.0223	0.0152		-0.3581	-0.3261	-0.3356		-0.5999	-0.5699	-0.5661
6月(°C)		3.3783	3.4165		2.9736	3.0062	2.9989		2.7599	2.7904	2.7934
7月(°C)		5.2989	5.3379		5.1803	5.2135	5.2084		5.0047	5.0358	5.0379
8月(°C)		8.3895	8.4292		8.2820	8.3159	8.3129		8.0295	8.0611	8.0623
9月(°C)		8.2551	8.2955		8.0987	8.1332	8.1324		7.7993	7.8315	7.8318
10月(°C)		3.6007	3.6419		3.9204	3.9555	3.9570		3.9291	3.9619	3.9613
11月(°C)		0.2663	0.3082		0.5222	0.5578	0.5615		0.5939	0.6272	0.6258
12月(°C)		-3.3830	-3.3405		-2.8761	-2.8398	-2.8340		-2.8764	-2.8424	-2.8448
1月(°C)		-6.7274	-6.6842		-6.4294	-6.3925	-6.3845		-6.1616	-6.1271	-6.1303
2月(°C)		-8.1568	-8.1128		-7.9827	-7.9452	-7.9350		-7.6268	-7.5917	-7.5958
4月遅効果(°C)			1.6309**			1.3907*	1.4046*			1.3005*	1.2949*
時刻効果(°C)							0.3497				-0.1410
定数項(°C)	17.23	16.95	16.99	16.91	16.65	16.69	16.78	17.30	17.06	17.10	17.06
AIC ^{注1)}	1526	766	760	1518	772	768	768	1500	735	731	733

注1) 赤池情報量基準、 **:危険率1%で有意、 *:危険率5%で有意

／月が得られる⁶⁾。これは先に示した Model 1 と Model 2 の傾きの差に近い値である。したがって、Model 1 は説明変数として季節効果を考慮していないモデルであるため、すなわち、Model 1 の傾きには季節成分の影響（約 $-0.0028^{\circ}\text{C}/\text{月}$ ）が含まれるため、両 Model の傾きに差が生じたと推察される。

一方、Model 2 の傾きは Model 3 のそれよりも $0.0007^{\circ}\text{C}/\text{月}$ だけ高かった。この理由として、両 Model における 4 月遅効果の有無が挙げられる。具体的には、図 5 (c) の 4 月遅成分の時系列に単回帰分析を適用して、4 月遅効果の傾きを求めると、 $+0.0006^{\circ}\text{C}/\text{月}$ （4 月遅効果に相当する）が得られる。これは両 Model の傾きの差とほぼ一致した。

以上のことをまとめると、Model 3 の傾きは実測値から季節効果と 4 月遅効果を分離し除去した真値に近い値になっていると考えられた。

3-3-2 St. 3 の重回帰分析結果の評価

AIC は小さい順に Model 3、Model 4、Model 2、Model 1 であるが、Model 3 と Model 4 との差は 0.5 と小さかった。そこで、Model 3 と Model 4 について比較検討した。

有意差検定の結果によると、Model 3 の傾き効果は 1% 危険率で有意であるのに対して、Model 4 のそれは 5% 危険率で有意であった。また、4 月遅効果については両 Model ともに 5% 危険率で有意であったが、Model 4 の時刻効果は有意とはならなかった。Model 4 の時刻効果の予測値（表 1）は約 0.1°C であるが、水温は 0.1°C 単位での読取り値であること、また、測定は毎月 1 回であり、その時々々の気象条件に左右されることなどから、誤差が大きくなると予想される。そのため、時刻効果は検定により棄却されたと推察される。したがって、Model 3 が最適と判断するのが妥当であると考えられた。

3-3-3 St. 6 の重回帰分析結果の評価

AIC は小さい順に Model 3、Model 4、Model 2、Model 1 であるが、Model 3 と Model 4 との差は 1.7 と小さかった。有意差検定の結果を考慮すると、前項の St. 3 の場合とほぼ同様な解釈が可能であることから、Model 3 が最適と判断された。

3-3-4 全地点の重回帰分析結果の評価

先の 3 地点以外の全地点についても同様な解析を行った。その結果、時刻効果の Pattern 1 に該当する地点については全て Model 3 が最適モデル、時刻効果の Pattern 2 および Pattern 3 に該当する地点についても Model 3 が最適モデルであると判断された。

3-4 水温のトレンドおよび季節のずれの日数

ここでは、最適モデルにおける水温のトレンドと季節のずれの日数について検討した。図 6 に水温のトレンド（単位： $^{\circ}\text{C}/\text{年}$ ）と季節のずれの日数の分布を示した。なお、季節のずれの日数については、後述する。

3-4-1 水温のトレンド

トレンドは St. 2 が $0.104^{\circ}\text{C}/\text{年}$ で最も大きく、次いで St. 3、St. 7 の順であり、最小値は St. 1 の $0.051^{\circ}\text{C}/\text{年}$ であった。また、沿岸域の 4 地点（St. 4、St. 5、St. 6、St. 8）のトレンドは $0.056\sim 0.078^{\circ}\text{C}/\text{年}$ の範囲にあった。

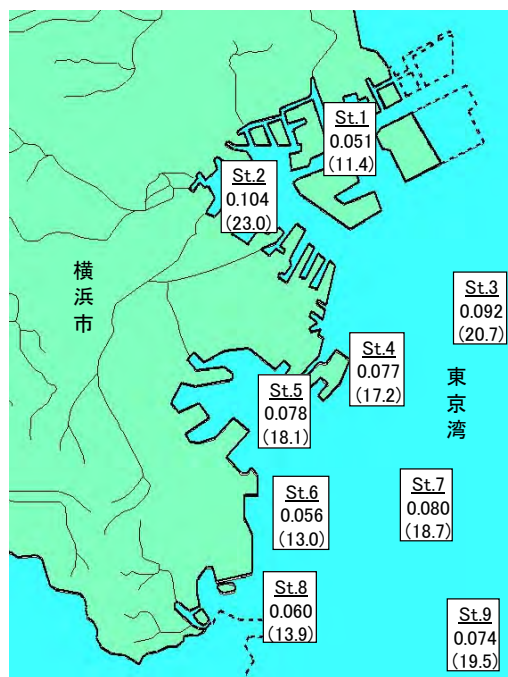


図 6 水温のトレンド（上段： $^{\circ}\text{C}/\text{年}$ ）と季節のずれの日数（下段：日）

St. 2 は横浜港内の防波堤に囲まれた比較的狭い水域であり、他地点に比べて船舶の航行や周辺の事業場が多いため、トレンドが最も高くなったと考えられた。沖合域の St. 3、St. 7 および St. 9 についてみると、トレンドは北から南に向かって小さくなる傾向が認められた。これは、東京湾西岸における表層水は湾奥から湾口方向に流れることから⁷⁾、トレンドは湾奥の河川からの影響を強く受け、湾口に向かって弱まった結果と考えられた。沿岸域の 4 地点（St. 4、St. 5、St. 6、St. 8）については、沖合域ほど明確ではないが、やはりトレンドは湾奥から湾口に向かって小さくなる傾向が認められた。

3-4-2 季節のずれの日数

トレンドは $0.051\sim 0.104^{\circ}\text{C}/\text{年}$ の範囲にあることから、20 年間で水温は $1.03\sim 2.08^{\circ}\text{C}$ 上昇した。この水温上昇が季節的に何日程度のずれに相当するのかを試算した。

具体的には、各地点におけるある月と翌月との水温差の絶対値を全期間について平均した値（ひと月の平均的な水温変動幅）は約 $2.32\sim 2.75^{\circ}\text{C}$ であり、ひと月の平均日数は 30.4 日であることから、水温上昇は約 11.4 日（St. 1）～約 23.0 日（St. 2）に相当すると推算された（図 6）。St. 1 と St. 2 以外の地点における季節のずれの日数は約 13.0 日～約 20.7 日の範囲にあり、沿岸域に比べて沖合域のほうが多かった。このように、20 年間で季節的には半月ほど春季は早まり秋季は遅くなったと考えられた。

実際に、横浜港などでは南方系のみドリイガイ等が確認されていることから⁸⁾、外来種の生物などについても注意してみていく必要がある。

4. まとめ

東京湾西岸の 9 地点における 20 年間の公共用水域水質測定結果の表層水温にダミー変数を用いた重回帰分析

を適用し、得られたトレンドの評価および分布の特徴について検討した。

- 1) 水温時系列は、基本成分としてトレンド成分、季節成分、4月遅成分および時刻成分（一定時刻成分、1時間遅成分、1時間早成分）から成ると推察された。
- 2) 各基本成分に対応した説明変数（ダミー変数）を設定して重回帰分析を行ったところ、9地点ともトレンド成分、季節成分および4月遅成分の3つの基本成分からなるModel 3が最適なモデルと判断された。
- 3) 水温のトレンドは0.051～0.104℃/年の範囲にあり、最大値は横浜港内、最小値は鶴見川河口であった。また、水温のトレンドは湾奥で高く湾口に向かって低下する傾向が認められた。
- 4) 水温は20年間で1.02～2.08℃上昇し、季節的には半月ほど春季は早まり秋季は遅くなったと考えられた。

なお、本報告の一部は、地方公共団体環境研究機関等と国立環境研究所との共同研究（C型）「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究」の平成20年度第2回打ち合わせ会議（2009年2月、大阪府）で発表した。

文献

- 1) 環境省：ヒートアイランド対策
http://www.env.go.jp/air/life/heat_island/index.html
- 2) 中山有、神田学、木内豪、森脇亮：都市人工排水系における水・熱輸送に関する観測研究、水工学論文集、**50**、511-516(2006)。
- 3) <http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/lecture/Regression/mreg/dummy-variable/dummy.html>
- 4) 神奈川県：神奈川県水質調査年表(1985年度-2004年度)。
- 5) 坂本慶行、石黒真木夫、北川源四郎：情報量統計学、42-62、共立出版（1982）。
- 6) 二宮勝幸、柏木宣久：単回帰分析による季節時系列のトレンド推定の問題点、横浜市環境科学研究所報、**34**、43-45(2010)。
- 7) 二宮勝幸、柏木宣久、安藤晴夫：東京湾における水温と塩分の空間濃度分布の季節別特徴、水環境学会誌、**19**(6)、480-490(1996)。
- 8) 横浜市環境科学研究所：横浜の川と海の生物（第11報・海域編）、38-42(2007)。

－相模湾における水温経年変化－

神奈川県環境科学センター調査研究部 岡 敬一

1. 使用データ

神奈川県水質測定結果 1980 年度～2008 年度

図 1 に相模湾の採水地点を示す。

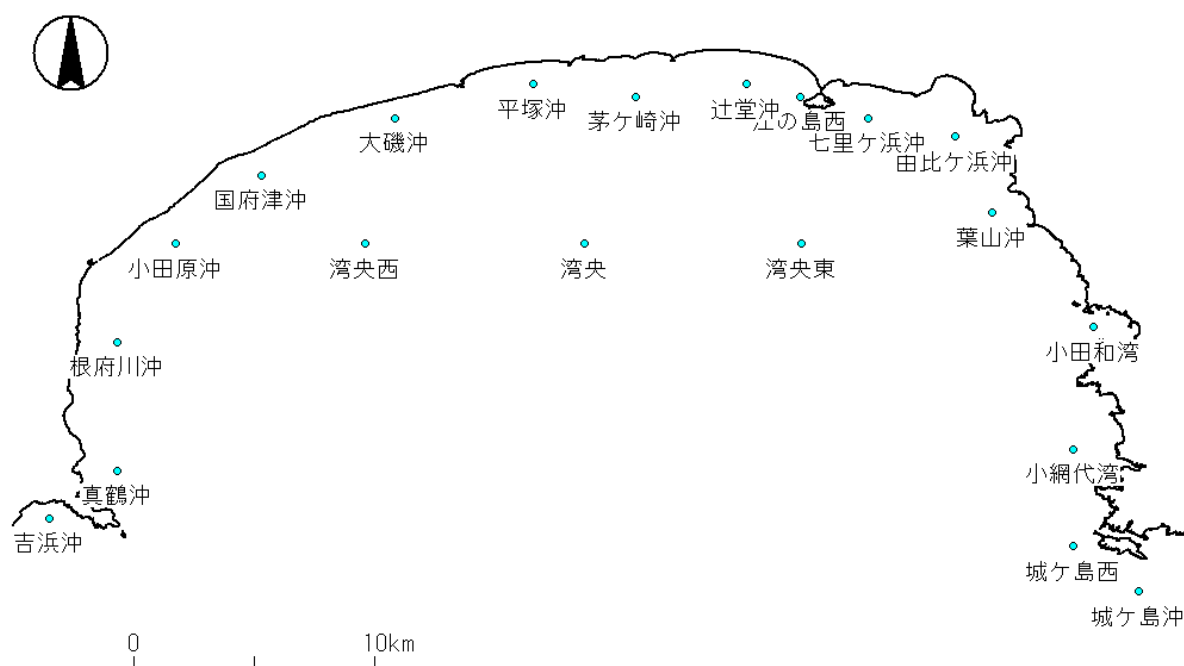


図 1 相模湾採水地点図

採水地点の水深を表 1 に示す。

なお、51m より深い水深は、海図から読み取った。

採水位置は、上層は、水面下 0.5m、下層は、底上から 1m 上。ただし、水深が 51m より深いところは 50m で採水。

水温は、採水時に棒状温度計で測定している。

- ① JIS B 7411 に規定する一般用ガラス製棒状温度計の 50 度温度計を用いる。
- ② 温度計を現場の水に直接差し入れるか、採取直後の試料(1)の中に差し入れて感温液の止まる目盛付近まで浸没した状態に保ち、感温液の止まるときの目盛を読み取る。
- ③ 目盛りは、小数第一位まで読み取る。

注(1) 容器及び外気の温度の影響を避けるため、多量の試料を採取する。

備考 ペッテンコーヘル水温計を用いる場合には、金属筒内に試料を 3 回入れ替えた後、試料を満たし、感温液の止まるときの目盛を読み取る。

2. 解析方法

1)統計数理研究所のトレンド解析ソフトウェア Web decomp を使い、トレンドを解析する。

2)ダミー変数を用いた重回帰分析により、上昇温度を求める。

3. 結果

各地点の水質を層別にトレンド解析した結果、水温は2000年までは上昇傾向にあったが、2000年以降は、横ばいとなっていた。

20地点の水温月平均値を層別に解析したトレンドを図2に示す。

重回帰分析は、全期間を通じた解析と2000年（1999年度）までの解析を行った。

表1に年間の水温上昇量と統計値の有意性を示す。

重回帰分析の結果、国府津沖の全期間のケース除いて、他では全て統計的に有意な水温上昇が見られた。

相模湾で水質の測定が始まった1980年4月から2009年3月までの29年間の水温上昇量は、全地点平均で1.0℃であった。

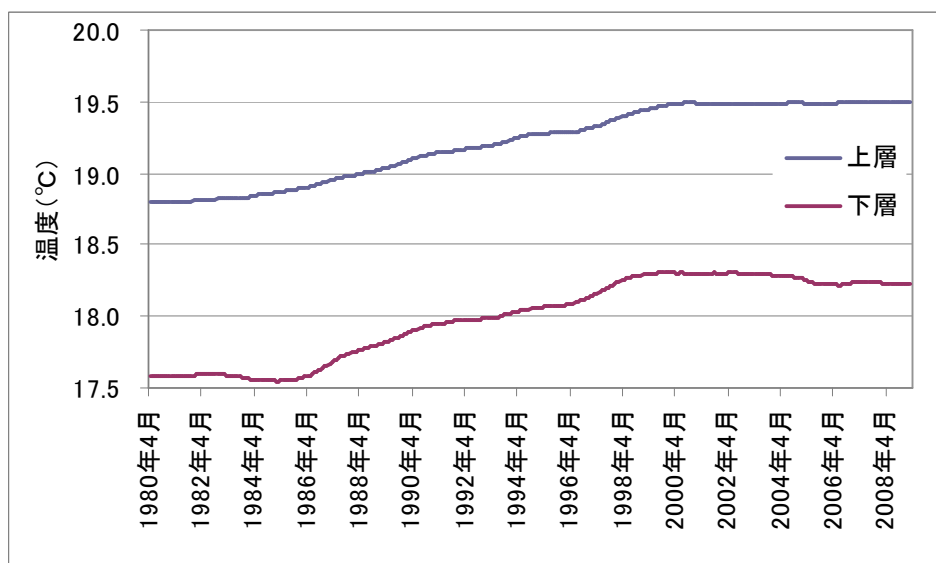


図2 相模湾における水温のトレンド

表1 相模湾における水温上昇量（単位：℃/年）

採水地点名	1980-1999 年度		1980-2008 年度		採取水深(m)		水深 (m)
	上層	下層	上層	下層	上層	下層	
江の島西	0.054 ***	0.068 ***	0.047 ***	0.043 ***	0.5	9.7	10.7
辻堂沖	0.053 ***	0.067 ***	0.045 ***	0.035 ***	0.5	13.7	14.7
城ヶ島沖	0.056 ***	0.044 **	0.029 ***	0.034 ***	0.5	50	60
城ヶ島西	0.051 ***	0.042 **	0.029 ***	0.034 ***	0.5	50	60
小網代湾	0.049 ***	0.054 ***	0.032 ***	0.039 ***	0.5	45.6	46.6
小田和湾	0.047 ***	0.057 ***	0.047 ***	0.030 ***	0.5	8.2	9.2
葉山沖	0.048 ***	0.060 ***	0.040 ***	0.039 ***	0.5	23.3	24.3
由比ヶ浜沖	0.046 ***	0.061 ***	0.043 ***	0.039 ***	0.5	14.7	15.7
七里ヶ浜沖	0.055 ***	0.064 ***	0.044 ***	0.040 ***	0.5	14.5	15.5
茅ヶ崎沖	0.058 ***	0.065 ***	0.046 ***	0.038 ***	0.5	23.5	24.5
平塚沖	0.056 ***	0.058 ***	0.040 ***	0.041 ***	0.5	13.7	14.7
大磯沖	0.042 **	0.056 ***	0.033 ***	0.032 ***	0.5	17.5	18.5
湾央東	0.058 ***	0.057 ***	0.036 ***	0.037 ***	0.5	50	100
湾央	0.050 ***	0.051 ***	0.026 **	0.035 ***	0.5	50	500
湾央西	0.051 ***	0.048 **	0.027 **	0.035 ***	0.5	50	100
国府津沖	0.045 **	0.045 **	0.017	0.034 ***	0.5	50	150
小田原沖	0.050 ***	0.048 **	0.027 **	0.033 ***	0.5	50	200
根府川沖	0.042 **	0.047 **	0.024 **	0.027 ***	0.5	50	300
真鶴沖	0.037 **	0.049 ***	0.027 ***	0.032 ***	0.5	50	100
吉浜沖	0.047 ***	0.062 ***	0.030 ***	0.029 ***	0.5	24.3	25.3

注 ** : p<0.01、*** : p<0.001

公共用水域常時監視データによる静岡県沿岸の 表層水温長期変動の検討

静岡県環境衛生科学研究所 大気水質部 後藤裕康

The examination of the long-term fluctuation of the surface water temperature data of the continuous-monitoring at Shizuoka public seawater area

Hiroyasu GOTOH

公共用水域常時監視のデータから静岡県沿岸表層水温の長期変動の傾向を検討した。調査頻度が比較的高い奥駿河湾水域田子の浦地先のデータを用いて、1971年から2009年までの39年間における調査年月日と水温の散布図から水温変動の傾向や調査の偏り等を季節別に検討したところ、0.5m層の水温は相関がきわめて低いものの30年間で約1°Cの低下傾向、季節別には夏季が約1°Cの低下傾向、秋季が約1°Cの上昇傾向となった。しかし調査の偏りの影響を検討したところ、調査月日や調査時刻が早期化している傾向がみられた。調査日の早期化は秋季には水温の上昇傾向に、春季には水温の低下傾向に、調査時刻の早期化は水温の低下傾向に寄与したことが推察され、これらのことから本県の公共用水域常時監視のデータは、調査の偏りやばらつきの影響が大きいため沿岸表層水温の長期変動の検討には適さないと考えられた。

Key words : 水温, 長期変動, 公共用水域, 常時監視

Water temperature, long-term fluctuation, public water area, continuous-monitoring

はじめに

静岡県の沿岸域における水温の長期変動は、静岡県水産技術研究所(旧静岡県水産試験場)の定地水温データを用いた検討¹⁾や、同じデータと国土地理院、気象庁等の定地水温データ等を用いた検討^{2,3)}など、いくつかの報告がみられる。これらによると、伊東、下田、焼津の3地点の水温は1971年から2002年までに約0.5°C上昇¹⁾、伊東、稲取、下田、鍋田、雲見、焼津、地頭方、御前崎、浜名湖の9地点の水温は、一部有意な下降傾向がみられる地点もあるものの^{2,3)}、全体では2007年までの30年間で平均0.24°Cの有意な上昇がみられた²⁾と報告されている。また、水温変動には季節差があり、秋から

冬の水温上昇が長期的な水温の上昇に寄与していると考察されている^{1~3)}。

一方、やや沖合いの沿岸水温は水深別に異なった変動傾向がみられ、表層では2007年までの30年間で平均0.31°C上昇していたのに対し、50~100mを境に変動傾向が逆転して、水深200mでは平均0.33°C下降していた²⁾。また、表層の上昇傾向は地先定点よりも大きく、これには黒潮流路変動の影響が推察されている^{2~4)}。

このように、静岡県の沿岸水温の長期変動傾向は、長期間の連続データ(一部の地点では1950年代に観測開始)を保有する水産分野の試験研究機関を中心に、地球温暖化と関連した検討・解析が行わ

静岡県環境衛生科学研究所 (〒420-8637, 静岡市葵区北安東 4-27-2)

Shizuoka Institute of Environment and Hygiene

(4-27-2, Kita-ando, Aoi-ku, Shizuoka, 420-8637, japan)

れている。一方環境分野でも、公共用水域の常時監視により1971年以降の長期の水質データが観測されており、今回はこれの水温データが本県沿岸水温の長期変動傾向の把握に利用できないかを検討した。

方法

静岡県の海域における水質常時監視の測定地点は5水域58地点ある。この中から、半閉鎖性水域の上、近年土木工事に伴う環境変化が著しい⁵⁾浜名湖水域や、河川の影響が著しいと考えられる奥駿河湾水域田子の浦港内の観測地点など、沿岸水温の長期変動の検討には適さない海域を除くと、本県沿岸海域の常時監視測定地点は44地点となる。このうち、奥駿河湾水域の田子の浦地先海域の測定地点では年4～8回、その他の地点では年4回の不定期な調査が行われている。そのため、比較的測定頻度の高い奥駿河湾水域田子の浦地先海域の6地点（水域類型A：3地点、水域類型B：3地点）の平均水温データを用いて解析を行った。

海水温の数十年単位の変動を検討するには、1年以下の季節変動の影響を除去すれば長期変動がより明確になると考えられる。季節変動（周期性）を取り除く方法としては、①平年偏差の推移により調査地点の地域性等を除去した相対的な水温の変動傾向をみる方法や、②同地点のデータなら1年（1周期）以上の期間の移動平均により絶対的な水温の変動傾向をみる方法が考えられるが、定期・定時・定点など質的な偏りがないように観測されたデータであることが前提条件となる。しかし、今回解析に用いるのは不定期かつ低頻度の調査データのため、これらの方法は利用できない。そのため、年による採水月日のばらつきの影響を考慮して、1971年から2009年までの39年間の全期間における調査年月日と水温の散布図から、表層（0.5m層）と2m層の水温変動の傾向や調査の偏り等を季節別に検討した。

なお、今年度の「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその対応策に関する研究」では、一部の観測データの質的な偏りを排除するために、調査月日を季節に対応する質的変数に置き換えてダミー変数による重回帰分析により解析を行うこととしているが、本県のデータは調査月日の定期性がなく調査時期の偏りも著しいなど質的な統一性がないことから、この方法を解析に用いることはできなかった。

結果および考察

解析に用いた公共用水域常時監視の測定地点を図1に示した。この海域の観測

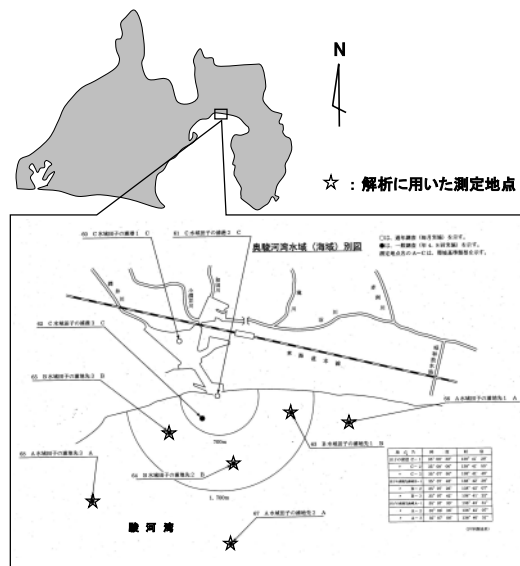


図1 水温変動解析に用いた公共用水域常時監視地点（奥駿河湾水域 田子の浦地先）

点は、高度経済成長期に製紙工場排水による公害が問題となった田子の浦港周辺の水質を監視するために設定されている。

0.5m層における調査全期間の調査月日と水温の関係を図2に、0.5m層と2m層の水温変動を図3に示した。水温の年変動の傾向をみると、この海域の表層における最高水温期は8月中旬頃、最低水温期はデータが少なく明確ではないものの2月中旬頃で、同じ調査月日でも5～8℃程度のばらつきがみられた（図2）。また、0.5m層と2m層の水温変動にはほとんど差がみられず、0.5m層について近似式を求めると、相関はきわめて低いもの

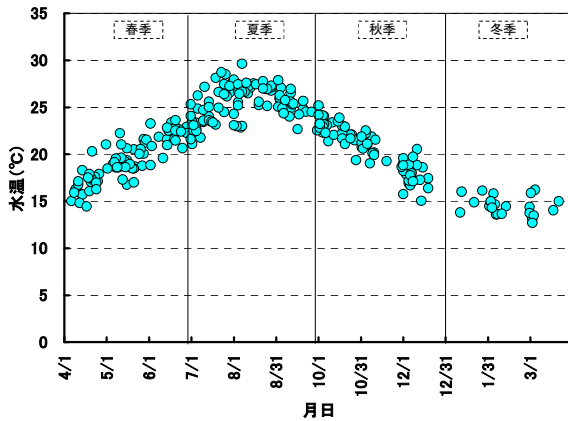


図2 奥駿河湾水城田子の浦地先における公共用水域常時監視の
深水月日と水温の関係(0.5m層)

の30年間で約1°Cの低下傾向となった(図3)。

季節変動の傾向から、7月1日～9月30日を夏季、1月1日～3月31日を冬季、残りの期間を春季と秋季として(図2)、季節別に0.5m層の水温変動を検討した。

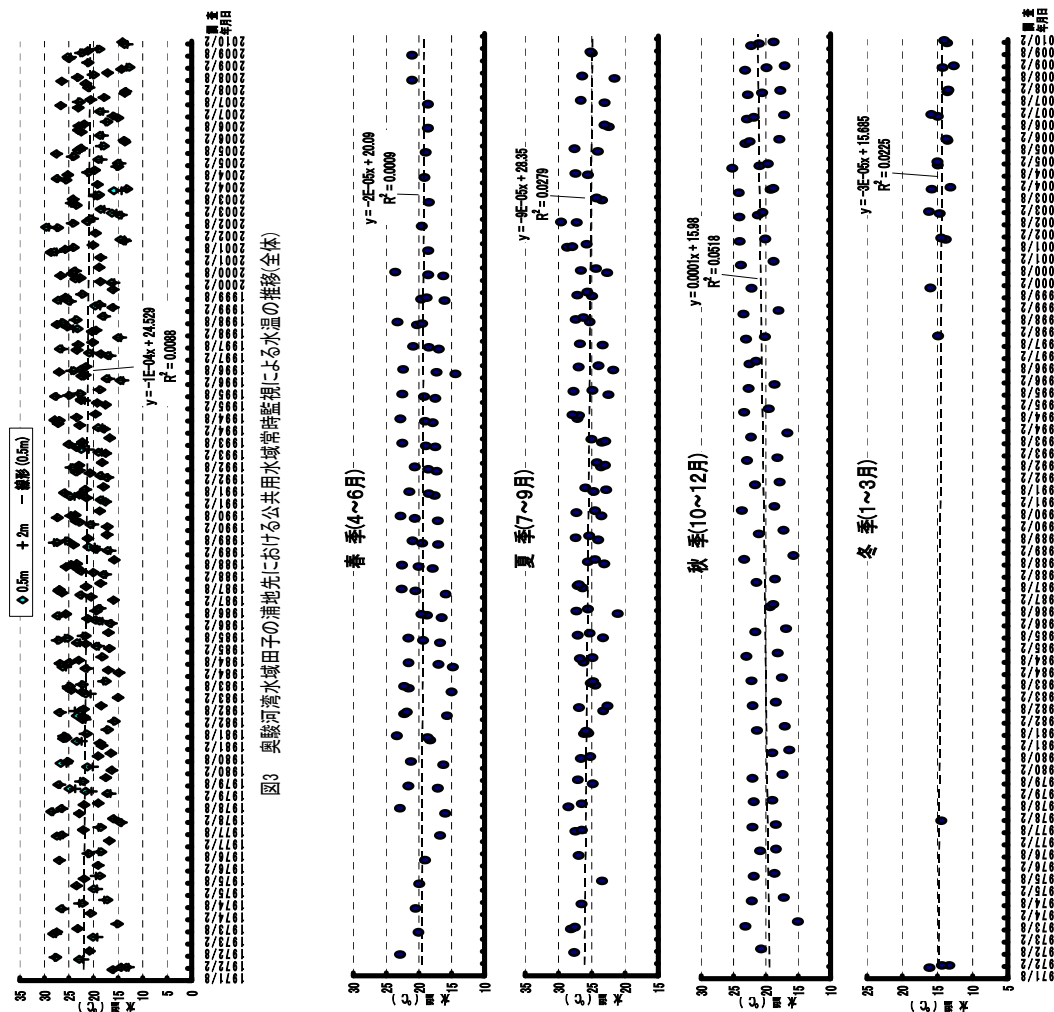


図3 奥駿河湾水城田子の浦地先における公共用水域常時監視による水温の推移(全体)

図4 奥駿河湾水城田子の浦地先における公共用水域常時監視による水温の推移(季節別)

結果を図4に示した。いずれの季節の近似式でも相関はきわめて低かったが、夏季では30年間で約1°Cの低下傾向、秋季では約1°Cの上昇傾向となった。

次に、調査の偏りの影響について検討するため、季節別の調査月日の推移を図5に、調査時刻の推移を図6に示した。調査月日の推移をみると、1970年代中ごろから1990年代後半にかけては冬季の調査はほとんど行われておらず、春季から夏季にかけての調査頻度が高い。また、2000年以降は春季の調査頻度が低く、秋季と冬季の調査頻度が高くなっている。

30年間の調査月日の推移をみると、春季は5月19日を基準に約5日、夏季は8月16日を基準に約13日、秋季は11月16日を基準に約11日程度観測日が早まっている傾向がみられる(図5)。また調査時刻は、1970年代は午後を中心に、

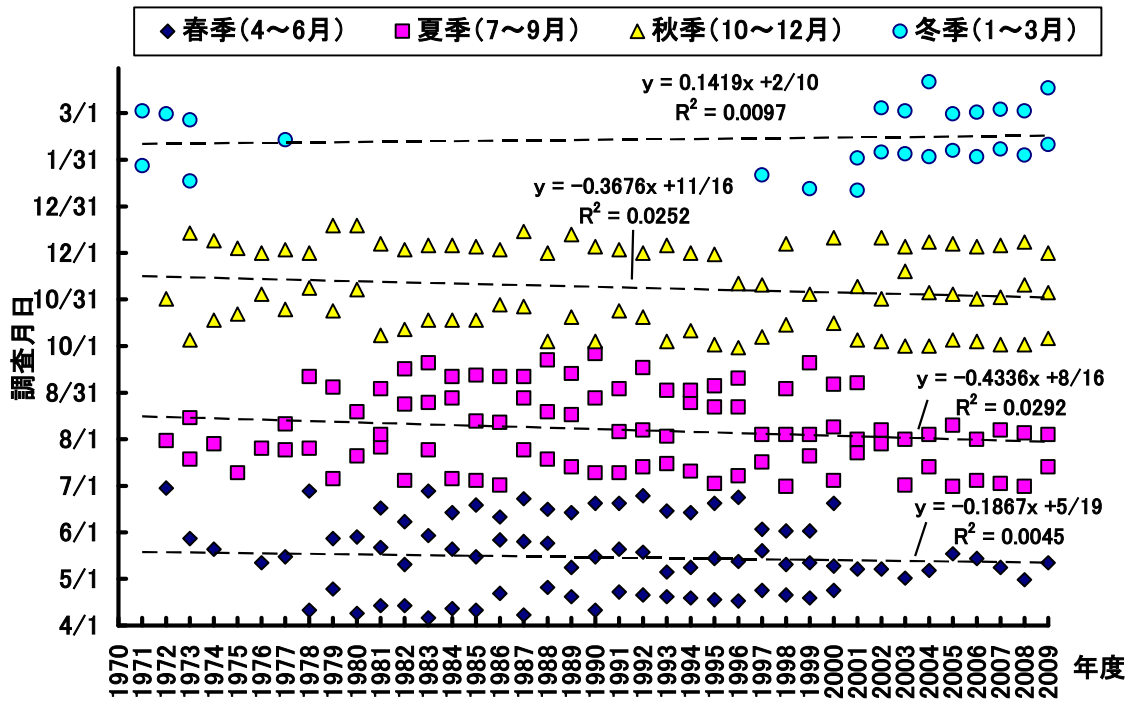


図5 奥駿河湾水域田子の浦地先における公共用水域常時監視の調査月日の推移

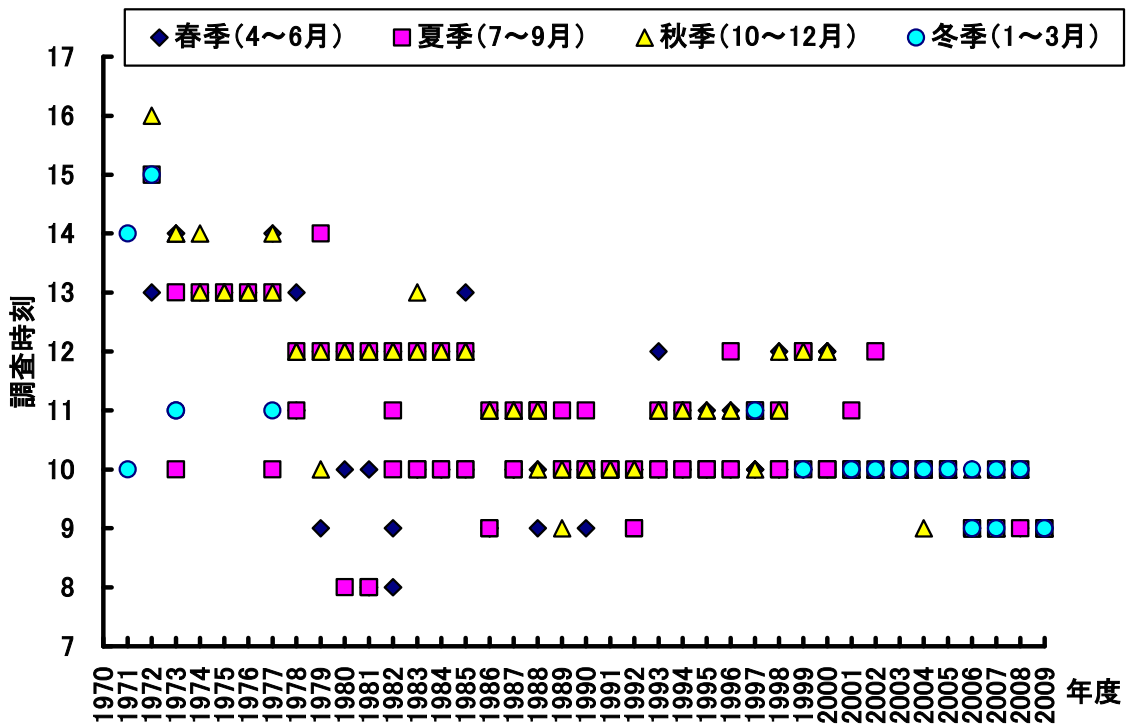


図6 奥駿河湾水域田子の浦地先における公共用水域常時監視の調査時刻の推移

1980年代は昼頃を中心に、1990年代以降は10時前後を中心に行われており、年々

早まっている傾向がみられる（図6）。調査日の早期化傾向は、秋季では水温の

上昇傾向に、春季には水温の低下傾向に寄与したことが考えられる。また、調査時刻の早期化は、水温の低下傾向に寄与していると推察される。

本県の公共用水域常時監視は各年度における水質汚濁の現状や水質環境基準の達成状況等の把握を目的としているため、沿岸海域では水質が悪化する夏季を中心に調査が行われているケースが多い。また、季節や日照の影響が大きい水温のような物理的な観測項目についてはあまり重視されていない。そのため、調査月日等の質的な継続性まで考慮した定期的な調査が行われているのは水産技術研究所と共同で調査を行っている浜名湖等の一部水域に限られ、その他の調査地点では、調査担当者等の変化によっても調査月や調査時刻等が変化している。今回解析したデータで調査月や調査時刻が複数年ごとに変化しているのも、このような人的な影響によるものと思われる。

これらのことから、本県の沿岸海域における公共用水域常時監視のデータは、観測頻度的に最も充実している奥駿河湾水域田子の浦地先のデータを用いても、調査の偏りやばらつきの影響が大きいため表層水温の長期変動の検討には適さないと考えられた。

文 献

- 1) 安井港 (2003) : 沿岸水温が上昇している！, 碧水, 102, 5~6.
- 2) 阿部基温・長谷川雅俊・萩原快次 (2010) : 静岡県沿岸域における水温の長期変動の特徴, 静岡県水産技術研究所研究報告, 45, 1~6.
- 3) 阿部基温・萩原快次・小林憲一・長谷川雅俊・津久井文夫 (2009) : 現地調査およびデータ解析に基づく沿岸漁場環境の実態把握, 平成 20 年度静岡県水産技術研究所事業報告, 15~19.
- 4) 轡田邦夫・谷川雅浩・萩原快次・勝間田高明 (2007) : 駿河湾における表層水温・塩分の長期変動, 海の研究, 16 (4), 277~290.

- 5) 後藤裕康 (2004) : 漁獲量変動からみた浜名湖の漁場環境の変化, 静岡水試研報, 39, 31~50.

名古屋港における水温変動の回帰分析について

山神尚人, 長谷川 瞳, 長谷川絵理, 岡村祐里子, 西 史江
名古屋市環境科学研究所

1. はじめに

近年、地球温暖化により地球環境への様々な影響が懸念されている。気候変動に関する政府間パネル（IPCC）によると、気候の変化とその影響に関する観測結果から気候システムの温暖化には疑う余地がないことや変化の原因として人為起源の顕著な温暖化が起こった可能性が高いこと、更には予測される気候変動とその影響として、気温変化は1980～1999年を基準とした2090～2099年の差（℃）として最大6.4℃、海面水位上昇は1980～1999年を基準とした2090～2099年の差（m）として最大0.59mとなることが報告されている。¹⁾

名古屋市においては、公共用水域の水質常時監視を実施する際に、いくつかの地点で、名古屋港の水温を測定しているため、それら水温データについて重回帰分析を行い、名古屋港の水温変動の解析を行った。

2. 調査方法

2.1 対象地点

解析対象とするデータは、1981年度から2007年度まで、毎月の測定データの揃っている公共水域水質常時監視の次の3地点とした。なお、地点名の前の数字は、図1に示した対象地点図上の番号となっている。

- ①潮見ふ頭南（N-11 愛知県の公共用水域水質測定計画に基づく環境基準補助地点）
- ②潮見ふ頭北（名古屋市環境保全条例に基づく調査地点）
- ③金城ふ頭西（名古屋市環境保全条例に基づく調査地点）



2.2 対象データについて

対象データは、1981年度から2007年度の表層（0.5m）の水温データを用い、A(1981年度～2007年度)、B(1981年度～2000年度)の2種類の期間で解析を行った。

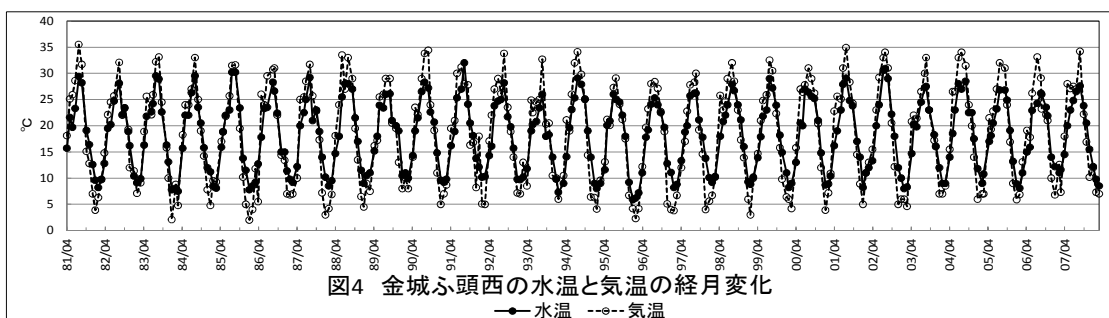
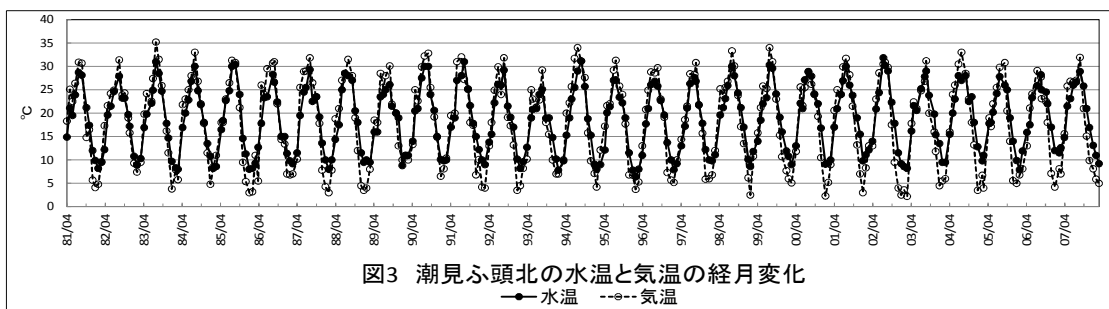
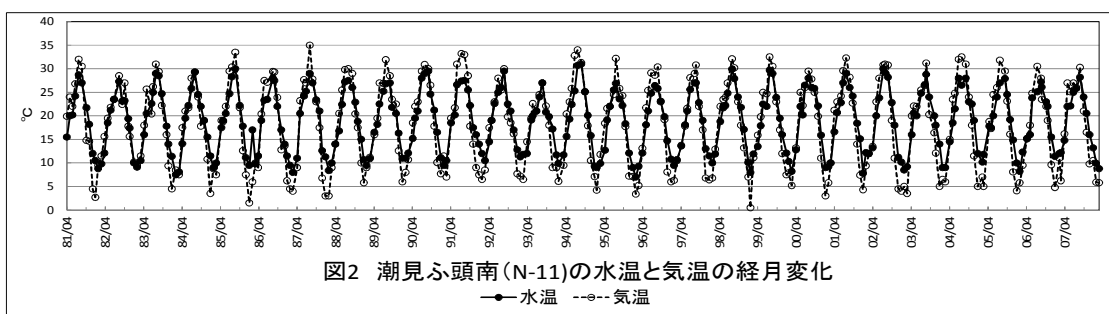
2.3 解析方法

水温変動の解析は、ダミー変数を用いた重回帰分析により行い、解析には、R(version 2.12.1)+R コマンドーを使用した。²⁾

重回帰分析における目的変数を水温に、説明変数を傾き効果と季節効果（4月～2月）とした。傾き効果は、測定月ごとに、1ずつ増加する数値で、その偏回帰係数は毎月あたりの水温上昇を表す。(°C/月) また、季節効果は、4月～2月の11個のダミー変数で表し、測定月が4月～2月には、その月のダミー変数に1を入れ、それ以外の月のダミー変数に0を入れた。そして、測定月が3月には、すべての季節効果のダミー変数に-1を入れ、1年間の総和が0となるように調整した。

3. 結果

図2から図4に各地点の水温と気温の経月変化を示した。



また、図5～図7に各地点における気温、水温、採取時刻の散布行列を示した。

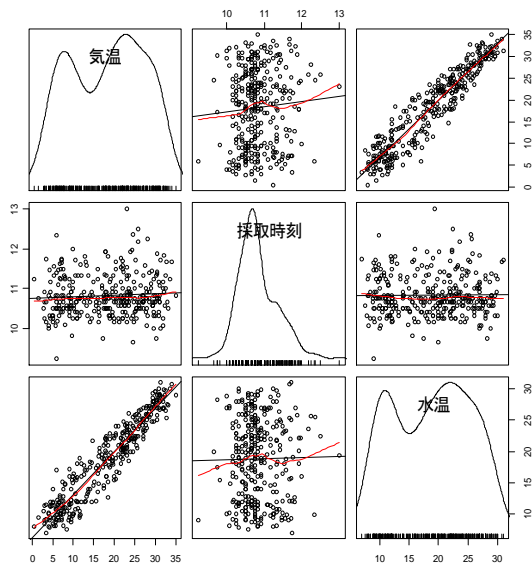


図5 潮見ふ頭南の気温、採取時刻、水温の散布行列

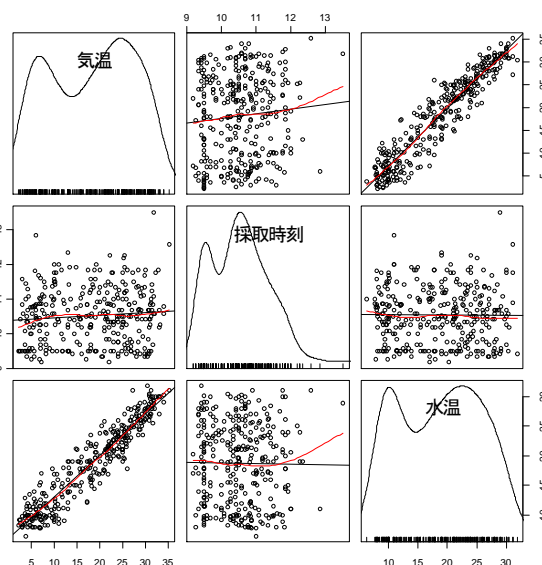


図6 潮見ふ頭北の気温、採取時刻、水温の散布行列

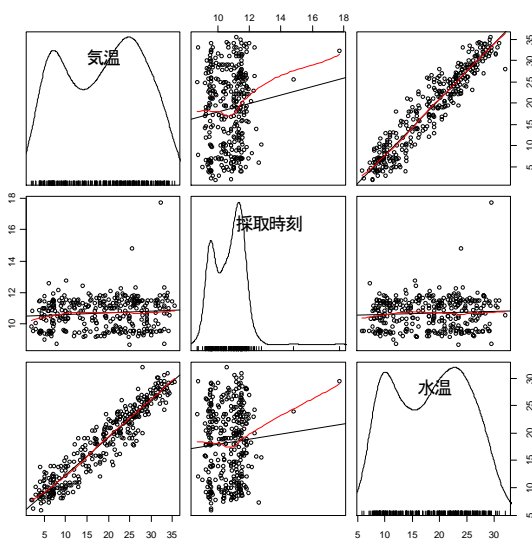


図7 金城ふ頭西の気温、採取時刻、水温の散布行列

さらに各地点の重回帰分析の結果を表1に示す。

4. 考察

各地点とも、経月変化のグラフや散布行列から判断すると、水温と気温は、高い相関を示していた。また、採取時刻と水温との相関はあまりなかった。

重回帰分析の結果については、3地点、2期間(A, B)で、寄与率が0.9を越え、説明変数で目的変数をよく説明できていた。また、P値も、すべて2.2E-16未満と極めて低い値であることから、重回帰が有意であることが示された。

傾き効果、すなわち毎月あたりの温度変化率に関しては、各地点とも期間Aで有意であったのに対して、期間Bでは有意であることが示されなかった。

表1 水温の重回帰分析結果

地点	潮見ふ頭南 (N-11)		潮見ふ頭北		金城ふ頭西	
	A	B	A	B	A	B
切片	18.415512	18.435255	17.955459	18.152189	17.801461	18.0407224
傾き効果	0.002358	0.002104	0.004455	0.002264	0.002536	-0.0001478
P値	0.01839	0.1806	2.8E-05	0.174	0.01571	0.929278
寄与率	0.9355	0.9364	0.9357	0.9364	0.9335	0.9327
自由度調整済み寄与率	0.933	0.933	0.9332	0.933	0.931	0.9291
P値	<2.2E-16	<2.2E-16	<2.2E-16	<2.2E-16	<2.2E-16	<2.2E-16
標準誤差	1.674	1.679	1.762	1.781	1.757	1.783

5. まとめ

名古屋港における表層の水温は、解析したすべての地点で1981年度から2007年度（期間A）にかけて、上昇傾向が認められた。各地点の水温上昇率は、潮見ふ頭南（N-11）では0.0024℃/月（0.028℃/年）、潮見ふ頭北では0.0045℃/月（0.053℃/年）、金城ふ頭西では0.0025℃/月（0.030℃/年）であった。

一方、1981年度から2000年度（期間B）にかけては、各地点とも有意に水温が上昇していることが示されなかった。

6. 参考文献

- 1) 気候変動2007総合報告書 「政策決定者向け要約」（文部科学省・気象庁・環境省・経済産業省）
- 2) RとRコマンドーではじめる多変量解析，荒木孝治，日科技連（2007）

一 富山湾沿岸海域における水温変動と気温変動について一

井上 貴史、藤島 裕典、笹島 武司

富山県環境科学センター

1 はじめに

気候変動に関する政府間パネル (ICPP) の第4次評価報告書によると、二酸化炭素をはじめとする温室効果ガスの排出量が増加し、この100年間で地球の平均気温は0.7度上昇している。また21世紀末には、地球の気温が最大6.4度、海面の水位は最大59cm上昇すると予測されている。

しかしながら、日本沿岸の水環境に関しては、洪水リスク、サンゴ礁への影響等限られた知見にとどまっており、地球温暖化と関連づけられた水質、生態系への影響は把握されていない。そのため基本的な適応策が示されず、必要な施策も採られていないのが現状である。

そこで、富山県沿岸海域で測定された海水温データとアメダスの気象データを用いて解析し、富山県沿岸海域における地球温暖化の影響の有無について検討した。

2 方法

使用した気温データは、図1に記した四角の場所に位置するアメダス富山とアメダ

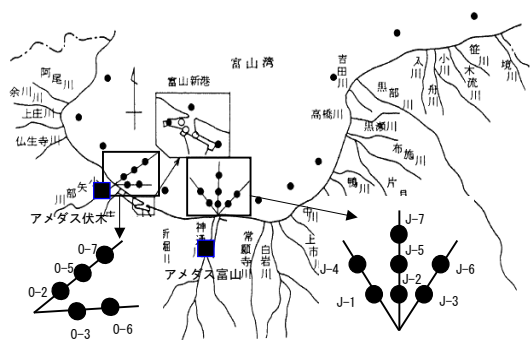


図1 富山湾海域水質環境調査地点 (●印)

及びアメダス富山、伏木気温データ地点 (■印)

ス伏木で観測された月平均気温を用いるこ

ととし、解析期間は、1977年4月～2007年3月までとした。

使用した海水温データは、富山県が1977年4月～2007年3月(30年間)に実施した海域水質環境調査の水温データ(水深0.5mと2mの混合水を棒状温度計にて測定)とし、調査地点は、図1に示す小矢部川河口海域O-2,3,5,6,7及び神通川河口海域J-1～7の12地点とした。河口海域であるため河川水の影響を受けてしまうものの、調査期間においてデータ数がそろっているため、今回の解析に使用した。

水質調査地点付近のアメダスで観測された各月平均水温の季節変動を見た。また、月平均気温と各河口海域の各月平均水温データ間で相関分析を行った。

海水温データについて、Mann-Kendallの順位相関係数、一次回帰直線のt検定でトレンドの検定を行った。また、ダミー変数を用いた重回帰分析で直線回帰のトレンドを求め、海水温データに上昇傾向が見られるか解析した。

3 結果および考察

3.1 気温データと海水温データの相関について

伏木アメダス気温データと小矢部川河口水温データとの間の相関関係について表1に示す。小矢部アメダス気温データとO-2,3,5,6の相関係数は、0.85～0.86と非常に高く、気温の変動に対応して水温も変動していることが示唆された。

富山アメダス気温データと神通川河口水温データとの間の相関関係について表2に

表1 伏木アメダス気温データと小矢部川河口水温データとの間の相関係数

	伏木	0-2	0-3	0-5	0-6	0-7
伏木	1					
0-2	0.86	1				
0-3	0.85	0.99	1			
0-5	0.86	0.99	0.99	1		
0-6	0.85	0.99	0.99	0.99	1	
0-7	0.86	0.99	0.99	1.00	0.99	1

示す。富山アメダスの気温データと J-1～7 の相関係数は、0.84～0.85 となり、小矢部川河口と同様に、非常に高くなった。神通川河口の水温変動もまた、気温の変動とよく対応していることが示唆された。

伏木アメダスの月平均気温の季節変動及び小矢部川河口海域の月平均水温の季節変動を図2に示す。

表2 富山アメダス気温データと神通川河口水温データとの間の相関係数

	富山	J-1	J-2	J-3	J-4	J-5	J-6	J-7
富山	1.00							
J-1	0.84	1.00						
J-2	0.85	0.99	1.00					
J-3	0.84	0.99	0.99	1.00				
J-4	0.84	1.00	0.99	0.99	1.00			
J-5	0.85	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00		
J-6	0.84	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00	
J-7	0.85	0.99	0.99	0.98	0.99	0.99	0.99	1.00

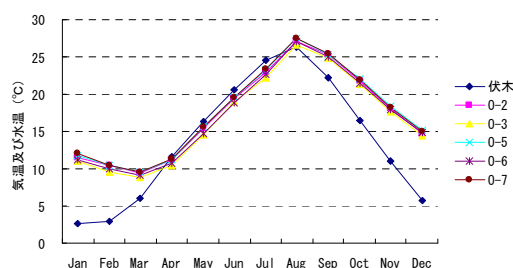


図2 1977年4月～2007年3月における伏木アメダスの月平均気温データと小矢部川河口海域の月平均水温の季節変化

月平均気温は、冬季1月に最低となり、その後春季、夏季へと進むに従い高くなった。夏季8月に最高となった後、秋季、冬季へと進むにつれ低くなるという季節変動をした。

小矢部川河口海域の月平均水温は、気温の季節変動と同様に春季から夏季へと進むにつれて高くなり、8月の平均水温は、気温と同様に最高となった。その後、秋季、冬季へと進むに従い平均水温は低くなっていき、春季3月に最低となった。

富山アメダスの月平均気温の季節変動及び神通川河口海域の月平均水温の季節変動を図3に示す。

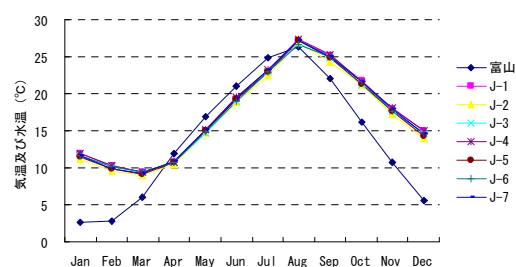


図3 1977年4月～2007年3月における富山アメダスの月平均気温データと神通川河口海域の月平均水温の季節変化

伏木と同様に月平均気温は、冬季1月に最低となり、その後春季、夏季へと進むに従い高くなった。夏季8月に最高となった後、秋季、冬季へと進むにつれ低くなるという季節変動をした。

神通川河口海域の月平均水温は、気温の季節変動と同様に春季から夏季へと進むにつれて高くなり、8月の平均水温は、気温と同様に最高となった。その後、秋季、冬季へと進むに従い平均水温は低くなっていき、春季3月に最低となった。

月平均気温が1月に最低となるのに対して、各河口海域の月平均水温は、2ヶ月遅れの3

月に最低となった。海表面付近の水温が気温よりも2ヶ月遅れて最低となるのは、流入する雪解け水の影響を強く受けているためと考えられる。

3.2 1977年4月～2007年3月までの海水温データのトレンドについて

各地点の水温データについて Mann-Kendall の順位相関係数及びその傾向についての結果を表1に示す。O-5,7は減少傾向が

見られたものの、それ以外の地点は増加傾向が見られた。しかしながら順位相関係数が-0.017～0.040と小さく有意な増加・減少傾向ではなかった。

一次回帰直線の傾き及び水温上昇率の結果を表2に示す。O-7は減少傾向だったものの、それ以外の地点で0.0000～0.0033の範囲となり、増加傾向となった。回帰直線の傾きに対してt検定を行ったところ全地点で有意ではなかった。

表1 Mann-Kendall の順位相関係数

	T	傾向	有意水準
J-1	0.016	増加	有意で無い
J-2	0.038	増加	有意で無い
J-3	0.040	増加	有意で無い
J-4	0.004	増加	有意で無い
J-5	0.019	増加	有意で無い
J-6	0.029	増加	有意で無い
J-7	0.009	増加	有意で無い
O-2	0.010	増加	有意で無い
O-3	0.033	増加	有意で無い
O-5	-0.006	減少	有意で無い
O-6	0.034	増加	有意で無い
O-7	-0.017	減少	有意で無い

表2 一次回帰直線の傾き及び水温上昇率

	傾き	水温上昇率 (°C/年)	有意水準
J-1	0.0018	0.021	有意で無い
J-2	0.0033	0.040	有意で無い
J-3	0.0032	0.039	有意で無い
J-4	0.0009	0.010	有意で無い
J-5	0.0017	0.021	有意で無い
J-6	0.0026	0.031	有意で無い
J-7	0.0010	0.012	有意で無い
O-2	0.0012	0.014	有意で無い
O-3	0.0029	0.035	有意で無い
O-5	0.0000	0.000	有意で無い
O-6	0.0030	0.036	有意で無い
O-7	-0.0010	-0.012	有意で無い

表3 重回帰分析の傾き及び水温上昇率 (1977年4月～2007年3月まで)

	傾き	水温上昇率 (°C/年)	有意水準
J-1	0.0035	0.042	**
J-2	0.0051	0.061	**
J-3	0.0050	0.059	**
J-4	0.0026	0.031	**
J-5	0.0035	0.042	**
J-6	0.0043	0.052	**
J-7	0.0028	0.033	**
O-2	0.0029	0.035	**
O-3	0.0047	0.056	**
O-5	0.0017	0.021	*
O-6	0.0047	0.057	**
O-7	0.0010	0.013	有意で無い

表4 重回帰分析の傾き及び水温上昇率 (1980年4月～2001年3月まで)

	傾き	水温上昇率 (°C/年)	有意水準
J-1	0.0070	0.084	***
J-2	0.0089	0.107	***
J-3	0.0082	0.098	***
J-4	0.0057	0.068	***
J-5	0.0064	0.077	***
J-6	0.0071	0.085	***
J-7	0.0052	0.062	***
O-2	0.0061	0.073	***
O-3	0.0087	0.104	***
O-5	0.0048	0.058	**
O-6	0.0091	0.109	***
O-7	0.0042	0.050	**

表中のアスタリスク*, **, *** は、それぞれ有意水準=0.05, 0.01, 0.001を表す

ダミー変数を用いた重回帰分析の傾き及び水温上昇率を表3に示す。傾きは、0.0010～0.0051の範囲となり、水温上昇率は0.013～0.061℃/年となった。また、O-7を除いた全ての地点で直線回帰が有意（有意水準=0.01**、O-5は0.05*）となった。

の水質変化とその適応策に関する研究」の一環として取りまとめたものです。解析方法等でご協力いただいた方々に深く感謝いたします。

3.3 1980年4月～2001年3月までの海水温データのトレンドについて

1980年4月～2001年3月までのトレンドの傾き及び水温上昇率を表4に示す。

全ての地点で増加傾向となり、その傾きは0.0042～0.0091の範囲であった。水温上昇率は0.050～0.109℃/年となった。全ての地点で直線回帰が有意（有意水準=0.001***、O-5,7は0.01**）となった。

4 まとめ

気温データと海水温データとの間には非常に高い相関があり、気温変動に対応して海水温が変動していた。

小矢部川河口海域及び神通川河口海域における海水温データを用いて水温の上昇傾向の有無を確認したところ、Mann-Kendallの順位相関係数、一次回帰直線のt検定では、有意な上昇傾向は見られなかった。しかしながら、ダミー変数を用いた重回帰分析では、その直線回帰のトレンドにおいて有意な上昇傾向を確認した。

特に1980年4月～2001年3月までのトレンドは、1977年4月～2001年3月におけるトレンドに比べて傾き及び水温上昇率が大きくなった。

謝辞

本報告は、国立環境研究所とのC型共同研究「地球温暖化がもたらす日本沿岸海域

石川県沿岸海域における表層海水温について

－水域別に見た水温の推移－

石川県保健環境センター環境科学部 水環境グループ 玉井 徹

1 はじめに

石川県は南北に長い海岸線を持ち、なだらかな海岸線の加賀・能登沿岸部、閉鎖性水域の七尾湾内と、特徴のある海域に分けられる。(図1)

それぞれの海域の特性によって暦年の海水温変化は影響を受けると考えられる。

ここでは、1980年5月～2009年3月までの公共用水域水質測定結果の表層海水温データを使用して解析を行い、温暖化による経年変化の影響について考察した。

2. 解析手法

石川県の公共用水域測定地点・海域55地点のうち、河川や生活排水の影響を受ける海水浴場と金沢港内の21地点を除く34地点(図1の●で表す)を選び、地形別に以下の4つのグループに分け、経年変化を調べた。

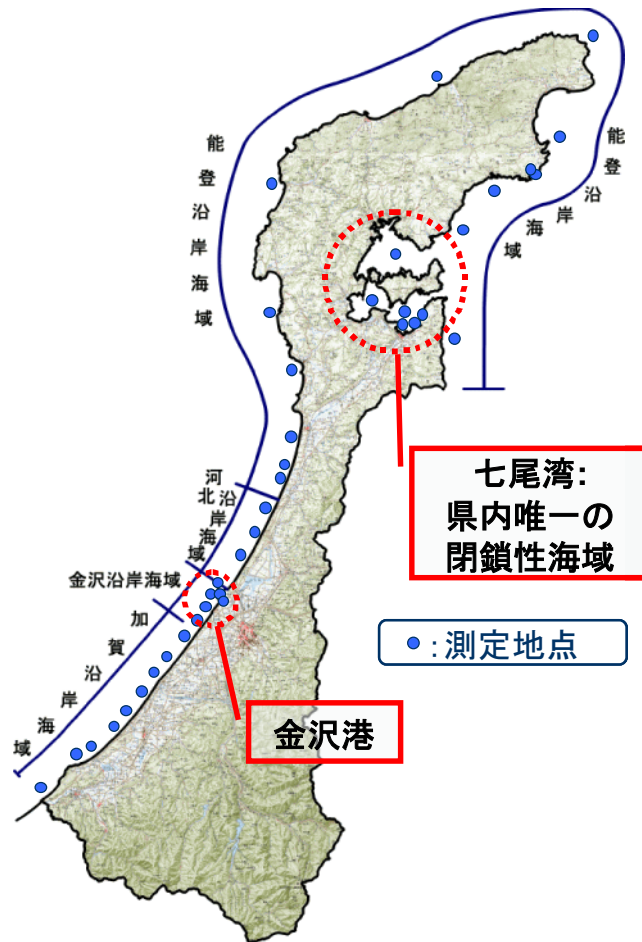


図1 石川県沿岸海域採水地点

- A：加賀沿岸海域…加賀市塩屋沖からかほく市高松沖までの14地点
- B：能登外浦沿岸海域…宝達志水町今浜沖から輪島市町野町大川沖までの7地点
- C：能登内浦沿岸海域…珠洲市三崎町寺家沖から七尾市庵町17号防波堤沖までの七尾湾内を除く7地点
- D：七尾湾海域…七尾湾の北湾、西湾、南湾内の6地点

水温の測定は、公共用水域測定計画に基づき、石川県と金沢市が行っており、年に一度「公共用水域及び地下水の水質測定結果報告書」として公表されているものである。

測定回数は年6回～7回で、年度ごとに若干回数の変化はあるが、各年度ではすべての地点で同じ頻度、同じ時期に測定している。

各地点の水温経年変化を最小自乗法を用いて近似曲線を作成し、傾きとR二乗値を求めてみた。

また、ケンドールの順位解析によって、CODとの相関を求め、順位相関係数、分散、Z値、P値を求めた。

解析は、山形大学准教授・廣田忠雄氏考案の解析プログラム・Stat macros for Excelを用いて行った。

3. 結果と考察

近似曲線の傾きが、加賀沿岸海域では $-0.191 \sim -0.151$ (平均 -0.163)、能登外浦沿岸海域が $-0.031 \sim 0.049$ (平均 0.004)、能登内浦沿岸海域が $-0.0031 \sim 0.061$ (平均 0.032)、七尾湾海域が $-0.049 \sim -0.021$ (平均 -0.034)となり、グループとして見ると加賀沿岸、七尾湾海域で減少傾向が見られ、能登外浦、内浦沿岸海域では、一部を除き若干増加傾向が見られた。

このことより、海域によって顕著な差は見られないものの、能登半島沿岸海域では、内湾の七尾湾や加賀沿岸海域に比べて若干温暖化の影響が認められるものと思われる。

次に、ケンドールの順位解析によって、CODとの相関を求め、順位相関係数、分散、Z値、P値を求めたのが表1である。

順位相関係数は、加賀沿岸海域が -0.236 、能登外浦沿岸海域が -0.306 、同内浦沿岸海域が -0.174 、七尾湾海域が -0.254 と、いずれも負の相関関係が認められた。

また、各海域別でも顕著な差は見られなかった。このことより、どの海域でも水温の変化がCODに及ぼす影響はないと考えられる。

3. まとめ

石川県沿岸海域の公共用水域採水地点における海水温の過去30年間の経年変化を、4つの主な水域ブロックに区切って解析を行ったが、どの水域ブロックにおいても上昇傾向は見られず、温暖化の影響は認められなかった。

また、海水温のCODに及ぼす影響についても、認められなかった。

表-1 石川県沿岸海域水温解析結果

	測定地点名	'80年～'08年の推移		ケンドールの順位解析(CODとの対比)					
		傾き	R ² 乗値	順位相関係数	分散	Z値	P値	近似Z値	近似P値
加賀沿岸海域	加賀市塩屋沖	-0.154	0.653	0.017	2837	0.131	0.895	0.132	0.895
	加賀市橋立漁港沖	-0.171	0.688	-0.425	2840	3.228	0.001	3.234	0.001
	新堀川沖	-0.178	0.691	-0.354	2839	2.684	0.007	2.692	0.007
	小松市安宅新沖	-0.168	0.706	-0.319	2839	2.421	0.015	2.429	0.015
	小松市安宅漁港沖	-0.170	0.669	-0.153	2840	1.163	0.245	1.166	0.244
	能美市根上沖	-0.164	0.696	-0.333	2841	2.533	0.011	2.535	0.011
	白山市美川漁港沖	-0.191	0.650	-0.330	2835	2.498	0.012	2.517	0.012
	白山市笠間沖	-0.153	0.648	-0.308	2835	2.329	0.020	2.343	0.019
	倉部川沖	-0.151	0.634	-0.296	2840	2.252	0.024	2.257	0.024
	金沢市下安原町沖	-0.158	0.702	-0.298	2841	2.270	0.023	2.273	0.023
	金沢市大野町沖	-0.160	0.663	-0.106	2841	0.807	0.420	0.808	0.419
	内灘町沖	-0.155	0.656	0.012	2841	0.094	0.925	0.094	0.925
	かほく市白尾沖	-0.153	0.644	-0.203	2838	1.539	0.124	1.546	0.122
	かほく市高松沖	-0.157	0.653	-0.215	2841	1.632	0.103	1.634	0.102
平均	-0.163	0.668	-0.236	2839	1.827	0.202	1.833	0.201	
能登外浦沿岸海域	宝達志水町今浜沖	0.002	0.000	-0.436	2841	3.321	0.001	3.324	0.001
	宝達志水町出浜沖	0.004	0.000	-0.466	2841	3.546	0.000	3.550	0.000
	羽咋市千里浜沖	-0.006	0.001	-0.331	2840	2.514	0.012	2.520	0.012
	志賀町高浜沖	-0.031	0.031	-0.343	2841	2.608	0.009	2.611	0.009
	志賀町福浦灯台沖	-0.013	0.005	-0.342	2837	2.591	0.010	2.601	0.009
	輪島市門前町鹿磯沖	0.049	0.043	-0.121	2841	0.919	0.358	0.920	0.357
	輪島市町野町大川沖	0.024	0.014	-0.104	2840	0.788	0.431	0.790	0.430
	平均	0.004	0.013	-0.306	2840	2.327	0.117	2.331	0.117
能登内浦沿岸海域	珠洲市三崎町寺家沖	0.061	0.076	-0.132	2834	0.996	0.319	1.003	0.316
	能登町布浦沖	0.059	0.074	-0.123	2840	0.938	0.348	0.940	0.347
	能登町市之瀬沖	0.053	0.052	-0.138	2840	1.051	0.293	1.053	0.292
	能登町越坂沖	0.051	0.050	-0.129	2838	0.976	0.329	0.980	0.327
	能登町藤波沖	0.022	0.014	-0.052	2839	0.394	0.693	0.395	0.693
	穴水町前波沖	0.013	0.004	-0.203	2838	1.539	0.124	1.546	0.122
	七尾市庵町17号防波堤沖	-0.031	0.030	-0.443	2839	3.359	0.001	3.370	0.001
	平均	0.032	0.043	-0.174	2838	1.322	0.301	1.327	0.300
七尾湾海域	南湾中央部	-0.021	0.010	-0.262	2840	1.989	0.047	1.993	0.046
	寿町防波堤内	-0.025	0.012	-0.374	2842	2.851	0.004	2.851	0.004
	万行防波堤内	-0.037	0.025	-0.358	2841	2.720	0.007	2.723	0.006
	大田防波堤内	-0.034	0.022	-0.072	2841	0.544	0.586	0.545	0.586
	西湾中央部	-0.049	0.048	-0.180	2839	1.370	0.171	1.374	0.169
	北湾中央部	-0.038	0.039	-0.279	2841	2.120	0.034	2.122	0.034
	平均	-0.034	0.026	-0.254	2841	1.932	0.141	1.935	0.141

福井県沿岸域の表層水温のトレンドについて

森陰早也香 福井県衛生環境研究センター

1. はじめに

気候変動に関する政府間パネル (IPCC) の第4次評価報告書によると、二酸化炭素をはじめとする温室効果ガスの排出量が急増し、この100年間で地球平均気温は0.7℃上昇している。また、21世紀末には地球の気温は最大6.4℃、海面の水位は最大59cm上昇すると予測されている。

海域における水温は、公共用水域測定計画に基づき多項目の水質とともに測定されている。しかし、福井県では、測定頻度は年数回であり、測定月や測定日、測定時刻が必ずしも一定とはなっていない。

二宮らは、規則性にやや欠ける海水温データについて、ダミー変数を用いた重回帰分析を行い、トレンド解析を試みている¹⁾。

そこで今回、より正確な温度上昇率を推定することを目的として、測定月や測定時刻がなるべく一定な時期の水温を選択して、ダミー変数を用いた重回帰分析による解析を試みたので報告する。

2. 調査方法

2. 1 使用データ

2. 1. 1 公共用水域測定結果

次の公共用水域水質測定データを用いた。

測定地点 福井県沿岸域の玉川川地先、河野川地先、日向地先および海中公園の4地点 (図1)

測定水深 表層 (海面下0.5mの位置)

期間① 測定月や測定時刻がほぼ一定である1992~2004年度の4、5、6、7、8および10月のデータ

期間② 測定月や測定時刻が一定でない期間を含む1985~2004年度の4、5、6、7、8および10月のデータ

期間③ 1988~1989年度を除いた測定時刻がほぼ一定である1981~2004年度の4、5、6、7、8および10月のデータ (海中公園のみ)

2. 1. 2 アメダス気象データ

気温は次のアメダス気象データを用いた。

測定地点 美浜観測所および越廼観測所の2地点

(図1)

期間 1979~2007年度の毎月のデータ



図1 解析対象地点

2. 2 解析方法

ダミー変数を用いた重回帰分析により行った。

なお、ダミー変数とは、説明変数が0か1かのいずれかの値をとるもので、例えば効果有りの場合は1、効果無しの場合は0という使い方で活用される。

2. 3 重回帰モデルの説明変数

今回はトレンド成分と季節効果に注目して解析を行った。

なお、海水温については各測定地点の各月における測定日は一定ではなくバラバラであったため、測定日を説明変数とすることはできなかった。

海水温の重回帰分析における目的変数と説明変数を表1に、気温の重回帰分析における目的変数と説明変数を表2に示した。

水温時系列 Y_x は各成分の和として (1) 式として表される。 T_t はトレンド成分、 S_t は季節成分、 ε_t は誤差である。同様に気温時系列 X_x も (2) 式として表される。

$$Y_x = T_t + S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_x = T_t + S_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

トレンド成分は採水年月に対応しており、その偏回帰係数が温度変化率 (℃/月)、すなわち傾き効果である。

季節成分は各月の季節効果を表す成分で

ある。ただし、それぞれの月は名義尺度であるため、ダミー変数を用いて、季節効果に該当する月は1とし、それ以外の月は0とした。

また、各年度の季節成分の和を0とするために、海水温では10月、気温では3月のすべてについて季節効果を-1と設定した。

3. 結果と考察

3. 1 経年変化時系列

図2～図4に海中公園における測定月、測定時刻、海水温の時系列を示した。また、図5に美浜観測所における気温の時系列を示した。

3. 2 重回帰分析

表3に海水温（各期間別）と気温の重回帰分析結果について、表1、表2に対応し

た各説明変数の偏回帰係数、重相関係数、決定係数および重回帰モデルの有意差検定結果（P値）を示した。また、表中の傾き効果の偏回帰係数には有意差検定による結果も示した。

3. 2. 1 重回帰モデルの有意差の検定

重相関係数は海水温と気温の全解析地点で0.9以上であり、説明変数全体が目的変数を非常に良く予測できていると考えられた。

また、海水温と気温の全解析地点でP値が全て0.01より小さく、この重回帰モデルが実際の海水温および気温をよく再現していると判断された。

表1 目的変数と説明変数（海水温）

測定年月	目的変数		説明変数				
	水温	傾き効果	季節効果				
			4月	5月	6月	7月	8月
1992.4	Y_1	1	1	0	0	0	0
1992.5	Y_2	2	0	1	0	0	0
1992.6	Y_3	3	0	0	1	0	0
1992.7	Y_4	4	0	0	0	1	0
1992.8	Y_5	5	0	0	0	0	1
1992.10	Y_7	7	-1	-1	-1	-1	-1
1993.4	Y_{13}	13	1	0	0	0	0
.
.
2004.10	Y_x	X	-1	-1	-1	-1	-1

表2 目的変数と説明変数（気温）

測定年月	目的変数		説明変数											
	気温	傾き効果	季節効果											
			4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	
1979.4	Y_1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979.5	Y_2	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979.6	Y_3	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979.7	Y_4	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
1979.8	Y_5	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
1979.9	Y_6	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1979.10	Y_7	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
1979.11	Y_8	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
1979.12	Y_9	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
1980.1	Y_{10}	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
1980.2	Y_{11}	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1980.3	Y_{12}	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1980.4	Y_{13}	13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.
.
2008.3	Y_x	X	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1

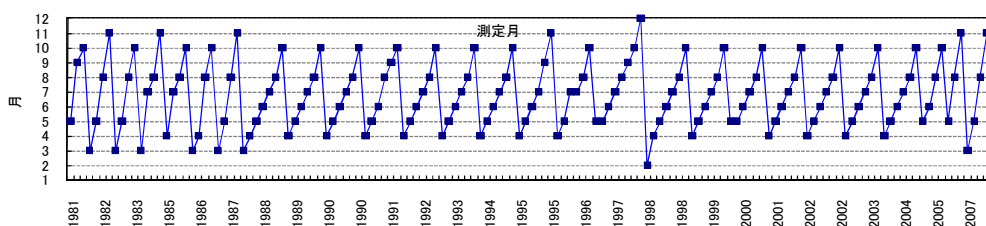


図2 海中公園の測定月の経年変化

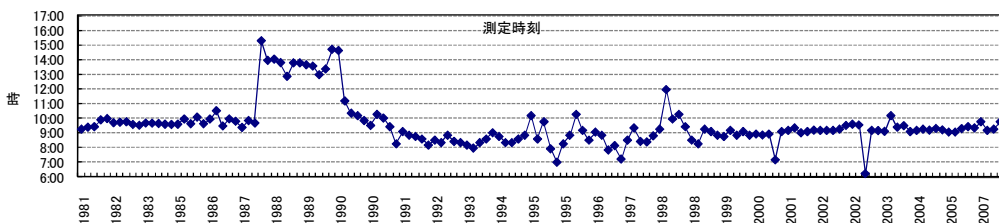


図3 海中公園の測定時刻の経年変化

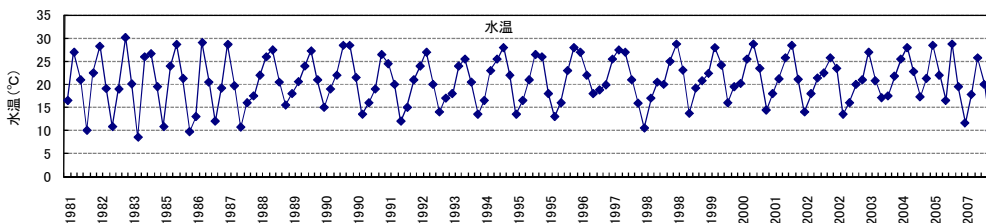


図4 海中公園の海水温の経年変化

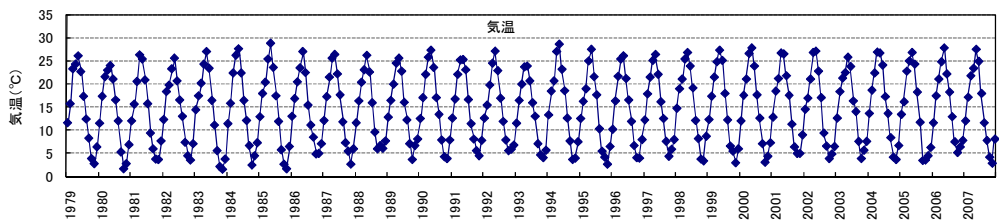


図5 美浜観測所の気温の経年変化

表3 海水温と気温を目的変数とした重回帰分析結果

	玉川川地先		河野川地先		日向地先		海中公園			美浜	越廼
	期間①	期間②	期間①	期間②	期間①	期間②	期間①	期間②	期間③		
傾き効果 (°C/月)	0.0051	0.0017	0.0049	0.0017	0.0049	-0.00063	0.0072*	0.0018	0.00019	0.0029**	0.0034**
4月(°C)	-6.8	-6.6	-6.8	-7.0	-6.7	-6.4	-6.8	-6.9	-7.2	-2.1	-2.3
5月(°C)	-3.5	-3.9	-3.7	-3.8	-3.5	-3.5	-3.4	-3.4	-3.3	2.4	2.1
6月(°C)	-0.18	0.11	0.29	0.36	-0.44	-0.30	-0.35	-0.35	-0.38	6.3	5.8
7月(°C)	2.9	3.1	3.3	3.5	3.6	3.5	3.2	3.5	3.6	10	9.7
8月(°C)	6.1	5.9	6.0	6.1	6.1	6.2	6.4	6.6	6.7	11	11
9月(°C)										7.9	7.7
10月(°C)										2.3	2.6
11月(°C)										-2.7	-2.1
12月(°C)										-7.7	-7.0
1月(°C)										-10	-10
2月(°C)										-10	-10
定数項(°C)	20	20	20	21	20	21	20	20	21	14	14
重相関係数	0.95	0.95	0.94	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.90	0.99	0.98
決定係数	0.91	0.90	0.89	0.91	0.90	0.90	0.91	0.91	0.94	0.98	0.97
P値	8.4E-35	5.9E-51	2.5E-31	3.0E-52	3.0E-32	3.6E-47	9.5E-33	2.2E-49	4.5E-45	2.3E-282	3.0E-275

* 危険率 5%で有意 ** 危険率 1%で有意

3. 3 回帰係数の有意差の検定

各地点での海水温と気温の各偏回帰係数について比較検証した。

表 3 に示したそれぞれの偏回帰係数は、重回帰モデルに取り込まれた他の説明変数の影響を除いた条件付き効果の大きさを示している。

海水温について傾き効果の偏回帰係数を見ると、海中公園の期間①のみが 5%の危険率で有意となり、0.0072 (°C/月) のトレンドで上昇していると見なせる結果となった。また、海中公園のみ測定時刻を考慮して、一部データを除外した期間③についても重回帰分析を行ったが、海水温の上昇傾向は認められなかった。

なお、今回の報告書には示していないが、玉川川地先、河野川地先、日向地先および海中公園のいずれも各月における測定日は一定ではなくバラバラであった。二宮らがトレンド成分、季節成分および測定日の変化に伴う成分の 3 つの基本成分からなるモデルが最適モデルであると報告していることから、トレンド成分や季節成分に加え、測定日も説明変数とすることで、より正確な結果が得られる可能性が考えられた。

気温について傾き効果の偏回帰係数を見ると、美浜観測所および越廼観測所ともに 1%の危険率で有意となり、1979~2007 年の約 30 年間での気温上昇は美浜で

0.99°C、越廼で 1.1°C となった。

4. まとめ

福井県沿岸域の 4 地点における公共用水域水質測定結果の表層水温およびアメダス気象データの気温にダミー変数を用いた重回帰分析を適用した。

- 1) 海水温の重回帰分析では、測定月や測定日がほぼ一定である海中公園の 1992~2004 年度の期間①で有意に上昇傾向が見られた。
- 2) 海水温について重回帰分析を行う場合、トレンド成分、季節成分とともに測定日を説明変数として加えることにより正確な結果が得られる可能性が考えられた。
- 3) 気温の重回帰分析では、美浜観測所および越廼観測所ともに有意に上昇傾向が認められ、約 30 年間で 0.99°C~1.1°C 上昇していた。

参考文献

- 1) 二宮勝幸、柏木宣久、岡啓一、岩淵美香、飯島恵:東京湾西武海域における表層水温のトレンド、横浜市環境科学研究所所報第 34 号 (2010)。

京都府沿岸域における水温上昇の検討

田口 寛, 辻 厚男

京都府保健環境研究所

1 はじめに

世界の気温上昇が人為的影響により加速されていることが、気候変動に関する政府間パネル第 4 次評価報告書により明白となってきた。また、気象庁の発表で (http://www.data.kishou.go.jp/kaiyou/db/maizuru/maizuru_warm/maizuru_warm.html#2)、日本周辺海域の水温も上昇しており、特に、日本海側での上昇幅が大きいことが示された。

昭和 50 年代から、水質汚濁防止法に基づく常時監視で蓄積された環境モニタリングデータを用いて、海水温の経年変化について検討したところ、若干の知見が得られたので報告する。

2 方法

解析対象とした沿岸域 5 地点、閉鎖性である宮津湾 2 地点、舞鶴湾 4 地点を図 1 に示した。採水水深は、沿岸域は 0.5m 層、2m 層の 2 点、他の地点は、10m 層を加え 3 点であった。国立環境研究所のデータベース及び京都府公共用水域及び地下水の水質測定結果から、1981 年から 2009 年までの対象地点の気温、水温データを抽出し、それぞれの相関、柏木らによる重回帰分析法による係数と移動平均法(フリーソフト R の decompose 関数)に基づくトレンド成分の傾きを計算し、年あたりの増加率に換算した。採水は、月の前半で午前か午後で決まっていたが、それでない場合の補正を、重回帰分析法でのダミー変数を用いた計算で行った。2000 年までは温暖化傾向が大きかったという報告があることから、2000 年までの解析も行った。また、月別の経年変化もダミー変数を用いた方法で計算した。舞鶴湾と宮津湾は、奇数月のみの年 6 回採水であったが、沿岸域は、4、6、8、10 月の結果しかないため、年間平均値の算出及び季節変動法によるトレンドの計算は困難であった。図示する場合は、重回帰分析結果の P 値が 0.05 以下の場合、回帰直線を太い直線で、0.1 以下の場合、細い直線とした。

なお、気温はすべてアルコールの棒状温度計を使用、水温は、バンドーン採水器で採水し、チューブからビーカーに採った後、測定した。測定方法は、舞鶴湾では棒状温度計(水銀、アルコール)で、それ以外の地点は、pH 計の表示温度で行った。個々の温度の測定誤差が不明なため、それらを考慮することなく計算を行った。

3 結果と考察

相関は、気温と水温とは、0.86~0.95 と高かったが、沿岸域 (0.86~0.91) は、閉鎖性のある舞鶴湾、宮津湾(0.92~0.95) に比べ、やや小さい相関係数であった。また、気温と水深 0.5m と 2m では差がなく、10m でやや小さい相関係数であった。内湾の方が気温の影響を受けやすく、また、水深が深いほど気温の影響が少ないことを示した。

各地点の全データを用いた重回帰による年増加率とそれの危険率を表す P 値と季節変動法による増加率の結果を表 1 に示した。重回帰法による年増加率は、ダミー変数で補正した場合は、50 から 100%の P 値の向上が見られた。ダミー変数を用いること

でより確からしさが向上したことを示した。一方、宮津湾と舞鶴湾の季節変動法によるトレンド成分を用いた結果と重回帰法による年増加率とに差がない結果となり、1年の季節変動が調査期間で同じで、また不規則変動が大きくなかったためではないかと思われた。

次に、各水域ごとにみていくこととする。

(1) 沿岸域

表 1 から、水深 0.5m、2m とも P 値が 0.1 以下であり、経年的に水温上昇が起きていることを示した。そこで、各月の経年変化を図 2 に、回帰分析法の結果を表 2 に示した。全地点とも 4 月のみ、経年的な増加傾向を示した。一方、気象庁発表の日本海南部のデータを 1981 年からのデータでみると、図 3 と表 3 のようになり、1900 年からの結果（夏季以外で上昇率が 0.013~0.017°C/年）と同じく、夏季以外について、経年的な増加傾向を示していた。気象庁は、7~9 月を夏季としており、それに近接しているため、6、10 月は経年変動を示さなかったものと考えられる。温度上昇が最も大きい冬季のデータが沿岸域ではないが、経年変化の大きさが気象庁データより大きいことから、沿岸域では冬季の温度上昇が少ない可能性が考えられた。また、水温増加率が大きいのは、陸域の気温上昇による影響があることも考えられた。

一方、2000 年までの結果では、水温の増加率はプラス、気温はマイナスを示したが、P 値が 0.05 以上となり、増減傾向を示さなかった。1980 年代初めのやや高温時期が計算結果に影響したのではないかと思われた。

(2) 宮津湾

季節変動法を用いたトレンドを図 4 に示した。表 1 から、気温、水深別の水温とも、重回帰法による年増加率は小さく、また、P 値も補正をしても 0.3 から 1 近くまでであり、経年変化を示している結果は得られなかった。

採水時刻が 1981~1983 年度と 2004 年度以降が午前 9 時半前後、その間は、13 時半前後であったため、ダミー変数での補正は行っているが、全期間の経年変化が近年の採水時刻が早くなったことに影響されている可能性があったため、両者を分離して解析を行った。結果を表 4 に示した。10m の採水は、1989 年度から行われたため、1989 年度からの計算も行った。1984 年度から 2003 年度までの経年変化は、気温、水温とも、増加率はプラスであったが、江尻地先 2m を除き、有意な結果ではなかった。また、1983 年度までと 2004 年度以降の各地点での全データの平均値の差をみると、気温で -0.1~-0.5°C、水温 0.5m 層で 0~-0.7°C、2m 層で +0.1~0°C となり、上昇傾向を示しているとは言えなかった。水温上昇がみられた沿岸域との違いの要因は不明である。

2000 年度まででみると、江尻地先で水温の増加率が明瞭であった。2000 年度までの温暖化傾向が顕著であったことと一致していた。しかし、江尻地先だけにその傾向が見られた理由は不明である。

(3) 舞鶴湾

P 値が 0.05 以下の地点は、各地点でばらばらであったが、水深 2m 以下で水温が経年的に増加傾向を示した。月ごとの増加傾向を見ると(表 5)、5 月の 10m 層で増加傾向

を示した地点があったが、他の月については、統計上の有意差はなかった。すなわち、沿岸域と同様に春期の水温の増加傾向がみられたが、日本海南部でみられた秋季、冬季での増加傾向はみられなかった。

2000年度までで見ると、水温の増加率がマイナスとなり増加傾向は見られなかった。1980年代に水温が高めで推移したためと思われた。

4 まとめ

- (1) 都府北部沿岸の5地点は、1981～2009年度の間では経年的な水温の温度上昇が生じていた。
- (2) 津湾の2地点は、経年的な増減傾向を示さなかった。
- (3) 鶴湾の4地点は、地点にばらつきがあるが、水温上昇が認められた。
- (4) 2000年度までの水温上昇率と2009年度までとは、異なっており、特に、閉鎖性の湾では、その傾向が強かった。

表1 1981年度から2009年度までの京都府北部海域の気温、水温の重回帰分析法及び移動平均法による解析結果

水域名	海域 <平均水深>	緯度 経度		項目	水深 (m)	補正なし		ダミー変数での補正後		移動平均 法のトレ ンド成分 の傾き			
		地点番号				増加率 (℃/年)	P値	増加率 (℃/年)	P値				
若狭湾	栗田湾沖 <26m>	N 35°32' 17"	E 135°17' 50"	気温		0.0419	0.16	0.0588	0.042	0.0024	0.96		
		E 135°17' 50"		水温	0.5	0.0278	0.14	0.0407	0.018	0.0167	0.57		
	26-605-01				2	0.0262	0.17	0.0378	0.036	0.0093	0.77		
	波見埼沖 <47m>	N 35°38' 05"	E 135°16' 04"	気温		0.0326	0.27	0.0466	0.006	-0.0351	0.50		
		E 135°16' 04"		水温	0.5	0.0348	0.049	0.0466	0.006	0.0331	0.29		
	26-605-02				2	0.0322	0.084	0.0431	0.018	0.0270	0.41		
鷺埼沖 <65m>	N 35°40' 30"	E 135°19' 12"	気温		0.0233	0.39	0.0369	0.18	-0.0468	0.34			
	E 135°19' 12"		水温	0.5	0.0272	0.11	0.0336	0.041	0.0331	0.27			
26-605-03				2	0.0294	0.12	0.0349	0.065	0.0291	0.35			
山陰海岸	竹野川沖 <23m>	N 35°45' 05"	E 135°06' 40"	気温		0.0211	0.55	0.0392	0.28	-0.0282	0.63		
		E 135°06' 40"		水温	0.5	0.0322	0.058	0.0456	0.007	0.0524	0.080		
	26-606-01				2	0.0281	0.087	0.0425	0.009	0.0493	0.097		
	久美浜湾沖 <25m>	N 35°39' 17"	E 134°54' 57"	気温		0.0087	0.81	0.0182	0.60	-0.0506	0.34		
		E 134°54' 57"		水温	0.5	0.0281	0.14	0.0363	0.030	0.0449	0.11		
	26-606-02				2	0.0208	0.25	0.0284	0.079	0.0361	0.20		
宮津湾	江尻地先 <20m>	N 35°34' 59"	E 135°12' 50"	気温		0.0010	0.97	0.0176	0.60	0.1386	0.062	0.0086	
		E 135°12' 50"		水温	0.5	0.0012	0.93	0.0051	0.71	0.0939	0.001	0.0043	
	26-603-01				2	0.0058	0.61	0.0117	0.32	0.0833	0.001	0.0075	
	島埼地先 <15m>	N 35°32' 31"	E 135°11' 53"	気温		10※	-0.0164	0.49	0.0015	0.97	0.0639	0.14	-0.0211
		E 135°11' 53"		水温	0.5	-0.0232	0.14	-0.0143	0.38	0.0548	0.12	-0.0208	
	26-603-02				2	-0.0031	0.81	-0.0001	0.99	0.0587	0.055	0.0004	
				10※	-0.0191	0.29	-0.0098	0.80	0.0675	0.12	-0.0168		
舞鶴湾	キンギョ鼻地先 <23m>	N 35°30' 58"	E 135°20' 12"	気温		0.0374	0.19	0.0386	0.18	0.0403	0.43	0.0355	
		E 135°20' 12"		水温	0.5	0.0170	0.25	0.0176	0.24	-0.0451	0.068	0.0205	
	26-602-01				2	0.0342	0.050	0.0350	0.047	-0.0273	0.30	0.0369	
	恵比須埼地先 <17m>	N 35°29' 47"	E 135°21' 26"	気温		0.0570	0.052	0.0591	0.046	0.0484	0.34	0.0577	
		E 135°21' 26"		水温	0.5	0.0067	0.67	0.0085	0.59	-0.0597	0.032	0.0086	
	26-602-02				2	0.0212	0.14	0.0218	0.14	-0.0454	0.086	0.0263	
				10	0.0320	0.014	0.0329	0.012	-0.0167	0.48	0.0378		
念仏鼻地先 <13m>	念仏鼻地先 <13m>	N 35°29' 34"	E 135°23' 20"	気温		0.0564	0.063	0.0612	0.046	0.0432	0.42	0.0564	
		E 135°23' 20"		水温	0.5	0.0144	0.38	0.0180	0.27	-0.0491	0.086	0.0177	
	26-601-01				2	0.0264	0.095	0.0288	0.069	-0.0274	0.36	0.0305	
	樽埼地先 <12m>	N 35°28' 19"	E 135°19' 38"	気温		0.0272	0.34	0.0305	0.29	0.0214	0.68	0.0270	
		E 135°19' 38"		水温	0.5	0.0216	0.18	0.0247	0.12	-0.0450	0.11	0.0242	
	26-601-02				2	0.0152	0.31	0.0175	0.25	-0.0542	0.044	0.0168	
				10	0.0263	0.053	0.0255	0.062	-0.0388	0.12	0.0279		

太字斜体は、P値が0.05以下を示す。

斜体は、P値が0.05以上0.1以下を示す。

※: 1989年度からの計算結果

表2 京都府北部沿岸域の各月の重回帰分析法の解析結果

		気温		水温0.5m層		水温2m層	
		増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値
栗田湾沖	4月	0.0377	0.098	0.0653	0.002	0.0608	0.001
	6月	0.0383	0.53	0.0077	0.17	-0.0011	0.25
	8月	-0.0231	0.43	0.0107	0.86	0.0218	0.98
	10月	0.0472	0.69	0.0406	0.74	0.0392	0.50
	平均	0.0250		0.0311		0.0302	
波見崎沖	4月	0.0438	0.082	0.0907	0.019	0.0786	0.007
	6月	0.0445	0.48	0.0141	0.010	0.0115	0.077
	8月	0.0044	0.43	0.0094	0.71	0.0088	0.78
	10月	0.0569	0.95	0.0491	0.74	0.0462	0.75
	平均	0.0374		0.0408		0.0363	
鷺崎沖	4月	0.0134	0.093	0.0353	0.003	0.0522	0.006
	6月	0.0231	0.79	-0.0095	0.29	-0.0111	0.32
	8月	-0.0115	0.66	0.0229	0.82	0.0145	0.80
	10月	0.0373	0.83	0.0322	0.41	0.0325	0.60
	平均	0.0156		0.0202		0.0220	
竹野川沖	4月	0.0140	0.20	0.0271	0.006	0.0099	0.003
	6月	0.0169	0.85	0.0130	0.42	0.0162	0.73
	8月	-0.0354	0.80	0.0484	0.75	0.0469	0.68
	10月	0.0321	0.62	0.0436	0.12	0.0383	0.11
	平均	0.0069		0.0330		0.0279	
久美浜湾沖	4月	0.0226	0.44	0.0498	0.010	0.0290	0.004
	6月	-0.0150	0.76	-0.0059	0.21	-0.0131	0.42
	8月	-0.0150	0.83	0.0133	0.89	0.0170	0.76
	10月	0.0178	0.83	0.0340	0.61	0.0272	0.49
	平均	0.0026		0.0228		0.0150	

太字斜体は、P値が0.05以下を示す。

表3 気象庁データの1981年から2009年の期間から求めた日本南部域の重回帰分析法の解析結果

期間	増加率 (°C/年)	P値
全体	0.0293	0.008
冬季 1~3月	0.0334	0.031
春季 4~6月	0.0311	0.033
夏季 7~9月	0.0204	0.32
秋季 10~12月	0.0327	0.002

太字斜体は、P値が0.05以下を示す。

表4 宮津湾における重回帰分析法解析結果

項目		1984~2003年度		1989~2003年度	
		増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値
江尻地先	気温	0.0051	0.28	-0.0023	0.43
	0.5	0.0027	0.18	-0.0023	0.43
	水温 2	0.0035	0.040	-0.0012	0.64
	10			0.0001	0.96
島崎地先	気温	0.0069	0.17	0.0073	0.36
	0.5	0.0025	0.29	-0.0011	0.76
	水温 2	0.0011	0.58	-0.0030	0.37
	10			-0.0009	0.73

太字斜体は、P値が0.05以下を示す。

表5 舞鶴湾における各月の重回帰分析法の解析結果

採水月	項目	5月		7月		9月		11月		1月		3月	
		増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値	増加率 (°C/年)	P値
キンギョ鼻地先	気温	0.0131	0.014	0.0025	0.69	0.0005	0.94	0.0017	0.80	-0.0009	0.88	0.0004	0.95
	0.5	0.0056	0.064	0.0042	0.24	-0.0007	0.85	0.0001	0.99	-0.0010	0.71	-0.0003	0.90
	2	0.0107	0.066	0.0020	0.53	0.0001	0.98	0.0022	0.49	0.0001	0.97	0.0017	0.47
恵比須崎地先	気温	0.0165	0.004	0.0053	0.39	0.0011	0.86	0.0010	0.88	-0.0017	0.77	0.0005	0.93
	0.5	0.0031	0.40	0.0001	0.98	-0.0024	0.49	0.0006	0.87	-0.0014	0.66	0.0030	0.17
	2	0.0020	0.52	0.0006	0.87	-0.0018	0.60	0.0036	0.24	0.0018	0.53	0.0039	0.11
念仏鼻地先	気温	0.0161	0.008	0.0060	0.96	-0.0005	0.94	0.0046	0.46	0.0010	0.88	0.0006	0.93
	0.5	0.0036	0.30	0.0030	0.85	-0.0025	0.49	0.0017	0.55	-0.0006	0.88	0.0027	0.34
	2	0.0007	0.82	0.0017	0.53	-0.0025	0.48	0.0037	0.22	0.0049	0.21	0.0057	0.032
樽崎地先	気温	0.0117	0.031	0.0025	0.70	0.0022	0.73	-0.0031	0.59	-0.0023	0.66	-0.0001	0.99
	0.5	0.0061	0.11	0.0051	0.17	0.0003	0.93	-0.0003	0.91	-0.0010	0.71	0.0011	0.66
	2	0.0021	0.54	0.0041	0.22	0.0005	0.89	0.0014	0.61	-0.0009	0.75	0.0012	0.64
10	0.0056	0.053	0.0016	0.57	0.0011	0.72	0.0024	0.42	0.0014	0.64	0.0007	0.74	

太字斜体は、P値が0.05以下を示す。



図1 京都府北部海域の採水地点

- ①：江尻地先、②：島崎地先、③：キンギョ鼻地先、
- ④：恵比須崎地先、⑤：念仏鼻地先、⑥：樽崎地先

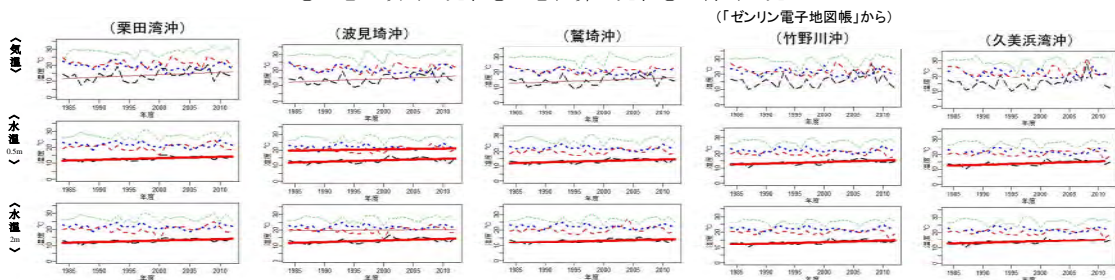


図2 京都府沿岸域5地点の月別の測定値

--- : 4月、--- : 6月、— : 8月、--- : 10月、
 — : P値<0.05の回帰直線、— : 0.05<P値<0.1の回帰直線

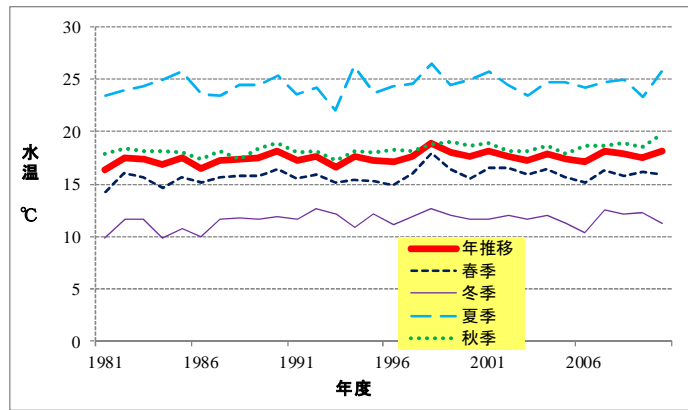


図3 日本海南部の水温の推移（気象庁データ（http://www.data.kishou.go.jp/kaiyou/db/maizuru/maizuru_warm/areaE_SST.txt）から作図）

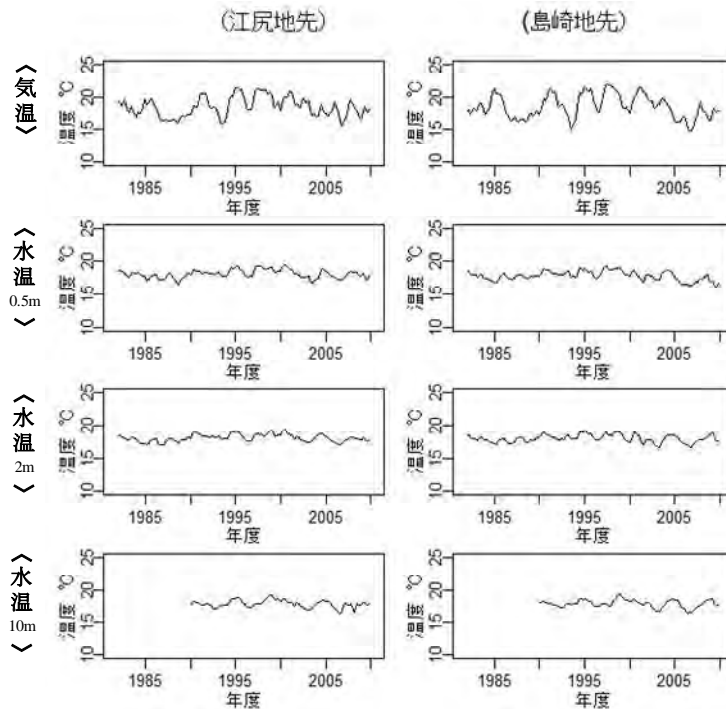


図4 宮津湾における2地点の移動平均法によるトレンド成分

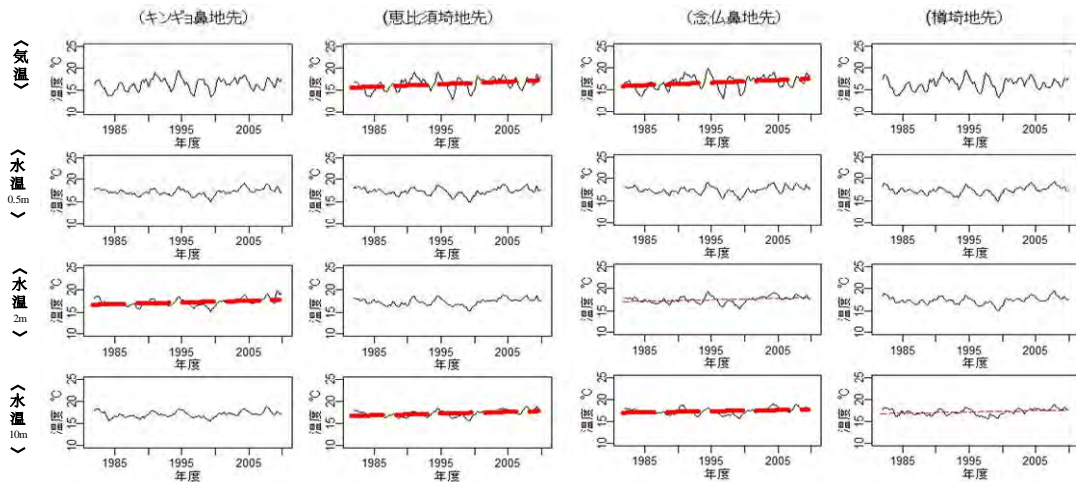


図5 舞鶴湾における移動平均法におけるトレンド成分とP値が0.1以下の場合の回帰直線

— : P値が0.05以下の回帰直線、 - - - : P値が0.05以上0.1以下の回帰直線

大阪湾（大阪府沿岸域）における水温上昇傾向の検討

大阪府環境農林水産総合研究所
環境情報部環境調査課 中村茂行

1. 解析方法

1-1 解析資料

大阪府が測定した公共用水域（海域）の水質常時監視測定データを本C型研究の解析に用いた。なお、対象期間、地点等については以下のとおりである。

対象期間：1981～2000年の20年間及び、1981～2007年の27年間

対象地点：大阪湾内において大阪府が測定している環境基準点12地点（図-1）

測定水深：表層は海面下1mの位置、底層は海底面上2mの位置（ただし、水深20m以上の場合の測定水深は海底面上5mの位置）である。なお、各地点の水深は、平成22年度1年間の実測値の平均値である（表-1）。

測定方法：棒状温度計を用いて、採水後に船上で計測した。

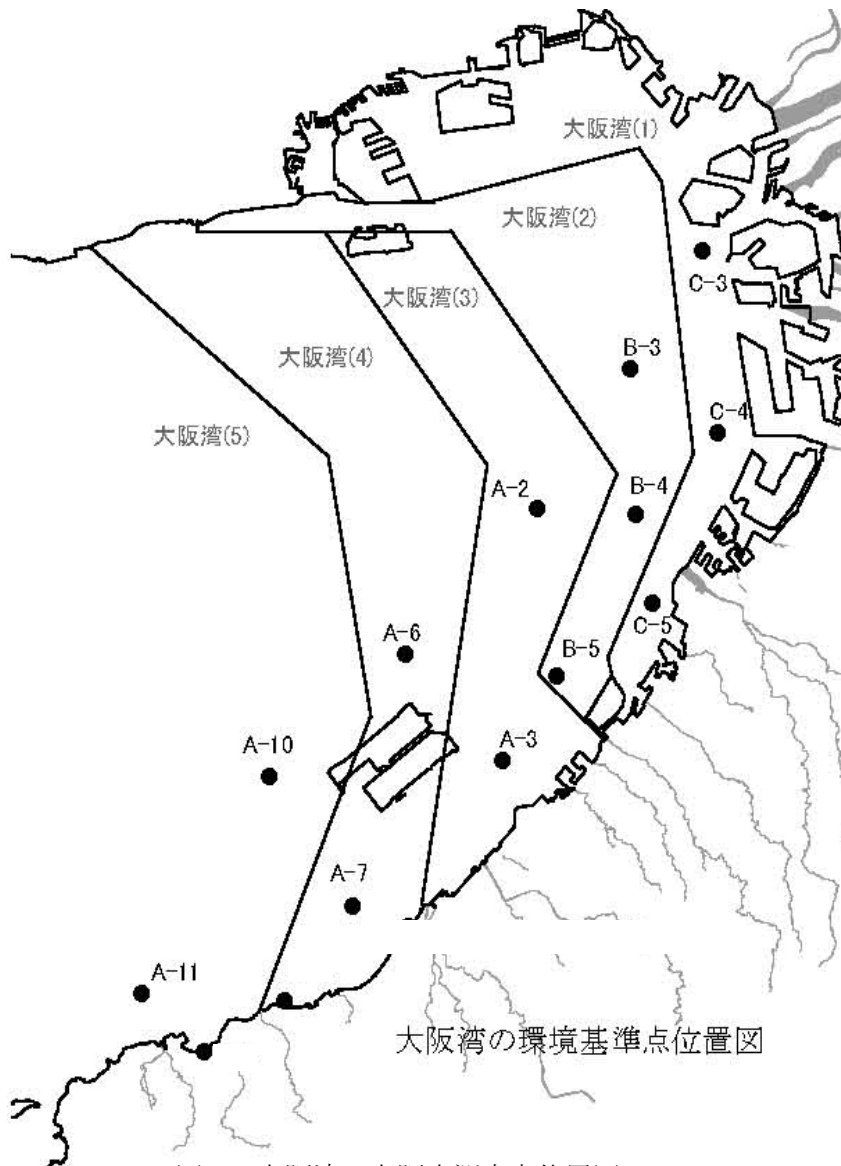


表-1 各地点の水深 (m)

C-3	14.4
C-4	11.7
C-5	15.8
B-3	16.2
B-4	14.6
B-5	14.8
A-2	19.0
A-3	14.4
A-6	19.9
A-7	13.4
A-10	21.8
A-11	42.5

図-1 大阪湾の大阪府測定点位置図

1-2 統計処理方法

ダミー変数を用いた重回帰分析により水温上昇傾向を求めた（表-2）。

表-2 大阪湾大阪府測定点の海水温の上昇傾向について °C/年

	1981-2000年				1981-2007年			
	表層		底層		表層		底層	
	海水温変動傾向	危険率	海水温変動傾向	危険率	海水温変動傾向	危険率	海水温変動傾向	危険率
C-3	0.0832	***	0.0896	***	0.0602	***	0.0642	***
C-4	0.0652	***	0.0714	***	0.0450	***	0.0485	***
C-5	0.0554	**	0.0756	***	0.0418	***	0.0526	***
B-3	0.0566	***	0.0782	***	0.0465	***	0.0570	***
B-4	0.0550	**	0.0656	***	0.0432	***	0.0461	***
B-5	0.0297	有意でない	0.0578	***	0.0280	**	0.0420	***
A-2	0.0234	有意でない	0.0684	***	0.0286	**	0.0518	***
A-3	0.0400	**	0.0598	***	0.0393	***	0.0434	***
A-6	0.0486	***	0.0713	***	0.0204	*	0.0453	***
A-7	0.0620	***	0.0709	***	0.0475	***	0.0477	***
A-10	0.0596	***	0.0763	***	0.0240	**	0.0451	***
A-11	0.0622	***	0.0927	***	0.0400	***	0.0556	***
全地点平均	0.0534		0.0731		0.0387		0.0499	

※危険率 0.05超:有意でない、0.05以下:*、0.01以下:**、0.001以下:***

2. 結果と考察

1981年からの20年間（1981-2000年）、及び1981年からの27年間（1981~2007年）のいずれの期間においても、全12地点の表層、底層で海水温は上昇傾向にあった。

表層、底層それぞれにおける期間別全12地点平均値の変動傾向を比較すると、1981年からの20年間の方が、1981年からの27年間の上昇率よりも、表層12地点平均で0.0147°C/年、底層12地点平均で0.0232°C/年、高かった。このことから、近年は海水温の上昇傾向が鈍化しているものと考えられる。

また、期間ごとに表層と底層の変動傾向を比較すると、底層の方が表層に比べて上昇率が高く、1981年からの20年間では底層全12地点平均と表層全12地点平均の差が0.0197°C/年、1981年からの27年間では底層全12地点平均と表層全12地点平均の差が0.0112°C/年であった。これは、もともと海水温が低い底層の方が表層に比べて、海水温上昇の効果が表れやすいため、このような結果になったものと考えられる。

地点別に見ると、陸域に近い地点及び外洋に近い地点で湾中央部よりも上昇率が高い傾向にある。陸域に近い地点は都市域からの廃熱の影響を、外洋に近い地点は南側の外洋から大阪湾に流入してくる海水の影響を受けたため、このような結果になったものと考えられる。

神戸沿岸海域データの解析（ダミー変数を用いた重回帰分析）

向井健悟，八木正博，渋谷一郎 神戸市環境保健研究所

I はじめに

近時、地球温暖化による異常気象の発生の可能性が取りざたされており、気象庁によると、気温だけでなく、海水温も上昇していることが公表されている。

他方、地方環境研究所は、環境行政部局と共に 1970 年頃より公共用水域の水質を測定し続けており、そのデータを有効に活用し、環境状態を把握・認識することにより、今後の環境施策等に反映させていくことが重要である。

本報告書は、国立環境研究所と地方環境研究所が共同して実施する C 型共同研究「地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究」において、地球温暖化により日本沿岸域の水質変化が起こっているかどうかを検討するための基礎資料として、神戸沿岸域における海水温の上昇の有無について検証することを目的に、「ダミー変数を用いた重回帰分析」を用いて海水温の解析を行い、取りまとめたものである。

II 解析内容及び結果

1. 解析対象地点

解析対象地点についてはデータが電子化されていること、及び周辺状況として、河川水、下水処理場、工場排水及び火力発電所等の影響を余り考慮する必要がないことなど考慮し、図 1 に示した 4 地点とした。○の中の塗りつぶしの色のうち、水色は A 類型、橙色は B 類型、桃色は C 類型を示す。A 類型である No.71 及び No.74 は太平洋から淡路島の南東の紀淡海峡を経て外海水が流入してくる。流入してきた水は淡路島の東岸近くを通り、北上し、明石海峡近くに到達する。No.74 は明石海峡に近く、流れが速い。また、No.71 須磨は No.74 垂水漁港より東側に位置するが、依然清浄な水質である地点である。大阪湾は湾奥へ行くほど、汚濁が進んでおり、No.67 荊藻、No.61 神戸大橋と東側に行くにつれて、COD 等も一般的に高くなる。

なお、解析対象地点の諸元について表 1 に示す。

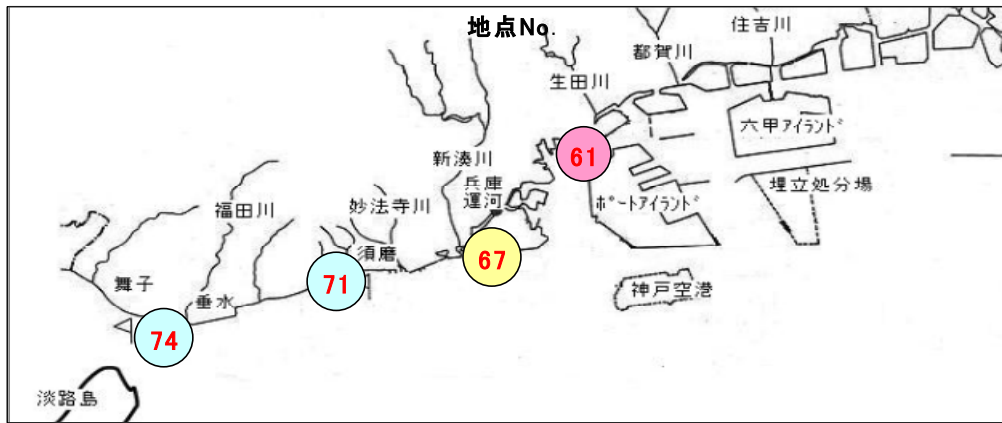


図1 解析対象地点

表1 解析対象地点の諸元

地点名称	類型	対象測定水深	全水深 (H20 年度)
N o. 6 1 神戸大橋 (神戸港東神戸大橋) 統一地点番号 : 6 1 4 - 7 0	C	表層 (海面下 0.5+2m) (表中層等量混合)	平均 : 9.7m 最小 : 8.6m 最大 : 10.5m
N o. 6 7 苅藻 (苅藻南神戸灯台南) 統一地点番号 : 6 1 5 - 5 2	B	表層 (海面下 0.5+2m) (表中層等量混合)	平均 : 10.8m 最小 : 10.5m 最大 : 11.3m
N o. 7 1 須磨 (須磨海域 J R 須磨駅前) 統一地点番号 : 6 1 7 - 5 2	A	表層 (海面下 0.5+2m) (表中層等量混合)	平均 : 7.1m 最小 : 6.6m 最大 : 7.6m
N o. 7 4 垂水漁港 (垂水海域垂水漁港) 統一地点番号 : 6 1 8 - 5 2	A	表層 (海面下 0.5+2m) (表中層等量混合)	平均 : 7.8m 最小 : 7.3m 最大 : 8.4m

2. 解析対象期間

電子化されていること、海水温の変化が十分検知できる期間であることを考慮して 1981~2008 年度を解析対象期間とした。

なお、気象庁のデータ等からは 2000 年度付近を境に、エルニーニョ等の特殊現象が原因と考えられる気温を含む温度上昇の鈍化が認められていることから、1981~2008

年度の全期間の他、1981～2000 年度と 2001～2008 年度の 2 期に分割した期間についてそれぞれ解析を行った。

3. 解析手法

海水温の上昇を検出する手法として、これまでケンドールのノンパラメトリック検定や一次回帰直線のパラメトリック検定（ t -検定）で解析を実施してきたが、これらは定量的情報を含まないことから、今回、これをカバーする手法として、「ダミー変数を用いた重回帰分析」を用いることとした。

ダミー変数としては、温暖化による水温の上昇を前提とした「傾き効果」及び季節変化による水温変化である「季節効果」を基本とした。

さらにこれに加え、採水月内の採水日が変化することによる「日変化効果」及び採水日内の採水時刻が変化することによる「時刻変化効果」について検討することとした。

4. 「日変化効果」及び「時刻変化効果」の検討

(1) 「日変化効果」の検討

採水日が月の前半か後半かが経年的に大きく変化すると、水温の経年的な変化をみる場合には、その影響が大きくなることも想定される。例えば、4月を見ると気温では1日と30日では、平均値で見てもその差が 5.6°C になる。従って、経年的に月の前半、後半に偏っていないかについて確認しておく必要がある。図2に1ヶ月内の採水日の変化（採水日は全地点同一）を示すが、採水日については、月内の前半から後半まで変化しており一定の傾向が見出せないことから「日変化効果」については考慮しないこととした。

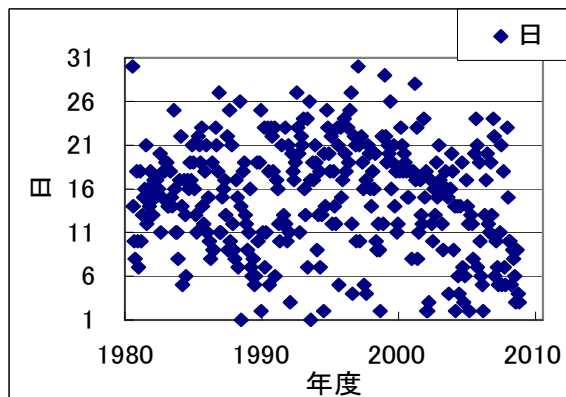


図2 1ヶ月内の採水日の変化（全地点同一）

(2) 「時刻変化効果」の確認

採水時間帯の変化が大きいと、水温や生物活性などに差が生じ、水質への影響がある可能性がある。例えば、8時と14時では、気温差が5℃程度ある。従って、経年的に採水時間帯が大きく変化していないか確認しておく必要がある。図3に地点別に採水時間帯の変化を示したが、地点により、採水時間帯が経年的に変化していることが明らかになった。No.67については採水時間帯の変化は小さいが、他の地点では最大6時間程度の違いが見られる。気温5℃程度の違いがあるときもある。この差は船を用いた採水で、採水場所の変更、採水順の変更等による影響であると考えられる。

採水時刻変化の状況から、No.61については、1981年4月～1983年4月、1983年7月、1990年5月～1999年8月を第1群（赤丸で囲んだ部分）、1983年5月～6月、1983年8月～1987年6月、1987年8月～1990年4月、1999年9月～2009年3月を第2群（黒丸で囲んだ部分）とし、検体数から前者にダミー値を設定することとした。

No.67については採水時間帯の変化が小さいため、時刻変化効果におけるダミー値は設定しないこととした。

No.71については、1990年5月～1994年12月及び1995年2月～2009年3月を第1群（赤丸で囲んだ部分）、1981年4月～1990年4月及び1995年1月を第2群（黒丸で囲んだ部分）とし、検体数から前者にダミー値を設定した。

No.74については、1981年4月～1990年4月及び1995年1月を第1群（赤丸で囲んだ部分）、1990年5月～1994年12月及び1995年2月～2009年3月を第2群（黒丸で囲んだ部分）とし、検体数から前者にダミー値を設定した。

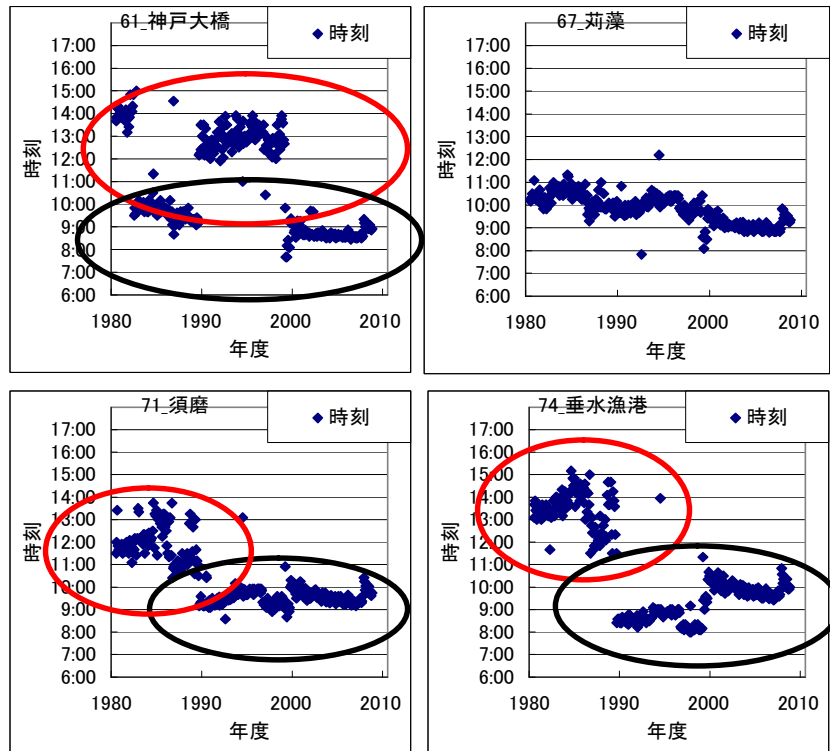


図3 採水時間帯の経年変化

5. 解析結果

(1) 「傾き効果」 + 「季節効果」について考慮した場合

「傾き効果」 + 「季節効果」について考慮した場合の 1981-2008 年度の期間における各地点の解析結果を表 2-1～表 2-2 に示す。ここで、X 値 1 が「傾き効果」、X 値 2～X 値 12 が「季節効果」の結果をそれぞれ示しており、X 値 1 の係数が「傾き効果」の正負及び程度を、また P 値がその有意性を表している（以降表 2-1～2-6 まで同様）。

この期間については、No.61 神戸大橋のみで傾き効果について有意な上昇が認められた（ $p < 0.05$ を有意とする。以降も同様）。

また、1981-2000 年度の期間における各地点の解析結果を表 2-3～2-4 に示す。この期間においても、No.61 神戸大橋のみで傾き効果について有意な上昇が認められた

次に、2001-2008 年度の期間における各地点の解析結果を表 2-5～表 2-6 に示す。この期間においては全ての地点で傾きはマイナスであり、また、有意な差は認められなかった。

(2) 「傾き効果」 + 「季節効果」 + 「時刻変化効果」について考慮した場合

当該ケースについては、4 - (2) で述べたとおり、No.67 については採水時間帯の変化が小さく「時刻変化効果」については考慮しないことから、その他の3地点について解析を行った。

「傾き効果」 + 「季節効果」 + 「時刻変化効果」について考慮した場合の1981-2008年度の期間における各地点の解析結果を表3-1～表3-2に示す。ここで、X値1が「傾き効果」、X値2～X値12が「季節効果」、X値13が「時刻変化効果」の結果をそれぞれ示しており、X値1の係数が「傾き効果」の正負及び程度を、またP値がその有意性を表している（以降表3-1～3-4まで同様）。

この期間については、「傾き効果」 + 「季節効果」について考慮した場合と同様、No.61 神戸大橋のみで傾き効果について有意な上昇が認められた。

また、1981-2000年度の期間における各地点の解析結果を表3-3～3-4に示す。この期間においては、No.61 神戸大橋に加え、No.74 垂水漁港についても傾き効果について有意な上昇が認められた。

なお、2001-2008年度の期間については、各地点とも「時刻変化効果」のダミー変数の設定値が変わらない（全て第2群に属する）ことから、解析を行わなかった。

表2-1 「傾き効果」 + 「季節効果」を考慮した場合の1981-2008年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果（その1）

No.61 神戸大橋

概要

No.61 神戸大橋 1981-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.982909
重決定 R ²	0.966111
補正 R ²	0.964897
標準誤差	1.210865
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	14002.31	1166.859	795.8423	6.2E-238
残差	335	491.1748	1.466193		
合計	347	14493.48			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.29746	0.130156	132.8975	7E-292	17.04143	17.55349	17.04143	17.55349
X 値 1	0.001328	0.000647	2.053973	0.040754	5.62E-05	0.0026	5.62E-05	0.0026
X 値 2	-4.08442	0.215309	-18.9701	5.1E-55	-4.50794	-3.66089	-4.50794	-3.66089
X 値 3	-0.25585	0.215299	-1.18836	0.235535	-0.67936	0.167656	-0.67936	0.167656
X 値 4	3.337184	0.215291	15.50079	3.11E-41	2.913691	3.760677	2.913691	3.760677
X 値 5	7.28366	0.215285	33.83258	4.3E-110	6.860178	7.707141	6.860178	7.707141
X 値 6	9.081113	0.215282	42.1825	4.5E-136	8.657639	9.504587	8.657639	9.504587
X 値 7	8.444816	0.21528	39.2272	2.8E-127	8.021346	8.868286	8.021346	8.868286
X 値 8	4.455644	0.21528	20.69701	7.09E-62	4.032174	4.879114	4.032174	4.879114
X 値 9	0.655035	0.215282	3.042688	0.00253	0.231561	1.078509	0.231561	1.078509
X 値 10	-3.55623	0.215285	-16.5187	2.94E-45	-3.97971	-3.13274	-3.97971	-3.13274
X 値 11	-7.75859	0.215291	-36.0376	2.7E-117	-8.18208	-7.33509	-8.18208	-7.33509
X 値 12	-9.151	0.215299	-42.5037	5.3E-137	-9.57451	-8.72749	-9.57451	-8.72749

No.67 荇藻

概要

No.67 荇藻 1981-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.983654
重決定 R ²	0.967575
補正 R ²	0.966414
標準誤差	1.171895
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	13728.63	1144.053	833.0456	3.8E-241
残差	335	460.0679	1.373337		
合計	347	14188.7			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.42778	0.125967	138.3515	1.2E-297	17.18	17.67557	17.18	17.67557
X 値 1	-9.8E-05	0.000626	-0.15601	0.876116	-0.00133	0.001133	-0.00133	0.001133
X 値 2	-3.90038	0.208379	-18.7177	5.17E-54	-4.31027	-3.49048	-4.31027	-3.49048
X 値 3	-0.5826	0.20837	-2.796	0.005472	-0.99248	-0.17272	-0.99248	-0.17272
X 値 4	3.091153	0.208362	14.83547	1.26E-38	2.681289	3.501016	2.681289	3.501016
X 値 5	7.221637	0.208357	34.65996	8E-113	6.811785	7.631489	6.811785	7.631489
X 値 6	8.935409	0.208353	42.88592	4.2E-138	8.525564	9.345254	8.525564	9.345254
X 値 7	8.288398	0.208351	39.78092	5.8E-129	7.878557	8.69824	7.878557	8.69824
X 値 8	4.388823	0.208351	21.06456	2.51E-63	3.978982	4.798665	3.978982	4.798665
X 値 9	1.151467	0.208353	5.52652	6.58E-08	0.741622	1.561312	0.741622	1.561312
X 値 10	-3.15619	0.208357	-15.148	7.57E-40	-3.56604	-2.74634	-3.56604	-2.74634
X 値 11	-7.60606	0.208362	-36.504	8.6E-119	-8.01593	-7.1962	-8.01593	-7.1962
X 値 12	-9.22254	0.20837	-44.2604	5.2E-142	-9.63242	-8.81266	-9.63242	-8.81266

表 2-2 「傾き効果」 + 「季節効果」を考慮した場合の 1981-2008 年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 2)

No.71 須磨

概要

No.71 須磨 1981-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.981692
重決定 R ²	0.963718
補正 R ²	0.962419
標準誤差	1.228112
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	13420.94	1118.412	741.5251	5.6E-233
残差	335	505.2667	1.508259		
合計	347	13926.21			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.5894	0.13201	133.2427	3E-292	17.32973	17.84908	17.32973	17.84908
X 値 1	-0.00058	0.000656	-0.88474	0.376929	-0.00187	0.00071	-0.00187	0.00071
X 値 2	-4.08508	0.218375	-18.7067	5.71E-54	-4.51464	-3.65552	-4.51464	-3.65552
X 値 3	-0.63413	0.218366	-2.90396	0.003929	-1.06367	-0.20458	-1.06367	-0.20458
X 値 4	2.984659	0.218358	13.66866	4.15E-34	2.555134	3.414184	2.555134	3.414184
X 値 5	7.063844	0.218352	32.35074	4.3E-105	6.634331	7.493357	6.634331	7.493357
X 値 6	8.76556	0.218348	40.14492	4.7E-130	8.336055	9.195066	8.336055	9.195066
X 値 7	8.243987	0.218346	37.75654	9.6E-123	7.814485	8.673488	7.814485	8.673488
X 値 8	4.625599	0.218346	21.18473	8.42E-64	4.196097	5.055101	4.196097	5.055101
X 値 9	1.105807	0.218348	5.064428	6.78E-07	0.676301	1.535313	0.676301	1.535313
X 値 10	-3.04926	0.218352	-13.9649	3.02E-35	-3.47877	-2.61974	-3.47877	-2.61974
X 値 11	-7.48989	0.218358	-34.301	1.2E-111	-7.91942	-7.06037	-7.91942	-7.06037
X 値 12	-9.09068	0.218366	-41.6305	1.8E-134	-9.52022	-8.66114	-9.52022	-8.66114

No.74 垂水漁港

概要

No.74 垂水漁港 1981-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.981084
重決定 R2	0.962526
補正 R2	0.961184
標準誤差	1.202969
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	12451.96	1037.663	717.0465	1.2E-230
残差	335	484.7903	1.447135		
合計	347	12936.75			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.33779	0.129308	134.0816	3.8E-293	17.08343	17.59214	17.08343	17.59214
X 値 1	4.41E-05	0.000642	0.068644	0.945314	-0.00122	0.001308	-0.00122	0.001308
X 値 2	-4.37024	0.213905	-20.4308	8.02E-61	-4.79101	-3.94948	-4.79101	-3.94948
X 値 3	-1.05447	0.213895	-4.92986	1.3E-06	-1.47522	-0.63373	-1.47522	-0.63373
X 値 4	2.479391	0.213887	11.59204	2.36E-26	2.058659	2.900122	2.058659	2.900122
X 値 5	6.042227	0.213882	28.25033	1.18E-90	5.621506	6.462947	5.621506	6.462947
X 値 6	8.366751	0.213878	39.11931	6E-127	7.946039	8.787464	7.946039	8.787464
X 値 7	8.229162	0.213876	38.47635	5.6E-125	7.808453	8.649871	7.808453	8.649871
X 値 8	5.167515	0.213876	24.16128	2.21E-75	4.746806	5.588224	4.746806	5.588224
X 値 9	1.678593	0.213878	7.848375	5.73E-14	1.25788	2.099306	1.25788	2.099306
X 値 10	-2.57031	0.213882	-12.0175	6.64E-28	-2.99103	-2.14959	-2.99103	-2.14959
X 値 11	-7.16412	0.213887	-33.4948	5.8E-109	-7.58485	-6.74339	-7.58485	-6.74339
X 値 12	-8.67838	0.213895	-40.5731	2.5E-131	-9.09913	-8.25763	-9.09913	-8.25763

表 2-3 「傾き効果」 + 「季節効果」を考慮した場合の 1981-2000 年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 1)

No.61 神戸大橋

概要

No.61 神戸大橋 1981-2000年度

回帰統計	
重相関 R	0.984905
重決定 R2	0.970037
補正 R2	0.968533
標準誤差	1.143323
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	10114.34	842.8614	644.7905	1.8E-174
残差	239	312.4176	1.307187		
合計	251	10426.75			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.09219	0.144597	118.2054	4.9E-214	16.80734	17.37704	16.80734	17.37704
X 値 1	0.003378	0.000991	3.407588	0.000769	0.001425	0.00533	0.001425	0.00533
X 値 2	-3.93896	0.238934	-16.4856	2.71E-41	-4.40965	-3.46828	-4.40965	-3.46828
X 値 3	-0.44234	0.238913	-1.85147	0.065336	-0.91299	0.028304	-0.91299	0.028304
X 値 4	3.278091	0.238897	13.72178	5.44E-32	2.807479	3.748704	2.807479	3.748704
X 値 5	7.627095	0.238885	31.92794	3.53E-88	7.156506	8.097683	7.156506	8.097683
X 値 6	9.109431	0.238876	38.13449	1.4E-103	8.638859	9.580003	8.638859	9.580003
X 値 7	8.329863	0.238872	34.87162	1.01E-95	7.859299	8.800427	7.859299	8.800427
X 値 8	4.240772	0.238872	17.7533	1.53E-45	3.770208	4.711336	3.770208	4.711336
X 値 9	0.537394	0.238876	2.249674	0.02538	0.066822	1.007966	0.066822	1.007966
X 値 10	-3.40884	0.238885	-14.2698	7.87E-34	-3.87943	-2.93825	-3.87943	-2.93825
X 値 11	-7.70269	0.238897	-32.2427	5.26E-89	-8.17331	-7.23208	-8.17331	-7.23208
X 値 12	-9.1775	0.238913	-38.4135	3E-104	-9.64815	-8.70686	-9.64815	-8.70686

No.67 荊藻

概要

No.67 荊藻 1981-2000年度

回帰統計	
重相関 R	0.985351
重決定 R ²	0.970916
補正 R ²	0.969455
標準誤差	1.111636
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	9859.28	821.6067	664.873	5.1E-176
残差	239	295.3406	1.235735		
合計	251	10154.62			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.23277	0.14059	122.5747	9.7E-218	16.95581	17.50972	16.95581	17.50972
X 値 1	0.001802	0.000964	1.869807	0.062733	-9.6E-05	0.0037	-9.6E-05	0.0037
X 値 2	-3.83176	0.232312	-16.494	2.54E-41	-4.2894	-3.37412	-4.2894	-3.37412
X 値 3	-0.74308	0.232292	-3.19891	0.001566	-1.20068	-0.28548	-1.20068	-0.28548
X 値 4	3.017021	0.232276	12.98894	1.52E-29	2.559451	3.474591	2.559451	3.474591
X 値 5	7.462838	0.232264	32.13083	1.03E-88	7.005292	7.920384	7.005292	7.920384
X 値 6	8.984846	0.232256	38.68508	7.1E-105	8.527315	9.442376	8.527315	9.442376
X 値 7	8.111615	0.232252	34.92591	7.43E-96	7.654093	8.569138	7.654093	8.569138
X 値 8	4.15267	0.232252	17.88001	5.8E-46	3.695148	4.610193	3.695148	4.610193
X 値 9	1.131821	0.232256	4.873159	2E-06	0.67429	1.589351	0.67429	1.589351
X 値 10	-2.91284	0.232264	-12.5411	4.65E-28	-3.37038	-2.45529	-3.37038	-2.45529
X 値 11	-7.48131	0.232276	-32.2087	6.46E-89	-7.93888	-7.02374	-7.93888	-7.02374
X 値 12	-9.2593	0.232292	-39.8606	1.4E-107	-9.7169	-8.8017	-9.7169	-8.8017

表 2-4 「傾き効果」 + 「季節効果」を考慮した場合の 1981-2000 年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 2)

No.71 須磨

概要

No.71 須磨 1981-2000年度

回帰統計	
重相関 R	0.983173
重決定 R ²	0.966629
補正 R ²	0.964954
標準誤差	1.183868
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	9702.798	808.5665	576.9111	6.8E-169
残差	239	334.9691	1.401544		
合計	251	10037.77			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.46849	0.149725	116.6703	1.1E-212	17.17354	17.76344	17.17354	17.76344
X 値 1	0.000569	0.001026	0.554485	0.579765	-0.00145	0.002591	-0.00145	0.002591
X 値 2	-4.07068	0.247407	-16.4534	3.48E-41	-4.55806	-3.5833	-4.55806	-3.5833
X 値 3	-0.80458	0.247386	-3.25233	0.00131	-1.29192	-0.31725	-1.29192	-0.31725
X 値 4	2.928182	0.247369	11.8373	9.55E-26	2.44088	3.415484	2.44088	3.415484
X 値 5	7.303804	0.247356	29.52747	1.06E-81	6.816527	7.79108	6.816527	7.79108
X 値 6	8.907996	0.247348	36.01406	1.56E-98	8.420736	9.395256	8.420736	9.395256
X 値 7	8.06457	0.247343	32.60474	5.97E-90	7.577319	8.551822	7.577319	8.551822
X 値 8	4.430668	0.247343	17.91302	4.5E-46	3.943416	4.917919	3.943416	4.917919
X 値 9	1.053908	0.247348	4.260837	2.93E-05	0.566648	1.541168	0.566648	1.541168
X 値 10	-2.8038	0.247356	-11.3351	4.07E-24	-3.29108	-2.31653	-3.29108	-2.31653
X 値 11	-7.40437	0.247369	-29.9325	8.16E-83	-7.89167	-6.91707	-7.89167	-6.91707
X 値 12	-9.1478	0.247386	-36.9778	7.4E-101	-9.63513	-8.66046	-9.63513	-8.66046

No.74 垂水漁港

概要

No.74 垂水漁港 1981-2000年度

回帰統計	
重相関 R	0.982663
重決定 R2	0.965627
補正 R2	0.963901
標準誤差	1.150261
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	8883.509	740.2924	559.513	2.3E-167
残差	239	316.2212	1.323101		
合計	251	9199.73			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.20583	0.145475	118.2735	4.3E-214	16.91925	17.49241	16.91925	17.49241
X 値 1	0.001312	0.000997	1.315923	0.189461	-0.00065	0.003277	-0.00065	0.003277
X 値 2	-4.36937	0.240384	-18.1766	5.97E-47	-4.84291	-3.89583	-4.84291	-3.89583
X 値 3	-1.27068	0.240363	-5.2865	2.81E-07	-1.74418	-0.79718	-1.74418	-0.79718
X 値 4	2.423244	0.240347	10.08228	3.79E-20	1.949775	2.896712	1.949775	2.896712
X 値 5	6.183836	0.240334	25.73013	8.04E-71	5.710392	6.65728	5.710392	6.65728
X 値 6	8.458714	0.240326	35.19681	1.58E-96	7.985286	8.932142	7.985286	8.932142
X 値 7	8.05264	0.240322	33.50771	2.8E-92	7.57922	8.52606	7.57922	8.52606
X 値 8	4.946566	0.240322	20.58307	7.63E-55	4.473146	5.419986	4.473146	5.419986
X 値 9	1.664301	0.240326	6.925178	3.99E-11	1.190874	2.137729	1.190874	2.137729
X 値 10	-2.33701	0.240334	-9.72399	4.8E-19	-2.81045	-1.86357	-2.81045	-1.86357
X 値 11	-7.06213	0.240347	-29.3831	2.66E-81	-7.5356	-6.58866	-7.5356	-6.58866
X 値 12	-8.63011	0.240363	-35.9044	2.89E-98	-9.10361	-8.15661	-9.10361	-8.15661

表 2-5 「傾き効果」+「季節効果」を考慮した場合の 2001-2008 年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 1)

No.61 神戸大橋

概要

No.61 神戸大橋 2001-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.981668
重決定 R2	0.963671
補正 R2	0.958419
標準誤差	1.334146
観測数	96

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	3918.903	326.5753	183.4749	2.15E-54
残差	83	147.7354	1.779945		
合計	95	4066.639			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.73035	0.276099	64.21738	1.56E-72	17.1812	18.2795	17.1812	18.2795
X 値 1	-0.00362	0.004952	-0.73115	0.466747	-0.01347	0.006229	-0.01347	0.006229
X 値 2	-4.46386	0.452431	-9.86639	1.21E-15	-5.36373	-3.56399	-5.36373	-3.56399
X 値 3	0.235623	0.45216	0.521105	0.603681	-0.66371	1.134951	-0.66371	1.134951
X 値 4	3.493813	0.451943	7.730651	2.23E-11	2.594917	4.39271	2.594917	4.39271
X 値 5	6.383222	0.45178	14.12904	8.52E-24	5.484649	7.281794	5.484649	7.281794
X 値 6	9.007424	0.451672	19.94242	2.11E-33	8.109067	9.905781	8.109067	9.905781
X 値 7	8.746783	0.451617	19.36769	1.57E-32	7.848534	9.645031	7.848534	9.645031
X 値 8	5.019467	0.451617	11.11443	4.16E-18	4.121219	5.917716	4.121219	5.917716
X 値 9	0.963194	0.451672	2.132509	0.03592	0.064837	1.86155	0.064837	1.86155
X 値 10	-3.94419	0.45178	-8.73033	2.26E-13	-4.84276	-3.04562	-4.84276	-3.04562
X 値 11	-7.90681	0.451943	-17.4952	1.4E-29	-8.80571	-7.00792	-8.80571	-7.00792
X 値 12	-9.08337	0.45216	-20.0888	1.28E-33	-9.9827	-8.18404	-9.9827	-8.18404

No.67 荇藻

概要

No.67 荇藻 2001-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.983249
重決定 R ²	0.966778
補正 R ²	0.961975
標準誤差	1.270343
観測数	96

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	3897.853	324.8211	201.2807	5.36E-56
残差	83	133.9431	1.613772		
合計	95	4031.797			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.64656	0.262895	67.12394	4.24E-74	17.12367	18.16944	17.12367	18.16944
X 値 1	-0.00757	0.004715	-1.60458	0.112384	-0.01695	0.001813	-0.01695	0.001813
X 値 2	-4.09416	0.430795	-9.50373	6.42E-15	-4.95099	-3.23732	-4.95099	-3.23732
X 値 3	-0.17251	0.430536	-0.40069	0.689674	-1.02883	0.683806	-1.02883	0.683806
X 値 4	3.27706	0.43033	7.615229	3.78E-11	2.421151	4.132968	2.421151	4.132968
X 値 5	6.582278	0.430175	15.3014	7.01E-26	5.726677	7.437878	5.726677	7.437878
X 値 6	8.801915	0.430071	20.46617	3.52E-34	7.946521	9.65731	7.946521	9.65731
X 値 7	8.751213	0.43002	20.35073	5.21E-34	7.895921	9.606504	7.895921	9.606504
X 値 8	5.009966	0.43002	11.65055	3.77E-19	4.154675	5.865258	4.154675	5.865258
X 値 9	1.206761	0.430071	2.805955	0.006249	0.351366	2.062156	0.351366	2.062156
X 値 10	-3.78879	0.430175	-8.80755	1.59E-13	-4.64439	-2.93319	-4.64439	-2.93319
X 値 11	-7.92487	0.43033	-18.4158	4.71E-31	-8.78077	-7.06896	-8.78077	-7.06896
X 値 12	-9.11488	0.430536	-21.171	3.31E-35	-9.9712	-8.25856	-9.9712	-8.25856

表 2-6 「傾き効果」+「季節効果」を考慮した場合の 2001-2008 年度における
ダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 2)

No.71 須磨

概要

No.71 須磨 2001-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.98108
重決定 R ²	0.962518
補正 R ²	0.957099
標準誤差	1.324703
観測数	96

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	3740.288	311.6907	177.6178	7.84E-54
残差	83	145.6516	1.754839		
合計	95	3885.94			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.68403	0.274145	64.50617	1.08E-72	17.13877	18.2293	17.13877	18.2293
X 値 1	-0.00687	0.004917	-1.39706	0.166119	-0.01665	0.002911	-0.01665	0.002911
X 値 2	-4.1409	0.449229	-9.21778	2.39E-14	-5.03439	-3.2474	-5.03439	-3.2474
X 値 3	-0.2014	0.44896	-0.4486	0.654887	-1.09437	0.691558	-1.09437	0.691558
X 値 4	3.121455	0.448744	6.955977	7.44E-10	2.228921	4.01399	2.228921	4.01399
X 値 5	6.425768	0.448583	14.3246	3.78E-24	5.533555	7.317981	5.533555	7.317981
X 値 6	8.386756	0.448475	18.70062	1.68E-31	7.494758	9.278755	7.494758	9.278755
X 値 7	8.713318	0.448421	19.43111	1.25E-32	7.821427	9.605209	7.821427	9.605209
X 値 8	5.138931	0.448421	11.46006	8.83E-19	4.24704	6.030822	4.24704	6.030822
X 値 9	1.246951	0.448475	2.780426	0.006715	0.354953	2.13895	0.354953	2.13895
X 値 10	-3.68539	0.448583	-8.21563	2.42E-12	-4.5776	-2.79318	-4.5776	-2.79318
X 値 11	-7.70293	0.448744	-17.1655	4.85E-29	-8.59546	-6.81039	-8.59546	-6.81039
X 値 12	-8.926	0.44896	-19.8815	2.61E-33	-9.81897	-8.03304	-9.81897	-8.03304

No.74 垂水漁港

概要

No.74 垂水漁港 2001-2008年度

回帰統計	
重相関 R	0.980393
重決定 R2	0.961171
補正 R2	0.955557
標準誤差	1.322098
観測数	96

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	3591.306	299.2755	171.2158	3.37E-53
残差	83	145.0793	1.747944		
合計	95	3736.385			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.56774	0.273606	64.20825	1.58E-72	17.02355	18.11194	17.02355	18.11194
X 値 1	-0.00601	0.004908	-1.22439	0.22427	-0.01577	0.003752	-0.01577	0.003752
X 値 2	-4.38752	0.448346	-9.78602	1.75E-15	-5.27926	-3.49578	-5.27926	-3.49578
X 値 3	-0.49918	0.448077	-1.11405	0.268474	-1.39039	0.392027	-1.39039	0.392027
X 値 4	2.617243	0.447862	5.843863	9.68E-08	1.726464	3.508022	1.726464	3.508022
X 値 5	5.663692	0.4477	12.65063	4.63E-21	4.773234	6.55415	4.773234	6.55415
X 値 6	8.121262	0.447593	18.14431	1.27E-30	7.231018	9.011506	7.231018	9.011506
X 値 7	8.691169	0.447539	19.41991	1.3E-32	7.801031	9.581306	7.801031	9.581306
X 値 8	5.748868	0.447539	12.84551	1.99E-21	4.858731	6.639005	4.858731	6.639005
X 値 9	1.720194	0.447593	3.843212	0.000237	0.82995	2.610439	0.82995	2.610439
X 値 10	-3.17592	0.4477	-7.09385	4.01E-10	-4.06638	-2.28546	-4.06638	-2.28546
X 値 11	-7.42231	0.447862	-16.5728	4.68E-28	-8.31309	-6.53153	-8.31309	-6.53153
X 値 12	-8.79282	0.448077	-19.6235	6.39E-33	-9.68403	-7.90162	-9.68403	-7.90162

表 3-1 「傾き効果」+「季節効果」+「時刻変化効果」を考慮した場合の 1981-2008 年度におけるダミー変数を用いた重回帰分析結果 (その 1)

No.61 神戸大橋

概要

No.61 神戸大橋 1981-2008年度
傾き効果+季節効果+時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.983618
重決定 R2	0.967505
補正 R2	0.96624
標準誤差	1.187467
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	13	14022.51	1078.655	764.9614	1.6E-239
残差	334	470.9659	1.410078		
合計	347	14493.48			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.00044	0.149826	113.4678	8.4E-269	16.70572	17.29516	16.70572	17.29516
X 値 1	0.00188	0.000651	2.8899	0.004106	0.0006	0.00316	0.0006	0.00316
X 値 2	-4.0901	0.211154	-19.3703	1.46E-56	-4.50546	-3.67475	-4.50546	-3.67475
X 値 3	-0.26209	0.211145	-1.24129	0.215371	-0.67743	0.15325	-0.67743	0.15325
X 値 4	3.330393	0.211139	15.77348	2.8E-42	2.915063	3.745722	2.915063	3.745722
X 値 5	7.258867	0.211227	34.36525	1.1E-111	6.843364	7.67437	6.843364	7.67437
X 値 6	9.073217	0.211132	42.97417	3.9E-138	8.657901	9.488533	8.657901	9.488533
X 値 7	8.453817	0.211133	40.04023	1.5E-129	8.038498	8.869135	8.038498	8.869135
X 値 8	4.464092	0.211131	21.14366	1.41E-63	4.048777	4.879407	4.048777	4.879407
X 値 9	0.662931	0.211132	3.139889	0.001841	0.247615	1.078246	0.247615	1.078246
X 値 10	-3.54888	0.211134	-16.8086	2.24E-46	-3.9642	-3.13356	-3.9642	-3.13356
X 値 11	-7.7518	0.211139	-36.7142	2.8E-119	-8.16712	-7.33647	-8.16712	-7.33647
X 値 12	-9.14476	0.211145	-43.3103	4.3E-139	-9.5601	-8.72942	-9.5601	-8.72942
X 値 13	0.506012	0.133663	3.785732	0.000182	0.243085	0.76894	0.243085	0.76894

No.71 須磨

概要

No.71 須磨 1981-2008年度
傾き効果-季節変化-時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.981692
重決定 R2	0.963718
補正 R2	0.962306
標準誤差	1.229946
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散	有意 F
回帰	13	13420.94	1032.38	682.445	1.6E-231
残差	334	505.2641	1.512767		
合計	347	13926.21			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.57911	0.284557	61.77711	8E-185	17.01936	18.13886	17.01936	18.13886
X 値 1	-0.00054	0.001158	-0.46722	0.640647	-0.00282	0.001737	-0.00282	0.001737
X 値 2	-4.08516	0.218709	-18.6785	8.2E-54	-4.51538	-3.65494	-4.51538	-3.65494
X 値 3	-0.63389	0.218766	-2.89759	0.004009	-1.06423	-0.20356	-1.06423	-0.20356
X 値 4	2.984852	0.218735	13.64596	5.3E-34	2.55458	3.415125	2.55458	3.415125
X 値 5	7.063999	0.218711	32.29837	9E-105	6.633775	7.494223	6.633775	7.494223
X 値 6	8.765676	0.218692	40.08223	1.2E-129	8.335488	9.195864	8.335488	9.195864
X 値 7	8.244063	0.21868	37.6992	2.2E-122	7.813899	8.674227	7.813899	8.674227
X 値 8	4.625637	0.218674	21.15312	1.29E-63	4.195485	5.055789	4.195485	5.055789
X 値 9	1.105806	0.218674	5.05687	7.04E-07	0.675654	1.535958	0.675654	1.535958
X 値 10	-3.0493	0.21868	-13.9441	3.8E-35	-3.47946	-2.61913	-3.47946	-2.61913
X 値 11	-7.49032	0.218928	-34.2135	3.4E-111	-7.92097	-7.05966	-7.92097	-7.05966
X 値 12	-9.09079	0.218711	-41.5654	4.7E-134	-9.52102	-8.66057	-9.52102	-8.66057
X 値 13	0.009953	0.243816	0.040824	0.967461	-0.46966	0.489562	-0.46966	0.489562

表3-2 「傾き効果」+「季節効果」+「時刻変化効果」を考慮した場合の 1981-2008 年度におけるダミー変数を用いた重回帰分析結果（その2）

No.74 垂水漁港

概要

No.74 垂水漁港 1981-2008年度
傾き効果-季節効果-時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.981086
重決定 R2	0.96253
補正 R2	0.961071
標準誤差	1.204711
観測数	348

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	13	12452.01	957.8466	659.9795	3.4E-229
残差	334	484.7435	1.451328		
合計	347	12936.75			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.29346	0.278719	62.0463	2.1E-185	16.7452	17.84173	16.7452	17.84173
X 値 1	0.000212	0.001135	0.186786	0.851942	-0.00202	0.002444	-0.00202	0.002444
X 値 2	-4.37055	0.214221	-20.402	1.18E-60	-4.79195	-3.94916	-4.79195	-3.94916
X 値 3	-1.05347	0.214277	-4.91639	1.38E-06	-1.47497	-0.63197	-1.47497	-0.63197
X 値 4	2.480225	0.214247	11.57645	2.76E-26	2.05878	2.901669	2.05878	2.901669
X 値 5	6.042893	0.214223	28.20838	2.16E-90	5.621496	6.46429	5.621496	6.46429
X 値 6	8.36725	0.214205	39.06181	1.4E-126	7.945888	8.788611	7.945888	8.788611
X 値 7	8.229492	0.214193	38.42086	1.3E-124	7.808154	8.65083	7.808154	8.65083
X 値 8	5.167678	0.214187	24.1269	3.61E-75	4.746351	5.589004	4.746351	5.589004
X 値 9	1.678588	0.214187	7.837006	6.23E-14	1.257261	2.099914	1.257261	2.099914
X 値 10	-2.57049	0.214193	-12.0008	7.87E-28	-2.99182	-2.14915	-2.99182	-2.14915
X 値 11	-7.16594	0.214437	-33.4175	1.5E-108	-7.58776	-6.74412	-7.58776	-6.74412
X 値 12	-8.67889	0.214224	-40.5132	5.9E-131	-9.10028	-8.25749	-9.10028	-8.25749
X 値 13	0.042884	0.238814	0.179573	0.857597	-0.42688	0.512653	-0.42688	0.512653

表3-3 「傾き効果」+「季節効果」+「時刻変化効果」を考慮した場合の1981-2000年度におけるダミー変数を用いた重回帰分析結果(その1)

No.61 神戸大橋

概要

No.61 神戸大橋 1981-2000年度
傾き効果+季節変化+時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.985497
重決定 R2	0.971204
補正 R2	0.969631
標準誤差	1.123183
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	13	10126.51	778.9622	617.4689	4.1E-175
残差	238	300.2467	1.261541		
合計	251	10426.75			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	16.96118	0.148179	114.4638	4.3E-210	16.66927	17.25309	16.66927	17.25309
X 値 1	0.002401	0.001023	2.346067	0.019794	0.000385	0.004416	0.000385	0.004416
X 値 2	-3.95541	0.234785	-16.8469	1.87E-42	-4.41793	-3.49288	-4.41793	-3.49288
X 値 3	-0.45781	0.234758	-1.95012	0.052336	-0.92027	0.004663	-0.92027	0.004663
X 値 4	3.263603	0.234735	13.90334	1.44E-32	2.801179	3.726027	2.801179	3.726027
X 値 5	7.591446	0.234957	32.30991	5.42E-89	7.128585	8.054307	7.128585	8.054307
X 値 6	9.096897	0.234703	38.75913	8.4E-105	8.634536	9.559259	8.634536	9.559259
X 値 7	8.340444	0.234689	35.53823	3.76E-97	7.87811	8.802777	7.87811	8.802777
X 値 8	4.252329	0.234694	18.1186	1.08E-46	3.789986	4.714672	3.789986	4.714672
X 値 9	0.549928	0.234703	2.343078	0.01995	0.087567	1.012289	0.087567	1.012289
X 値 10	-3.39533	0.234717	-14.4656	1.87E-34	-3.85772	-2.93294	-3.85772	-2.93294
X 値 11	-7.68821	0.234735	-32.7527	3.84E-90	-8.15063	-7.22578	-8.15063	-7.22578
X 値 12	-9.16204	0.234758	-39.0276	2E-105	-9.6245	-8.69957	-9.6245	-8.69957
X 値 13	0.464889	0.149671	3.106068	0.002126	0.170039	0.759739	0.170039	0.759739

No.71 須磨

概要

No.71 須磨 1981-2000年度
傾き効果+季節効果+時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.983293
重決定 R2	0.966866
補正 R2	0.965056
標準誤差	1.182141
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	13	9705.172	746.5517	534.2215	7.1E-168
残差	238	332.5948	1.397457		
合計	251	10037.77			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	16.99785	0.390798	43.49526	3E-115	16.22799	17.76771	16.22799	17.76771
X 値 1	0.002828	0.002013	1.404619	0.161438	-0.00114	0.006795	-0.00114	0.006795
X 値 2	-4.07341	0.247055	-16.4878	2.99E-41	-4.5601	-3.58671	-4.5601	-3.58671
X 値 3	-0.79139	0.247232	-3.20098	0.001556	-1.27843	-0.30434	-1.27843	-0.30434
X 値 4	2.93912	0.247151	11.89202	6.63E-26	2.452238	3.426002	2.452238	3.426002
X 値 5	7.312482	0.247085	29.595	1.01E-81	6.825729	7.799235	6.825729	7.799235
X 値 6	8.914416	0.247036	36.08551	1.74E-98	8.427759	9.401072	8.427759	9.401072
X 値 7	8.06873	0.247003	32.66651	6.42E-90	7.582139	8.555322	7.582139	8.555322
X 値 8	4.432569	0.246987	17.94658	4.01E-46	3.946009	4.919128	3.946009	4.919128
X 値 9	1.05355	0.246987	4.26561	2.88E-05	0.56699	1.54011	0.56699	1.54011
X 値 10	-2.80642	0.247003	-11.3619	3.48E-24	-3.29301	-2.31983	-3.29301	-2.31983
X 値 11	-7.42743	0.247641	-29.9928	8.22E-83	-7.91528	-6.93958	-7.91528	-6.93958
X 値 12	-9.15493	0.247086	-37.0517	8.3E-101	-9.64169	-8.66818	-9.64169	-8.66818
X 値 13	0.381843	0.292947	1.303454	0.193679	-0.19526	0.958943	-0.19526	0.958943

表3-4 「傾き効果」+「季節効果」+「時刻変化効果」を考慮した場合の1981-2000年度におけるダミー変数を用いた重回帰分析結果（その2）

No.74 垂水漁港

概要

No.74 垂水漁港 1981-2000年度
傾き効果+季節効果+時刻変化効果

回帰統計	
重相関 R	0.982854
重決定 R2	0.966003
補正 R2	0.964146
標準誤差	1.14636
観測数	252

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	13	8886.964	683.6126	520.1971	1.5E-166
残差	238	312.7657	1.314142		
合計	251	9199.73			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	16.63805	0.378969	43.90345	4.2E-116	15.89149	17.38462	15.89149	17.38462
X 値 1	0.004038	0.001953	2.067869	0.039733	0.000191	0.007884	0.000191	0.007884
X 値 2	-4.37266	0.239577	-18.2516	3.9E-47	-4.84462	-3.9007	-4.84462	-3.9007
X 値 3	-1.25476	0.239749	-5.23364	3.65E-07	-1.72706	-0.78246	-1.72706	-0.78246
X 値 4	2.436438	0.23967	10.16581	2.14E-20	1.964293	2.908584	1.964293	2.908584
X 値 5	6.194306	0.239606	25.85201	4.73E-71	5.722286	6.666326	5.722286	6.666326
X 値 6	8.466458	0.239559	35.3419	1.14E-96	7.994532	8.938385	7.994532	8.938385
X 値 7	8.057659	0.239527	33.63989	2.04E-92	7.585795	8.529523	7.585795	8.529523
X 値 8	4.948859	0.239511	20.66234	5.14E-55	4.477027	5.420692	4.477027	5.420692
X 値 9	1.663869	0.239511	6.946938	3.54E-11	1.192037	2.135702	1.192037	2.135702
X 値 10	-2.34017	0.239527	-9.76995	3.57E-19	-2.81203	-1.8683	-2.81203	-1.8683
X 値 11	-7.08995	0.240145	-29.5236	1.59E-81	-7.56303	-6.61687	-7.56303	-6.61687
X 値 12	-8.63872	0.239607	-36.0537	2.08E-98	-9.11074	-8.1667	-9.11074	-8.1667
X 値 13	0.460655	0.28408	1.621568	0.10622	-0.09898	1.020288	-0.09898	1.020288

III まとめと考察

- 1 神戸沿岸域における海水温の上昇の有無について検証することを目的に、定量的情報を加味できる手法として、「ダミー変数を用いた重回帰分析」を用いて解析を行った。
- 2 データを取りまとめるにあたり、解析対象地点としてデータの充実度、河川水、排水などの汚染源があまり考慮する必要がないことなどを考慮して4地点を選定した。
- 3 解析対象期間として電子化されている等を考慮し1981~2008年度を基本に、2000年度付近から生じているエルニーニョ等の特殊現象による温度上昇の鈍化を考慮して、この前後を分割しての解析も併せて実施した。
- 4 「ダミー変数を用いた重回帰解析」は、「傾き効果」と「季節効果」をダミー変数として設定することを基本に行った。
- 5 さらに「日変化効果」及び「時刻変化効果」についても検討を行ったが、「日変化効

果」に一定の傾向が見られなかったのに対し、「時刻変化効果」については採水時刻の変化に一定の傾向が認められたことから、後者についてダミー変数を設定した場合についても解析を行った。

6 なお、No.67 については採水時間帯の変化が小さいため、各期間について「時刻変化効果」におけるダミー値は設定しないこととするとともに、2001-2008 年度の期間については、各地点とも「時刻変化効果」のダミー変数の設定値が変わらないことから、全地点で解析を行わなかった。

7 解析の結果をまとめると以下のようになった。なお、 $p < 0.05$ を有意とした。

(1) 「傾き効果」 + 「季節効果」について考慮した場合

	1981～2008 年度	1981～2000 年度	2001～2008 年度
No.61 神戸大橋	有意に上昇	有意に上昇	有意差なし
No.67 荻藻	有意差なし	有意差なし	有意差なし
No.71 須磨	有意差なし	有意差なし	有意差なし
No.74 垂水漁港	有意差なし	有意差なし	有意差なし

(2) 「傾き効果」 + 「季節効果」 + 「時刻変化効果」を考慮した場合

	1981～2008 年度	1981～2000 年度
No.61 神戸大橋	有意に上昇	有意に上昇
No.71 須磨	有意差なし	有意差なし
No.74 垂水漁港	有意差なし	有意に上昇

8 解析の結果、No.61 については、2001～2008 年度の期間以外、全てのケースで水温の上昇が認められたのに対し、その他の地点では、No.74 垂水漁港の「時刻変化効果」を加味したケースにおける 1981～2000 年度の期間のみの場合しか有意の水温上昇は認められなかった。

No.61 を除く地点の大半のケースで水温の上昇が認められない理由として、瀬戸内海の地理的特性その他の要因があるのかは不明であるが、今後、これ以外の地点でも解析を行うなどさらなる検討を行いたい。

地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究 ～播磨灘における水温のトレンド～

兵庫県環境研究センター 水質環境科 前川真徳

1. はじめに

近年、人為起源の大気中二酸化炭素濃度の上昇は、気温の上昇だけでなく、水温の上昇、酸性化といった海水への様々な影響を及ぼしている。「気候変動に関する政府間パネル

(IPCC) 第4次評価報告書 第1作業部会報告書」によると、1906年から2005年までに観測された100年間の気温上昇は0.74(0.56～0.92) °Cであり、世界の海水温度は、1961～2003年にかけて0.1 °C上昇していると報告がある¹⁾。また、日本の近海においては、0.7～1.7 °C/100年の海水温の上昇が見られている²⁾。

一方で、こうした地球温暖化が閉鎖性海域である瀬戸内海に及ぼす温度影響については、十分に調査されていない。

兵庫県では水質汚濁防止法に基づく「公共用水域及び地下水の水質測定計画」により、公共用水域の水質調査（以下「常時監視調査」という。）を継続的に行っている。この常時監視調査のデータを活用し、ダミー変数を用いた重回帰分析³⁾⁴⁾により、閉鎖性海域である瀬戸内海における海水温及び気温のトレンドを調査した。

2. 瀬戸内海における気温及び海水温のトレンド調査方法

瀬戸内海の常時監視調査地点のうち、20年以上の長期にわたって表層（及び中層：採水深さ2メートル）の水温及び気温のデータが確保されている地点(今回は1984年4月～2006年3月のデータを利用する)から対象地点として、播磨灘22地点、大阪湾8地点を選定し、ダミー変数を用いた重回帰分析により、1年当たりの気温、水温の上昇率を求めた。

対象とした常時監視地点の位置を図1に示す。

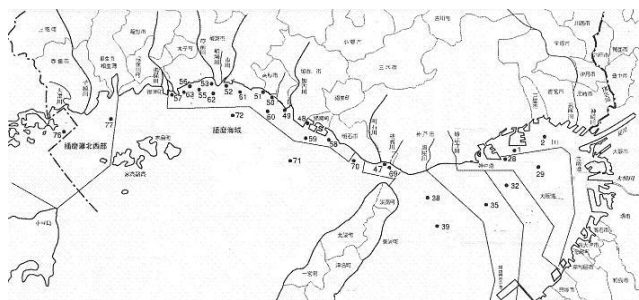


図1 瀬戸内海（播磨灘及び大阪湾）常時監視地点

3. 瀬戸内海における気温及び海水温のトレンド調査解析結果

水温について、ダミー変数を用いた重回帰分析の結果を表1、表2及び図2に示した。

表1に示すとおり、播磨灘における常時監視地点の内調査対象とした22地点のうち10地点において、有意な結果が得られた。いずれも回帰直線の傾きは正で、海水温上昇傾向がみられた。回帰直線の傾きから1年当たりの海水温上昇率を求めると0.031~0.057℃/年の範囲であった。

一方、大阪湾の常時監視調査地点で調査対象とした8地点では、表2に示すとおり、すべての地点について有意な結果は得られなかった。

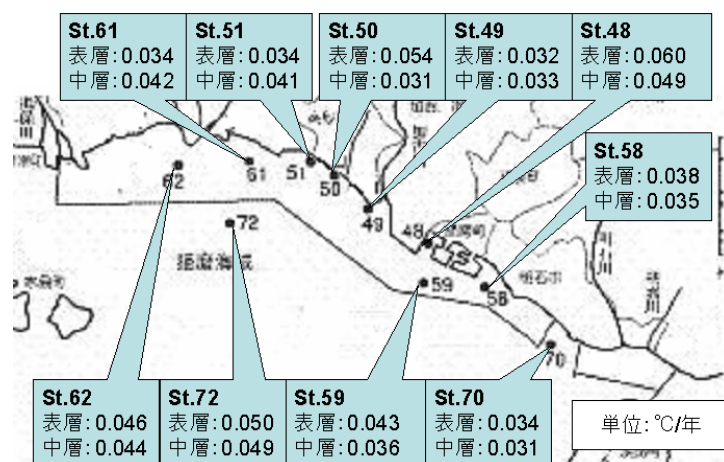


図2 瀬戸内海播磨灘における海水温トレンド

気温について、ダミー変数を用いた重回帰分析の結果を表2、表3及び図3に示した。

すべての地点において有意な結果が得られた。回帰直線の傾きは正で、気温上昇傾向が見られた。気温上昇率は0.11~0.24℃年の範囲であった。

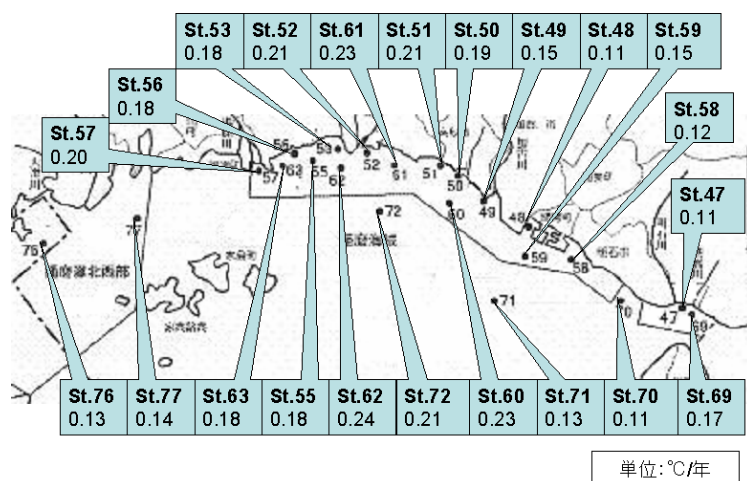


図3 瀬戸内海播磨灘における気温トレンド

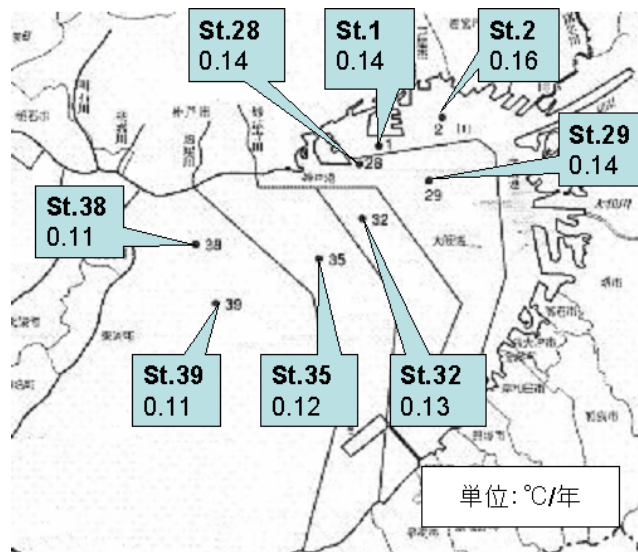


図4 大阪湾における気温トレンド

4. 播磨灘流入河川水温のトレンド調査

瀬戸内海播磨灘においては、一級水系である加古川、揖保川をはじめ、多くの河川水が流入しており、その影響を調べるために播磨灘に流入する河川水の水温について、ダミー変数を用いた重回帰分析により河川水温のトレンドの調査を行った。

河川の常時監視調査地点のうち、20年以上にわたって水温のデータが確保されている地点(今回は1984年4月～2006年3月のデータを利用する)から対象として、代表的な5つの河川を選定し、その上流及び下流の調査地点における河川水温について、ダミー変数を用いた重回帰分析により、1年当たりの水温の上昇率を求めた。対象とした常時監視地点の位置を図5に示す。

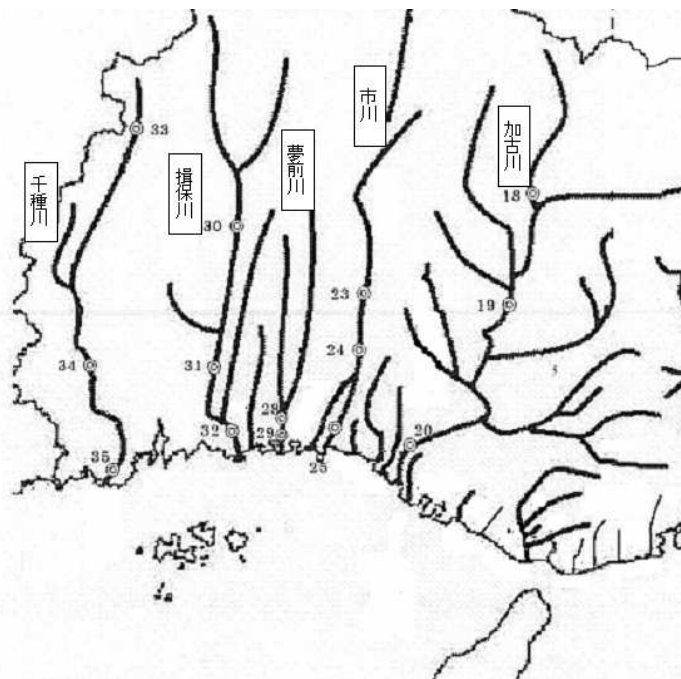


図5 主要河川と常時監視調査地点

5. 播磨灘流入河川水温のトレンド調査解析結果

播磨灘に流入する主要な河川の水温について、ダミー変数を用いた重回帰分析を行った結果を表4及び図6に示した。

対象とした常時監視調査地点の14地点のうち13地点において、有意な結果が得られた。いずれも回帰直線の傾きは正で、水温上昇傾向がみられた。また下流ほど水温上昇率が高くなる傾向がみられた。回帰直線の傾きから1年当たりの海水温上昇率を求めると0.048～0.12℃/年の範囲であり、各河川の下流域では約0.1℃/年の上昇率であった。

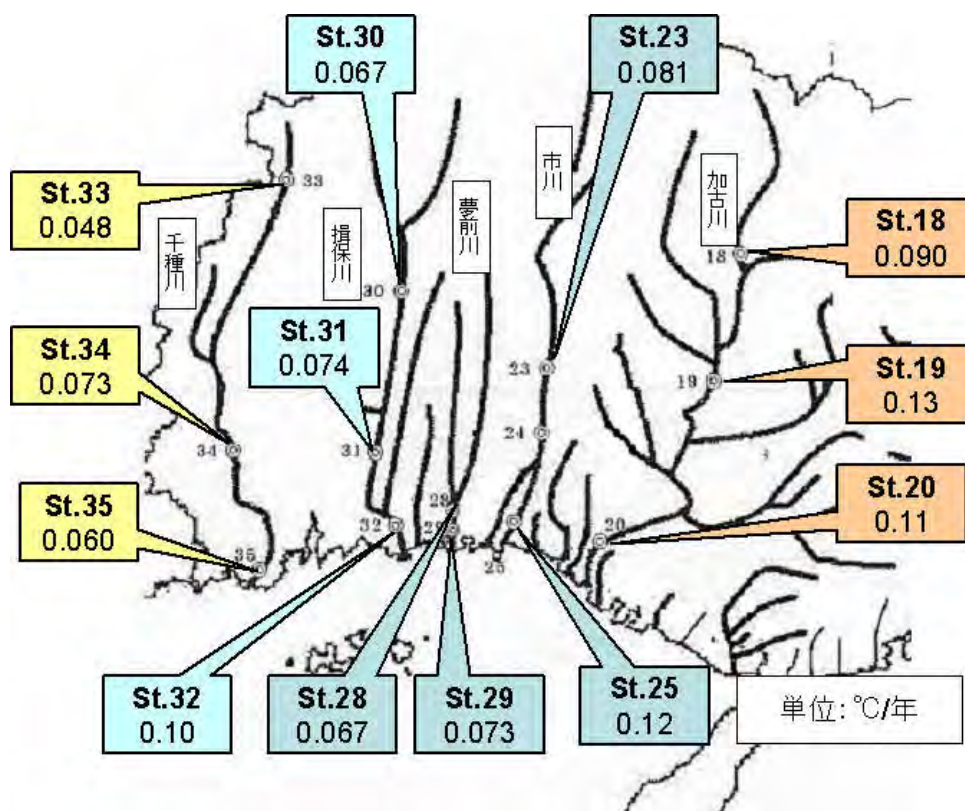


図6 主要河川における水温トレンド

6. 考察およびまとめ

常時監視調査のデータを活用し、ダミー変数を用いた重回帰分析により、気温、海水温及び河川水についてのトレンド調査を行った。

当該手法は気温や河川水温のトレンドを知るには有効な手法であった。一方で、海水温について、播磨灘の一部においては有意な結果がみられたが、大阪湾については有意な結果を得ることができなかった。これは、大阪湾では、潮流及び恒流（大阪湾には表層において潮流を超える強い独自の環流が見られる⁵⁾）、風、河川水、臨海部の工業排水など複雑な要因により影響を受けていると考えられ、単純な重回帰分析の手法を用いることは困難であった。

播磨灘に流入する河川について、河口部では一様に高い温度上昇率を示している。播磨灘の水質には外海よりも河川水が大きな影響を与えていることが報告されている⁹⁾ことから、河川水温の上昇が、播磨灘の表層における海水温上昇に寄与している可能性が考えられる。

河川における温度上昇の影響及び河川水がもたらす瀬戸内海への影響について、調査研究していくことが望まれる。

参考文献

- 1) Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor and H.L. Miller (eds.)(2007):Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change
- 2) 気象庁:海面水温の長期変化傾向 (日本近海)
http://www.data.kishou.go.jp/shindan/a_1/japan_warm/japan_warm.html
- 3) <http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/lecture/Regression/mreg/dummy-variable/dummy.html>
- 4) 二宮勝幸・柏木宣久・岡敬一・岩渕美香・飯島恵(2010):東京湾西部海岸における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定,横浜市環境科学研究所所報第34号, pp46-51
- 5) 藤原建紀・肥後竹彦・高杉由夫(1989):大阪湾の恒流と潮流・渦, 海洋工学研究発表会論文集,36,pp209-213
- 6) 藤原建紀・小林志保・高志利宣(2003):瀬戸内海の窒素・リンの輸送と起源の現地観測, 海岸工学論文集,50,pp951-955

表 1 重回帰分析結果(水温:播磨灘)

地点名称		係数		1年当たり昇温 °C/年	水深 m
48 別府港内 (表層)	切片	17.7	***	0.057	20.0
	傾き	0.00474	***		
48 別府港内 (中層)	切片	17.6	***	0.049	
	傾き	0.00406	***		
49 高砂本港内 (表層)	切片	17.2	***	0.033	6.6
	傾き	0.00271	*		
49 高砂本港内 (中層)	切片	17.0	***	0.033	
	傾き	0.00274	*		
50 高砂西港港口 先(表層)	切片	17.1	***	0.054	11.6
	傾き	0.00454	*		
50 高砂西港港口 先(中層)	切片	17.2	***	0.031	
	傾き	0.00260	*		
51 大塩港内 (表層)	切片	17.5	***	0.034	7.3
	傾き	0.00286	*		
51 大塩港内 沖(中層)	切片	17.2	**	0.041	
	傾き	0.00344	*		
58 二見港内 (表層)	切片	16.7	***	0.039	8.6
	傾き	0.00324	*		
58 二見港内 (中層)	切片	16.7	***	0.036	
	傾き	0.00299	**		
59 別府港沖 (表層)	切片	16.8	***	0.043	10.7
	傾き	0.00355	**		
59 別府港沖 (中層)	切片	16.8	***	0.036	
	傾き	0.00296	*		
61 白浜沖 (表層)	切片	17.7	***	0.034	10.2
	傾き	0.00287	*		
61 白浜沖 (中層)	切片	17.5	***	0.042	
	傾き	0.00349	**		
62 飾磨港沖 (表層)	切片	17.4	***	0.046	12.4
	傾き	0.00380	**		
62 飾磨港沖 (中層)	切片	17.3	***	0.044	
	傾き	0.00367	**		
70 明石林崎沖 (表層)	切片	17.0	***	0.034	5.5
	傾き	0.00283	**		
70 明石林崎沖 (中層)	切片	17.0	***	0.031	
	傾き	0.00259	*		
72 東部工業港沖 (表層)	切片	17.3	***	0.050	17.7
	傾き	0.00414	***		
72 東部工業港沖 (中層)	切片	17.2	***	0.049	
	傾き	0.00406	***		

注1) ***危険率0.1%で有意、**危険率1%で有意、*危険率5%で有意

注2) 1984年4月～2006年3月における常時監視調査データを利用

注3) 水深は、2006年度(2005年4月～2006年3月)常時監視調査データの平均値

表2 回帰分析結果(水温:大阪湾)

地点名称		係数		1年当たり昇温°C/ 年	水深 m
1 神戸市東部沖1 (表層)	切片	18.0	***	0.0016	15.4
	傾き	0.000136	有意でない		
1 神戸市東部沖1 (中層)	切片	17.7	***	0.0059	
	傾き	0.000491	有意でない		
2 西宮市沖1 (表層)	切片	18.1	***	-0.00056	10.8
	傾き	-0.000047	有意でない		
2 西宮市沖1 (中層)	切片	17.7	***	0.0134	
	傾き	0.00112	有意でない		
28 神戸市東部沖2 (表層)	切片	17.7	***	0.022	16.3
	傾き	0.00182	有意でない		
28 神戸市東部沖2 (中層)	切片	17.6	***	0.020	
	傾き	0.00163	有意でない		
29 西宮市沖2 (表層)	切片	18.0	***	-0.0025	17.2
	傾き	-0.00021	有意でない		
29 西宮市沖2 (中層)	切片	17.7	***	0.0083	
	傾き	0.000688	有意でない		
32 神戸市東部沖3 (表層)	切片	18.0	***	-0.003	19.2
	傾き	-0.00025	有意でない		
32 神戸市東部沖3 (中層)	切片	17.7	***	0.010	
	傾き	0.000863	有意でない		
35 神戸市東部沖4 (表層)	切片	18.0	***	0.0049	18.4
	傾き	0.000406	有意でない		
35 神戸市東部沖4 (中層)	切片	17.6	***	0.020	
	傾き	0.00166	有意でない		
38 神戸市西部沖1 (表層)	切片	17.5	***	0.010	52.4
	傾き	0.000866	有意でない		
38 神戸市西部沖1 (中層)	切片	17.3	***	0.018	
	傾き	0.00151	有意でない		
39 神戸市西部沖2 (表層)	切片	17.6	***	0.0046	29.6
	傾き	0.000383	有意でない		
39 神戸市西部沖2 (中層)	切片	17.4	***	0.012	
	傾き	0.000968	有意でない		

注1) ***危険率 0.1%で有意 注2) 1984年4月～2006年3月における常時監視調査データを利用注3) 水深は、2006年度(2005年4月～2006年3月)常時監視調査データの平均値

3 重回帰分析結果(気温:播磨灘)

地点名称		係数		1年当たり昇温 °C/年
47 明石港内	切片	16.2	***	0.11
	傾き	0.00932	***	
48 別府港内	切片	16.2	***	0.11
	傾き	0.00932	***	
49 高砂本港内	切片	16.1	***	0.15
	傾き	0.0124	***	
50 高砂西港港口先	切片	16.0	***	0.19
	傾き	0.0155	***	
51 大塩港内	切片	16.1	***	0.21
	傾き	0.0175	***	
52 東部工業港内	切片	16.4	***	0.21
	傾き	0.0174	***	
53 飾磨港内1	切片	15.8	***	0.18
	傾き	0.0147	***	
55 広畑港内	切片	15.9	***	0.18
	傾き	0.0148	***	
56 網干港内	切片	15.9	***	0.18
	傾き	0.0153	***	
57 材木港内	切片	15.9	***	0.20
	傾き	0.0165	***	
58 二見港内	切片	16.5	***	0.12
	傾き	0.00972	***	
59 別府港内	切片	15.9	***	0.15
	傾き	0.0125	***	
60 高砂西港内	切片	15.9	***	0.23
	傾き	0.0189	***	
61 白浜沖	切片	16.0	***	0.23
	傾き	0.0192	***	
62 飾磨港沖	切片	16.0	***	0.24
	傾き	0.0201	***	
63 網干港沖	切片	16.0	***	0.18
	傾き	0.0147	***	
69 明石港沖	切片	16.0	***	0.17
	傾き	0.0139	***	
70 明石林崎沖	切片	16.5	***	0.11
	傾き	0.00954	***	
71 別府港沖	切片	16.2	***	0.13
	傾き	0.0107	***	
72 東部工業港沖	切片	15.8	***	0.21
	傾き	0.0177	***	
76 赤穂市中央部沖	切片	16.6	***	0.13
	傾き	0.0105	***	
77 赤穂市東部沖	切片	16.4	***	0.14
	傾き	0.0113	***	

注1) ***危険率0.1%で有意、**危険率1%で有意、*危険率5%で有意

注2) 1984年4月～2006年3月における常時監視調査データを利用

表4 回帰分析結果(気温:大阪湾)

地点名称		係数		1年当たり昇温 ℃/年
1 神戸東部沖 1	切片	17.3	***	0.14
	傾き	0.0118	***	
2 西宮市沖 1	切片	17.3	***	0.16
	傾き	0.0131	***	
28 神戸市東部沖 2	切片	17.3	***	0.14
	傾き	0.0120	***	
29 西宮市沖 2	切片	17.2	***	0.14
	傾き	0.0117	***	
32 神戸市東部沖 3	切片	17.1	***	0.13
	傾き	0.0108	***	
35 神戸市東部沖 4	切片	17.4	***	0.12
	傾き	0.0102	***	
38 神戸市西部沖 1	切片	16.5	***	0.11
	傾き	0.00908	***	
39 神戸市西部沖 2	切片	16.6	***	0.11
	傾き	0.00955	***	

注1) ***危険率0.1%で有意、**危険率1%で有意、*危険率5%で有意

注2) 1984年4月～2006年3月における常時監視調査データを利用

表5 回帰分析結果（河川水温）

地点名称		係数		1年当たり昇温 °C/年
18 板波橋 (加古川)	切片	14.4	***	0.093
	傾き	0.00775	***	
19 上荘橋 (加古川)	切片	15.3	***	0.13
	傾き	0.0106	***	
20 加古川橋 (加古川)	切片	15.8	***	0.11
	傾き	0.00948	***	
23 神崎橋 (市川)	切片	14.1	***	0.081
	傾き	0.00672	***	
25 工業用取水口 (市川)	切片	15.6	***	0.12
	傾き	0.0103	***	
28 蒲田橋 (夢前川)	切片	16.5	***	0.062
	傾き	0.00518	**	
29 京見橋 (夢前川)	切片	16.5	***	0.073
	傾き	0.00609	**	
30 穴栗橋 (揖保川)	切片	12.1	***	0.067
	傾き	0.00561	**	
31 竜野橋 (揖保川)	切片	13.6	***	0.074
	傾き	0.00614	**	
32 王子橋 (揖保川)	切片	14.3	***	0.10
	傾き	0.00861	***	
33 室橋 (千種川)	切片	11.4	***	0.048
	傾き	0.00400	**	
34 隈見橋 (千種川)	切片	15.5	***	0.73
	傾き	0.00611	**	
35 坂越橋 (千種川)	切片	16.3	***	0.060
	傾き	0.00503	**	

注1) ***危険率0.1%で有意、**危険率1%で有意、*危険率5%で有意

注2) 1984年4月～2006年3月における常時監視調査データを利用

－徳島県沿岸域における表層水温変化－

徳島県保健環境センター

山田哲也・高島京子

1 緒言

近年地球温暖化が大きな問題になっており、その影響が懸念されている。徳島県沿岸域においても表層水温がどのように変化しているのかを二宮らが行なったダミー変数（説明変数）を用いた重回帰分析を用い評価したので報告する¹⁾。

2 方法

(1) データ

徳島県沿岸域の公共用水域水質測定結果の水温を用いた²⁾。

期間：1981年4月～2002年3月の毎月

地点：県北沿岸海域、紀伊水道海域、県南沿岸海域の3地点

測定水深：表層（海面下0.5m位置）

測定方法：船上にて棒状温度計を用いて測定

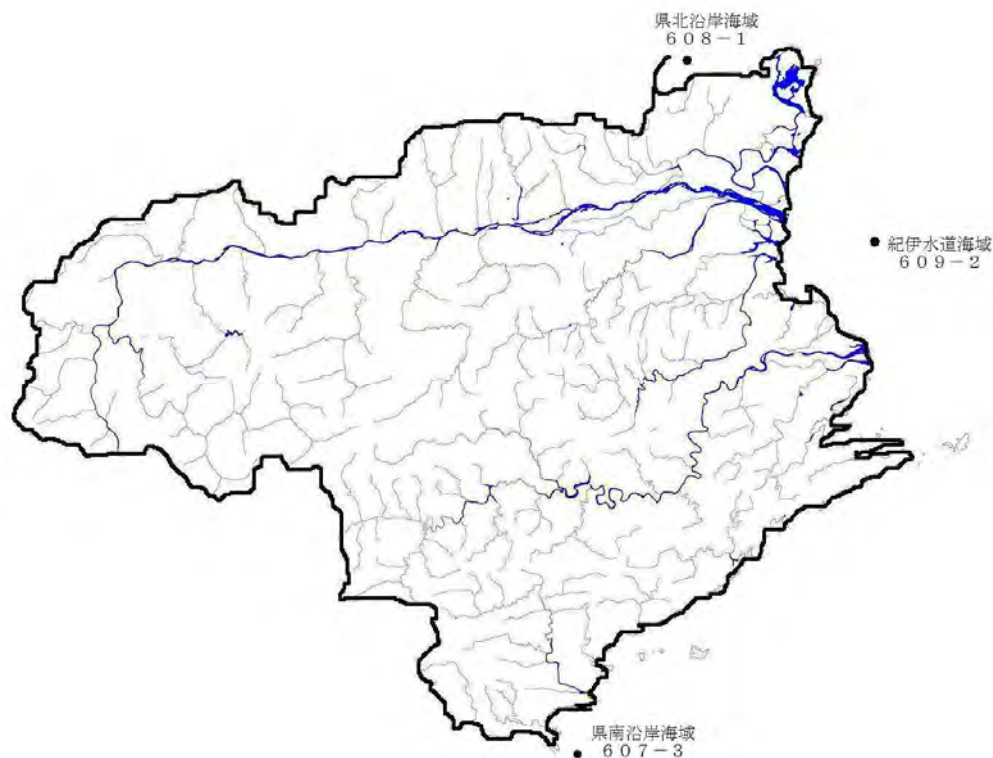


図1. 測定地点

表 1. 各地点の特徴

地点	県北沿岸海域 608-1	紀伊水道海域 609-2	県南沿岸海域 607-3
水域	瀬戸内海	紀伊水道	太平洋
類型	AII	AII	A
水深	約 35m	約 31m	約 86m
地点の特徴	播磨灘南部に位置し、閉鎖性海域に属している	吉野川の沖合いに位置し、陸水からの影響を受ける恐れがある	太平洋に面し、黒潮の影響を受けやすい

(2) 評価

横浜市環境科学研究所の二宮らが行なったダミー変数を用いた重回帰分析による方法を用いた。

3 結果と考察

図 2、図 3 に徳島と宍喰の気温変化を示す³⁾。いずれも気温上昇が認められ、徳島県も温暖化の傾向が見られることがわかる。

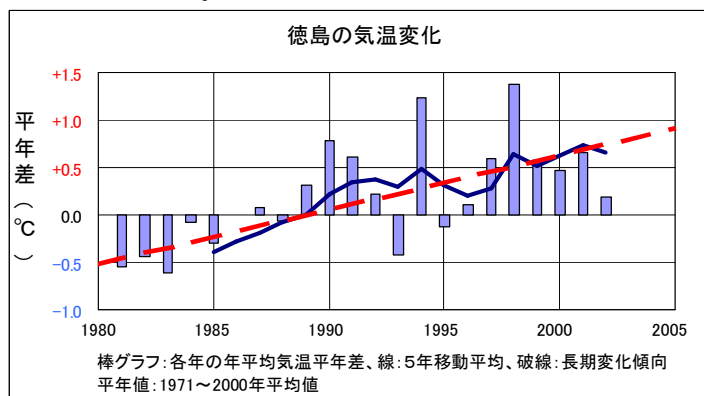


図 2. 徳島の気温変化

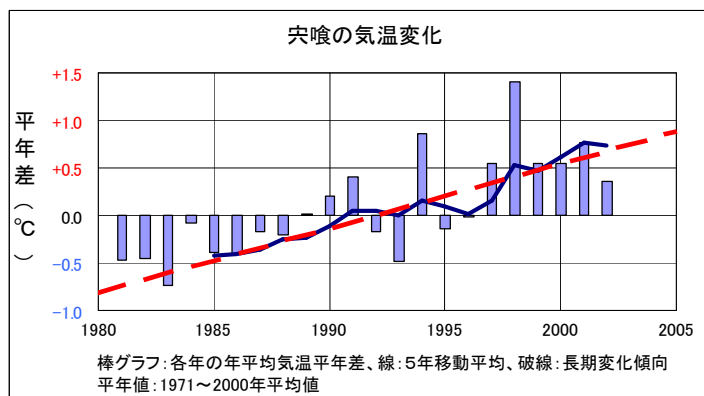


図 3. 宍喰の気温変化

次に県北沿岸海域、紀伊水道海域、県南沿岸海域の 3 地点について、ダミー変数を用い

た重回帰分析を実施した結果を示す。ダミー変数としてトレンド成分のみを用いた場合 (Model 1)、トレンド成分と季節成分を用いた場合 (Model 2) の2種類で検討を行った。

表2. 説明変数の組み合わせ Model

説明変数	Model 1	Model 2
トレンド成分	○	○
季節成分		○

表3. 3地点における各 Model の重回帰分析結果

説明変数	県北沿岸海域		紀伊水道海域		県南沿岸海域	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
トレンド成分 (°C/月)	0.0062	0.0053*	0.0042	0.0059*	0.0033	0.0033*
4月 (°C)		-5.3125		-4.9765		-3.7175
5月 (°C)		-0.9464		-0.9820		-1.4676
6月 (°C)		2.3433		2.0786		0.5610
7月 (°C)		6.0189		4.8678		5.2752
8月 (°C)		9.1957		8.4289		6.6449
9月 (°C)		8.6863		8.3749		5.7428
10月 (°C)		5.4078		5.6087		2.7997
11月 (°C)		1.3736		1.5867		0.3548
12月 (°C)		-2.7079		-2.1430		-1.8861
1月 (°C)		-6.8368		-6.5920		-4.0368
2月 (°C)		-8.8693		-8.3198		-4.8689
定数項 (°C)	17.16	17.28	17.51	17.27	20.93	20.99
AIC	1579	804	1569	760	1259	678

注) AIC: 赤池情報量基準、*: 危険率1%で有意

有意差検定の結果 Model 1 では、いずれも危険率1%以上であり有意ではなかった。一方、Model 2 では、いずれも危険率1%以下であり有意な結果となった。さらに AIC (赤池情報量基準) も Model 1 より Model 2 が小さく、Model 2 が最適であると考えられた。水温のトレンドは、県北沿岸海域 0.063°C/年、紀伊水道海域 0.070°C/年、県南沿岸海域 0.039°C/年といずれも水温上昇が認められた。また外洋に近い県南沿岸海域の水温トレンドが小さい結果となった。

4 まとめ

徳島県沿岸域3地点において1981年4月～2002年3月の公共用水域水質測定結果の表層水温を用い、ダミー変数を用いた重回帰分析による方法にて評価検討した。

- (1) ダミー変数を用いて重回帰分析を行なったところ、3地点ともトレンド成分、季節成分からなる Model 2 が最適なモデルと判断された。
- (2) 水温トレンドは、0.039～0.070℃/年であり、最大値は紀伊水道沿岸海域、最小値は県南沿岸海域であった。

5 文献

- (1) 二宮勝幸、柏木宣久、岡敬一、岩渕美香、飯島恵：東京湾西部海域における表層水温のトレンド、横浜市環境科学研究所所報、34、46-51(2010)。
- (2) 公共用水域水質測定結果（昭和 55～63 年度）、公共用水域及び地下水の水質測定結果（平成元～12 年度）、徳島県。
- (3) 徳島地方気象台 HP 過去の気象データ。

高知県沿岸域の海水温の変化について

高知県環境研究センター

西山 泰彦・十川 紘一・行弘 恵*

※現安芸農業振興センター

1. はじめに

水質汚濁防止法（以下法という）は昭和 45 年に成立し、昭和 46 年から施行されている水質分野の中心的な法律であるが、時代背景もあり当初は工場及び事業場の汚水及び廃液に関して人の健康への被害を防止するという点に主眼が置かれていた。

また、法第 15 条では法の目的を達成するため「都道府県知事は、公共用水域（及び地下水）の水質の汚濁の状況を常時監視しなければならない。」とされ、法第 16 条では測定計画が、また法第 17 条では「都道府県知事は、当該都道府県の区域に属する公共用水域（及び当該区域にある地下水の水質）の汚濁の状況を公表しなければならない。」と公表の義務が定められている。

高知県では、法の施行を受け、昭和 46 年度から公共用水域の監視業務をおこなっており、その監視結果の蓄積は陸水においては約 40 年となっている。また、海域については、当初県中央部浦戸湾水域のみの監視体制であったが、昭和 50 年初頭から全県的な監視体制が整い県中央部では約 40 年、それ以外では約 30 年の監視実績がある。このようなことから、これまで蓄積された監視結果を利用し、県沿岸海域の経年変化の解析を試みたので報告する。

2. 測定法について

公共用水域の測定については、環境庁（当時）が昭和 46 年 9 月 30 日付け環水管 30 号で示した「水質調査方法」に基づいて調査をおこなっている。

その中で海域については次のような規定が存在する。

ウ 採水方法としては、

原則として表層および中層から採水する。表層とは、海面下 0.5m、中層とは海面 2m の水位置とする。水深が 5m 以浅の地点では表層のみから採水する。ただし、水深 10m をこえる地点では、必要に応じ下層（海面下 10m）からも採水する。

採水時は、昼間の干潮時を含める。なお、採水にあたっては、一斉採水が望ましい。

また、各層の試料を別々に採水分析するのが原則とするが、環境水監視調査にあつては、各層から等量ずつ採取した試料を混合し、分析してもよい。

このため、県下の調査については昭和 46 年の監視当初は表層のみの測定であったが、昭和 47 年からは各層の試料を中層採水器で採取・等量混合し、分析をおこなってきている。この結果、水深が 10m を超える測定点では表層(0.5m)、中層(2m)、下層(10m)の 3 層を等量混合した試料のものであり、この監視結果を基に解析をおこなった。

採水時の水温については、サンプリング地点の船上で等量混合した試料に棒状温度計を

浸漬し測定をおこなってきた。

3. 解析対象測定点の選定について

高知県は、東西に広く、扇状に広がった地形を持つため海岸線が非常に長く、測定地点も愛媛県と接する県西部の宿毛市から徳島県と接する県東部の東洋町まで広い範囲に分布している。また、太平洋に面しているため沿岸海域に関しても黒潮の影響も大きいのではないかと考えられる。このため今年度の解析では、県内沿岸海域全体の大きな変化を捉えることができないかという点に主眼を置くこととし、次の基準で解析地点を選定することとした。

1. 県の海域測定地点のうち、環境基準点から選出する。
2. 内湾、湾内など陸水の影響が大きいと考えられる地点は除外する。
3. 県下全域のそれぞれの海域（宿毛湾海域、足摺海域、中土佐地先海域、室戸阿南海岸国定公園海域）から解析地点を選出する。
4. 大きな河川（主として一級河川）の河口沖では河川水温・水質の影響があることも考えられるため、今回の解析地点からは除外する。

この結果、昭和 51～52 年度以降継続的に測定している環境基準点の中から表 1 に示した 5 地点を選んだ。

表 1 解析対象測定地点一覧

水域名	海域名	地点名	統一地点番号	類型	監視開始年月
宿毛湾水域	宿毛湾	宿毛湾 St-4	39-607-03	A	1976(S51).7
足摺宇和海国立公園水域	足摺海域	叶岬沖 St-4	39-609-04	A	1976(S51).5
		松尾地先 St-2	39-609-02	A	1977(S52).2
中土佐地先海域 関連水域	中土佐地先 海域	佐賀地先 St-5	39-608-05	A	1977(S52).5
室戸阿南海岸国定公園水域	芸東海域	三津地先 St-1	39-610-01	A	1977(S52).7

図 1 に県下全体の公共用水域類型指定状況、図 2～図 5 に、宿毛湾水域、足摺宇和海国立公園水域、中土佐地先水域、室戸阿南海岸国定公園水域の測定地点の位置図を示した。

4. 監視結果のクリーンアップ手法について

解析を行うにあたり、測定結果のクリーンアップを行った。すなわち、規定に定められた通り 3 層混合していない試料の水温測定結果については、統計に与える影響が大きいと

考えられるため解析からは除外した。また、水温が 35 度を超え、気温よりも数度高い監視結果が確認された場合も異常値として除外した。採水はすべて昼間におこなっているが、採水時刻による気温、水温の日間変動については今回考慮しなかった。なお、今回の解析では監視結果として確定している平成 18 年度までのものを使用した。

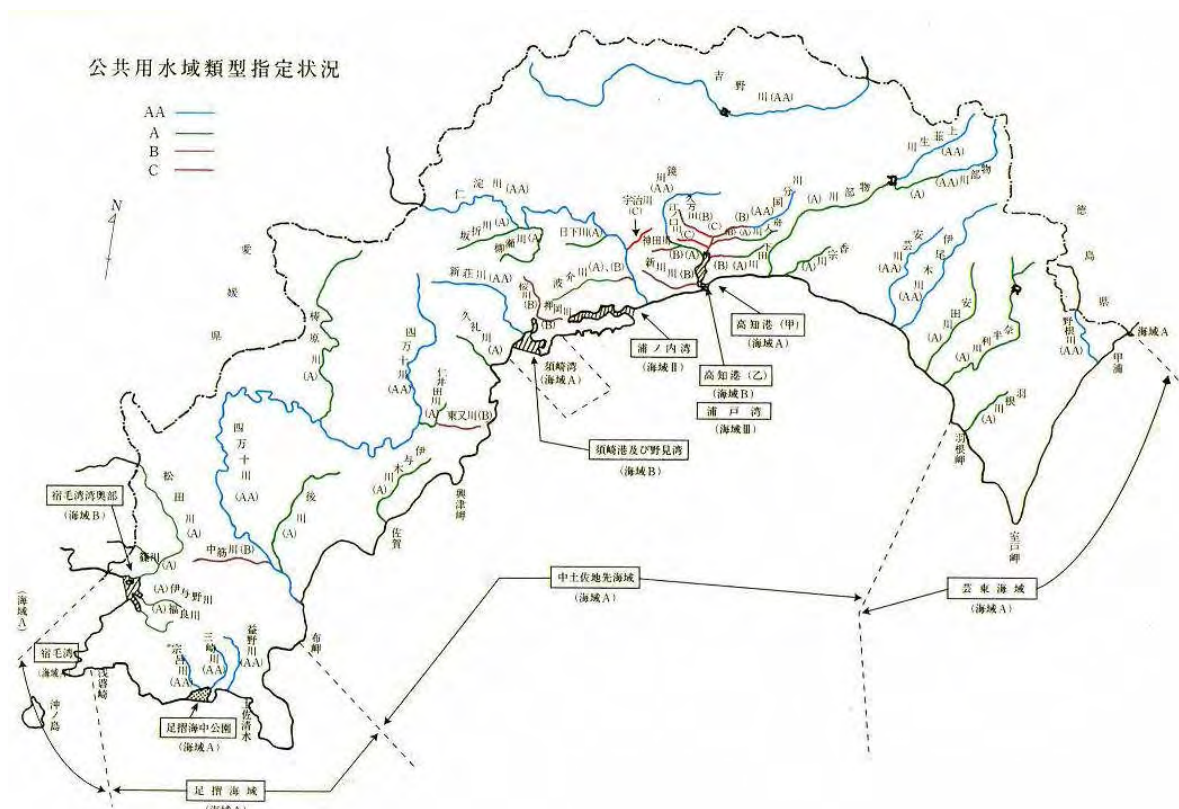


図 1 高知県公共用水域類型指定状況



図 2 宿毛湾水域・宿毛湾 (St-4)

足摺宇和海国立公園水域

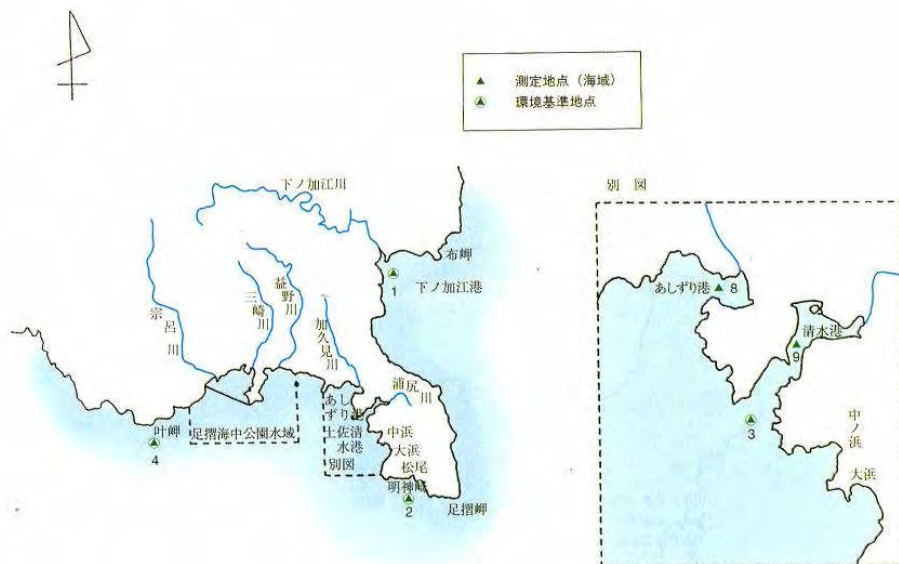


図 3 足摺宇和海国立公園水域・叶岬沖 (St-4), 松尾地先(St-2)

中土佐地先海域関連水域



図 4 中土佐地先関連水域 佐賀地先 (St-5)

室戸阿南海岸国定公園水域



図 5 室戸阿南海岸国定公園水域・三津沖 (St-1)

5. 解析結果

平成 21 年度までの解析では、約 30 年間の監視結果に単回帰式を適用した結果、高知県沿岸海域における解析対象測定点の海水温は全ての基準点で上昇傾向が見られた。また、その上昇率は 1.4~4.6°C / 30 年と大きなばらつきがあった。

本報では、監視結果中の季節効果を考慮に入れ、より正確なトレンドを把握するためにダミー変数を用いて各月の効果を回帰分析に入れて検討を行った。

解析用の統計ソフトは Excel の回帰分析ツールにより行った。

5. 1 宿毛湾 St-4

宿毛湾 St-4 は、陸地から 3.5 km 程度離れており、陸水の影響はないと考えられる。水深は 60m 程度である。昭和 51 年度年 2 回の測定が開始され、翌年からは年 6 回の測定となった。平成 8 年度からは、財政的な問題のため年 4 回の測定となり、現在に至っている。昭和 51 年度の試料は、3 層混合でないことが確認されたため、今回の解析では昭和 52 年度以降の監視結果を用いた。解析に使用した監視結果は 152 日、除外は 11 日であった。

表 2. 宿毛湾 St-4 重回帰分析結果

回帰統計	
重相関 R	0.9592
重決定 R ²	0.9200
補正 R ²	0.9131
標準誤差	1.2063
観測数	152

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	2325.5434	193.7953	133.1692	6.5551E-70
残差	139	202.2806	1.4553		
合計	151	2527.8239			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 99.0%	上限 99.0%
切片	20.0266	1.1150	17.9610	4.7780E-38***	17.8221	22.2312	17.1146	22.9386
傾き	4.42E-05	3.40E-05	1.2987	0.1962	-2.31E-05	0.0001	0.0000	0.0001
4月	-2.7550	0.3771	-7.3049	1.9663E-11***	-3.5007	-2.0093	-3.7400	-1.7700
5月	-1.5588	0.5129	-3.0392	0.0028**	-2.5729	-0.5447	-2.8983	-0.2193
6月	2.0845	0.2737	7.6172	3.6219E-12***	1.5435	2.6256	1.3698	2.7992
7月	4.5558	0.3943	11.5546	4.5922E-22***	3.7762	5.3354	3.5261	5.5856
8月	6.1769	0.3265	18.9210	2.7680E-40***	5.5314	6.8223	5.3243	7.0295
9月	5.2511	0.3379	15.5414	3.3792E-32***	4.5830	5.9191	4.3686	6.1335
10月	2.7449	0.3188	8.6106	1.4134E-14***	2.1146	3.3751	1.9123	3.5774
11月	-0.3437	0.4764	-0.7214	0.4719	-1.2857	0.5983	-1.5879	0.9006
12月	-2.0576	0.2733	-7.5297	5.8325E-12***	-2.5979	-1.5173	-2.7712	-1.3439
1月	-4.1186	1.1160	-3.6903	3.2064E-04***	-6.3252	-1.9120	-7.0333	-1.2038
2月	-5.1653	0.2797	-18.4666	3.1261E-39***	-5.7183	-4.6122	-5.8958	-4.4348

*:危険率5%で有意, **:危険率1%で有意, ***:危険率0.1%で有意

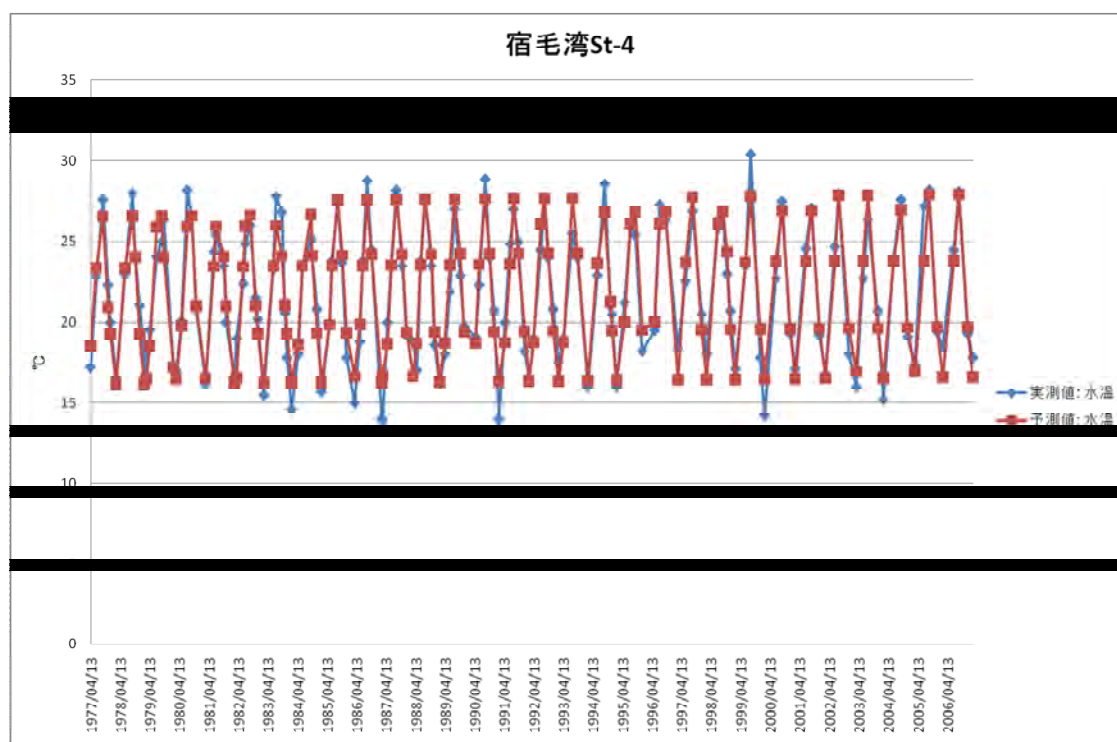


図 6. 宿毛湾 St-4 水温経年変化 (実測値と予測値)

5. 2 足摺海域 叶岬沖 St-4

叶岬沖 St-4 は、陸地から 1.4km 程度離れており、陸水の影響はないと考えられる。水深は 30m 程度となっている。昭和 51 年度、年 2 回の測定が開始され、翌年からは年 6 回の測定となった。その後の経緯は、宿毛湾 St-4 と同じである。昭和 51 年度試料は 3 層混合ではないため今回の解析からは除外し、昭和 52 年度以降の 3 層混合試料のみで解析をおこなった。解析に使用した監視結果は 151 日、除外は 9 日であった。

表 3. 叶岬沖 St-4 重回帰分析結果

回帰統計	
重相関 R	0.9504
重決定 R ²	0.9032
補正 R ²	0.8956
標準誤差	1.2456
観測数	151

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	11	2012.5324	182.9575	117.9202	9.2122E-65
残差	139	215.6635	1.5515		
合計	150	2228.1959			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 99.0%	上限 99.0%
切片	19.2773	1.1698	16.4790	1.6896E-34***	16.9644	21.5902	16.2221	22.3324
傾き	7.8233E-05	3.48521E-05	2.2447	0.0264*	9.32422E-06	0.0001	-1.2789E-05	0.0002
5月	-0.4446	0.2760	-1.6110	0.1094	-0.9902	0.1010	-1.1653	0.2761
6月	1.3577	0.5248	2.5869	0.0107*	0.3200	2.3953	-0.0130	2.7283
7月	4.0279	0.3289	12.2454	7.6155E-24***	3.3775	4.6782	3.1688	4.8869
8月	4.9007	0.5821	8.4188	4.1948E-14***	3.7498	6.0517	3.3804	6.4211
9月	5.1216	0.2866	17.8687	7.8883E-38***	4.5549	5.6883	4.3730	5.8701
10月	2.3853	0.4238	5.6291	9.6464E-08***	1.5475	3.2232	1.2786	3.4920
11月	-0.0402	0.2648	-0.1517	0.8796	-0.5638	0.4834	-0.7318	0.6514
12月	-2.4725	0.5828	-4.2425	4.0126E-05***	-3.6247	-1.3202	-3.9945	-0.9504
1月	-4.7505	0.3277	-14.4956	1.3817E-29***	-5.3985	-4.1026	-5.6064	-3.8946
2月	-5.3168	0.8195	-6.4882	1.4178E-09***	-6.9370	-3.6966	-7.4569	-3.1766

*: 危険率5%で有意, **: 危険率1%で有意, ***: 危険率0.1%で有意

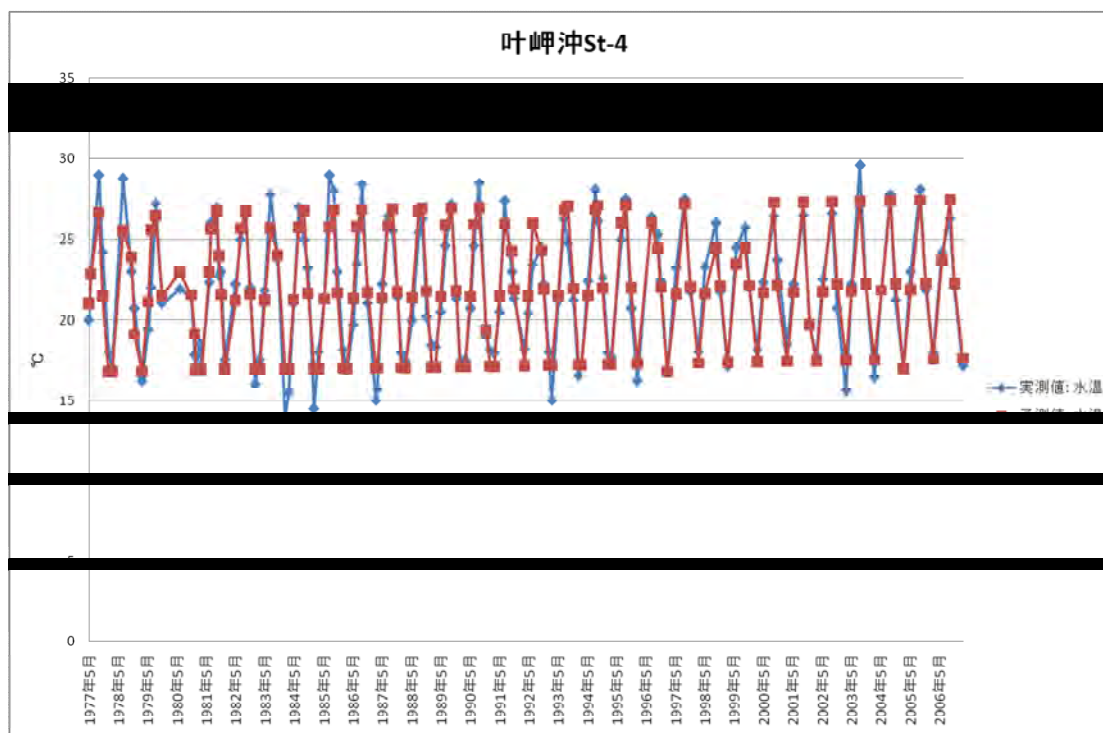


図 7. 叶岬沖 St-4 水温経年変化 (実測値と予測値)

5. 3 足摺海域 松尾 St-2

松尾地先 St-2 は陸地から 1.5km 程度離れており、陸水の影響はないと考えられる。水深は 80m 程度となっている。昭和 51 年度、年 1 回の測定が開始され、翌年からは年 6 回の測定となった。昭和 51 年度の試料は 3 層混合でなかったため、今回の解析から除外し昭和 52 年度以降の 3 層混合監視結果を解析した。その後の経緯は、他の解析地点と同じである。解析に使用した監視結果は 151 日、除外は 10 日であった。

表 4. 松尾地先 St-2 重回帰分析結果

回帰統計	
重相関 R	0.9504
重決定 R ²	0.9032
補正 R ²	0.8956
標準誤差	1.1871
観測数	151

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	11	1828.0396	166.1854	117.9256	9.1862E-65
残差	139	195.8843	1.4092		
合計	150	2023.9240			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 99.0%	上限 99.0%
切片	18.7990	1.2242	15.3558	9.7474E-32***	16.3785	21.2195	15.6017	21.9963
傾き	0.0001	3.70954E-05	2.8360	0.0053**	3.18583E-05	0.0002	8.3219E-06	0.0002
5月	-0.6070	0.2617	-2.3195	0.0218*	-1.1244	-0.0896	-1.2905	0.0765
6月	1.2640	0.2894	4.3682	2.432E-05***	0.6919	1.8361	0.5083	2.0197
7月	3.7009	0.4316	8.5746	1.7350E-14***	2.8475	4.5542	2.5736	4.8281
8月	5.0903	0.2740	18.5777	1.7237E-39***	4.5485	5.6320	4.3747	5.8058
9月	4.8868	0.3452	14.1578	9.8437E-29***	4.2043	5.5692	3.9853	5.7882
10月	2.3970	0.3451	6.9453	1.3303E-10***	1.7146	3.0794	1.4957	3.2984
11月	-0.2615	0.3036	-0.8614	0.3905	-0.8619	0.3388	-1.0545	0.5315
12月	-1.9982	0.2996	-6.6694	5.6005E-10***	-2.5906	-1.4058	-2.7807	-1.2157
1月	-4.7593	0.4548	-10.4638	2.9464E-19***	-5.6586	-3.8600	-5.9472	-3.5714
2月	-4.7095	0.2584	-18.2268	1.1352E-38***	-5.2204	-4.1986	-5.3843	-4.0347

*:危険率5%で有意, **:危険率1%で有意, ***:危険率0.1%で有意

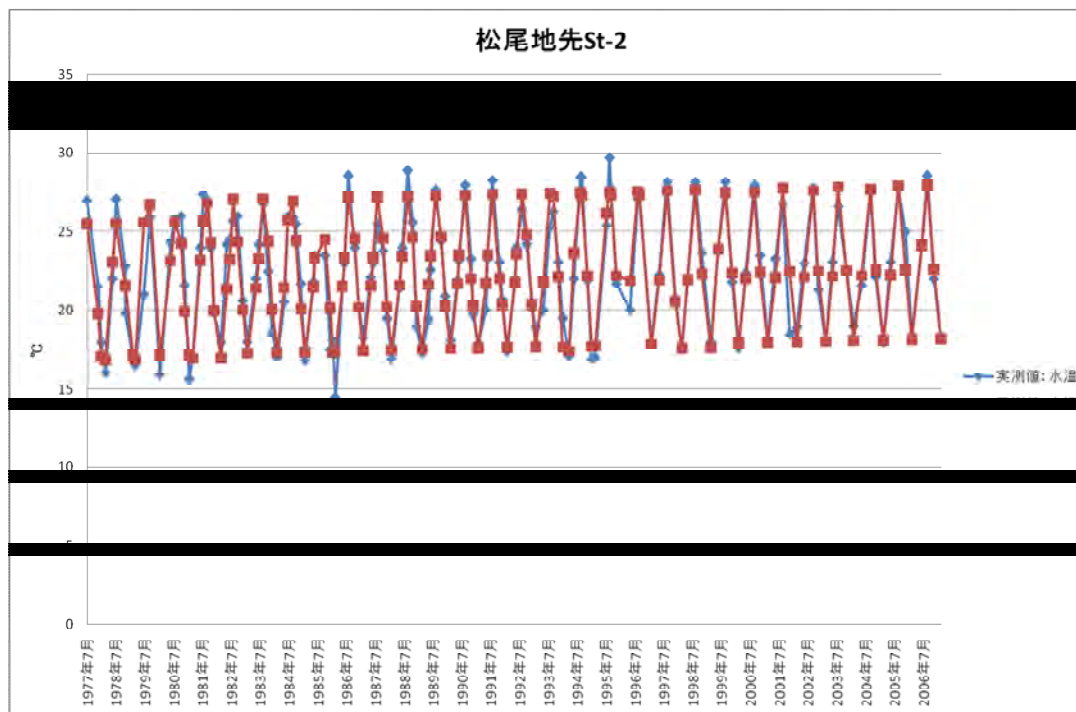


図 8. 松尾地先 St-2 水温経年変化 (実測値と予測値)

5. 4 佐賀地先 St-5

佐賀地先 St-5 は昭和 52 年度、年 6 回の測定が開始された。その後の経緯は、他の解析地点と同じである。佐賀地先 St-5 は、陸地から 1.2km 程度離れており、陸水からの影響は少ないと考えられる。二級河川伊与喜川の河口沖に当たるため、海水温に影響があるかについては検討の余地があると考えられる。水深は、30m 程度であった。また、3 層混合の水温が 35℃を超え、気温よりも高い事例が見つかったため、異常値として今回の解析からは除外した。また、3 層混合以外の試料監視結果についても解析から除外している。解析に使用した監視結果は 152 日、除外は 7 日であった。

表 5. 佐賀地先 St-5 重回帰分析結果

回帰統計	
重相関 R	0.9551
重決定 R ²	0.9122
補正 R ²	0.9046
標準誤差	1.2966
観測数	152

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	2426.6865	202.2239	120.2928	4.0768E-67
残差	139	233.6725	1.6811		
合計	151	2660.3589			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 99.0%	上限 99.0%
切片	19.0464	1.2653	15.0523	5.5527E-31***	16.5445	21.5482	15.7417	22.3510
傾き	7.30734E-05	3.8604E-05	1.8929	0.0605	-3.25358E-06	0.0001	-2.7747E-05	0.0002
4月	-3.4512	0.6192	-5.5733	1.2541E-07***	-4.6756	-2.2269	-5.0685	-1.8340
5月	-0.9080	0.3125	-2.9054	0.0043**	-1.5259	-0.2901	-1.7242	-0.0918
6月	2.3034	0.3926	5.8676	3.0883E-08***	1.5272	3.0795	1.2781	3.3286
7月	4.4670	0.3304	13.5190	4.1298E-27***	3.8137	5.1203	3.6040	5.3300
8月	6.6904	0.5486	12.1958	1.02174E-23	5.6058	7.7751	5.2577	8.1231
9月	5.1988	0.2954	17.5996	3.4227E-37***	4.6148	5.7829	4.4274	5.9703
10月	3.6956	0.4662	7.9280	6.54768E-13	2.7740	4.6173	2.4782	4.9131
11月	-0.6754	0.3209	-2.1049	0.0371*	-1.3098	-0.0410	-1.5134	0.1626
12月	-2.1827	0.3402	-6.4162	2.0437E-09***	-2.8553	-1.5101	-3.0712	-1.2943
1月	-4.6814	0.3512	-13.3280	1.2690E-26***	-5.3759	-3.9870	-5.5988	-3.7641
2月	-5.2641	0.5464	-9.6338	3.8608E-17***	-6.3444	-4.1837	-6.6911	-3.8370

*: 危険率5%で有意, **: 危険率1%で有意, ***: 危険率0.1%で有意

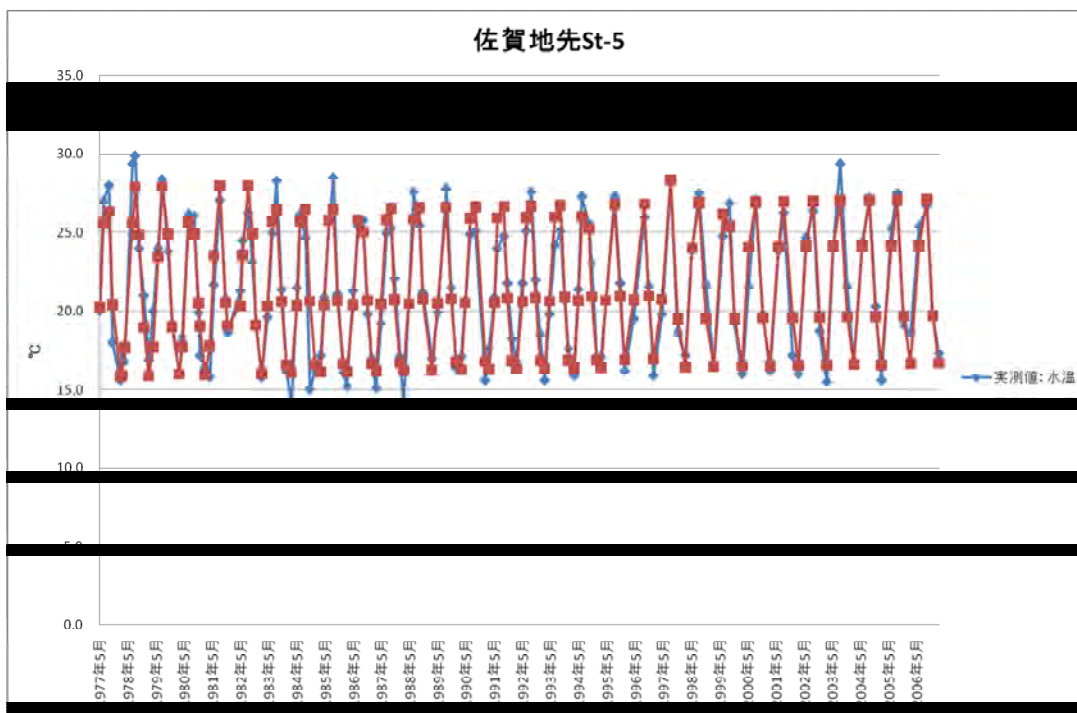


図 9. 佐賀地先 St-5 水温経年変化（実測値と予測値）

5. 5 三津地先 St-1

三津地先 St-1 では、昭和 52 年度年 1 回の測定が開始され、翌年からは年 6 回の測定となった。その後の経緯は、他の解析地点と同じである。三津地先 St-1 は、室戸岬の東側にあたり陸地から 0.6km 程度離れている。周辺に河川はないことから陸水の影響はないと考えられる。水深は 35m 程度であった。

また、平成 6 年度（1994 年）については 3 層混合試料による水温測定が十分おこなわれていなかったと考えられ、解析する上では除外せざるを得なかった。解析に使用した監視結果は 140 日、除外は 11 日であった。

表 6. 三津地先 St-1 重回帰分析結果

回帰統計	
重相関 R	0.9422
重決定 R ²	0.8878
補正 R ²	0.8772
標準誤差	1.4599
観測数	140

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	2140.9578	178.4131	83.7070952	2.9175E-54
残差	127	270.6876	2.1314		
合計	139	2411.6454			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 99.0%	上限 99.0%
切片	17.4647	1.4483	12.0585	8.6640E-23***	14.5987	20.3307	13.6772	21.2522
傾き	0.0001	4.36485E-05	2.7232	0.0074**	3.24904E-05	0.0002	4.7178E-06	0.0002
4月	-3.4613	0.6202	-5.5807	1.3833E-07***	-4.6886	-2.2340	-5.0832	-1.8393
5月	-0.4802	0.3185	-1.5077	0.1341	-1.1104	0.1500	-1.3130	0.3527
6月	1.4954	0.7991	1.8713	0.0636	-0.0859	3.0767	-0.5944	3.5852
7月	4.6775	0.3284	14.2448	4.2243E-28***	4.0277	5.3272	3.8188	5.5362
8月	5.3852	0.4700	11.4571	2.6198E-21***	4.4551	6.3154	4.1561	6.6144
9月	5.7750	0.4497	12.8411	1.0483E-24***	4.8851	6.6649	4.5989	6.9511
10月	2.5684	0.4009	6.4068	2.6429E-09***	1.7751	3.3617	1.5201	3.6168
11月	0.6414	0.4023	1.5945	0.1133	-0.1546	1.4375	-0.4106	1.6934
12月	-1.5800	0.6160	-2.5649	0.0115*	-2.7990	-0.3610	-3.1910	0.0309
1月	-4.6127	0.3273	-14.0923	9.7979E-28***	-5.2604	-3.9650	-5.4686	-3.7567
2月	-4.6816	0.6838	-6.8466	2.8931E-10***	-6.0347	-3.3285	-6.4697	-2.8934

*:危険率5%で有意, **:危険率1%で有意, ***:危険率0.1%で有意

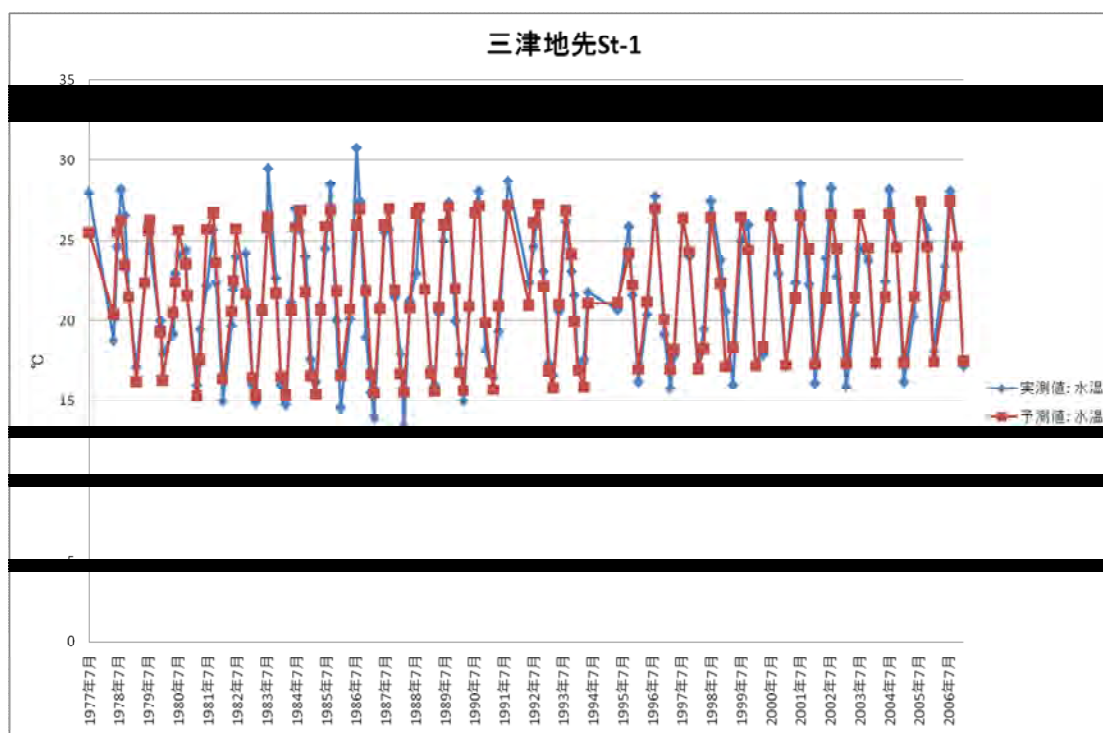


図 10. 三津地先 St-1 水温経年変化（実測値と予測値）

6. 単回帰式と重回帰式による違い

単回帰式とダミー変数を用いた重回帰式の比較から以下のことが考えられた。

ここで従属変数 Y は 3 層混合水温，独立変数 X は 1900 年 1 月 1 日を 1 とした場合の経過日数を用いた。例えば 1977 (S52) 年 4 月 1 日であれば 26390 日と算出されることとなる。

宿毛湾 St-4, 佐賀地先 St-5 の重回帰式の傾き（独立変数の偏回帰係数）は 5% の危険率で有意でないと判断されたため，参考値とする。

表 7. 単回帰式, 重回帰式の傾きの比較

地点名	①単回帰	②重回帰
宿毛湾 St-4	$Y = 6.70E-05 X + 19.5$	$Y = 4.42E-05 X + 20.0 + C1i * A_j$
叶岬沖 St-4	$Y = 8.59E-05 X + 18.9$	$Y = 7.82E-05 X + 19.3 + C2i * A_j$
松尾地先 St-2	$Y = 1.26E-04 X + 18.2$	$Y = 1.05E-04 X + 18.8 + C3i * A_j$
佐賀地先 St-5	$Y = 3.79E-05 X + 20.1$	$Y = 7.31E-05 X + 19.0 + C4i * A_j$
三津地先 St-1	$Y = 4.81E-05 X + 20.1$	$Y = 1.19E-04 X + 17.5 + C5i * A_j$

ただし $i=j$ の時 $A_j = 1$, $i \neq j$ の時 $A_j = 0$ とする.

(C_i : 各月の回帰係数, A_j : 各月のダミー変数)

表 8. 単回帰式, 重回帰式の定数項の比較

地点名	①単回帰 (°C)	②重回帰 (°C) 切片 (+各月の係数)
宿毛湾 St-4	19.5	20.0 (14.9 ~ 26.2)
叶岬沖 St-4	18.9	19.3 (14.0 ~ 24.4)
松尾地先 St-2	18.2	18.8 (14.0 ~ 23.9)
佐賀地先 St-5	20.1	19.0 (13.8 ~ 25.7)
三津地先 St-1	20.1	17.5 (12.8 ~ 23.2)

表 7 の回帰式の傾きから 30 年 (解析対象期間) での水温の上昇率を比較すると, ①単回帰式からは, 約 $0.4 \sim 1.4^\circ\text{C} / 30$ 年, ②重回帰式からは, 約 $0.5 \sim 1.3^\circ\text{C} / 30$ 年とほぼ同じ傾向にあり, すべての解析対象地点で上昇傾向を示していた. 各解析対象地点別の上昇率は下表 9 のとおり.

季節効果を入れることにより, 三津地先, 佐賀地先で, 単回帰直線と比較して, 切片の値が下がり, 高い上昇傾向が見られた.

表 9. 30 年における水温の上昇率

地点名	①単回帰	②重回帰
宿毛湾 St-4	$0.7 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年	$0.5 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年
叶岬沖 St-4	$0.9 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年	$0.8 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年
松尾地先 St-2	$1.4 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年	$1.1 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年
佐賀地先 St-5	$0.4 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年	$0.8 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年
三津地先 St-1	$0.5 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年	$1.3 \text{ } ^\circ\text{C} / 30$ 年

測定地点により上昇率にバラツキが見られ, これらの要因として, 採水層や採水時間, 採水頻度によるバラツキ (表 10), 除外されたデータを含め, データの抜け落ちがある点や

採水が層別ではなく、3層混合であることや水温の測定が3層混合後船上で測定するために、日射等における影響を受けている可能性があることが考えられた。

表 10. 解析対象期間における測定地点の採水日数（クリーンアップ後）（月ごと合計）

	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	3月	計(日)
宿毛湾 St-4	10	5	23	9	15	13	15	6	24	1	22	9	152
叶岬沖 St-4	0	23	5	15	4	21	8	26	4	15	2	28	151
松尾地先 St-2	0	21	16	7	19	11	11	16	15	6	22	7	151
佐賀地先 St-5	4	17	11	15	5	21	7	16	15	13	5	23	152
三津地先 St-1	5	23	3	21	9	10	14	13	5	22	4	11	140

7. まとめ

水質汚濁防止法に基づく過去約 30 年間の測定結果の解析から以下の考察が得られた。

1. 今回解析した 5 地点では、全て水深が 10m を超え 3 層を等量混合した試料で水質測定を行ってきた。
2. 3 層を等量混合した試料海水温では、夏場で 30℃ 程度、冬場で 15℃ 前後と外気温に比べ、変動は小さい。
3. 約 30 年間の監視結果を見ると、季節効果を入れた重回帰分析により解析した高知県沿岸海域の環境基準点の海水温は、全ての基準点で上昇傾向が見られ、地点によりその傾きに差があった。

単回帰式と比較したところ、3 地点ではほぼ同じ傾向であったが、三津地先、佐賀地先で、傾きが大きくなっていた。

4. 測定結果からの解析結果から全ての環境基準点で水温の上昇傾向がみられ、その上昇率は約 0.5～1.3℃ / 30 年と大きなバラツキがあった。

バラツキの要因として、採水層や採水時間、採水頻度によるバラツキ、除外されたデータを含むデータの抜け落ち、採水が層別ではなく、3 層混合であること、水温の測定が 3 層混合後船上で測定するため、日射等における影響を受けている可能性があることが考えられた。

8. 最後に

高知県では昭和 46 年からの水質汚濁防止法に基づく公共用水域の監視結果が蓄積されてきた。測定地点については、増減はあるが、沿岸海域では昭和 50 年度初頭から全県的監視体制が整い、地道な監視が続けられている。また、平成 8 年度からは財政的な問題もあり監視体制の縮減がはかられることとなった。

公共用水域監視結果は、陸水では約 40 年間、海域でも約 30 年間蓄積されており、今後も継続的に監視されることとなっている。このようなことから、これまで蓄積された監視結果を有効利用し、県下の環境変化について解析を試みた。

蓄積されてきた監視結果は膨大であるが、今年度については、海域環境基準点の中から代表的な数ヶ所を選び、単純な探索的解析をおこなった。高知県は、太平洋に面し、海水温は黒潮の影響を受けるのではないかと考えられるが、沿岸海域に関しても地点による特徴があると考えられる。

最後に、これまで地道に県下公共用水域の監視、測定、分析、整理されてきた諸先輩、同僚の皆様に感謝したい。

9. 参考文献

- ・西山泰彦ら：水質汚濁防止法第 17 条の規定に基づく「公共用水域及び地下水の水質測定結果」の利用に関する試み・高知県沿岸域の経年変化について（その 1）、高知県環境研究センター，26，67-78，2009

表 11. 採水頻度 (クリーンアップ前)

宿毛湾(St-4)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	年間採水回数
1976							△						1
1977	△					○			○		○		5
1978		○				○			○	○		○	5
1979			○	○			○		○	○			6
1980	○				○				○		○		6
1981			○			○			○		△		5
1982	○	○				○			○		○		7
1983	○	○				○			○		○		6
1984	○		○			○			○		○		5
1985	○				○			○					6
1986			○		○			○		○			5
1987	○		○						○		○		7
1988			○	○					○		○		6
1989	○		○						○		○		6
1990	△								○		○		6
1991	○								○		○		6
1992	○		○				○		○		○		7
1993	○		○			△			○				6
1994	○		△						○		○		6
1995	○				○				○				5
1996					○				○				3
1997	○					○						○	3
1998	○					○			○		○		5
1999	○								○			○	4
2000	○								○				4
2001	○								○				4
2002	○								○				4
2003			○										4
2004	○								○				4
2005	○		○						○				4
2006	○								○				4
2007	○								○				4

○: 上中下混合層、△: 上中下混合以外

叶崎沖(St-4)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	年間採水回数
1976					△				△				2
1977					○	○			○		○		4
1978	○		○				○			○		○	5
1979					○		○	○			○		5
1980			△			○					○		4
1981	○		○			○	○		○	○	○		7
1982	○						○		○		○		6
1983	○		○				○		○		○		5
1984	○		○				○		○		○		6
1985	○		○				○		○		○		6
1986	○		○				○		○		○		6
1987	○		○				○		○		○		5
1988	○		○				○	○	○		○		7
1989	○		○				○		○		○		6
1990	○		○				○		○			○	6
1991	○		○				○			○		○	6
1992	△		○				○			○		○	6
1993	○		○					○	○		○		6
1994	○		○					○	○		○		6
1995	○		○					○	○		○		5
1996	○							○		○			4
1997		○				○			○		○		4
1998			○			○			○		○		4
1999			○			○			○		○		4
2000			○			○			○		○		4
2001			○			○			○		○		4
2002			○			○			○		○		4
2003			○			○			○		○		4
2004			○			○			○		○		4
2005		○				○			○		○		4
2006			○			○			○		○		4
2007			○			○	○		○		○		4

○: 上中下混合層、△: 上中下混合以外

松尾地先(St-2)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	年間採水回数
1976													0
1977	○	△					○	△					5
1978	△		○				○					○	5
1979		○	○				○		○			△	5
1980	○	△	△				○			○		○	7
1981	○		○				○		○		○		7
1982			○				○		○		○		6
1983		○					○		○		○		6
1984	○						○		○		○		6
1985	○						○		○		○		5
1986	○	○					○		○		○		7
1987	○		○				○		○		○		6
1988	○		○				○		○		○		6
1989	○		○				○		○		○		6
1990	○		○				○		○			○	6
1991	○		○				○		○		○		6
1992	○		○				○		○		○		6
1993	○		○				○		○		○		5
1994	○		○				○		○		○		6
1995	○	○					○		○		○		6
1996							○		○		○		3
1997		○					○		○			○	4
1998			○				○		○		○		4
1999			○				○		○		○		4
2000		○					○		○		○		4
2001		○					○		○		○		4
2002		○					○		○		○		4
2003		○					○		○		○		4
2004		○					○		○		○		4
2005		○					○		○		○		4
2006		○					○		○		○		4
2007		○					○		○		○		4

○: 上中下混合層、△: 上中下混合以外

佐賀地先(St-5)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	年間採水回数
1976													0
1977					○		○		○		○		4
1978		○	○	○			○	○		○		○	7
1979		○		○			○	○		○		○	6
1980			○	○			○			○		○	6
1981		○		○			○			○		○	6
1982					○	○		○		○		○	5
1983		○			○		○		○		○		5
1984	○		○		○		○		○		○		6
1985	○		○		○		○		○		○		6
1986	○		○		○		○		○		○		6
1987	○		○		○		○		○		○		6
1988	○		○		○		○		○		○		6
1989	△		○		○		○		○		○		6
1990	○		○		○		○		○		△		6
1991	○		○		○		○		○		○		6
1992	○		○		○		○		○		○		6
1993	○		○		○		○		○		○		6
1994	○		○		○		○		○		○		6
1995	○		○		○		○		○		○		5
1996	○		○		○		○		○		○		4
1997	○				○							○	4
1998			○			○			○			○	4
1999			○			○			○			○	4
2000			○			○			○			○	4
2001			○			○			○			○	4
2002			○			○			○			○	4
2003			○			○			○			○	4
2004			○			○			○			○	4
2005		○				○			○			○	4
2006			○			○			○			○	4
2007			○			○			○			○	4

○: 上中下混合層、△: 上中下混合以外

三津地先(St-1)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	年間採水回数
1976													0
1977							○						1
1978						○	○	○		○	○		5
1979		○				○	○	○			○		5
1980	○				○	○	○	○		○	○		6
1981			○	○			○		○	○			5
1982	○		△			○				○			6
1983	○		○			○	○			○			6
1984	○		○			○	○			○			6
1985	○		○			○	○			○			6
1986	○		△			○	○			○			6
1987	○		○			○	○			○			6
1988	○		○			○	○			○			7
1989	○		○			○	○			○			6
1990	○		○			○	○			○		○	6
1991</													

広島湾における水温上昇傾向の検討

広島県立総合技術研究所保健環境センター
環境研究部 山本 竜治

広島県の海域測定地点のうち、陸水の影響がないと考えられる広島湾西部 1 地点及び広島湾 2 地点における海水温変動傾向等について解析した (対象期間は 1981 年度～2008 年度)。その結果は、次のとおりである。

1 測定方法

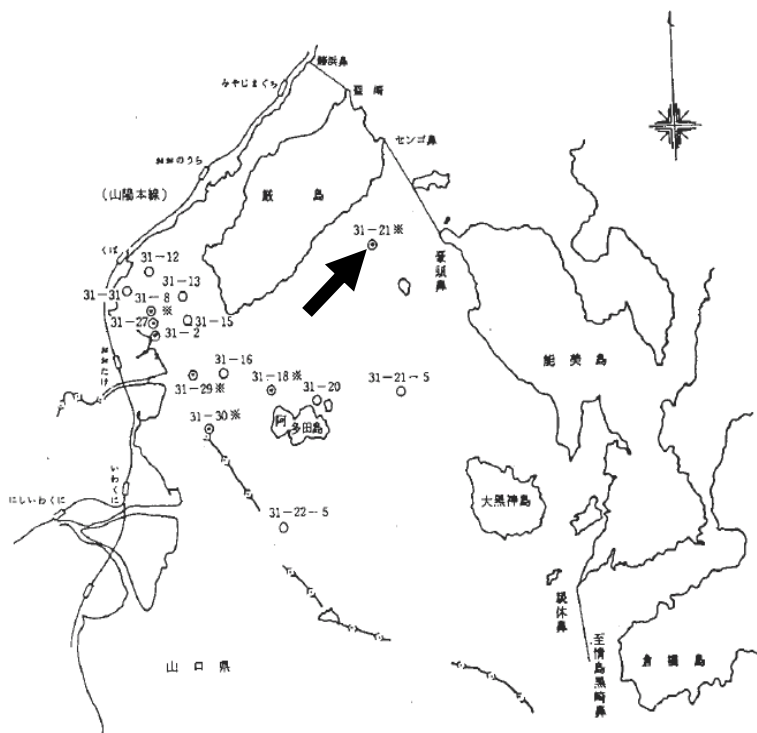
採水は全地点とも表層、中層及び下層で行っており、水温測定は採水後、棒状温度計により各層の温度を測定している。なお、今回の解析はすべて表層のみを対象としている。

2 各地点の解析結果

(1) 広島湾西部測定点 (31-21)

表 1 気温及び水温(年平均)

年度	水温(°C)	気温(°C)
81	17.2	17.2
82	17.8	18.8
83	18.3	17.1
84	18.1	19.1
85	17.5	16.7
86	17.7	17.2
87	18.2	17.0
88	18.4	20.6
89	17.9	17.5
90	18.5	18.3
91	18.0	18.3
92	18.3	17.2
93	16.5	16.1
94	18.9	18.5
95	17.8	15.8
96	17.5	18.3
97	18.5	18.9
98	19.4	19.6
99	18.8	19.0
00	17.8	17.8
01	18.5	18.1
02	19.2	17.0
03	18.0	17.6
04	19.6	19.1
05	19.1	19.1
06	18.9	19.2
07	18.2	17.6
08	18.3	17.7



ア 海水温の変動傾向 (表層)

図 1 地点情報

水温°C

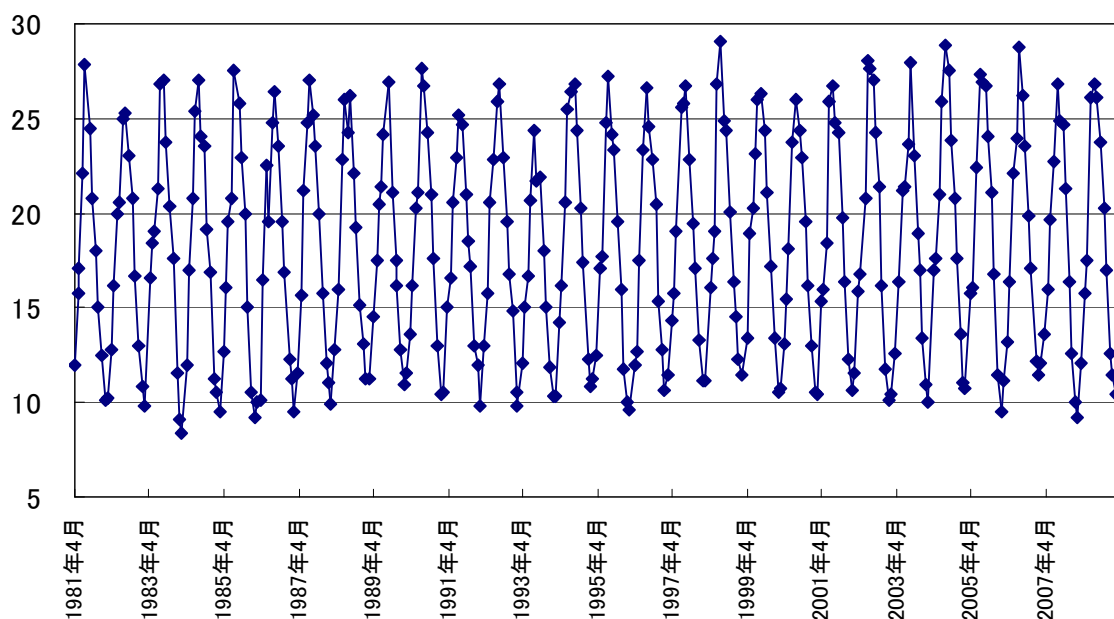


図2 海水温の変動（1981～2008年度）

イ 重回帰分析結果

ダミー変数を用いた重回帰分析を行った結果、1981年から2008年までの海水温は0.0034°C/月の上昇が認められた（危険率（P-値）は0.001以下）。また、1981年から2000年までの海水温上昇は0.0029°C/月であった（危険率（P-値）は0.017）。

表2 重回帰分析結果（1981～2008年度）

概要

回帰統計	
重相関 R	0.974517541
重決定 R ²	0.949684437
補正 R ²	0.947815129
標準誤差	1.292513553
観測数	336

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	10184.73473	848.7278941	508.0404179	1.641E-201
残差	323	539.6009848	1.670591284		
合計	335	10724.33571			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.66533004	0.14140747	124.9250129	1.7102E-275	17.38713388	17.9435262	17.38713388	17.9435262
X 値 1	0.003448656	0.000727435	4.74084666	3.19671E-06	0.002017547	0.004879765	0.002017547	0.004879765
X 値 2	-4.659603821	0.233897379	-19.92157351	3.67272E-58	-5.119758808	-4.199448834	-5.119758808	-4.199448834
X 値 3	-1.888052477	0.233886066	-8.072530807	1.37416E-14	-2.348185209	-1.427919745	-2.348185209	-1.427919745
X 値 4	1.654927439	0.233877016	7.076058453	9.26469E-12	1.194812511	2.115042366	1.194812511	2.115042366
X 値 5	5.469335926	0.233870229	23.38619994	1.81029E-71	5.009234352	5.929437499	5.009234352	5.929437499
X 値 6	8.212315841	0.233865703	35.11552026	2.6262E-112	7.75222317	8.672408512	7.75222317	8.672408512
X 値 7	7.483867185	0.233863441	32.00101378	3.5162E-102	7.023778966	7.943955405	7.023778966	7.943955405
X 値 8	4.991132815	0.233863441	21.34208238	1.15289E-63	4.531044595	5.451221034	4.531044595	5.451221034
X 値 9	1.587684159	0.233865703	6.788871291	5.42548E-11	1.127591488	2.04777683	1.127591488	2.04777683
X 値 10	-1.75862164	0.233870229	-7.51964733	5.47371E-13	-2.218723214	-1.298520066	-2.218723214	-1.298520066
X 値 11	-5.654927439	0.233877016	-24.17906439	1.88769E-74	-6.115042366	-5.194812511	-6.115042366	-5.194812511
X 値 12	-7.608376095	0.233886066	-32.5302666	6.1416E-104	-8.068508827	-7.148243363	-8.068508827	-7.148243363

表 3 重回帰分析結果 (1981~2000 年度)

概要

回帰統計	
重相関 R	0.973919373
重決定 R2	0.948518944
補正 R2	0.945797479
標準誤差	1.29312339
観測数	240

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	6993.657466	582.8047888	348.5324165	8.1383E-139
残差	227	379.5821588	1.672168101		
合計	239	7373.239625			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.70186795	0.167621118	105.6064307	5.8317E-195	17.37157552	18.03216038	17.37157552	18.03216038
X 値 1	0.002899436	0.001206305	2.403567179	0.017039315	0.000522447	0.005276425	0.000522447	0.005276425
X 値 2	-4.815303102	0.276920669	-17.38874573	1.27656E-43	-5.360967053	-4.26963915	-5.360967053	-4.26963915
X 値 3	-1.713202538	0.276894394	-6.187205582	2.82747E-09	-2.258814715	-1.167590361	-2.258814715	-1.167590361
X 値 4	1.648898026	0.276873371	5.955422935	9.7864E-09	1.103327273	2.19446878	1.103327273	2.19446878
X 値 5	5.07599859	0.276857604	18.33432971	1.11566E-46	4.530458906	5.621538274	4.530458906	5.621538274
X 値 6	8.183099154	0.276847092	29.5581908	8.97877E-80	7.637580184	8.728618124	7.637580184	8.728618124
X 値 7	7.410199718	0.276841835	26.76690722	3.63121E-72	6.864691106	7.95570833	6.864691106	7.95570833
X 値 8	4.907300282	0.276841835	17.7260069	1.02791E-44	4.36179167	5.452808894	4.36179167	5.452808894
X 値 9	1.544400846	0.276847092	5.578533758	6.87269E-08	0.998881876	2.089919816	0.998881876	2.089919816
X 値 10	-1.68849859	0.276857604	-6.098797964	4.55725E-09	-2.234038274	-1.142958906	-2.234038274	-1.142958906
X 値 11	-5.416398026	0.276873371	-19.56272645	1.32338E-50	-5.96196878	-4.870827273	-5.96196878	-4.870827273
X 値 12	-7.404297462	0.276894394	-26.74051059	4.30528E-72	-7.949909639	-6.858685285	-7.949909639	-6.858685285

(2) 広島湾測定点① (32-14)

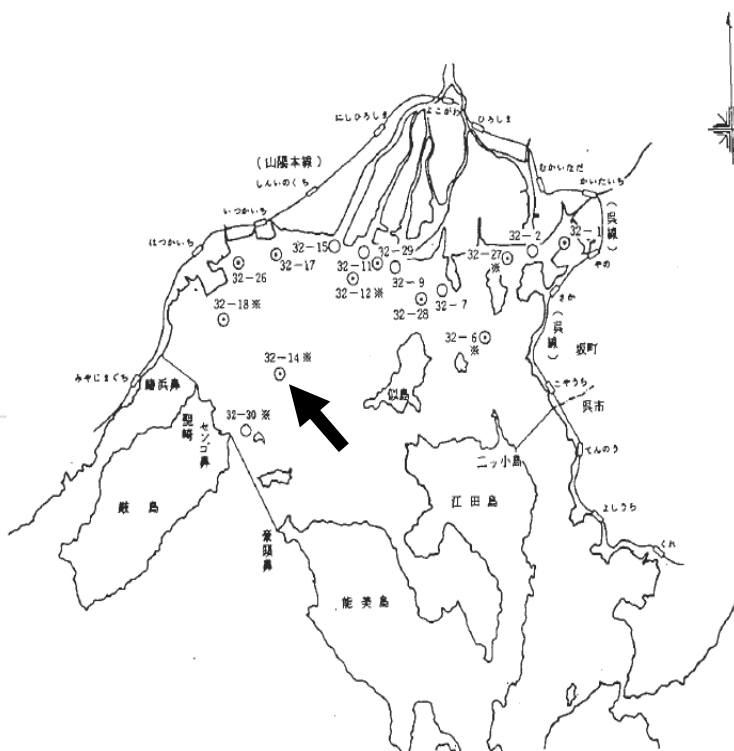


図 3 地点情報

表 4 気温及び水温(年平均)

年度	水温(°C)	気温(°C)
81	16.9	17.2
82	18.4	20.9
83	18.5	17.6
84	18.1	18.7
85	17.5	16.6
86	17.9	17.6
87	18.2	18.0
88	18.2	20.3
89	18.0	17.6
90	18.5	18.5
91	18.1	18.8
92	17.9	17.7
93	16.4	16.0
94	18.9	18.0
95	18.0	15.7
96	17.9	19.0
97	18.9	18.6
98	19.6	19.8
99	18.8	19.1
00	18.4	18.5
01	18.8	18.6
02	19.2	17.5
03	18.3	17.9
04	19.7	18.8
05	19.2	18.5
06	18.8	18.9
07	18.0	17.8
08	18.6	17.8

ア 海水温の変動傾向 (表層)

水温°C

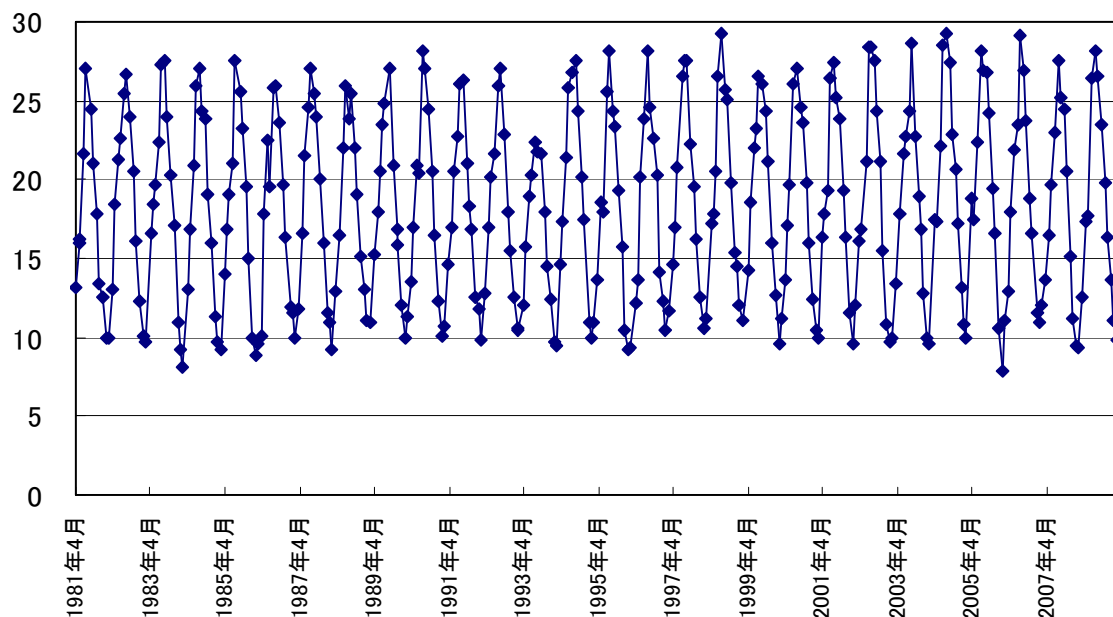


図 4 海水温の変動（1981～2008 年度）

イ 重回帰分析結果

ダミー変数を用いた重回帰分析を行った結果、1981 年から 2008 年までの海水温は 0.0037°C/月の上昇が認められた（危険率（P-値）は 0.001 以下）。また、1981 年から 2000 年までの海水温上昇は 0.0039°C/月であった（危険率（P-値）は 0.0020）。

表 5 重回帰分析結果（1981 年～2008 年度）

概要

回帰統計	
重相関 R	0.973406211
重決定 R2	0.947519652
補正 R2	0.945569918
標準誤差	1.37793557
観測数	336

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	11072.65755	922.7214628	485.9737374	1.4612E-198
残差	323	613.2821788	1.898706436		
合計	335	11685.93973			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.70609634	0.150753068	117.4509853	5.0253E-267	17.40951424	18.00267844	17.40951424	18.00267844
X 値 1	0.003741904	0.000775511	4.825083744	2.16127E-06	0.002216213	0.005267595	0.002216213	0.005267595
X 値 2	-4.23745243	0.24935562	-16.99362241	1.0215E-46	-4.728021801	-3.746888686	-4.728021801	-3.746888686
X 値 3	-1.137625718	0.24934356	-4.562482862	7.19028E-06	-1.62816855	-0.647082886	-1.62816855	-0.647082886
X 値 4	2.130060949	0.249333912	8.543005383	5.24759E-16	1.639537098	2.6205848	1.639537098	2.6205848
X 値 5	5.858461902	0.249326675	23.49713242	6.90101E-72	5.367952288	6.348971517	5.367952288	6.348971517
X 値 6	8.572577141	0.249321851	34.38357734	5.6548E-110	8.082077018	9.063077265	8.082077018	9.063077265
X 値 7	7.71169238	0.249319439	30.93097122	1.40148E-98	7.221197003	8.202187758	7.221197003	8.202187758
X 値 8	4.943664762	0.249319439	19.82863747	8.44803E-58	4.453169385	5.43416014	4.453169385	5.43416014
X 値 9	1.16135143	0.249321851	4.658041106	4.67175E-06	0.670851307	1.651851553	0.670851307	1.651851553
X 値 10	-2.42810476	0.249326675	-9.738648131	8.0807E-20	-2.918614374	-1.937595145	-2.918614374	-1.937595145
X 値 11	-6.338989521	0.249333912	-25.4236958	4.49671E-79	-6.829513371	-5.84846567	-6.829513371	-5.84846567
X 値 12	-8.157017139	0.24934356	-32.71396761	1.5196E-104	-8.647559971	-7.666474307	-8.647559971	-7.666474307

表 6 重回帰分析結果 (1981~2000 年度)

概要

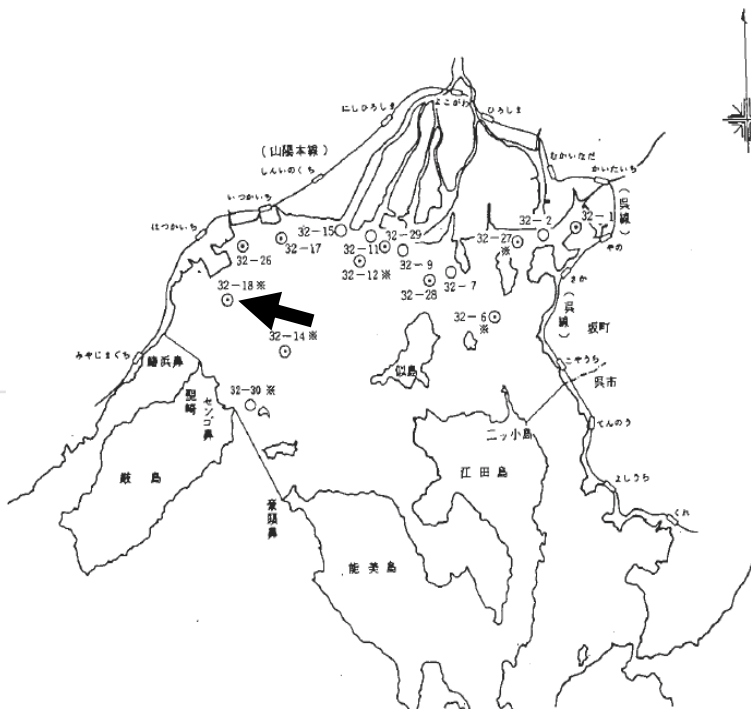
回帰統計	
重相関 R	0.974057216
重決定 R ²	0.948787459
補正 R ²	0.946080188
標準誤差	1.342074429
観測数	240

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	7574.808782	631.2340652	350.4590059	4.5016E-139
残差	227	408.8641764	1.801163773		
合計	239	7983.672958			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.67188257	0.173966396	101.5821617	3.2878E-191	17.32908696	18.01467819	17.32908696	18.01467819
X 値 1	0.003922828	0.00125197	3.13324293	0.001956111	0.001455858	0.006389798	0.001455858	0.006389798
X 値 2	-4.47800778	0.28740347	-15.58091065	1.03644E-37	-5.044327779	-3.911687781	-5.044327779	-3.911687781
X 値 3	-1.021930608	0.287376199	-3.556072527	0.000458077	-1.588196872	-0.455664344	-1.588196872	-0.455664344
X 値 4	2.204146564	0.287354382	7.670481837	5.00339E-13	1.637923292	2.770369837	1.637923292	2.770369837
X 値 5	5.370223736	0.287338017	18.68956914	8.05873E-48	4.80403271	5.936414763	4.80403271	5.936414763
X 値 6	8.466300909	0.287327107	29.46572289	1.57951E-79	7.90013138	9.032470437	7.90013138	9.032470437
X 値 7	7.602378081	0.287321652	26.45946813	2.65279E-71	7.036219302	8.16853686	7.036219302	8.16853686
X 値 8	4.958455253	0.287321652	17.25750644	3.40923E-43	4.392296474	5.524614032	4.392296474	5.524614032
X 値 9	1.234532425	0.287327107	4.296609668	2.57303E-05	0.668362896	1.800701953	0.668362896	1.800701953
X 値 10	-2.399390403	0.287338017	-8.350410531	6.72926E-15	-2.96558143	-1.833199376	-2.96558143	-1.833199376
X 値 11	-6.108313231	0.287354382	-21.25707358	6.49439E-56	-6.674536504	-5.542089958	-6.674536504	-5.542089958
X 値 12	-7.862236059	0.287376199	-27.35868897	8.16847E-74	-8.428502323	-7.295969795	-8.428502323	-7.295969795

(3) 広島湾測定点② (32-18)



ア 海水温の変動傾向 (表層)

図 5 地点情報

表 7 気温及び水温(年平均)

年度	水温(°C)	気温(°C)
81	16.8	16.8
82	18.5	20.9
83	18.4	17.7
84	18.4	18.7
85	17.6	16.9
86	17.7	17.8
87	18.5	17.6
88	18.5	20.3
89	18.1	17.1
90	18.7	18.8
91	18.3	19.2
92	17.9	17.7
93	16.6	17.0
94	19.1	19.2
95	17.9	16.1
96	17.8	19.3
97	19.1	18.6
98	19.6	19.5
99	19.1	19.3
00	18.3	18.7
01	18.6	18.7
02	18.9	17.7
03	18.3	18.2
04	19.5	18.4
05	18.7	18.6
06	19.2	19.1
07	18.0	17.7
08	18.5	17.8

水温 $^{\circ}\text{C}$

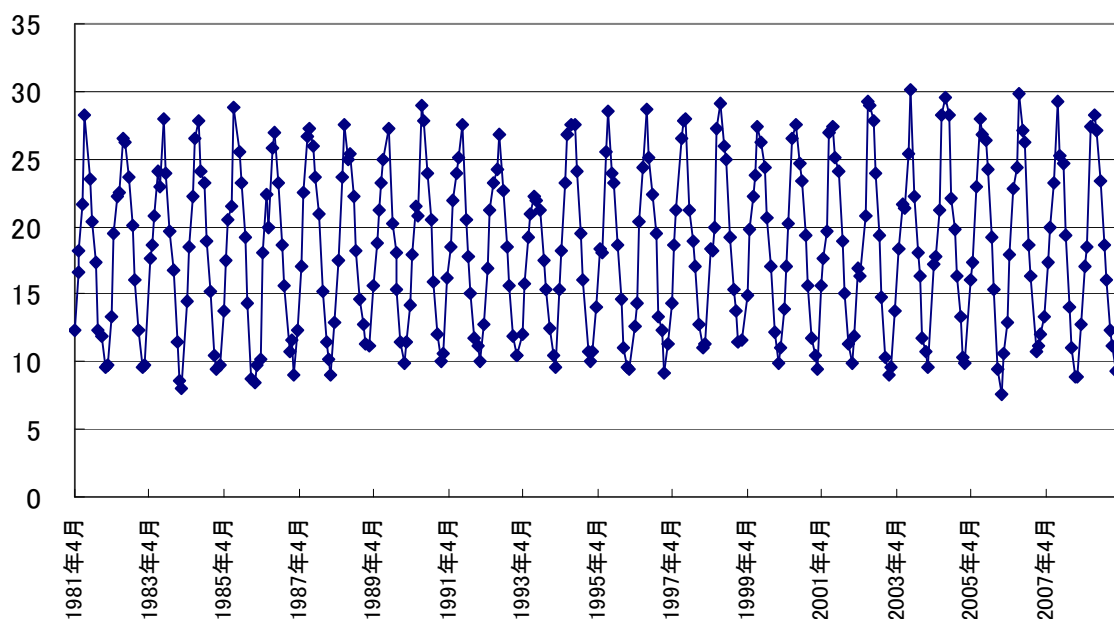


図 6 地点情報

イ 重回帰分析結果

ダミー変数を用いた重回帰分析を行った結果、1981年から2008年までの海水温は $0.0030^{\circ}\text{C}/\text{月}$ の上昇が認められた（危険率（P-値）は0.001以下）。また、1981年から2000年までの海水温上昇は $0.0040^{\circ}\text{C}/\text{月}$ であった（危険率（P-値）は0.0040）。

表 8 重回帰分析結果（1981～2008年度）

概要

回帰統計	
重相関 R	0.970224628
重決定 R ²	0.941335829
補正 R ²	0.939156355
標準誤差	1.504288756
観測数	336

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	11728.34111	977.3617593	431.9096665	9.1908E-191
残差	323	730.9117456	2.262884661		
合計	335	12459.25286			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.86944653	0.16457674	108.5782018	2.8078E-256	17.54566861	18.19322446	17.54566861	18.19322446
X 値 1	0.003042708	0.000846623	3.5939351	0.000376516	0.001377115	0.004708301	0.001377115	0.004708301
X 値 2	-4.072550819	0.272220895	-14.96046369	8.20331E-39	-4.608101082	-3.537000557	-4.608101082	-3.537000557
X 値 3	-0.657736385	0.27220773	-2.416303113	0.01623314	-1.193260746	-0.122212023	-1.193260746	-0.122212023
X 値 4	2.721363764	0.272197197	9.997765574	1.11091E-20	2.185860125	3.256867404	2.185860125	3.256867404
X 値 5	6.346892485	0.272189297	23.31793555	3.27904E-71	5.811404387	6.882380582	5.811404387	6.882380582
X 値 6	8.761706919	0.27218403	32.19037838	8.2299E-103	8.226229183	9.297184656	8.226229183	9.297184656
X 値 7	7.883664211	0.272181397	28.96474302	8.41915E-92	7.348191656	8.419136767	7.348191656	8.419136767
X 値 8	4.716335789	0.272181397	17.32791383	5.03118E-48	4.180863233	5.251808344	4.180863233	5.251808344
X 値 9	0.656150223	0.27218403	2.410685973	0.016480676	0.120672487	1.19162796	0.120672487	1.19162796
X 値 10	-2.996892485	0.272189297	-11.0103245	3.74527E-24	-3.532380582	-2.461404387	-3.532380582	-2.461404387
X 値 11	-6.810649479	0.272197197	-25.02101255	1.38228E-77	-7.346153118	-6.275145839	-7.346153118	-6.275145839
X 値 12	-8.349406472	0.27220773	-30.67292203	1.05737E-97	-8.884930834	-7.813882111	-8.884930834	-7.813882111

表 9 重回帰分析結果 (1981~2000 年度)

概要

回帰統計	
重相関 R	0.969650462
重決定 R ²	0.940222019
補正 R ²	0.937061949
標準誤差	1.489758279
観測数	240

分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	12	7924.039759	660.3366466	297.5320705	1.8075E-131
残差	227	503.7991989	2.219379731		
合計	239	8427.838958			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	17.76478566	0.193109915	91.99313077	1.1504E-181	17.38426831	18.14530301	17.38426831	18.14530301
X 値 1	0.004043964	0.001389739	2.909873926	0.003975372	0.001305525	0.006782403	0.001305525	0.006782403
X 値 2	-4.149841531	0.319029771	-13.00769365	2.82701E-29	-4.778480218	-3.521202844	-4.778480218	-3.521202844
X 値 3	-0.438885495	0.3189995	-1.375818753	0.170233685	-1.067464534	0.189693544	-1.067464534	0.189693544
X 値 4	2.917070541	0.318975282	9.145130386	3.48455E-17	2.288539224	3.545601858	2.288539224	3.545601858
X 値 5	5.928026577	0.318957116	18.58565391	1.73634E-47	5.299531054	6.5565221	5.299531054	6.5565221
X 値 6	8.473982613	0.318945006	26.56878918	1.3062E-71	7.845510954	9.102454272	7.845510954	9.102454272
X 値 7	7.659938649	0.31893895	24.0169432	2.94151E-64	7.031478922	8.288398375	7.031478922	8.288398375
X 値 8	4.535894685	0.31893895	14.22182736	3.01908E-33	3.907434958	5.164354411	3.907434958	5.164354411
X 値 9	0.806850721	0.318945006	2.529748723	0.012092707	0.178379062	1.435322379	0.178379062	1.435322379
X 値 10	-2.932193244	0.318957116	-9.193064186	2.51914E-17	-3.560688766	-2.303697721	-3.560688766	-2.303697721
X 値 11	-6.566237208	0.318975282	-20.5854108	7.96752E-54	-7.194768525	-5.937705891	-7.194768525	-5.937705891
X 値 12	-8.145281172	0.3189995	-25.53383676	1.13543E-68	-8.773860211	-7.516702132	-8.773860211	-7.516702132

3 まとめ

広島湾西部 1 地点及び広島湾 2 地点における海水温の変動傾向についてまとめると、表 10 のとおりである。海水温の上昇は、1981~2008 年度では 0.0030~0.0037°C/月、1981~2000 年度では 0.0029~0.0040°C/月であった。なお、今回解析した広島湾西部及び広島湾の代表地点における海水温の上昇については、1981~2008 年度と 1981~2000 年度では顕著な差がないと考えられる。

表 10 各測定点における海水温上昇

測定点	1981~2008 年度 (°C/月)	1981~2000 年度 (°C/月)
広島湾西部 (31-21)	0.0034***	0.0029*
広島湾① (32-14)	0.0037***	0.0039**
広島湾② (32-18)	0.0030***	0.0040**

危険率 (P-値) は 0.05 以下が*, 0.01 以下が**, 0.001 以下が***とする。

博多湾における水温上昇傾向と海水温の連続モニタリング

野中 研一, 岩佐 有希子, 藤代 敏行 福岡市保健環境研究所

1 背景

全国の各地方環境研究所（以下、「地環研」という）では、沿岸海域など公共用水域の水質監視を多いところでは過去 30 数年以上の長期間にわたり定期的に行っている。そのなかで気温と水温は、採水時の気象状況などを表す基本的な項目として測定されることがほとんどである。

日本沿岸の水環境について、地球温暖化による影響としてはサンゴ礁の白化、生息域の変化（北上など）があげられるが、地球温暖化と関連づけられた水質や生態系への影響についてはあまり把握されていない。本調査研究では、これまで各地環研で行ってきた公共用水域（沿岸海域）における気温、水温をはじめとした常時監視データを活用・解析し、水環境からみた全国的な温暖化の影響について検証するとともに、今後の水環境への影響を予測、適応策を検討するものである。

なお、本研究は国立環境研究所と地環研との共同研究であるが、参加機関（地環研）は平成 22 年 10 月の時点で 28 機関である。

2 研究の計画（流れ）

本共同研究の研究期間は、平成 20 年度から平成 22 年度までの 3 年間で、当初の国立環境研究所と地環研との研究分担は表 1 のとおりである。

表 1 研究計画と研究分担

年度	地環研	国立環境研究所
平成 20 年度	《温暖化影響の解析》 ・公共用水域測定結果の整理 ・重点的解析対象地点の選定	・公共用水域測定結果の解析 ・水質予測シミュレーションモデルの構築
平成 21 年度	《沿岸域水環境の脆弱性、リスク解析》 ・重点的解析対象地点データの収集 ・脆弱性、リスクに関するデータの収集	・水質予測シミュレーションモデルの検証 ・脆弱性、リスク解析
平成 22 年度	《提言》 ・地域特性、環境特性をふまえた水環境保全シナリオの作成 ・適応策としての水環境保全システムの提言 ・報告書作成	・シミュレーションによるシナリオ解析

3 常時監視の状況

福岡市では、現在博多湾内環境基準点（8 地点）および補助地点（3 地点）において常時監視を行っている。博多湾の諸元を表 2、監視地点の位置を図 1 に示す、また常時監視データの保有状況などについて表 3 にまとめた。

表 2 博多湾の諸元（平成 14 年度）¹⁾

表面積	水量	平均水深	干満の差	流域面積
133.3km ² (平均水面)	14.4 億 m ³ (平均水面)	10.8m (平均水面)	2.20m (大潮時干満差)	690km ² (市域外も含む)



図1 博多湾常時監視地点位置図（環境基準点）

表3 常時監視データの保有状況など

①調査頻度	環境基準点・・・12回/年 補助地点・・・4回/年
②調査水深	表層(海面下0.5m), 中層(海面下2.5m層), 底層(海底から1m上部)
③過去の水質データの蓄積, 整備状況, データの電子化状況	電子データ・・・平成7年度(1995年度)～ 紙データ・・・昭和49年度(1974年度)～(一部を除く)
④主な測定項目 (12回/年)	生活環境項目, 水温(※), 透明度, DO(中層・底層), SS, 塩化物イオン, NO ₂ -N, NO ₃ -N, NH ₄ -N, PO ₄ -P, ケイ酸, クロロフィル a, 溶解性COD
⑤その他	委託化の状況 ・採水, 現場観測・・・平成2年度(1990年度)～ ・分析・・・平成19年度(2007年度)～

※水温測定方法

- ・平成元年度まで・・・棒状温度計による測定
- ・平成2年度(委託化)から・・・デジタル式温度計による測定
(水温の測定: 全期間においてバケツ等に試料水を採取後に測定)

4 過年度常時監視データの収集・電子化

博多湾環境基準点における常時監視データについて, 解析対象期間とされた1981年4月分からデータの電子化および整理を行った。

5 重点的解析地点の選定

常時監視を行っている地点のなかから①過去からのデータの蓄積状況(可能な限り長期間のデータが存在する), ②整備状況(欠測がない, もしくは少ない), 監視地点の地理的

特性（開発による地形の変化や陸域からの流入水による影響を受けにくい）などの観点から西部海域のW3地点、中部海域のC1地点の2地点を選定した。また、W3地点およびC1地点の地点番号等を表4に示す。

表4 重点解析地点の地点番号

	都道府県番号	水域番号	地点番号	全水深(m)
W3地点（西部海域）	40	613	01	約20
C1地点（中部海域）	40	612	01	約10

6 水温等の変動状況解析①²⁾

重点的解析地点2地点（W3, C1）について1981年度から2007年度までの測定データのうち、水温、COD、塩化物イオン、クロロフィルaについて、表層、中層、底層それぞれの年間平均値をさらに平均した値（全層平均）を用いて解析した。解析方法には、一次回帰解析、および周囲から大きく外れた値やデータの無い期間の影響を受けにくく、時系列の傾向変動を解析する手法とされる³⁾ Mann-Kendall検定を用いた。

(1) 水温

W3地点およびC1地点での経年的な水温変化を図2、図3に示す。両地点ともに一次回帰解析の結果では傾きは正の値を示し、水温の上昇傾向がみられた。またMann-Kendall検定の結果、両地点ともに水温の上昇傾向は5%の危険率で統計的に有意であった。しかし、両地点ともに1990年代後半以降、明確な傾向はみられなかった。

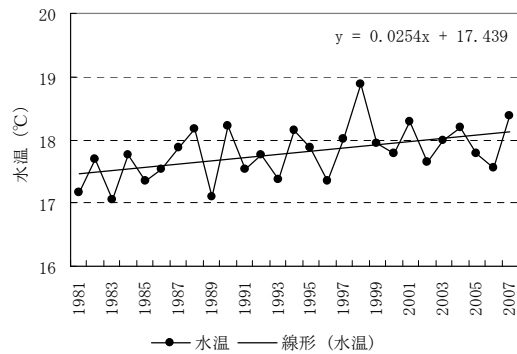
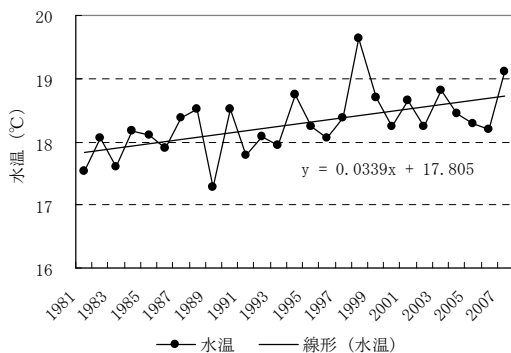


図2 W3の水温変化（1981～2007年度）

図3 C1の水温変化（1981～2007年度）

(2) COD

W3地点およびC1地点での経年的なCODの変化を図4、図5に示す。両地点ともに一次回帰解析の結果では傾きは正の値を示しCODの上昇傾向がみられた。また

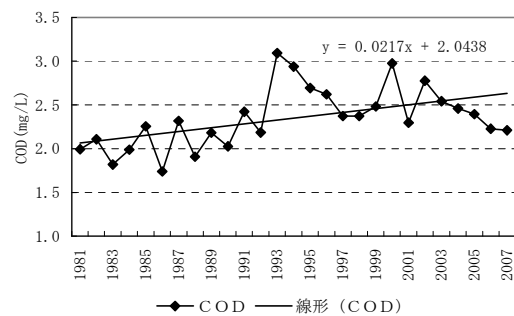
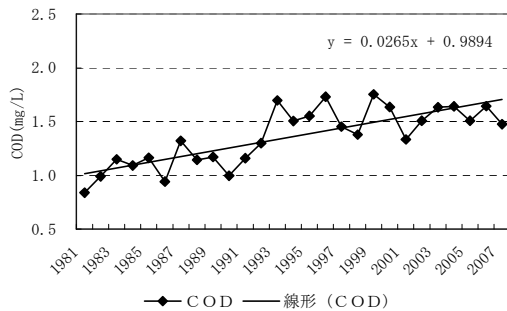


図4 W3のCOD変化（1981～2007年度）

図5 C1のCOD変化（1981～2007年度）

Mann-Kendall 検定の結果、両地点ともにCODの上昇傾向は5%の危険率で統計的に有意であった。しかし、両地点ともに本市下水処理施設でのリンの高度処理が導入され始めた1990年代前半以降では横ばいであった。

(3) 塩化物イオン

地点およびC1地点での経年的な塩化物イオンの変化を図6、図7に示す。両地点ともに一次回帰解析の結果では、傾きは正の値を示したが、グラフの変動状況および相関係数が低かったことから上昇傾向があるかどうか確認できなかった。またMann-Kendall 検定の結果でも、両地点ともに塩化物イオンの上昇傾向は5%の危険率で統計的に有意であるとはいえなかった。なお両地点ともに1990年代で他の時期に比べ濃度が低い傾向であった。

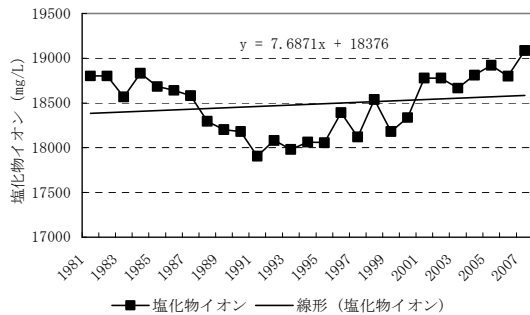


図6 W3の塩化物イオン変化 (1981~2007年度)

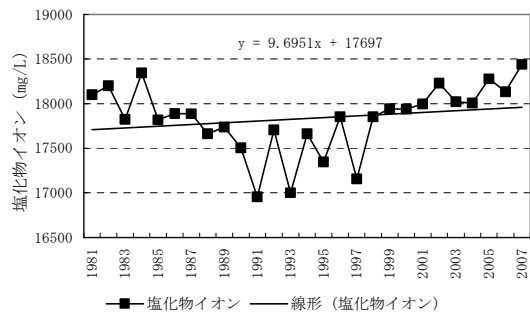


図7 C1の塩化物イオン変化 (1981~2007年度)

(4) クロロフィルa

W3地点およびC1地点での経年的なクロロフィルaの変化を図8、図9に示す。一次回帰解析の結果では、C1では傾きは負の値を示した。しかしMann-Kendall 検定の結果、C1ではクロロフィルaの低下傾向は5%の危険率で統計的に有意であるとはいえなかった。一方W3では傾向はみられなかった。またC1では、1990年代後半から2000年代の前半にかけて他の時期に比べ濃度の低い時期がみられた。

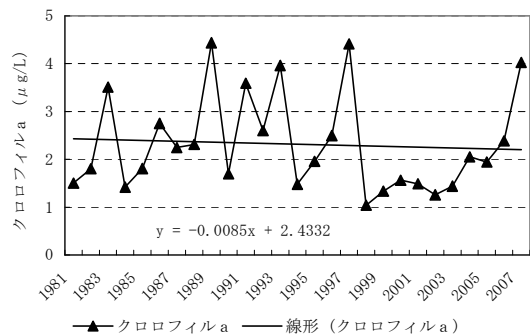


図8 W3のクロロフィルa変化 (1981~2007年度)

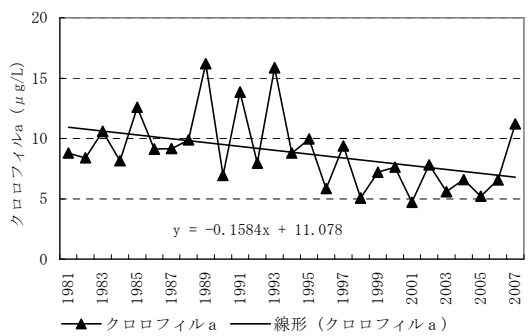


図9 C1のクロロフィルa変化 (1981~2007年度)

7 水温等の変動状況解析② (ダミー変数を用いた重回帰分析)⁴⁾

公共用水域における常時監視時の月データのように時間軸のうえである一定の等しい間隔で得られるデータのことを時系列データといい、この時系列データには、傾向変動、循環変動、季節変動、不規則変動など複数の変動要因が含まれている。このような時系列データを用いて、過年度からの水温や気温の上昇傾向(傾向変動)についての解析を試みる

場合、傾向変動以外の季節変動、不規則変動などの変動要素を取り除く必要がある。その手法として、ダミー変数を用いた重回帰分析法があり、本共同研究では本法を各地環研で統一的に用い、過年度からの海水温の変動状況について解析を行うこととした。

ダミー変数を用いた重回帰分析を行うにあたり、通常説明変数として季節変動を用いるが、それ以外の変動要素として採水日、採水時刻による水温への影響について確認した。次に様々な説明変数の組み合わせにより複数のモデルを作成したのち各モデルに実測データをあてはめ、そのなかから最適なモデルを決定した。

(1) 不規則変動要因の確認

①採水日による影響

通常春季から夏季にかけては気温の上昇に伴い海水温も上昇し、秋季から冬季にかけて気温の低下に伴い海水温も低下する傾向がある。常時監視時のデータは各月1個のデータのみであるが、その月を代表するものとして取り扱われる。しかし、通常月初めに行われる採水が荒天など天候の影響により月の後半に延期されることがある。このような場合、気温の上昇期であれば採水日の遅れは気温や水温の上昇に繋がり、逆に低下期であれば採水日の遅れは気温や水温の低下に繋がる。図10に1981年度から2007年度までの4月の常時監視実施日の状況を示したが、4日から27日の間で不規則に変動しており、この傾向は他の月についても同様であった。このことから採水日による水温への影響は、不規則変動要因として考慮する必要があると推定された。

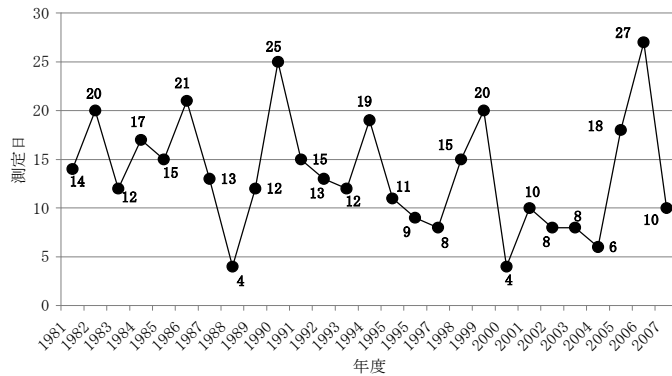


図10 常時監視測定日の状況(1981年度～2007年度:4月)

②採水時刻による影響

一日の水温変化について図11に7月、図12に12月の状況を示した。これらの図は後ほど記述する水温ロガーによる海水温の連続観測(10分間隔)データ(2010年4月から2011年1月)を用いて月毎に正時の平均海水温を算出したもので、図11および図12から夏季の海水温は9時頃から上昇を始め18時頃最大となり、冬季の海水温は9時頃から上昇を始め16時頃最大となる。従って常時監視で採水を行う午前中の時間帯は、海水温の上昇する時間帯となる。参考として図13に1981年度から2007年度までのW3地点における4月の常時監視の採水時刻を示したが、9時46分から10時52分の間で不規則に変動しており、この傾向は他の月についても同様であったが、なかには通常採水を行う時間帯から大幅にずれて採水を行っている場合もあった。

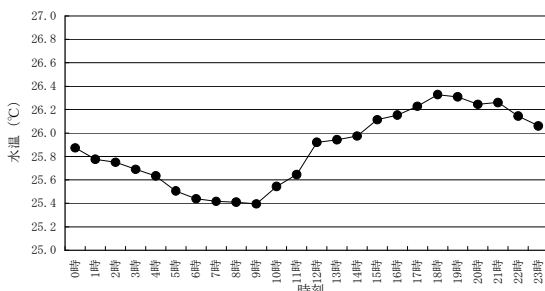


図11 海水温変動パターン(7月)

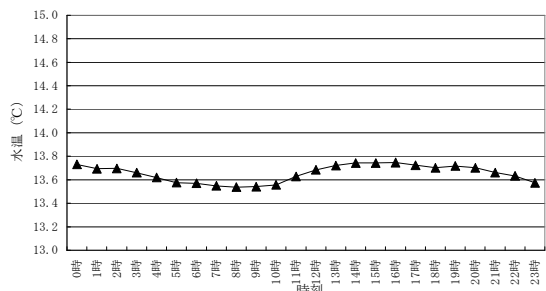


図12 海水温変動パターン(12月)

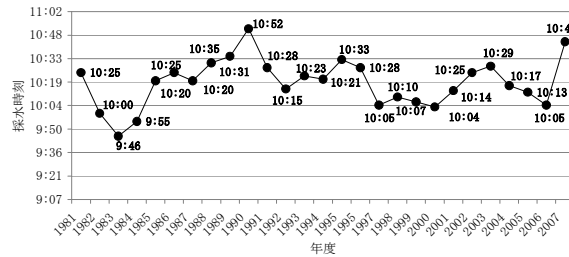


図 13 常時監視採水時刻 (W3 地点, 1981~2007 年)

また表 5 に先程示した 2010 年 4 月から 2011 年 1 月までの月毎の正時 (8 時から 13 時) の平均海水温を示した。この表より 2010 年 4 月から 2011 年 1 月までを平均すると 9 時から 10 時までの 1 時間では約 0.08℃, 10 時から 11 時までの 1 時間では約 0.10℃の海水温上昇となった。

表 5 正時の海水温データ (水温ロガーによる月平均値)

単位 : °C

採水時刻	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	平均	Δ(※)
8時	14.18	17.91	21.83	25.41	28.57	27.24	22.57	17.15	13.54	9.06	19.745	—
9時	14.23	17.94	21.87	25.39	28.59	27.30	22.59	17.19	13.54	9.03	19.768	0.023
10時	14.32	18.02	21.93	25.54	28.70	27.35	22.64	17.23	13.56	9.13	19.842	0.075
11時	14.41	18.16	22.08	25.64	28.87	27.46	22.71	17.30	13.63	9.12	19.939	0.097
12時	14.53	18.28	22.28	25.92	29.06	27.59	22.76	17.35	13.68	9.17	20.062	0.123
13時	14.70	18.43	22.39	25.94	29.14	27.69	22.84	17.41	13.72	9.22	20.149	0.087

以上のことから採水時刻の遅れによる影響については、不規則変動要因として考慮する必要があると推定された。

(2) 最適モデルの検討

説明変数として傾き効果, 季節効果, 採水日の遅れによる効果 (以下「日遅れ効果」という), 採水時刻の遅れによる効果 (以下「時刻効果」という) を組み合わせた表 6 に示す 5 つのモデルについてダミー変数を用いた重回帰分析を行うとともに赤池情報量基準 (A I C) を用いて最適モデルの確認を行った。なお日遅れ効果としては, 採水日が 16 日以降であった場合を 1 とし, 時刻効果としては, 採水時刻が当該採水地点における解析期間 (1981~2008 年度) 内の平均時刻から 1 時間以上前後に行われた場合を 1 とした。

表 6 説明変数の組み合わせモデル

	傾き効果	季節効果	日遅れ効果	時刻効果
モデル1	○			
モデル2	○	○		
モデル3	○	○	○	
モデル4	○	○		○
モデル5	○	○	○	○

表 7 に重点的解析地点 W3 における表層および底層の 1981 年 4 月から 2009 年 3 月までの 28 年間について各モデル毎にダミー変数を用いた重回帰分析を行った結果と A I C の結果を示した。A I C が最小となったモデルは, 表層, 底層いずれにおいてもモデル 3 (傾き効

表 7 A I C のモデルによる比較結果

解析地点	モデル		モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
	説明変数		傾き	傾き+季節	傾き+季節+日遅	傾き+季節+時刻	傾き+季節+日遅+時刻
W3 表層 (336)	A I C		2124	1075	1071	1075	1071
	傾き効果P値		0.549371	0.000021	0.000081	0.000022	0.000088
	傾き効果(℃/月)		0.0018	0.0028	0.0026	0.0028	0.0026
	A I C		2059	1055	1053	1055	1053
	傾き効果P値		0.489210	0.000015	0.000042	0.000015	0.000044
W3 底層 (335)	傾き効果(℃/月)		0.0020	0.0028	0.0027	0.0028	0.0027

果+季節効果+日遅れ効果)とモデル5(傾き効果+季節効果+日遅れ効果+時刻効果)で、同じ値であった。また、P値はともに0.01以下となり1%危険率で統計的に有意であった。モデル3とモデル5の違いは、時刻効果の有無のみで、時刻効果を変数に加えてもAICが変わらないことから以降の海水温の重回帰分析にはモデル3を用いることとした。なお、C1地点においてもモデル3が最適であった。

(3) 重回帰分析結果

①海水温

もう一つの重点的解析地点であるC1と重点的解析地点ではないが西部と中部海域以外の海域として東部海域のE2の2地点について、同様に1981年4月から2009年3月までの28年間の水温(表層, 底層)データを用いてモデル3により重回帰分析を行った。その結果を表8に示す。両地点ともに表層, 底層において傾き効果は正の値となり水温は上昇傾向となった。また両地点ともに底層ではP値が0.01以下となり水温の上昇傾向は1%危険率で統計的に有意となったが、表層ではP値が0.05以上となり水温の上昇傾向は5%危険率で統計的に有意とはならなかった。

表8 重回帰分析結果(C1地点, E2地点)

調査地点	C1地点		E2地点	
	表層	底層	表層	底層
傾き効果P値	0.075719	0.000887	0.144747	0.002434
傾き効果(°C/月)	0.0014	0.0025	0.0012	0.0025

また、図2に示したように水温は2000年以降、ほぼ横ばいの傾向にあることから解析期間を1981年4月から2000年3月と2000年4月から2009年3月の2つにわけ、それぞれについて重回帰分析を行った。その結果を表9に示した。C1地点とE2地点の表層では、解析期間を1981年4月から2000年3月とした場合においても傾き効果は正の値であるが、P値は0.05以上となり水温の上昇傾向は5%危険率で統計的に有意とはならなかった。その他の地点(W3(表層, 底層), C1(底層), E2(底層))について傾き効果を比較すると、いずれの地点においても解析期間が1981年4月から2000年3月の方で傾き効果は大きい値となった。このことから、海水温の上昇傾向は2000年頃までの方が強かったものと推定された。

表9 解析対象期間による重回帰分析結果の比較

解析期間	調査地点	W3地点		C1地点		E2地点	
		表層	底層	表層	底層	表層	底層
1981.4~ 2009.3	傾き効果P値	0.000081	0.000042	0.075719	0.000887	0.144747	0.002434
	傾き効果(°C/月)	0.0026	0.0027	0.0014	0.0025	0.0012	0.0025
1981.4~ 2000.3	傾き効果P値	0.000454	0.000175	0.055666	0.006722	0.107478	0.001597
	傾き効果(°C/月)	0.0042	0.0045	0.0028	0.0037	0.0025	0.0048
2000.4~ 2009.3	傾き効果P値	0.288397	0.889898				
	傾き効果(°C/月)	0.0038	0.0005				

なお、解析期間2000年4月から2009年3月におけるW3地点で重回帰分析を行った結果、P値は0.2以上となり危険率も20%以上となったことから統計的な有意性が低いと判断され、他の地点については当該期間の重回帰分析は行わなかった。

②気温

W3地点における1981年5月(4月は欠測)から2009年3月までの気温実測値を用いて水温と同様モデル3によりダミー変数を用いた重回帰分析を行った。また、解析期間を1981年5月から2000年3月, 2000年4月から2009年3月に分け、それらについてもモデル3

により重回帰分析を行った。その結果を表 10 に示した。解析期間 1981 年 5 月から 2009 年 3 月では、傾き効果は正の値で気温は上昇傾向を示したが、P 値は 0.05 以上となり気温の上昇傾向は 5%危険率で統計的に有意とはならなかった。

表 10 W3 地点気温重回帰分析結果の解析期間による比較

解析期間	1981.5~2009.3	1981.5~2000.3	2000.4~2009.3
傾き効果P値	0.136276	0.009937	0.407116
傾き効果(°C/月)	0.0020	0.0065	-0.0056

解析期間 1981 年 5 月から 2000 年 3 月においても傾き効果は正の値となり気温は上昇傾向となり、さらに P 値が 0.01 以下で 1%危険率で統計的に有意となった。傾き効果の値も解析期間 1981 年 5 月から 2009 年 3 月に比べ 3 倍以上大きく、気温の上昇傾向がより強かったものと推定された。解析期間が 2000 年 4 月から 2009 年 3 月の場合、傾き効果は負の値を示し気温は低下傾向となったが、P 値も 0.05 以上となり気温の低下傾向は 5%危険率で統計的に有意とはならなかった。

また、1981 年 5 月から 2008 年 3 月までの W3 地点における表層水温と気温データを 12 ヶ月移動平均化により平準化したグラフを図 14 に示した。気温と水温の変動の傾向を比較すると 1980 年代の当初では異なるところもあるが、それ以降は上昇と低下の傾向は双方で類似していた。また、ともに一次回帰解析の結果では、傾きは正の値となった。この 12 ヶ月移動平均のグラフからも 1990 年代後半以降、明確な傾向はみられなかった。

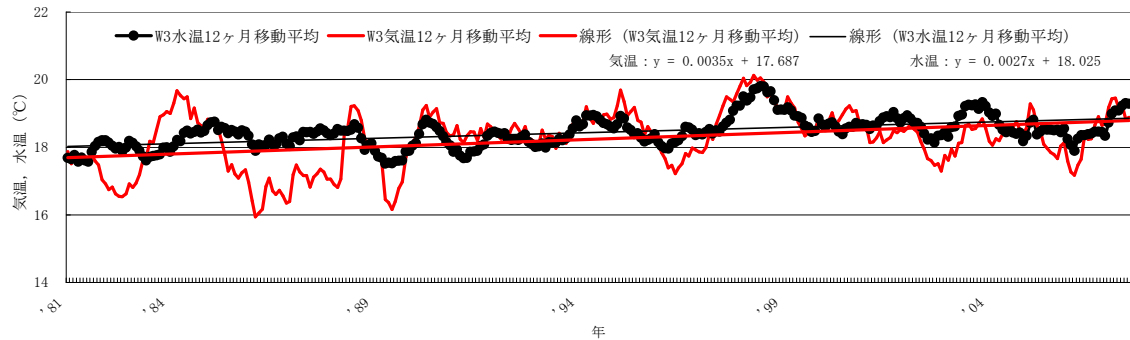


図 14 W3 地点表層水温と気温データの 12 ヶ月移動平均 (1981 年 5 月~2008 年 3 月)

③COD

W3 地点での解析期間 1981 年 4 月から 2009 年 3 月における COD の推移について、モデル 2 (傾き効果と季節効果) によりダミー変数を用いた重回帰分析を行った。また、図 4 から COD の上昇傾向が 1990 年代前半で変化していることから解析期間を 1981 年 4 月から 1996 年 3 月、1996 年 4 月から 2009 年 3 月に分け、それぞれについてもモデル 2 により重回帰分析を行った。その結果を表 11 に示した。解析期間 1981 年 4 月から 2009 年 3 月および 1981 年 4 月から 1996 年 3 月において、傾き効果はいずれも正の値となり COD は上昇傾向を示し、また P 値も 0.01 未満となり 1%危険率で統計的に有意となった。また解析期間 1981 年 4 月から 2009 年 3 月よりも 1981 年 4 月から 1996 年 3 月の方で傾き効果の値が大きくなったことから、1981 年 4 月から 1996 年 3 月の方で COD の上昇傾向が強かったものと推定された。

表 11 W3 地点 COD 重回帰分析結果の解析期間による比較

調査地点	解析期間	1981.4~2009.3	1981.4~1996.3	1996.4~2009.3
表層	傾き効果P値	1.39717E-15	4.5665E-10	0.430040747
	傾き効果(mg/L・月)	0.0026	0.0047	-0.00077
底層	傾き効果P値	5.17142E-10	0.000400239	0.451457327
	傾き効果(mg/L・月)	0.0014	0.0023	-0.00039

なお解析期間 1996 年 4 月から 2009 年 3 月では、傾き効果は負の値を示し減少傾向となったが、P 値も 0.05 以上となり、COD の減少傾向は 5%危険率で統計的に有意とはならなかった。

8 水温ロガーによる海水温の連続観測

(1) 経緯

地球温暖化による海水温の変動状況について気温変動との関連から解析を行うにあたり、より詳しく気温の変動状況を把握するための気温データとして気象庁の連続観測データがある⁵⁾。この気象庁の気温データに対応する海水温の連続観測データを得るため、博多湾内に水温ロガーを設置した。

設置場所の選定にあたり①重点的解析地点W3に比較的近い場所、②陸域からの流入水による影響が少ない場所、③波の影響等による破壊や紛失などの恐れがない場所として検討した結果、唐泊漁港内（福岡市西区唐泊）の防波堤内側に決定し、2010年3月下旬に設置した。設置地点は図15に示すとおりで、W3地点までの距離は直線にして約3kmである。

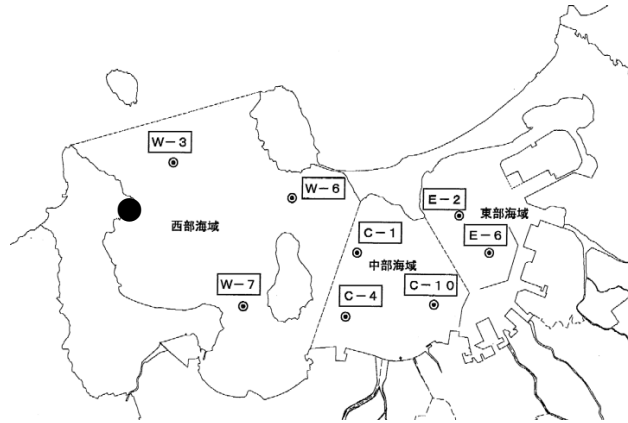


図15 水温ロガー設置位置 (●：唐泊)

(2) 水温ロガーの仕様と設置状況

図16に水温ロガーの写真、表12に主な仕様、図17に設置場所、図18に設置状況の概要を示した。漁港内の筏に2本のロープを吊し、表層用は海面下0.5m、中層用は海面下3

表12 水温ロガーの主な仕様

HOBO ペンダント温度/照度データロガー

<温度計測>

計測範囲	(水中) 0℃～50℃, (空气中) -20℃～70℃
精度	0.47℃ at 25℃
分解能	0.1℃ at 25℃
応答速度	空气中 (流速1m/S) : 10分, 水中 : 5分

<共通仕様>

寸法/重量	58×33×23mm/18g
材質	(ケース) ポリプロピレン
メモリ	UA-002-64 温度+照度 : 28,975点 温度のみ : 52,155点 照度のみ : 65,194点
時間精度	±1分/月 at 25℃
バッテリー寿命	1年 (一般的使用条件)



図16 水温ロガー



図17 水温ロガー設置場所

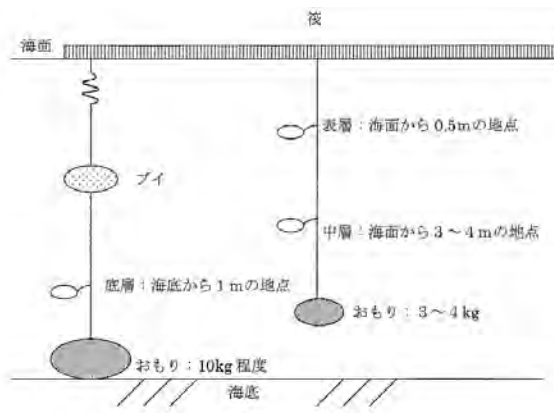


図18 水温ロガー設置状況

～4m, 底層用は, 海底から 1mのところに取り付けた。また藻類, イガイなど海生生物等の付着を防止するため水温ロガーを銅網で覆った。なお, データ採取は 10 分間隔とした。

(3) 設置後の水温ロガーの維持管理状況

①第1回目 (5月11日)

取り付け後約 1 ヶ月半経過した 5 月中旬, 水温ロガーデータの回収を行った。水温ロープを覆った銅網は青く変色していたが, 海生生物の付着はなかった。ロープには藻類が多く付着していたが貝類などの付着はなかったためロガー交換のみを行った。

②第2回目 (6月28日)

取り付け後約 3 ヶ月経過した 6 月下旬, 水温ロガーには海生生物の付着等はなかった。ロープには藻類や若干の貝類の付着があったが, ロガー交換のみを行った。

③第3回目 (9月1日)

取り付け後約 5 ヶ月経過した 9 月上旬, 水温ロガーには海生生物の付着等はなかった。一方ロープやブイなどにムラサキイガイ, シロボヤ, フジツボなどが多く付着していたが, ロガー交換のみを行った。海生生物の付着状況を図 19, 図 20 に示した。



図 19 ムラサキイガイの付着



図 20 シロボヤの付着

④第4回目 (11月16日)

取り付け後約 7 ヶ月半経過した 11 月中旬, 水温ロガーには海生生物の付着等はなかったが, ロープやブイなどに付着したムラサキイガイ, シロボヤ, フジツボなどを全て除去したのち, ロガー交換を行った。その状況を図 21 に示した。



図 21 海生生物の除去作業

⑤第5回目 (2月10日)

取り付け後約 10 ヶ月半経過した 2 月中旬, 水温ロガーには海生生物の付着はなかった。また 11 月に付着した海生生物の除去作業を行ったことなどからロープやブイなどへの海生生物の付着等もなかったためロガー交換のみを行った。

(4) 気温、海水温の変動状況 (2010年4月～2011年2月中旬)

図 22 に気象庁 (福岡管区気象台) による 10 分毎の気温データをもとに求めた日平均気温、唐泊に設置した水温ロガーによる 10 分毎の水温データをもとに求めた日平均海水温 (表層, 中層, 底層) の変動状況についてグラフに示した。気温と水温の変動幅は異なるが, 温度の上昇と低下の時期はほぼ同じであった。水温ロガーによる海水温の測定を開始した 3 月下旬以降, 気温と水温はいずれも徐々に上昇し, 8 月中旬に最高となった。その後徐々に低下し 1 月下旬に最低となり, 再び上昇した。3 月下旬から 6 月上旬までは気温の変動範囲内を水温が変動したが, その後 8 月下旬までは気温が水温を上回り推移した。8 月下旬から 9 月下旬までの約 1 か月間は再び気温の変動範囲内を水温が変動したが, それ以降は気温が水温を下回り推移した。また海域での成層の形成は 4 月下旬に始まり, 7 月下旬にかけて徐々に強化された。その後 9 月下旬まで成層の形成は続いたが, それ以降解消され表層から底層までほぼ同じ温度となった。

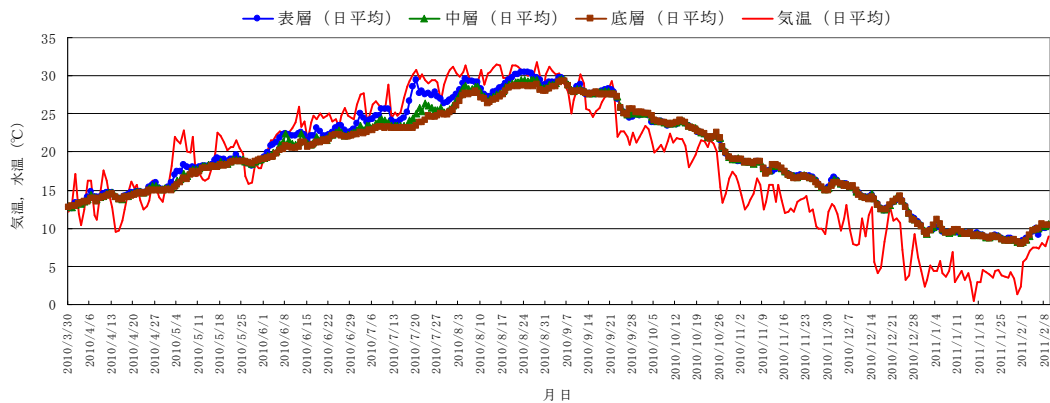


図 22 気温、海水温の変動状況 (日平均データ : 2010 年 3 月～2011 年 2 月)

図 23 に最も水温の日変動の大きかった 7 月について 7 月 1 日から 31 日までの正時の気象庁による気温データとロガーによる水温データ (各層), 気象庁による 1 時間あたりの降水量データ, 1 時間あたりの日照時間, 全天日射量の変動状況⁵⁾を示した。表層水温は気温変動と連動してほぼ同様のパターンで大きく変動しながら推移した。中層水温は表層水温と底層水温の間を表層ほど気温の影響を受けることなく推移したが, 7 月 10 日前後, 20 日前後, 27 日前後には大きな変動があった。唐泊漁港は水深が 7~8m 程度であるため中層用水温ロガーは, 表層から 3~4m のところに取り付けているが, 潮位変動などによる影響の可能性も考えられた。底層水温は, 7 月下旬にやや上昇したが他の層と異なり日変動はあまり大きくなかった。

また比較的多く降った降雨のあった時期 (7 月上旬, 中旬) は日照時間, 全天日射量も少なく, 気温と表層海水温の上昇も少なかった。7 月中旬に海水温の上昇変動があったが, この時期は日照時間の多い日が続く, また気温が連続的に上昇し, かつ全天日射量も多い日が続いたことから海水への蓄熱も多くなるなど海水温の上昇に繋がった可能性が考えられた。

さらに, 表 13 に 2010 年 4 月から 2011 年 1 月までの気象庁による気温データの日格差とロガーによる表層海水温の日格差について, 月毎の最高, 最低, 平均の値を示した。また図 24 に気温日格差のグラフ, 図 25 に表層海水温日格差のグラフを示した。気温の日格差は年間を通じて春季 (4, 5 月) に大きく, 夏季に小さくなる傾向があったが, 表層海水温では春季から夏季に日格差が大きくなり 7 月に最も大きくなった。また日格差の変動幅 (最高と最低の差) についても同様の傾向があった。また気温の日格差の変動は, 1.5°C から 15.0°C の範囲 (平均 : 6.9°C) であったのに対し, 表層海水温の日格差の変動は, 0.2°C から 3.0°C の範囲 (平均 : 1.0°C) であり, 表層海水温の日格差の平均値は, 気温の日格差の平均値の約 7 分の 1 程度であった。

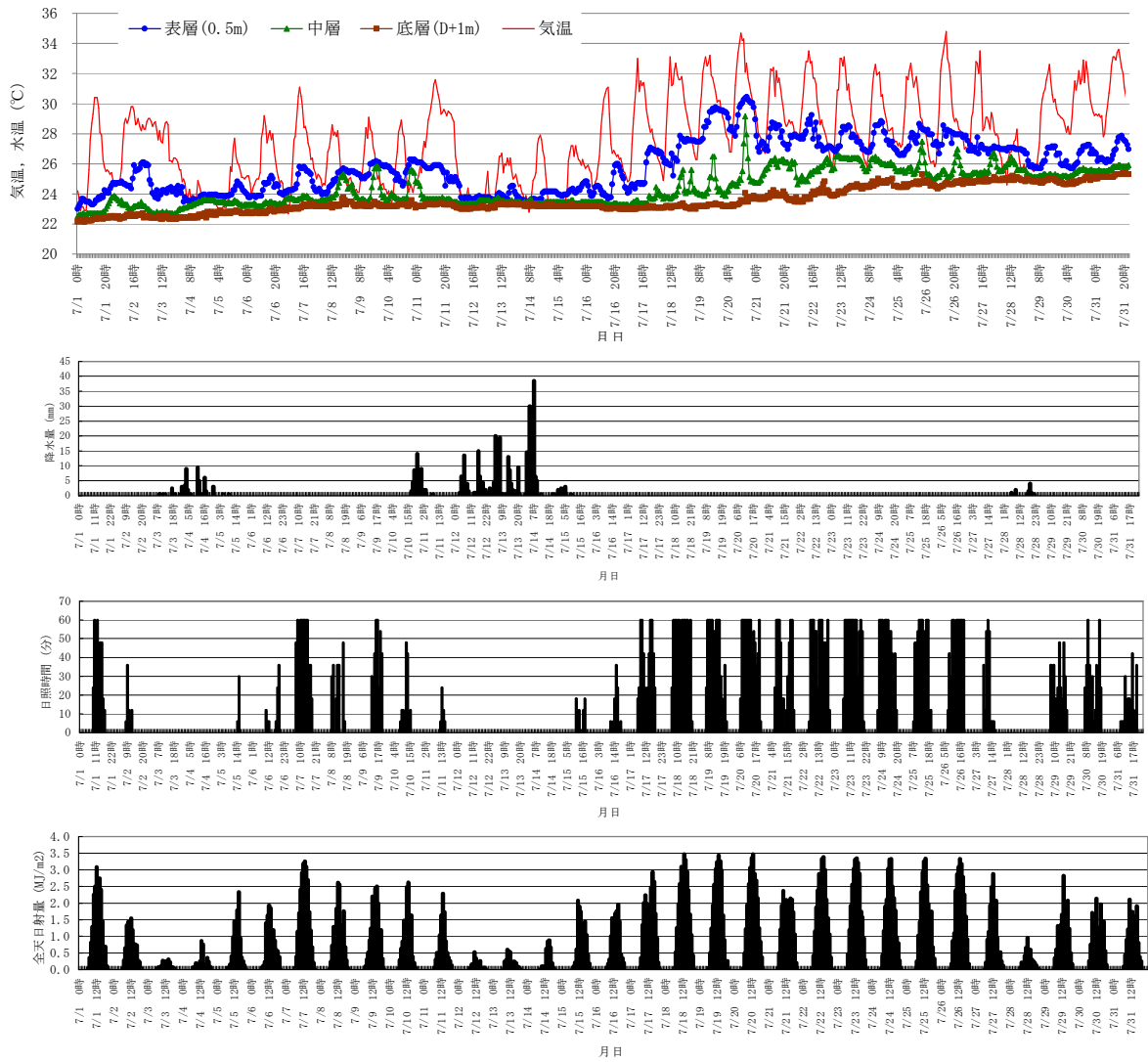


図23 気温、海水温、降水量、日照時間、全天日射量の変動状況
(正時データ：2010年7月1日～7月31日)

表 13 気温、海水温日格差の比較 (2010年4月～2011年1月)

	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月
気温日格差 (最高)	13.4	15.0	10.7	9.0	10.2	10.4	11.0	12.0	11.7	9.6
気温日格差 (最低)	2.5	3.9	2.7	2.3	3.7	2.1	1.5	2.4	2.6	1.8
海水温日格差 (最高)	2.1	2.1	2.2	3.0	1.8	1.7	1.3	2.0	1.6	1.7
海水温日格差 (最低)	0.2	0.4	0.6	0.9	0.6	0.4	0.2	0.3	0.4	0.2
気温日格差 (平均)	7.4	7.6	6.5	6.4	7.7	6.9	6.6	7.7	6.7	5.1
海水温日格差 (平均)	0.9	1.1	1.2	1.8	1.2	1.0	0.6	0.7	0.8	0.6

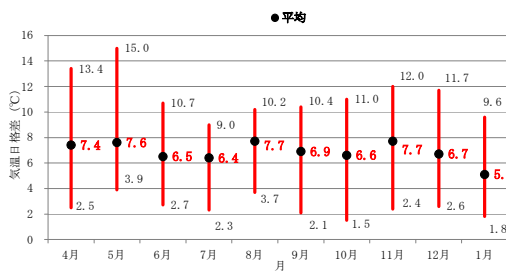


図24 気温日格差 (月毎の推移)

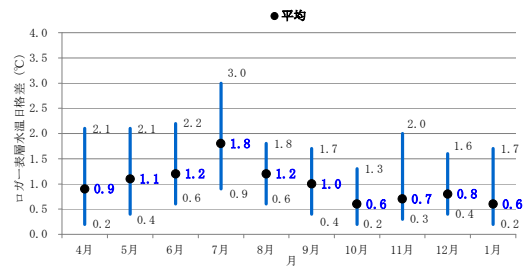


図25 海水温 (表層) 日格差 (月毎の推移)

(5) 博多湾常時監視データとの比較 (2010年4月～2011年2月)

水温ロガーを設置した第一の目的は、湾内にて海水温の連続観測を行い気象庁の気温データとの相関から地球温暖化に伴う海水温の変動状況について解析を行うことであるが、2010年4月から2011年2月までに得られた常時監視による表層海水温データとの相違について、W3地点との比較を中心に確認した。その結果を表14および図26に示した。4月から10月までは、W6、W7地点と異なりW3地点での実測データとロガーデータとの差はあまりなかった。また本紙に示していないが、他の常時監視地点（中部海域、東部海域）の実測表層水温データについてもW6、W7地点と同様にロガーデータの間に差があった。しかし、11月以降、これまであまり差のなかったW3地点においてもロガーデータとの差が大きくなり、常時監視のデータに比べロガーデータの方が水温が低くなった。11月以降の

表14 常時監視時の水温と水温ロガーデータの比較
(2010年4月～2011年2月：博多湾西部海域)

単位：℃

	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月
W3常時監視実測	14.9	18.4	19.3	24.2	29.3	28.8	24.1	17.7	17.5	10.9	10.5
W6常時監視実測	14.9	19.3	19.9	25.6	28.8	28.9	23.7	16.6	15.0	7.8	7.2
W7常時監視実測	14.9	20.2	20.5	25.1	29.3	29.0	23.4	16.2	14.6	7.1	6.9
唐泊ロガー水温	15.4	18.7	19.4	24.4	29.0	28.9	23.9	16.9	15.8	9.4	8.7
Δ (※)	0.5	0.3	0.1	0.2	-0.3	0.1	-0.2	-0.8	-1.7	-1.5	-1.8

※：Δ = (唐泊ロガー水温) - (W3地点常時監視実測水温)

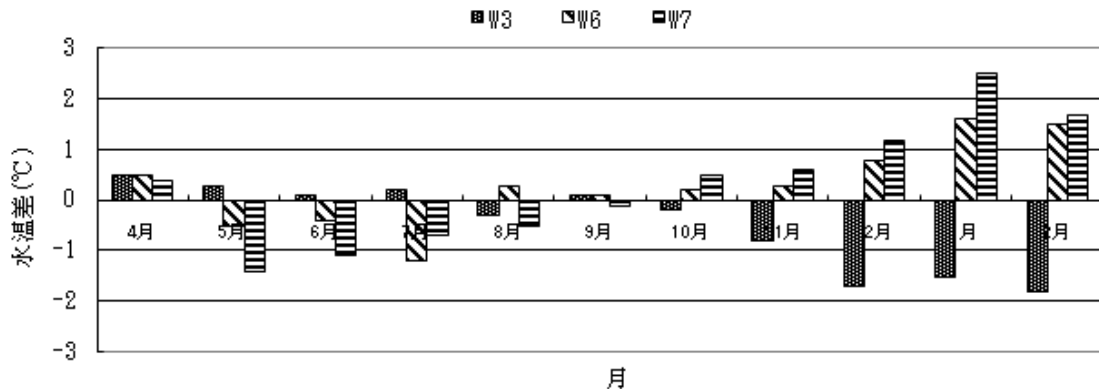


図26 常時監視時の水温と水温ロガーデータの比較
(2010年4月～2011年2月：博多湾西部海域)

※水温差 = (唐泊ロガー水温) - (W3地点常時監視実測水温)

常時監視での表層水温データを地点間で比較すると、W3地点の表層水温は他の地点に比べ11月で1℃以上、その後も3℃以上高くなる傾向があった。W3は博多湾の湾口地点であり、外海水の入り口となる。従って、対馬暖流により北上した海水の流入によりW3地点は他の湾内地点に比べ海水温が高めとなる可能性が考えられた。なお、W3地点以外の常時監視地点における表層海水温は、いずれも11月以降水温ロガーによる表層水温データに比べ低かった。

9 脆弱性

気温や水温の変化に伴う水質への影響について、①底層DOの状況、②水温とCODの変動状況の2点について確認した。また生態系への影響について情報を収集した。

①底層DOの状況

表層水温の上昇に伴う成層強化により鉛直方向での混合阻害が起こり、表層からの溶存酸素の供給が減少もしくは途絶える。その結果底層でのDO不足、いわゆる貧酸素状態が

生じやすくなることが考えられる。また、底層での水温上昇により、酸素消費速度の増加が起これ貧酸素状態が生じやすくなることも考えられる。従って、1985年度から2008年度の博多湾常時監視データのうち、東部海域のE2地点、中部海域のC4地点について底層DOの経年的な変化について確認した。その結果を表15に示した。E2地点では、1980年代

表15 底層DOの経年的な変化の状況 (E2地点, C4地点: 1985年度~2008年度)

<E2地点:6月~9月>		DO濃度 (mg/L)					<C4地点:7月~10月>		DO濃度 (mg/L)				
解析期間(年度)	(月数)	3.6以下	4.0以下	4.5以下	5.0以下	5.1以上	解析期間(年度)	(月数)	3.6以下	4.0以下	4.5以下	5.0以下	5.1以上
1985 ~ 1989	(20)	3	2	1	2	12	1985 ~ 1989	(20)	0	0	1	6	13
1990 ~ 1994	(20)	1	2	1	0	16	1990 ~ 1994	(20)	1	1	1	1	16
1995 ~ 1999	(20)	1	0	2	5	11	1995 ~ 1999	(20)	2	0	1	3	14
2000 ~ 2004	(20)	1	2	0	2	15	2000 ~ 2004	(20)	0	2	1	4	13
2005 ~ 2008	(16)	1	0	0	0	15	2005 ~ 2008	(16)	1	0	1	1	13

後半の5年間にDO 3.6 mg/L以下となる貧酸素が7月と8月に合わせて3回発生し、他の期間に比べ貧酸素の発生が多かった。またDO 5.0 mg/L以下となる月は、1980年代と1990年代の後半で多く、両者間では1980年代後半の方でよりDO濃度の低い月が多かった。一方2000年以降はDO 5.0 mg/L以下となる月が、1990年代までに比べ少なかった。

C4地点では、DO 3.6 mg/L以下となる貧酸素は、1990年代前半に1回発生しており、1990年代での発生は3回(8月に2回, 9月に1回)であった。また2000年代以降、10月にDO濃度の低い月となる傾向があり、2005年度以降DO濃度の低い月は9月もしくは10月であった。

以上のことから、ともにダミー変数を用いた重回帰分析の結果、底層での水温上昇傾向のあるE2地点(1%危険率で有意, 解析期間2000年3月の場合も1%危険率で有意)およびC4地点(5%危険率で有意, 解析期間2000年3月の場合は1%危険率で有意)であるが、C4地点では1990年代に入り貧酸素が発生していることと関連性を有する可能性があった。一方E2地点では1980年代後半の5年間にDO 3.6 mg/L以下となる貧酸素が7月と8月に合わせて3回発生し、他の期間に比べ貧酸素の発生が多かったことなどから水温上昇との関連性についてはわからなかった。

なお、底層DOの測定は海底上1m地点で行ったもので、底泥の直上ではない。

②水温とCODの変動状況

1981年5月から2008年3月までのW3地点における表層水温とCODを12ヶ月移動平均化により平準化したグラフを図27に示した。水温とCODの変動の傾向を比較すると1980年代末までは同様な変動傾向を示したが、それ以降は水温の上昇時期にCODが低下

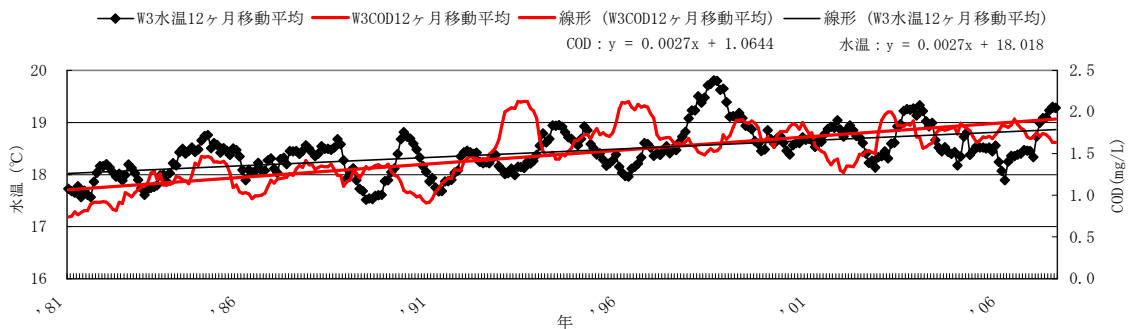


図27 W3地点表層水温とCODデータの12ヶ月移動平均(1981年5月~2008年3月)し、逆に水温の低下時期にCODが上昇するという相反する変動パターンとなり、変動傾向は一致しなかった。また、W3地点とC1地点における1981年度から2008年度までの水温とCODの相関について図28(W3), 図29(C1)に散布図を示した。両地点ともに水温とCODの間に相関はなかった。

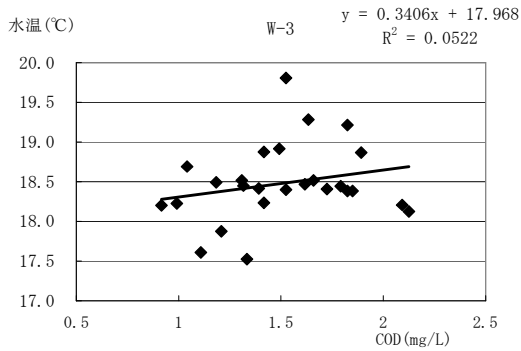


図 28 水温とCODの相関 (W3)

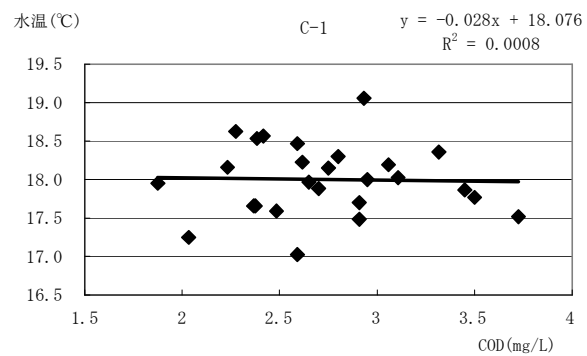


図 29 水温とCODの相関 (C1)

また生態系への影響については、2009年11月30日以降、筑前海域、博多湾などでヒョウモンダコが数例確認されている。ヒョウモンダコは、日本からオーストラリアにかけての西太平洋熱帯域・亜熱帯域に分布し、浅い海の岩礁、珊瑚礁、砂と小石混じりの海底に生息する体長10cmほどの小型のタコで、刺激を受けたときに青いリング模様が全身にあらわれる。ヒョウモンダコは、フグと同じ猛毒のテトロドキシンを持っており、咬まれると死に至る可能性もあることから本市ではホームページ⁶⁾により情報提供を行った。

10 まとめ

本共同研究において取り組んできた内容は、①本市で所有する過年度データの整理および紙データの電子化、②海水温の経年変化についての解析、③海水温と気温の経年変化の傾向比較、④水温、気温の水質、生態系への影響に関する確認および情報収集であった。当初の研究計画で予定されていた水質予測シミュレーションモデルに関する事項、地球温暖化と関連した沿岸域での水質変化に対する適応策の検討、水環境保全のあり方についての提言までは行うことができなかった。一方新たな取り組みとして2010年3月に水温ロガーを博多湾内に設置し海水温の連続観測を行うとともに、気温データとの変動傾向の比較と解析などを行った。これらの結果について以下にまとめた。当所では、今後も脆弱性などに関する情報について収集していきたいと考えている。

(1) 重点的解析地点 (W3, C1) の1981年度から2007年度における水温、COD、塩化物イオン、クロロフィルaの経年的な変動状況について一次回帰解析を行い、またその傾向の統計的な有意性についてMann-Kendall検定により確認した。その結果、両地点ともに水温とCODは上昇傾向となり、また水温、CODの上昇傾向は5%の危険率で有意であったが、水温は1990年代以降明確な傾向はみられず、CODは1990年代前半以降横ばいであった。一方、塩化物イオンとクロロフィルaでは明確な上昇傾向はなかった。

(2) 重点的解析地点 (W3 (西部海域), C1 (中部海域)) にE2 (東部海域) を加えた計3地点の各水温 (表層, 底層) の1981年度から2008年度までの実測値を用いて傾き効果, 季節効果, 日遅れ効果を説明変数としてダミー変数を用いた重回帰分析を行った。その結果, 全地点の表層, 底層において傾き効果は正の値となり水温は上昇傾向となった。しかし, C1, E2 両地点ともに表層では, その傾向は5%危険率で有意とはならなかった。また解析期間を1981年度から1999年度, 2000年度から2008年度にわけ, それぞれについてもダミー変数を用いた重回帰分析を行った。その結果, 1981年度から1999年度の方で1981年度から2008年度より傾き効果の値が大きくなったことから, 1999年度までの方でより水温の上昇傾向が強かったものと推定された。

(3) W3地点での気温の1981年度から2008年度までの実測値を用いて水温と同様傾き効

果、季節効果、日遅れ効果を説明変数としてダミー変数を用いた重回帰分析を行い、その傾向を3つの解析期間1981年度から2008年度、1981年度から1999年度、2000年度から2008年度で比較した。その結果、水温と同様1981年度から2008年度と1981年度から1999年度において傾き効果は正の値で気温は上昇傾向となり、その傾きは1981年度から1999年度の方で大きかった。統計的な有意性では、1981年度から2008年度は5%危険率で有意とはならなかったが、1981年度から1999年度では1%危険率で有意となった。また、12ヶ月移動平均化法によりW3地点における1981年度から2007年度までの気温と水温の変動状況について比較したところ、1980年代中頃以降両者の変動傾向は類似していた。

(4) W3地点でのCOD(表層、底層)の実測値を用いて傾き効果、季節効果を説明変数としてダミー変数を用いた重回帰分析を行い、その傾向を3つの解析期間1981年度から2008年度、1981年度から1995年度、1996年度から2008年度で比較した。その結果、1981年度から2008年度と1981年度から1995年度において傾き効果は正の値でCODは上昇傾向となり、その傾きは1981年度から1995年度の方で大きかった。統計的な有意性では、1981年度から2008年度、1981年度から1995年度ともに1%危険率で有意となった。また、1996年度から2008年度では傾き効果は負の値となりCODは減少傾向となったが、その傾向は5%危険率で有意とはならなかった。

(5) 本市西区の唐泊漁港内に設置した水温ロガーによる水温データと気象庁の気温等のデータを用いて海水温の変動状況について解析を行った。水温ロガーによる測定を開始した3月末以降、気温と水温はいずれも徐々に上昇し、8月中旬に最高となった。その後徐々に低下し1月下旬に最低となった。また3月下旬から6月上旬までは気温の変動範囲内を水温が変動したが、その後8月下旬までは気温が水温を上回り推移した。8月下旬から9月下旬までの約1か月間は再び気温の変動範囲内を水温が変動したが、それ以降は気温が水温を下回り推移した。海域での成層の形成は4月下旬に始まり、7月下旬にかけて徐々に強化された。その後9月下旬まで成層の形成は続いたが、それ以降解消された。

(6) 水温の日変動が最も大きかった7月では、表層のロガー水温は気温変動と連動してほぼ同様のパターンで大きく変動しながら推移した。中層水温は表層水温と底層水温の間を表層ほど気温の影響を受けることなく推移したが、非定期に大きく変動し表層水温近くまで上昇することがあった。底層水温は、7月下旬にやや上昇したが他の層と異なり日変動はあまり大きくなかった。

(7) 2010年4月から2011年1月までの気象庁による気温データの日格差とロガーによる表層海水温の日格差を比較すると、気温の日格差は春季に大きく、夏季に小さくなる傾向があったが、表層海水温では春季から夏季に向い日格差が大きくなり7月に最も大きくなった。また気温の日格差の変動は、1.5℃から15.0℃の範囲(平均:6.9℃)であったのに対し、表層海水温の日格差の変動は、0.2℃から3.0℃の範囲(平均:1.0℃)であった。

(8) W3地点における常時監視時の水温データ(実測)と水温ロガーによる測定値を比較すると、4月から10月までは、両者間にあまり差がなかったが、11月以降で差が大きくなり常時監視のデータに比べ水温ロガーの方で水温が低くなった。11月以降の常時監視での表層水温データを地点間で比較すると、W3地点の表層海水温は他の常時監視地点に比べ高くなる傾向があり、湾口地点であることから外海水の流入による影響が考えられた。

(9) 脆弱性について、水温の変動と底層DOの変化との関連、水温変動とCODの変化との関連について確認検証した。対象地点は、ともに底層で水温の上昇傾向があるE2地点とC4地点とした。E2地点では貧酸素の発生と水温との関係はわからなかったが、C4地点では1990年代に入り貧酸素の発生がみられたことから水温変動との関連性も考えられた。

一方水温とCODとの間に相関はなかった。また生態系への影響については、2009年以降ヒョウモンダコが湾内、筑前海域において確認されている。

参考文献

- 1)福岡市環境局環境対策推進部環境調整課（現：環境局温暖化対策部環境調整課）：博多湾環境保全計画，p11，2008
- 2)環境科学課水質担当：博多湾の海水温の変化および水質変化，福岡市保健環境研究所所報，vol.34，p149-151，2008
- 3)西岡昌秋，他：Mann-Kendall検定による水文時系列/傾向変動，京都大学防災研究所年報，46B，p181-192，2003
- 4)二宮勝幸他：東京湾西部海域における表層水温のトレンド，横浜市環境科学研究所所報，第34号，p46-51，2010
- 5)福岡管区気象台ホームページアドレス：<http://www.jma-net.go.jp/fukuoka/>
- 6)福岡市ホームページアドレス，農林水産局水産部水産振興課：<http://www.city.fukuoka.lg.jp/nosui/suisanshinko/life/hyoumondako.html>

大分県沿岸域の公共用水域水質測定地点における水温、COD の変動解析

村上泰隆, 中村千晴 大分県衛生環境研究センター

要旨

1980 年度から 2009 年度の大分県公共用水域常時監視における水質調査結果を用いて 12 ヶ月移動平均により気温及び水温のトレンドを求めた。その結果、気温のトレンドは 0.053~0.061 °C/年、水温のトレンドは 0.017~0.049 °C/年と算定され、いずれも上昇傾向であることが示された。

一方、ダミー変数を用いた重回帰分析による解析方法では水温のトレンドは 0.026~0.048 °C/年であり、気温の上昇傾向が特に著しかった 1980 年度から 1999 年度の期間においては 0.042~0.073°C/年と算定され、1 地点を除き、有意に温暖化傾向を示す結果が得られた。

1 はじめに

近年、水温上昇や A 類型に指定されている非汚濁海域での COD 漸増や環境基準超過が報告されている。また、汚濁負荷が減少している海域においても、依然として赤潮等の被害が発生している。これらについて、流動モデル等の技術の著しい発展により各水域の状況を模擬・再現できるようになった。

全国の地方環境研究所では水質汚濁防止法に基づく常時監視により、昭和 40 年代から多くの実測データを蓄積している。そこで、本共同研究はこの長年蓄積してきた公共用水域の水質測定データを統一的に収集解析し、水環境から見た地球温暖化の水質への影響を全国規模で検証して、現行の水質施策の見直しや、温暖化への効果的な適応策を検討するための知見を集積するとともに、地球温暖化を見据えた日本沿岸域の水環境保全のあり方を提言することを目的に実施する。

2 解析対象地点、測定期間

解析対象はデータが底層における各項目や塩分、DO 等の補助データがあり、かつ欠測が少ない地点を選定した。また、河川水や工場排水の影響を考慮する必要がない地点とした。

以上から国東半島地先 Kst-3、別府湾 Bst-19、佐伯湾 Sst-9 を解析対象地点とした。解析対象地点の詳細を図 1 に示す。また、気温の解析には大分地方気象台の気温データを用いた。気象台の解析対象は水温の採水地点に最も近い地点を選定した。



図 1 解析対象地点図

選定した気象台のデータは杵築、佐伯であり、それぞれ **Bst-19**、**Sst-9** に対応している。**Kst-3** に最も近い地点の気象台データは武蔵であったが、十分な期間の気温データが存在しなかったため解析は行わなかった。解析対象としたこれらの地点では過去に測定頻度に変更されており、1年に12回から隔月の6回採水となった。また、隔月の採水では偶数月か奇数月かいずれかとなっているが、これらについても変更されている。これらの採水の詳細を表1に示す。

表1 解析対象地点における採水月の詳細

解析対象地点	採水の詳細
Kst-3	1980年度～1985年度毎月採水、 1986年度～1999年度2ヶ月に一度偶数月採水 2000年度～2009年度2ヶ月に一度奇数月採水
Bst-19	1980年度～1999年度毎月採水、 2000年度～2009年度2ヶ月に一度偶数月採水
Sst-9	1980年度～1985年度毎月採水、 1986年度～1993年度2ヶ月に一度偶数月採水 1994年度～1999年度2ヶ月に一度奇数月採水 2000年度～2009年度2ヶ月に一度偶数月採水

※一部例外、欠測あり

3 12ヶ月移動平均による水質の変動解析

水温及びCODについて12ヶ月移動平均による変動状況を解析した。解析した3地点では解析開始時の1980年度は毎月の採水であり、**Kst-3**及び**Sst-9**地点は1986年度から、**Bst-19**地点は2000年度から、2ヶ月に1回偶数月の採水となっている。そのため、毎月採水している期間については偶数月のみを解析対象とし、12ヶ月移動平均は隔月の6ヶ月分のデータを平均したものとした。気温の解析は水温の場合と異なり隔月のデータではないため12ヶ月のデータを平均している。

3-1 水温、気温

大分県の3地点において、12ヶ月の移動平均を用いて水温のトレンドを求めた。水温の12ヶ月移動平均を図2に示す。単回帰分析の結果、水温のトレンドは**Kst-3**で0.030℃/年、**Bst-19**で0.049℃/年、**Sst-9**は0.017℃/年と算定された。また、気温の12ヶ月移動平均を図3に示す。気温のトレンドについては、杵築で0.061℃/年、佐伯で0.053℃/年と算定され、気温及び水温ともに3地点全てで上昇傾向を示していた。

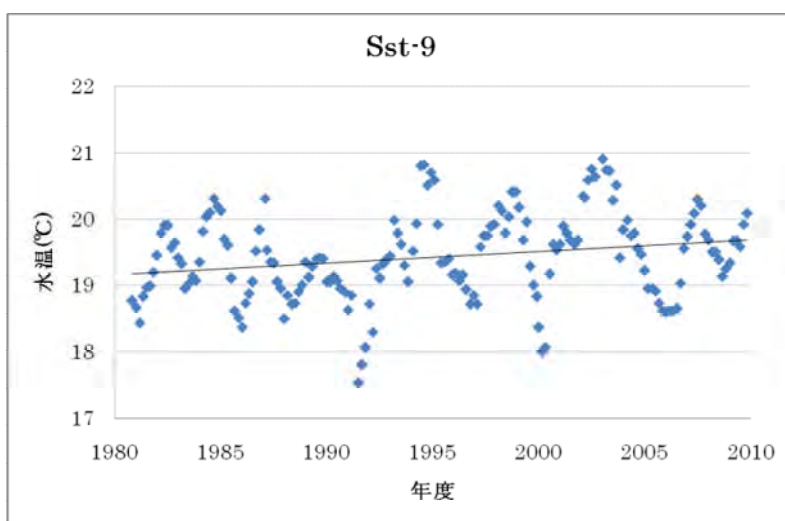
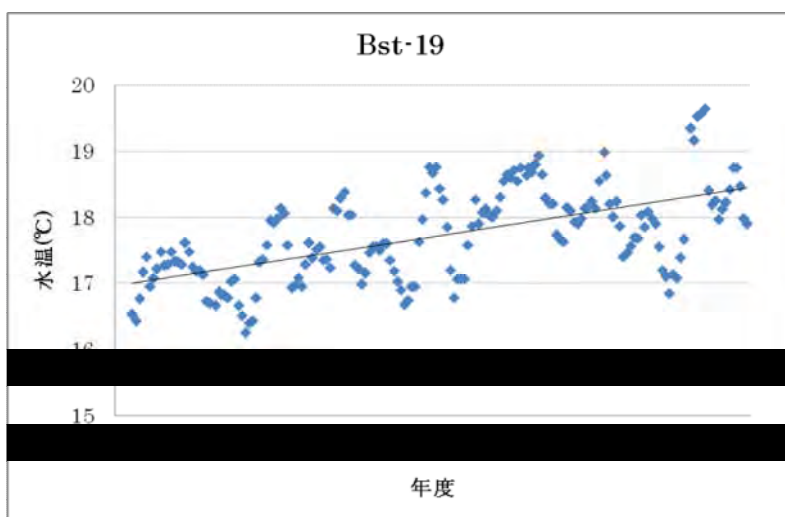
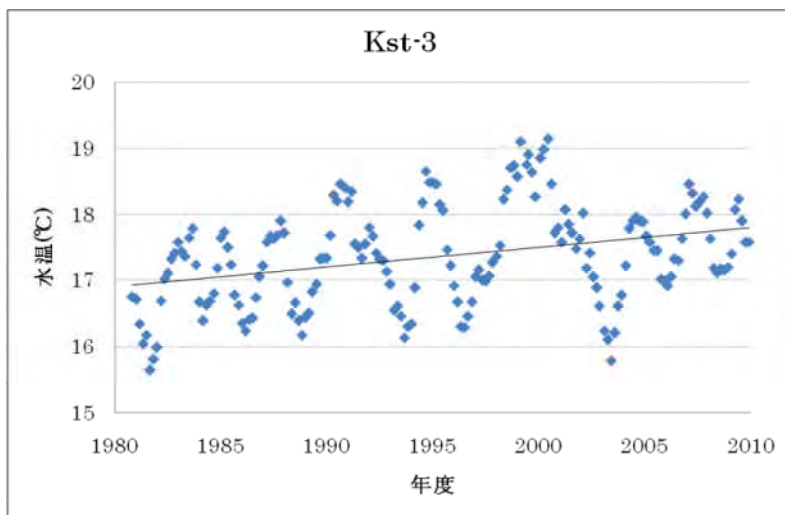


図2 水温の12ヶ月移動平均

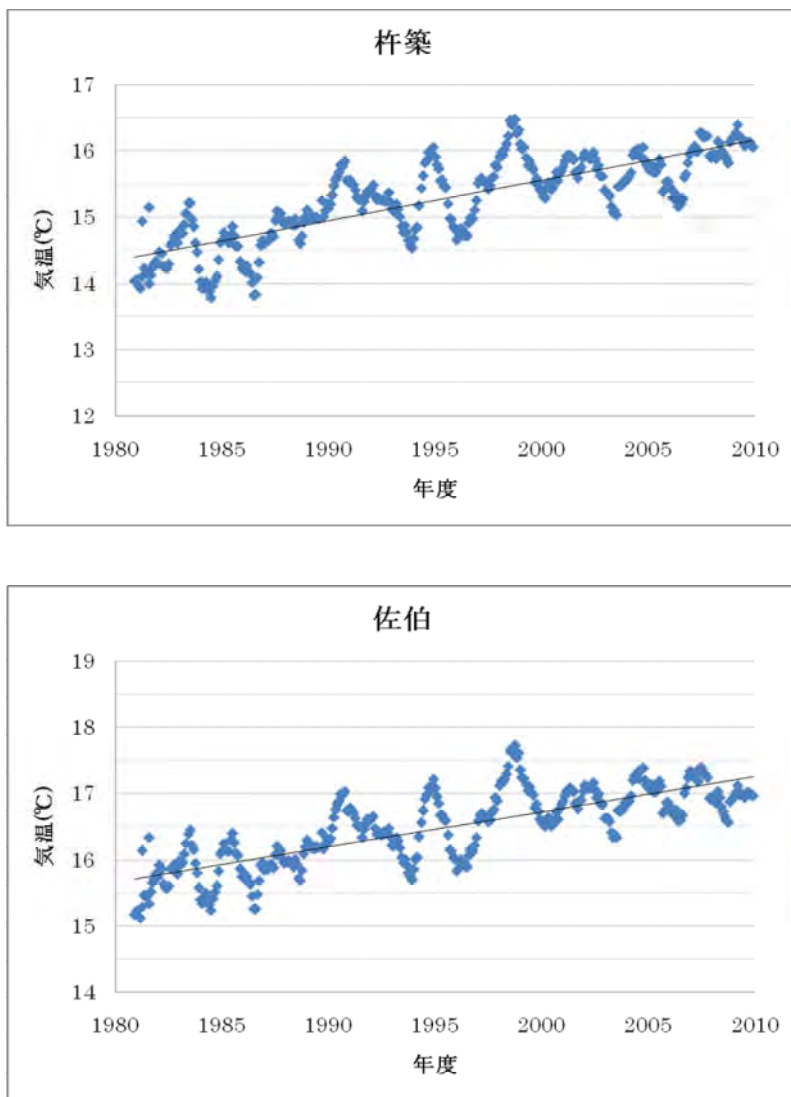


図3 気温の12ヶ月移動平均

3-2 COD

大分県の3地点において、12ヶ月の移動平均を用いてCODのトレンドを求めた。CODの12ヶ月移動平均を図4に示す。単回帰分析のCODのトレンドは、Kst-3で0.005 mg/L/年、Bst-19で0.005 mg/L/年、Sst-9で0.007 mg/L/年と算定され、3地点の全てでCOD値は上昇傾向を示した。

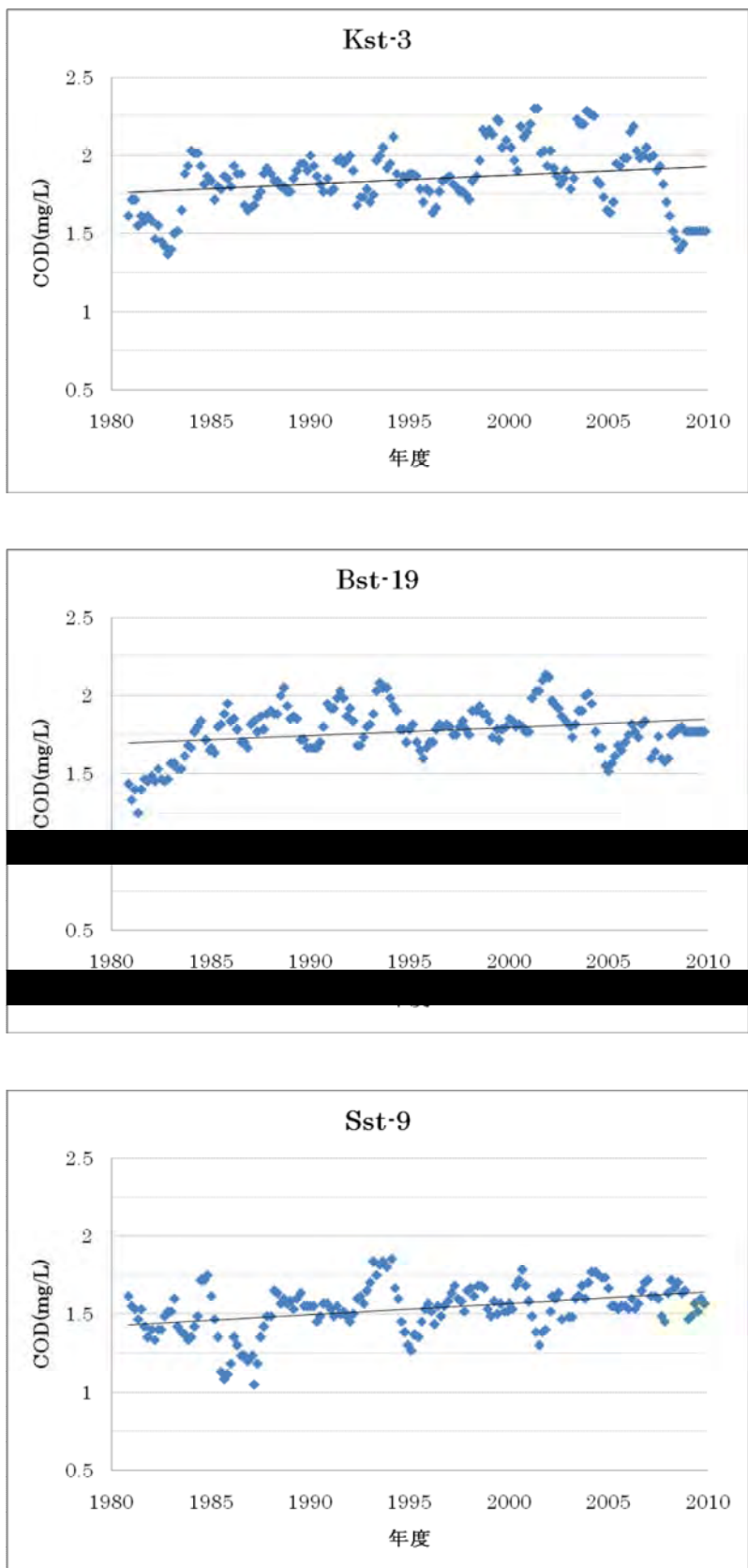


図4 CODの12ヶ月移動平均

4 ダミー変数を用いた重回帰分析

気温や水温のようなデータは、一年周期で上下を繰り返している。また、公共用水域の常時監視のデータは月毎で採水が行われており、採水日や採水時刻の影響を受けやすい。そのためこれらの影響を考慮した方法で解析を行うことが望ましく、本共同研究ではダミー変数を用いた重回帰分析を行うことにより、水温のトレンドを評価することとした。

今回の解析においては、季節変動を考慮するために月毎に説明変数を設定した。また、水温のトレンドを評価するための傾き成分を説明変数として設定した。

5 ダミー変数を用いた重回帰分析による水温の解析

ダミー変数を用いた重回帰分析により 3 地点の水温のトレンドを求めた。解析期間は全期間に加えて、気温上昇が顕著な 1980 年度から 2000 年度までを境に 2 期間に分けて解析を行った。詳しい解析結果を表 2 に示す。まず、解析期間を 2000 年度から 2009 年度に設定した場合は危険率が 3 地点全てで 50 % 以上となり有意性が低いと判断された。一方、これと比較して、1980 年度から 1999 年度の期間を対象とした場合においては、Sst-9 を除いて危険率 1 % で有意な温暖化傾向を示した。

表 2 ダミー変数を用いた重回帰分析結果

解析期間	調査地点	Kst-3	Bst-19	Sst-9
1980 年度～ 2009 年度	水温トレンド(°C/年)	0.048	0.047	0.026
	水温トレンド P 値	7.59×10^{-6}	6.95×10^{-6}	3.18×10^{-3}
1980 年度～ 1999 年度	水温トレンド(°C/年)	0.066	0.073	0.042
	水温トレンド P 値	1.99×10^{-3}	5.28×10^{-6}	1.41×10^{-2}
2000 年度～ 2009 年度	水温トレンド(°C/年)	0.023	0.028	0.003
	水温トレンド P 値	0.670	0.525	0.946

6 まとめ

1980 年度から 2009 年度における水温、COD 及び気温について、12 ヶ月移動平均の単回帰分析によりトレンドを求めた。その結果、3 地点全てにおいて水温、COD 及び気温の各項目ともに上昇トレンドであり、水温のトレンドは 0.017～0.049 °C/年と算定された。

ダミー変数を用いた重回帰分析においては、1980 年度から 2009 年度までを対象とした場合に水温のトレンドの温暖化傾向が危険率 1 % で有意となった。また、気温の上昇が顕著であった 1980 年度から 1999 年度までを解析対象とした場合についても、Sst-9 を除いて温暖化傾向が危険率 1 % で有意であり、水温のトレンドは 0.042～0.073 °C/年と算定された。

参考文献

- 1) 大分地方気象台ホームページアドレス : <http://www.jma-net.go.jp/oita/>

－宮崎県沿岸域における水温等解析結果－

赤崎いずみ， 中村公生 宮崎県衛生環境研究所

1. はじめに

近年、地球温暖化の影響が世界各地で顕在化・深刻化しており、日本近海における海面水温もこの100年で約1℃上昇しているという報告がある。海面水温上昇に伴い水環境に様々な影響を与えることが予測されるが、これまでのところ地球温暖化と関連づけられた水質等への影響は把握されていない。そこで、国立環境研究所と全国の地方環境研究所では、地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関して平成20年度から共同研究を開始した。この共同研究では、各地方自治体が測定している公共用水域の常時監視データを用い、統一した手法で解析を行い広域的に評価することを目的としている。

宮崎県沿岸域における水温及び水質の変化について解析した結果を報告する。

2. 方法

2-1 使用データ

県が毎年定める測定計画に従って実施している公共用水域の常時監視データを用いた。

2-1-1 解析対象地点（表1、図1）

宮崎県沿岸域における環境基準点の内、海水浴場を除く16地点

表1 解析対象地点

	水 域 名	環境基準地点名	地点 統一番号	類 型	
				～2003	2004～
1	日豊海岸国定公園 地先海域	北浦湾NO.1	609-01	A	A
2		熊野江港沖	609-02	A	A
3	北浦湾	北浦湾NO.3	615-01	A	A
4	延岡湾	五ヶ瀬川導流堤東750m	601-02	B	A
5		沖田川河口東750m	601-03	C	A
6		沖田川河口東3000m	601-01	A	A
7	尾末湾	向ヶ浜沖	611-01	A	A
8		飛島北2000m	611-02	A	A
9		商業港出入口	611-03	A	A
10	細島港(甲)	工業港出入口	610-01	B	B
11		竹島乙島中央	610-02	B	B
12	細島港(乙)	商業港	612-01	B	B
13	広渡川河口海域	パルプ工場排水口東600m	607-01	C	A
14	油津港	油津港NO.6	614-02	B	B
15	串間地先海域	トセンバエ沖南1km	613-01	A	A
16		一里崎沖南2km	613-02	A	A

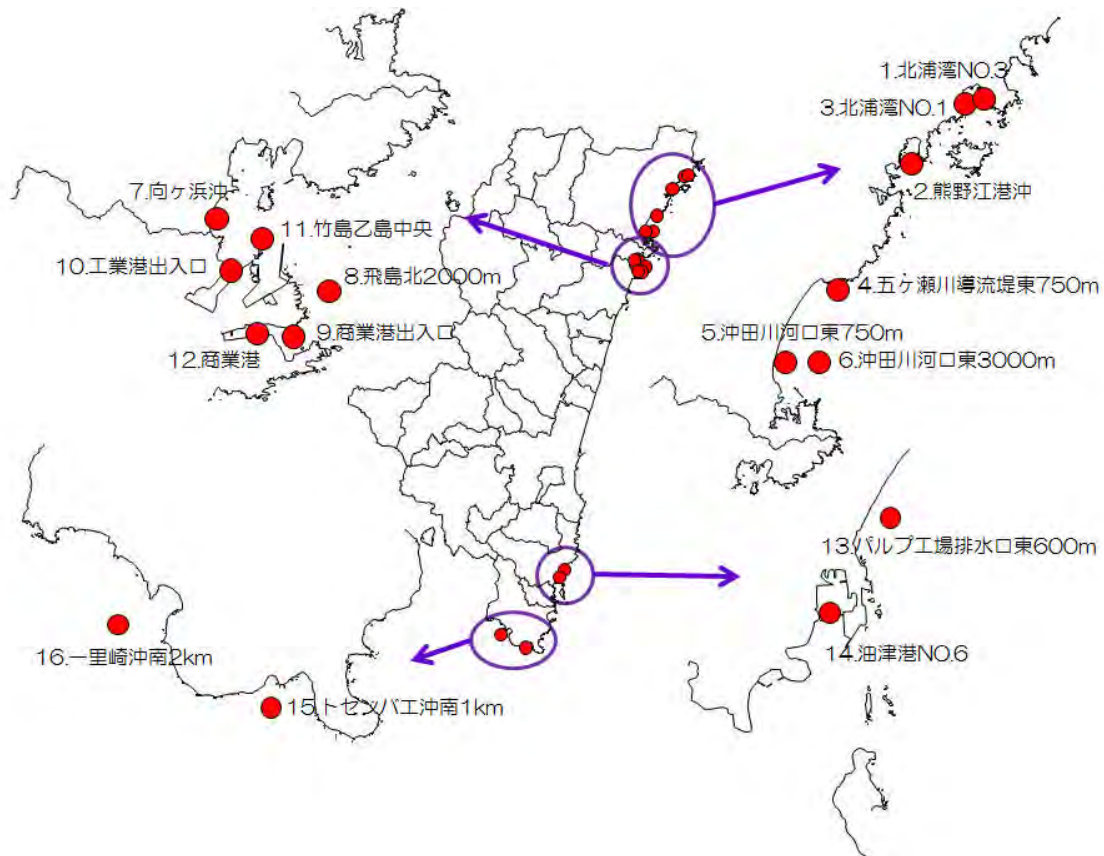


図1 解析対象地点位置図

2-1-2 解析対象期間

1981年4月～2008年3月（27年間）

北浦湾 NO.3 のみ 1982年4月～2008年3月（26年間）

2-1-3 解析対象水深

表層のみ

2-2 解析方法

2-2-1 水温データ解析

水温は夏場に高く、冬場に低くなるといった季節的な周期を持っている。常時監視のデータは毎月1回程度の頻度であり、また天候等の理由で採水月がずれる場合もある。その為、採水月のずれ等が多い場合そのままのデータを用いて時系列から水温の変化率を求めると、偏りが生じる可能性がある。そこで、ダミー変数を用いた重回帰分析法により解析した。今回は、ダミー変数としては季節成分のみを用いた。

2-2-2 COD データ解析

各測定年度の COD75%値を求め、単回帰分析法により解析した。

3. 解析結果

3-1 水温解析結果

3-1-1 1981年度から2007年度の水温解析結果

各地点における水温の経時変化を図2に示す。

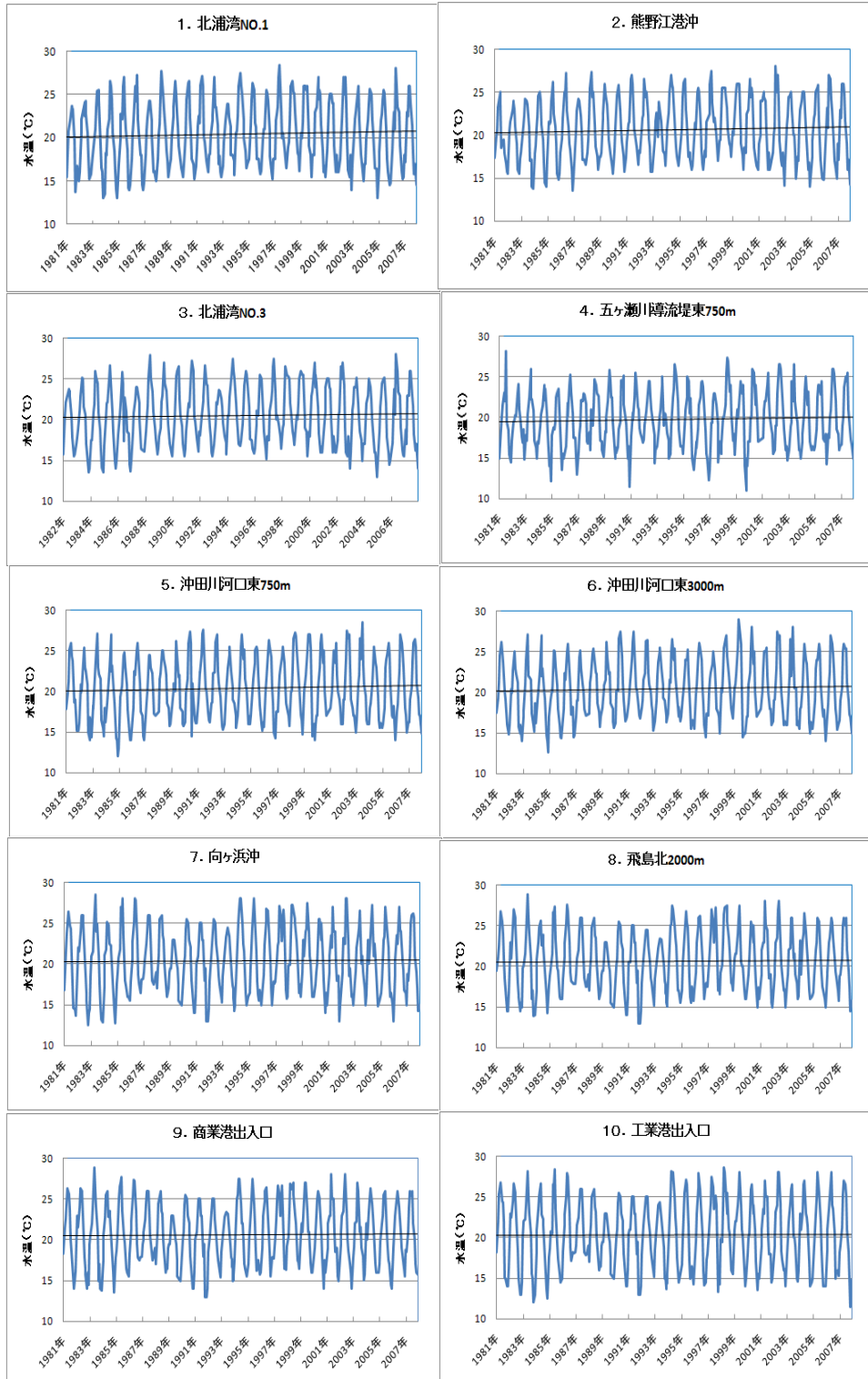


図2 各地点における水温の経時変化(1981年度～2007年度)

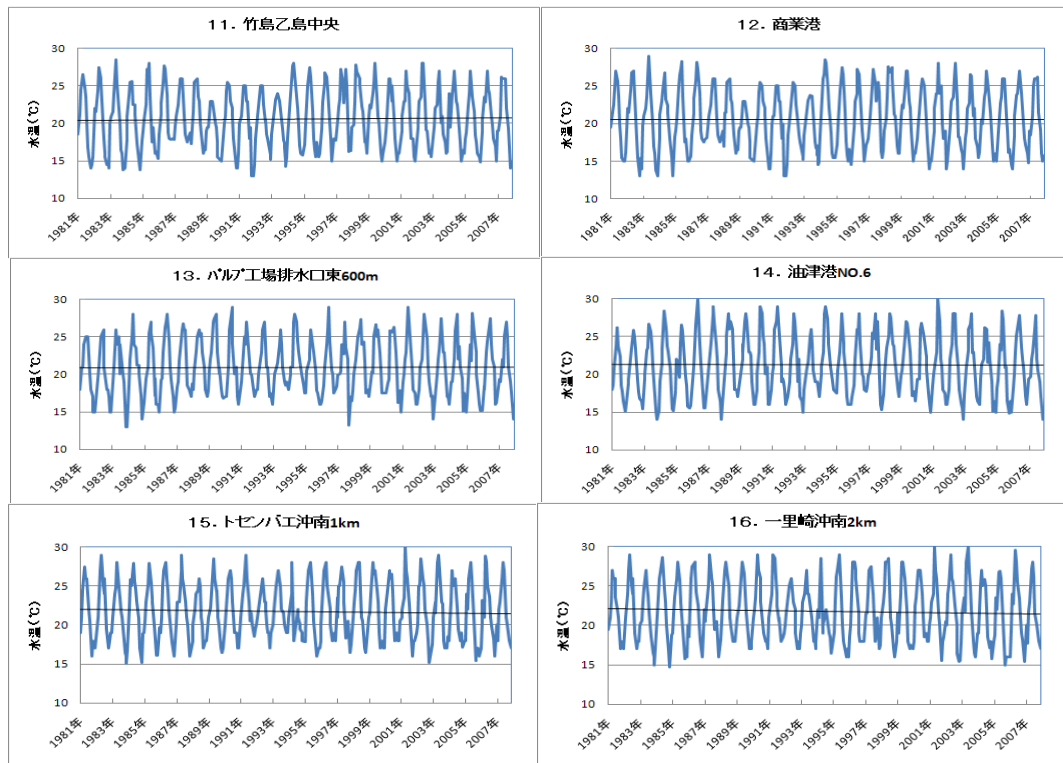


図2 (続き) 各地点における水温の経時変化(1981年度～2007年度)

ダミー変数を用いた重回帰分析を行ったところ、16地点中6地点において有意に上昇がみられた(有意水準=0.05)。有意に上昇がみられた地点は、1. 北浦湾 NO.1(水温上昇率 0.037°C/年)、2. 熊野江港沖(水温上昇率 0.039°C/年)、3. 北浦湾 NO.3(水温上昇率 0.024°C/年)、4. 五ヶ瀬川導流堤東 750m(水温上昇率 0.027°C/年)、5. 沖田川河口東 750m(水温上昇率 0.033°C/年)、6. 沖田川河口東 3000m(水温上昇率 0.027°C/年)であり、全て県北に位置する地点であった。その他の地点については水温変動は有意ではなかった。

3-1-2 1981年度から1999年度の水温解析結果

16地点中12地点において有意に上昇がみられた(有意水準=0.05)。有意に上昇がみられた地点は、1. 北浦湾 NO.1(水温上昇率 0.11°C/年)、2. 熊野江港沖(水温上昇率 0.096°C/年)、3. 北浦湾 NO.3(水温上昇率 0.12°C/年)、5. 沖田川河口東 750m(水温上昇率 0.070°C/年)、6. 沖田川河口東 3000m(水温上昇率 0.066°C/年)、7. 向ヶ浜沖(水温上昇率 0.066°C/年)、8. 飛島北 2000m(水温上昇率 0.048°C/年)、9. 商業港出入口(水温上昇率 0.049°C/年)、10. 工業港出入口(水温上昇率 0.046°C/年)、11. 竹島乙島中央(水温上昇率 0.057°C/年)、13. パルプ工場排水口東 600m(水温上昇率 0.062°C/年)、16. 油津港 NO.6(水温上昇率 0.061°C/年)であった。その他の地点については水温変動は有意ではなかった。

2007年度までの解析結果と比較すると、有意に上昇している地点数も倍増し、また水温上昇率も高い。気象庁によると、気温は1898年から上昇がみられるが2000年以降横ばい状態である。今回の水温解析結果は気象庁が報告している気温の変動

とよく一致していると思われる。

解析結果の詳細を表2に示す。

表2 水温のダミー変数を用いた重回帰分析結果

測定地点名	1981～2007		1981～1999		2000～2007	
	P値	傾き(°C/年)	P値	傾き(°C/年)	P値	傾き(°C/年)
1 北浦湾NO.1	0.000	0.037	0.000	0.11	0.374	-0.063
2 熊野江港沖	0.000	0.039	0.000	0.096	0.852	-0.013
3 北浦湾NO.3	0.021	0.024	0.000	0.12	0.691	-0.030
4 五ヶ瀬川導流堤東750m	0.015	0.027	0.073	0.034	0.402	0.056
5 沖田川河口東750m	0.003	0.033	0.001	0.070	0.795	0.017
6 沖田川河口東3000m	0.009	0.027	0.000	0.066	0.766	0.019
7 向ヶ浜沖	0.231	0.015	0.003	0.066	0.733	0.023
8 飛島北2000m	0.281	0.013	0.029	0.048	0.982	0.0012
9 商業港出入口	0.241	0.014	0.025	0.049	0.761	-0.016
10 工業港出入口	0.432	0.010	0.047	0.046	0.686	-0.024
11 竹島乙島中央	0.108	0.020	0.012	0.057	0.651	0.027
12 商業港	0.500	0.0079	0.130	0.030	0.988	0.00078
13 パルプ工場排水口東600m	0.794	0.0033	0.002	0.062	0.112	-0.13
14 油津港NO.6	0.480	0.0080	0.003	0.061	0.136	-0.13
15 トセンバエ沖南1km	0.430	-0.0098	0.689	0.0088	0.608	-0.033
16 一里崎沖南2km	0.268	-0.013	0.861	0.0036	0.284	-0.071

3-2 COD 解析結果

3-2-1 COD75%値経年変化

各地点におけるCOD値について、それぞれの測定年度における75%値を求めた。その経年変化グラフを図3に示す。

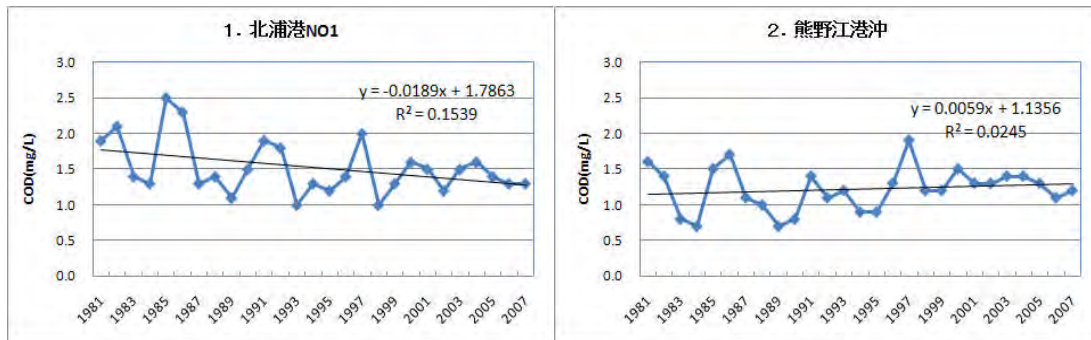


図3 COD75%値の経年変化（1981年度～2007年度）

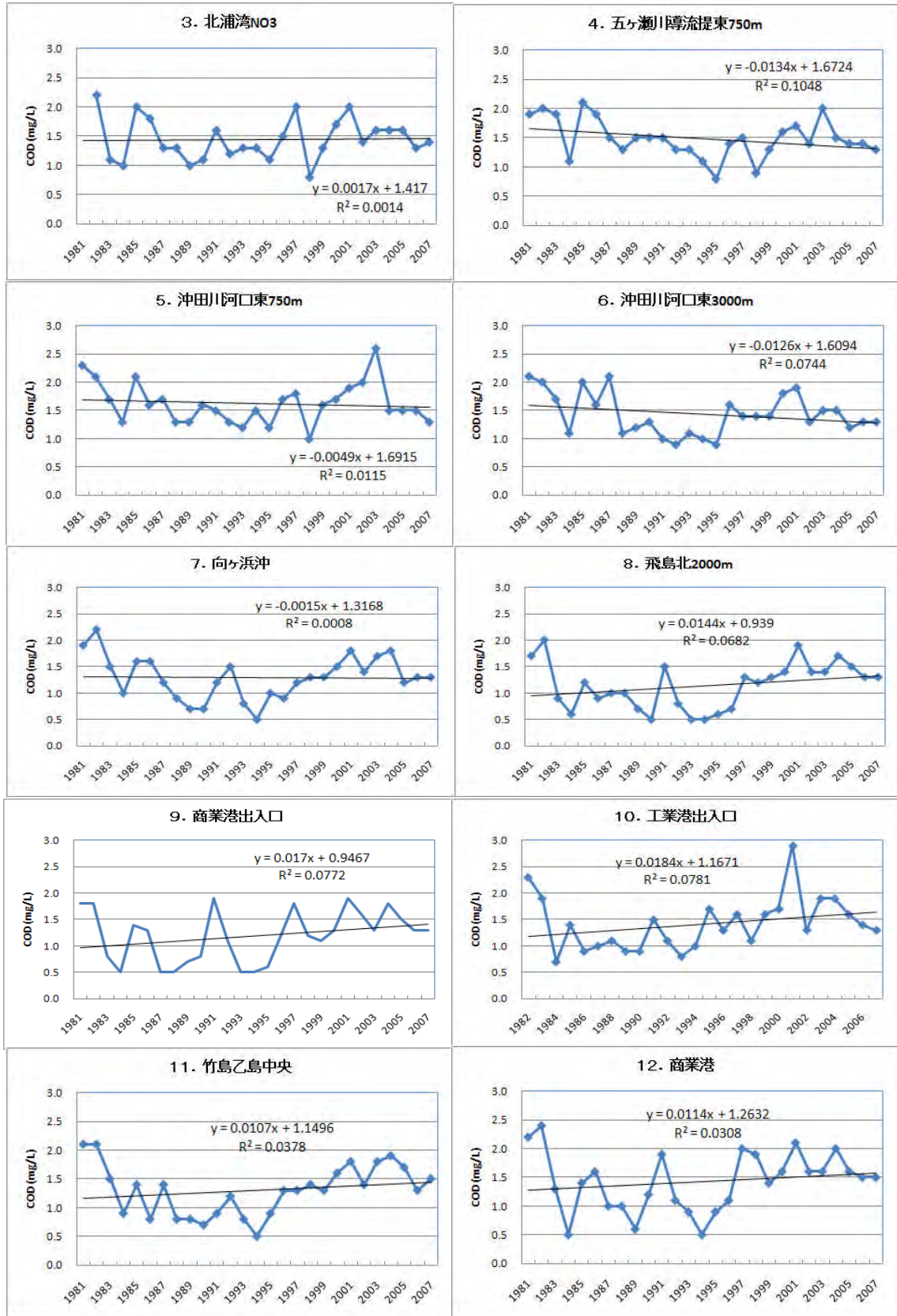


図3 (つづき) COD75%値の経年変化 (1981年度～2007年度)

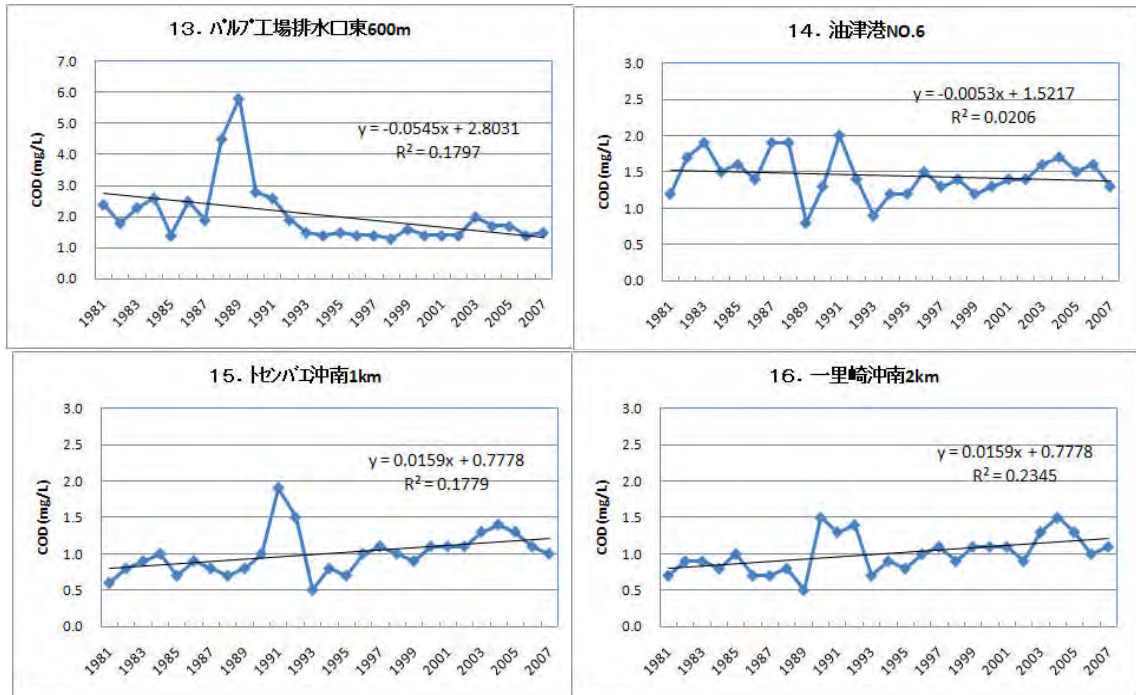


図3 (つづき) COD75%値の経年変化 (1981年度～2007年度)

COD75%値の経年変化について回帰直線を求めたところ、4地点において回帰直線が有意であり(有意水準=0.05)、2地点が有意に下降、2地点が有意に上昇していた。

有意に下降していた地点は、1. 北浦湾 NO.1 及び 13. パルプ工場排水口東 600 m であった。1. 北浦湾 NO.1 では環境基準 A 類型の地点であるが、1986 年まで COD75%値が 2.0 mg/L を超え環境基準を超過していたが、1987 年以降水質が改善され、環境基準を達成している。13. パルプ工場排水口東 600 m は 2003 年まで環境基準 C 類型であった地点である。1980 年代は COD が高い値で推移していたが、1992 年以降 COD75%値は 2.0 mg/L 以下であり、水質が改善され、2004 年に類型指定が見直され A 類型となっている。

有意に上昇していた地点は、15. トセンバエ沖南 1 km 及び 16. 一里崎沖南 2 km であった。両地点とも 1980 年代は COD75%値が 1.0 mg/L 以下で推移していた。その後、1990 年以降漸増しているものの、現在まで環境基準は達成している。

3-2-2 COD と水温との関係

COD 及び水温についてそれぞれ全地点の全データを月毎に平均して算出した。COD と水温の季節変化のグラフを図 4 に示す。水温は気温の変化と同様な季節変化を示した。COD も夏場に高くなり、冬場に低くなる傾向にあり、水温の変化と良く一致することがわかった。地点毎に見ても、どの地点とも同様の傾向が見られた。

次に、COD で有意に変動がみられた地点における水温の変動を調べた。COD が有意に下降していた 1. 北浦湾 NO.1 では水温は有意に上昇していた。13. パルプ工場排水口東 600 m では水温の有意な変動はみられなかった。COD が有意に上昇

していた2地点、15. トセンバエ沖南 1km 及び16. 一里崎沖南 2km についても、水温の有意な変動はみられなかった。

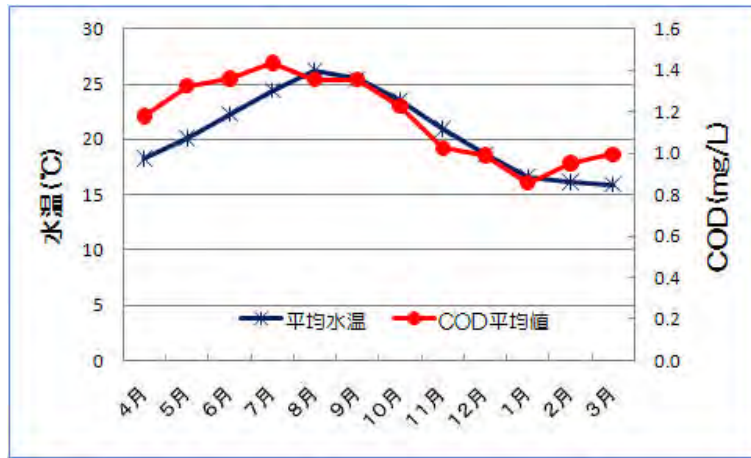


図4 CODと水温の季節変化

地球温暖化により水温が上昇するとCOD等の水質が悪化するのではないかと予測し、CODと水温の関係について調べた。その結果、有意に水温上昇がみられた地点においては、今回はCODの有意な上昇はみられなかった。

4. まとめ

宮崎県沿岸域における16地点について、1981年度から2007年度までの常時監視のデータを用いて、水温及びCODの変化について解析した。

水温については季節成分を考慮した重回帰分析法により解析を行った結果、16地点中6地点において有意に上昇していることがわかった。また、1981年度から1999年度においては16地点中12地点において有意な上昇がみられた。

CODについては年度75%値を用いて解析した。その結果、2地点で有意に下降、2地点で有意に上昇していた。水温との関係を調べたところ、CODは水温の上昇する夏場に高くなり、水温の低くなる冬場に低い傾向にあることがわかった。しかし、今回CODの有意な変動がみられた地点においては、水温との明確な関係を示す結果は得られなかった。今後詳細な解析が必要であると思われる。

－鹿児島県沿岸域における海水温等解析結果－

鹿児島県環境保健センター

坂元克行，尾辻裕一，長井一文，三谷惟章

1 はじめに

地球温暖化の影響が世界各地で顕在化しているとされ、各分野でその対応策が検討されている。しかし、日本沿岸における地球温暖化の水質への影響は把握されていないのが現状である。そこで、本研究は、地方公共団体環境研究機関が蓄積した、水環境のデータを活用し、地球温暖化の沿岸域環境に対する影響・兆候を全国レベルで解析することを目的として、国立環境研究所と地方公共団体環境研究機関との共同研究として取り組んだ。

本県においては、水質汚濁防止法第16条の規定に基づく海域の監視測定を現在8海域78地点(うち基準点は62地点)で実施している。本報では、その中でも継続的な監視が実施されている調査地点を抽出し、選定した地点の海水温と、水質を評価する代表的な指標であるCODを対象に解析を行ったので報告する。

2 解析の概要

2. 1 解析対象地点及び集計期間

解析対象地点は、図1に示す鹿児島湾3、鹿児島湾13、鹿児島湾ホ、鹿児島湾へ、八代海南部5、薩摩西部4、大隅東部10の7地点とし、鹿児島湾3及び13については表層を含む4層を、その他の地点については表層のみの結果を用いた。

集計期間は、概ね1980～2009年度としたが、欠測等の場合は集計より除外し、期間中に調査時期の変更等があった地点については、変更の前後集計期間を分けた。



図1 解析対象地点

2. 2 解析方法

データの季節変動などを取り除き、期間内での傾向を見るために、時系列と採水月を考慮し、説明変数とした重回帰分析を行いトレンドを算出した。

また、季節変動の他に不規則変動を考慮した状態空間モデルを用いた季節調整法¹⁾による分析を行った。ここでは便宜上、季節変動周期を12区間2年周期とし、Web Decomp²⁾を用いて算出した。

3 解析結果

3. 1 海水温の重回帰分析結果

まず、海水温の変動を見るために、それぞれの地点の表層について海水温の変化を解析した。結果を表1に示す。

表1 海水温（表層）についての解析結果

地点	期間	水温変化 (°C/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
鹿児島湾3 (表層)	1980年2月～2005年2月	0.0308	2.5197	0.0128	0.9448
	2005年5月～2010年3月	0.0850	0.8699	0.3933	0.9814
鹿児島湾13 (表層)	1980年2月～2005年2月	0.0255	1.7906	0.0755	0.9198
	2005年5月～2010年3月	0.0117	0.0874	0.9311	0.9641
鹿児島湾ホ	1980年2月～2005年2月	-0.0005	-0.0346	0.9724	0.9312
	2005年5月～2010年3月	0.1100	0.9190	0.3676	0.9733
鹿児島湾へ	1980年2月～2005年2月	0.0130	0.9537	0.3418	0.9208
	2005年5月～2010年3月	0.0433	0.2678	0.7912	0.9483
八代海南部5	1982年4月～2009年2月	0.0255	2.0559	0.0415	0.9455
薩摩西部4	1982年4月～2009年2月	0.0532	3.5553	0.0005	0.9052
大隅東部10	1982年7月～2009年3月	0.0392	3.3376	0.0011	0.9231

表1より、海水温（表層）は、全ての地点で一様な変化となっていないことがわかった。

また、P-値が大きい地点もみられた。

次に、多層採水を行っている地点（鹿児島湾3及び13）について、層別に海水温の変化を解析した。結果を表2、3に示す。

表2 鹿児島湾3における海水温（層別）についての解析結果

地点 鹿児島湾3	期間	水温変化 (°C/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
表層	1980年2月～2005年2月	0.0308	2.5197	0.0128	0.9448
	2005年5月～2010年3月	0.0850	0.8699	0.3933	0.9814
20m層	1980年2月～2005年2月	0.0471	3.7472	0.0003	0.9293
	2005年5月～2010年3月	0.0983	1.3491	0.1904	0.9810
65m層	1980年2月～2005年2月	0.0349	4.3736	0.0000	0.8528
	2005年5月～2010年3月	0.1917	2.2255	0.0361	0.8767
130m層	1980年2月～2005年2月	0.0397	6.4119	0.0000	0.4758
	2005年5月～2010年3月	0.1783	4.2103	0.0003	0.7333

表3 鹿児島湾13における海水温（層別）についての解析結果

地点 鹿児島湾13	期間	水温変化 (°C/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
表層	1980年2月～2005年2月	0.0255	1.7906	0.0755	0.9198
	2005年5月～2010年3月	0.0117	0.0874	0.9311	0.9641
20m層	1980年2月～2005年2月	0.0310	1.7217	0.0876	0.8786
	2005年5月～2010年3月	0.0933	0.8924	0.3814	0.9657
100m層	1980年2月～2005年2月	0.0497	7.3921	0.0000	0.6664
	2005年5月～2010年3月	0.1583	1.9632	0.0618	0.5985
200m層	1980年2月～2005年2月	0.0450	7.8818	0.0000	0.4091
	2005年5月～2010年3月	0.1733	3.5525	0.0017	0.5262

表2、3より、海水温（層別）は、全ての層で一様な変化となっていないことがわかった。

また、中～下層の解析結果は、重決定係数が小さくなっている。

3. 2 CODの重回帰分析結果

CODの変動を見るために、それぞれの地点の表層についてCODの変化を解析した。結果を表4に示す。

表4 各地点におけるCOD（表層）についての解析結果

地点	期間	COD変化 (mg/L/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
鹿児島湾3	1980年2月～2005年2月	0.0110	1.9268	0.0560	0.3953
	2005年5月～2010年3月	-0.1250	-1.1007	0.2824	0.3998
鹿児島湾13	1980年2月～2005年2月	0.0159	3.9258	0.0001	0.3755
	2005年5月～2010年3月	-0.0350	-0.7504	0.4606	0.6653
鹿児島湾ホ	1980年2月～2005年2月	0.0205	4.5799	0.0000	0.2915
	2005年5月～2010年3月	-0.0217	-0.6309	0.5344	0.6185
鹿児島湾へ	1980年2月～2005年2月	0.0135	3.6469	0.0004	0.2434
	2005年5月～2010年3月	0.0067	0.1593	0.8748	0.5410
八代海南部5	1982年4月～2009年2月	0.0094	2.8784	0.0046	0.3237
薩摩西部4	1982年4月～2009年2月	0.0024	0.7223	0.4712	0.3157
大隅東部10	1982年7月～2009年3月	0.0166	5.6733	0.0000	0.4442

表4より、COD（表層）は、全ての地点で一様な変化となっていないことがわかった。また、総じて重決定係数が小さくなっている。

表5 鹿児島湾3におけるCOD（層別）についての解析結果

地点 鹿児島湾3	期間	COD変化 (mg/L/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
表層	1980年2月～2005年2月	0.0110	1.9268	0.0560	0.3953
	2005年5月～2010年3月	-0.1250	-1.1007	0.2824	0.3998
20m層	1980年2月～2005年2月	0.0087	1.4561	0.1479	0.2309
	2005年5月～2010年3月	0.0017	0.0390	0.9692	0.2653
65m層	1980年2月～2005年2月	0.0055	1.9860	0.0489	0.0504
	2005年5月～2010年3月	0.0167	0.8220	0.4195	0.3687
130m層	1980年2月～2005年2月	0.0071	2.8548	0.0049	0.0879
	2005年5月～2010年3月	0.0383	2.0472	0.0522	0.4823

表6 鹿児島湾13におけるCOD（層別）についての解析結果

地点 鹿児島湾13	期間	COD変化 (mg/L/年)	t-値	P-値	重決定 R ²
表層	1980年2月～2005年2月	0.0159	3.9258	0.0001	0.3755
	2005年5月～2010年3月	-0.0350	-0.7504	0.4606	0.6653
20m層	1980年2月～2005年2月	0.0198	4.7535	0.0000	0.2999
	2005年5月～2010年3月	0.0067	0.3036	0.7641	0.6364
100m層	1980年2月～2005年2月	0.0067	2.4316	0.0163	0.0850
	2005年5月～2010年3月	0.0517	2.1961	0.0384	0.2979
200m層	1980年2月～2005年2月	0.0082	3.1001	0.0023	0.1147
	2005年5月～2010年3月	0.0117	0.5731	0.5721	0.1524

表5, 6より, 海水温(層別)は, 全ての層で一様な変化となっていないことがわかった。

また, 総じて重決定係数が小さくなっている。

3. 3 海水温とCODの変化の比較

海水温とCODの変動状況を比較するため, 表1と4に示した水温変化とCOD変化についての散布を図2に示す。

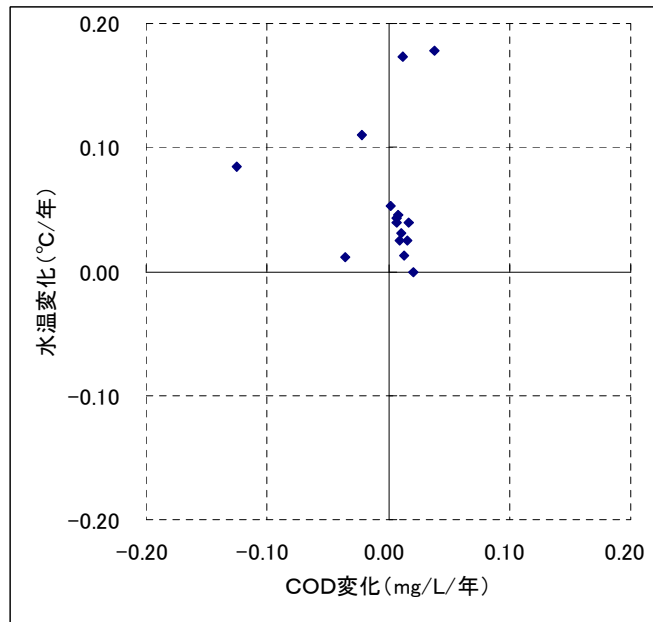
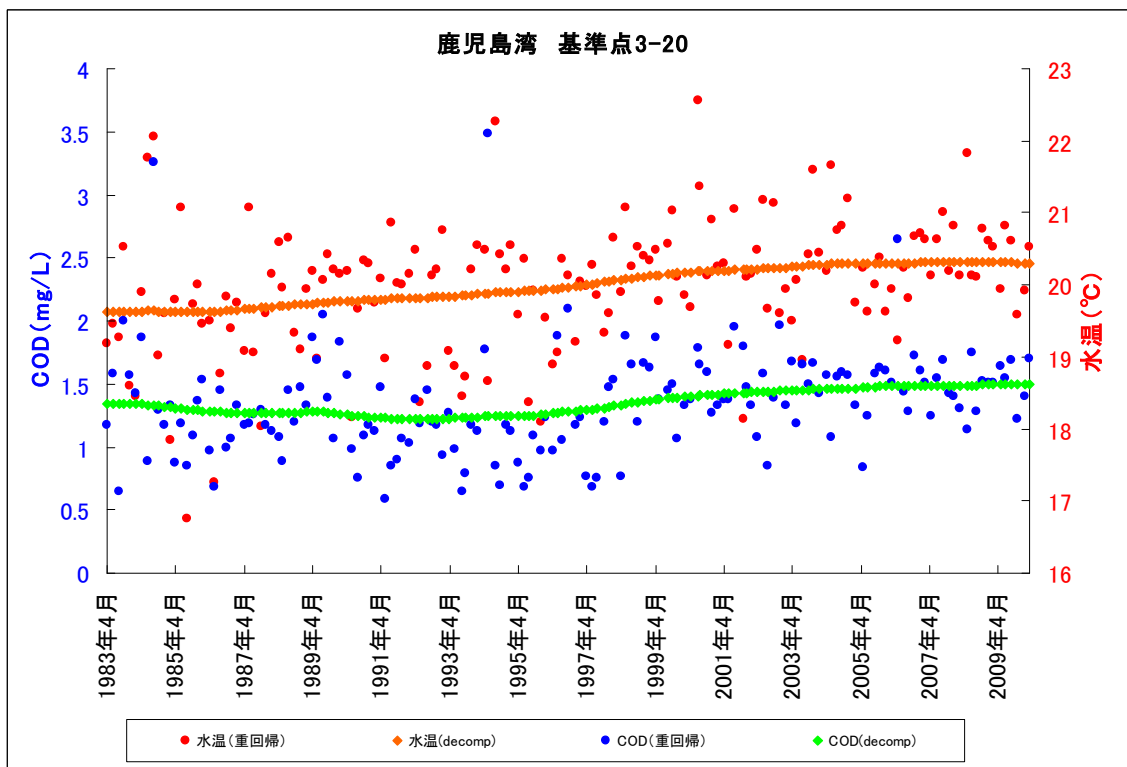
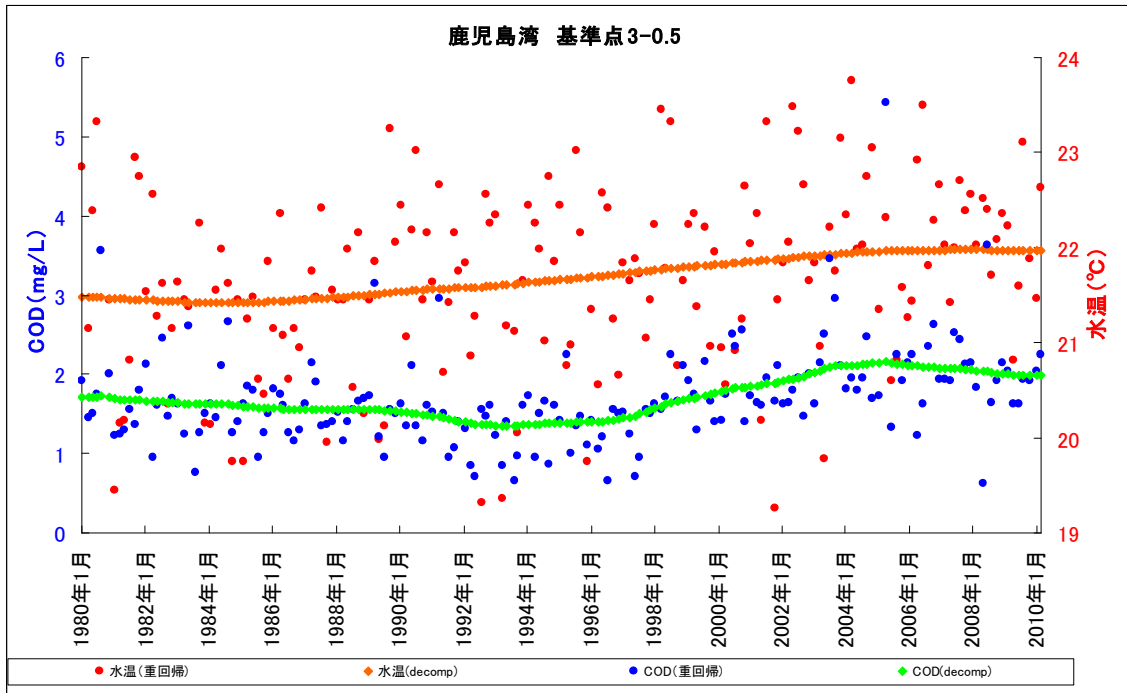


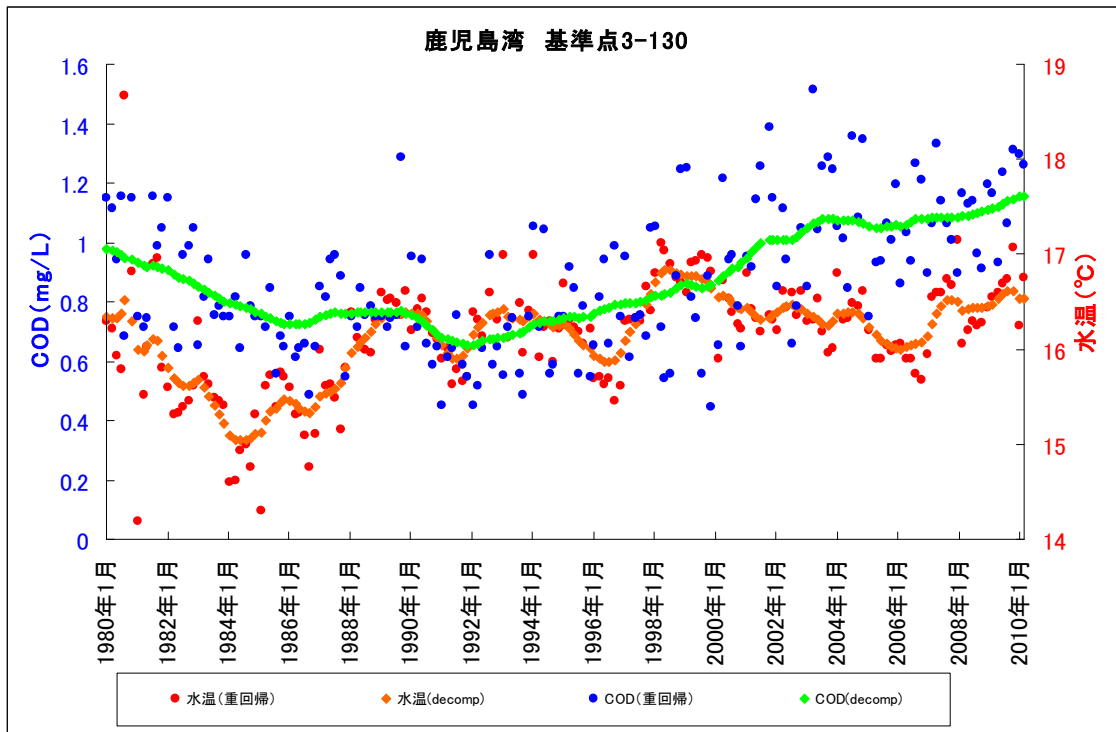
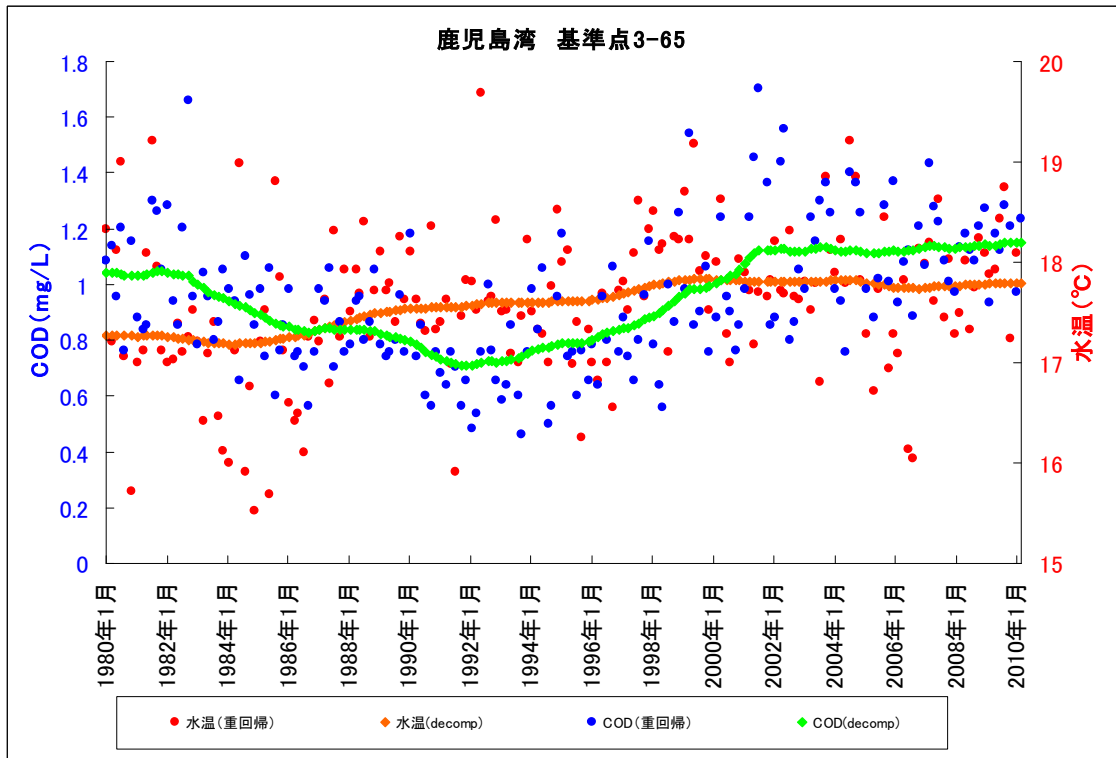
図2 変化の比較

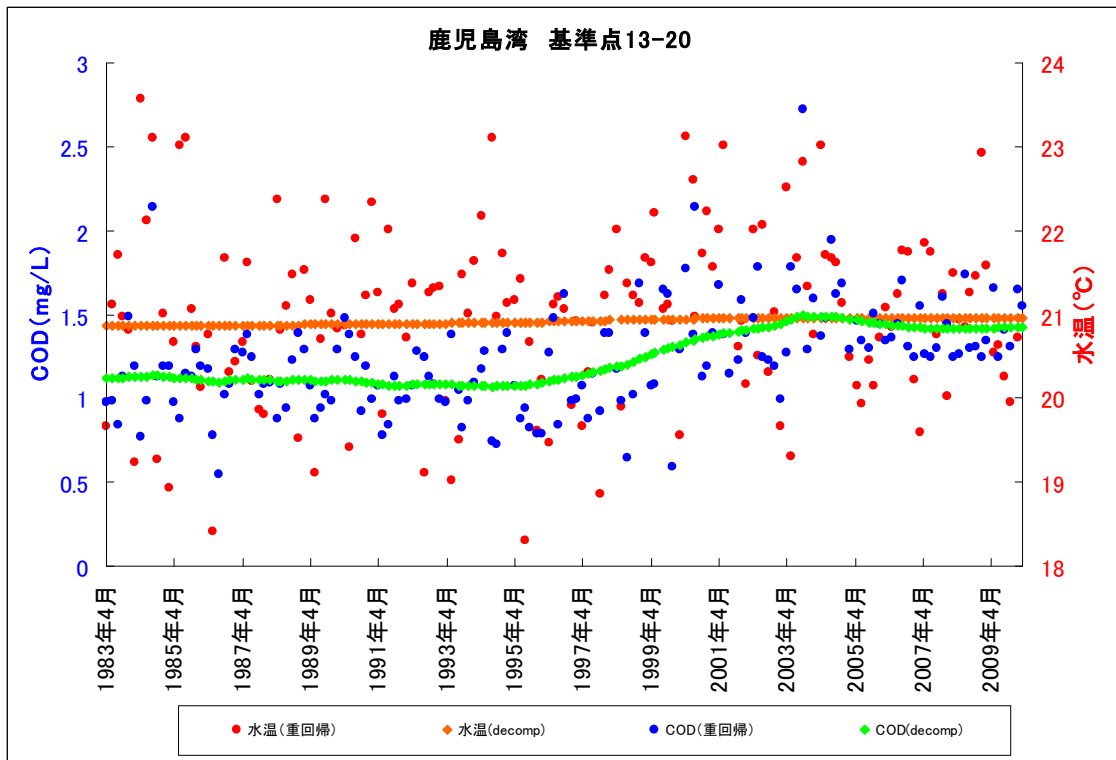
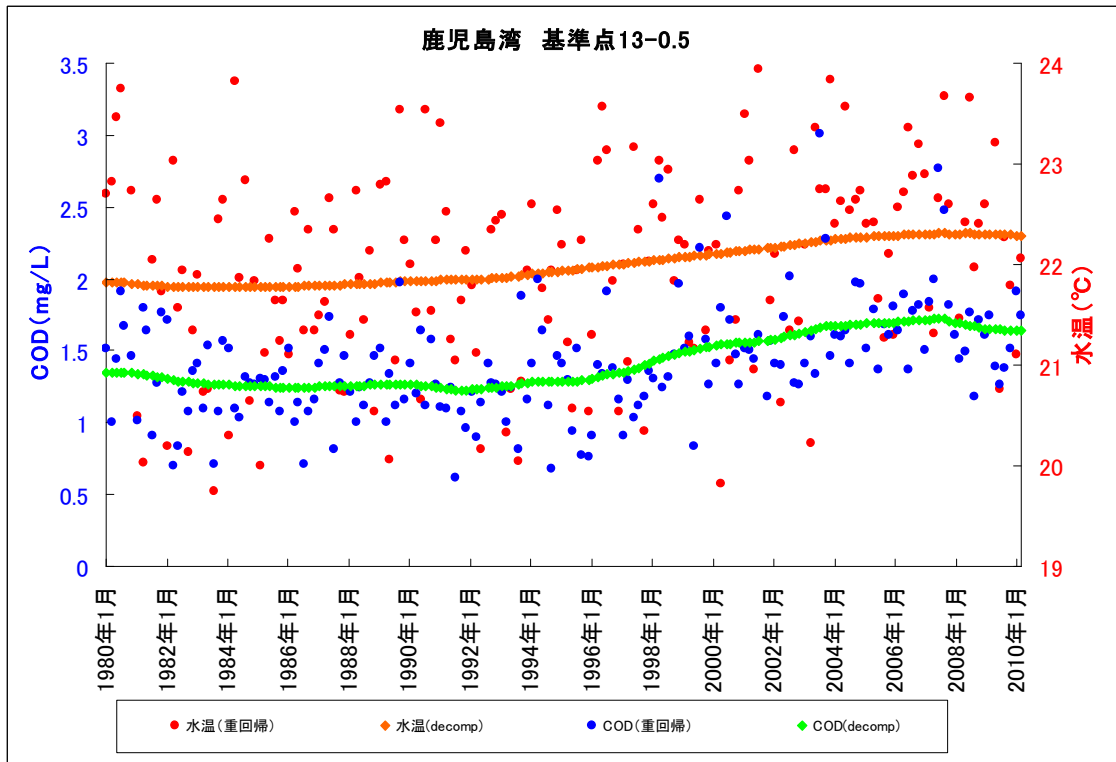
図2から, 水温変化とCOD変化の間には, 特段の相関は見取れなかった。

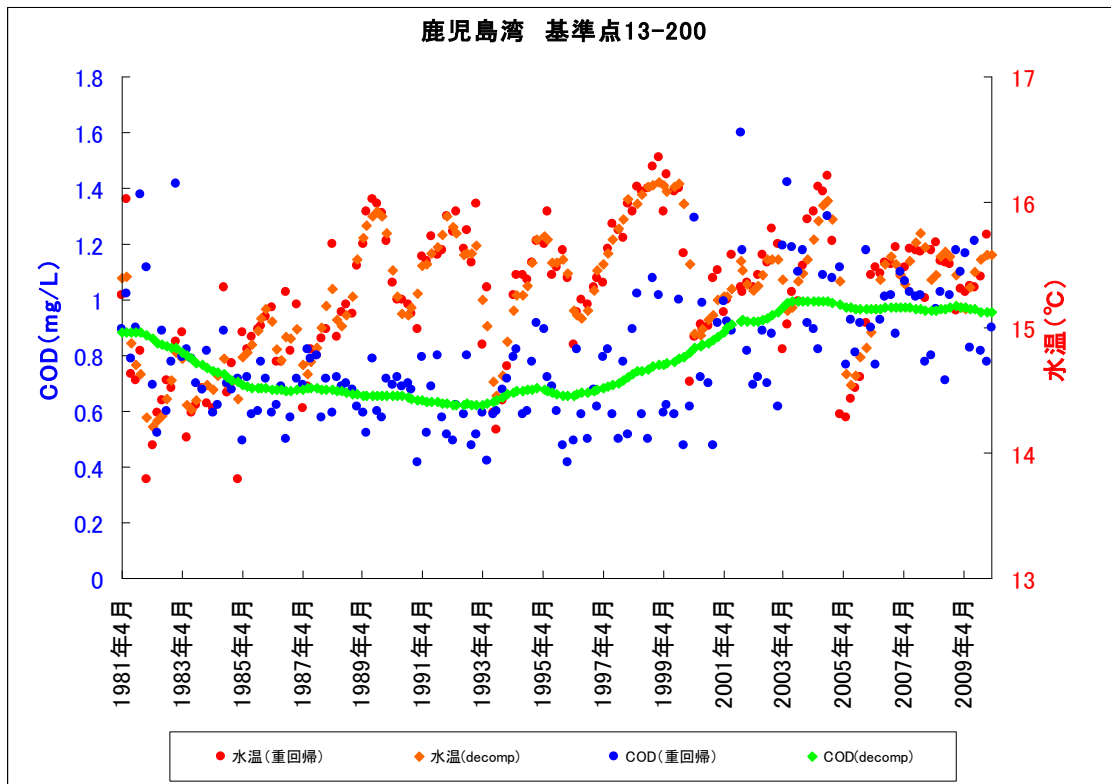
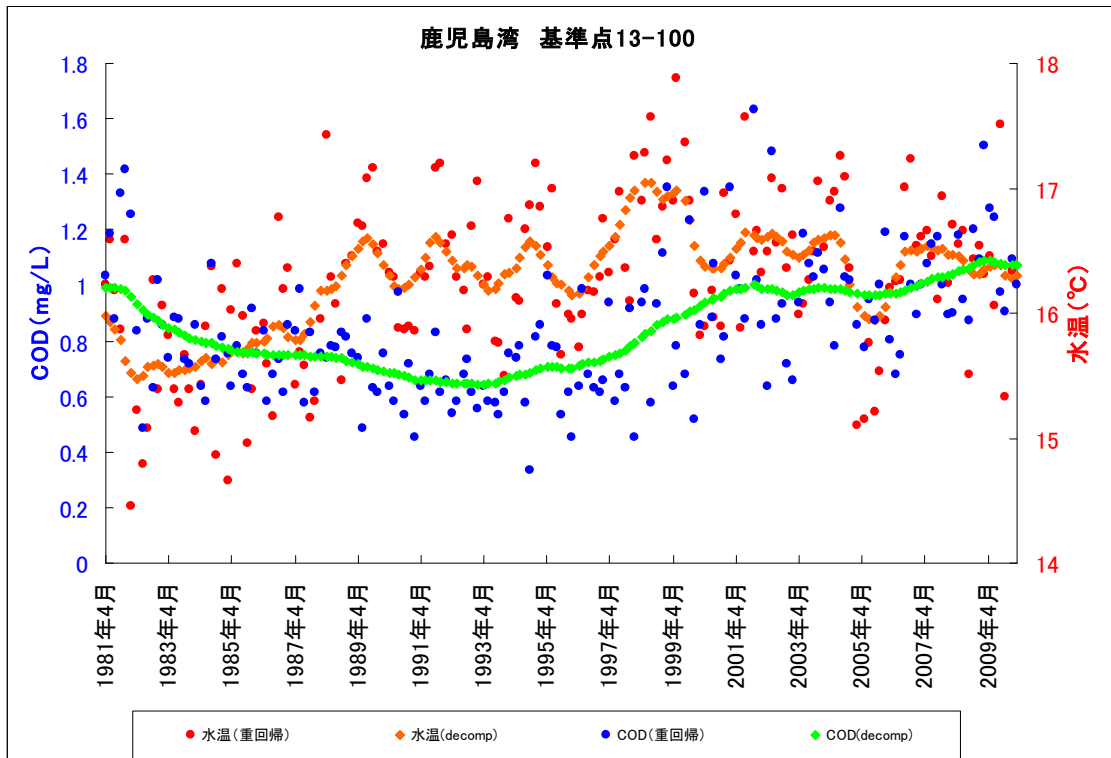
3. 4 海水温とCODのトレンド

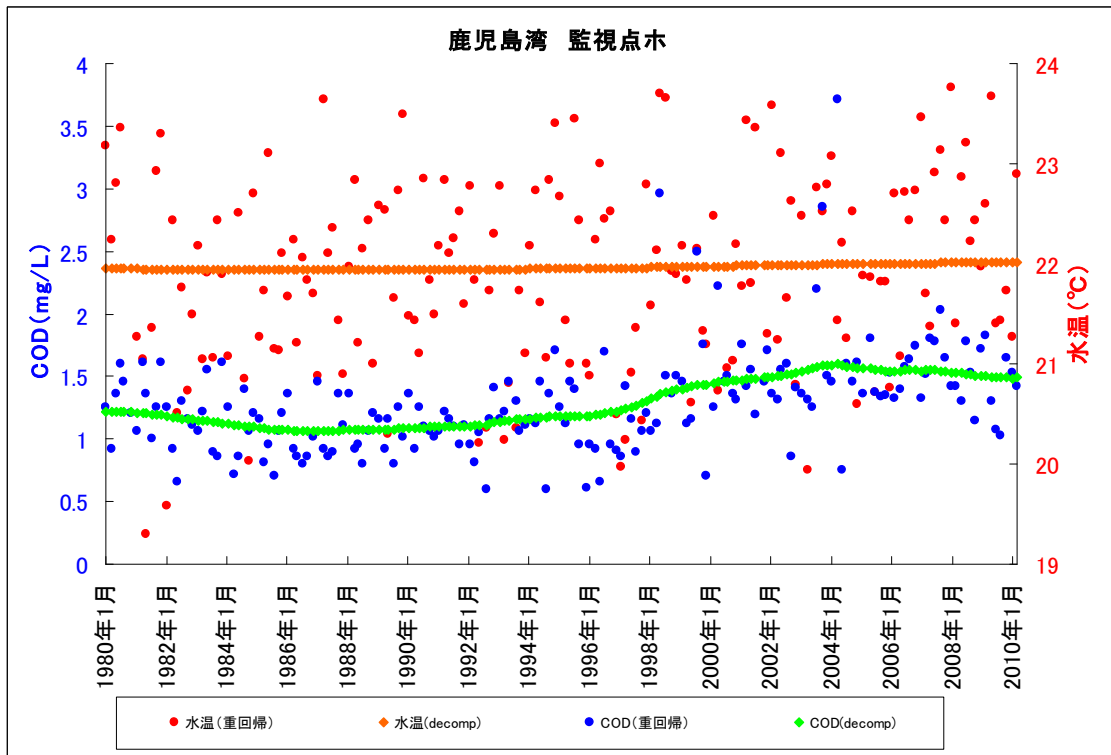
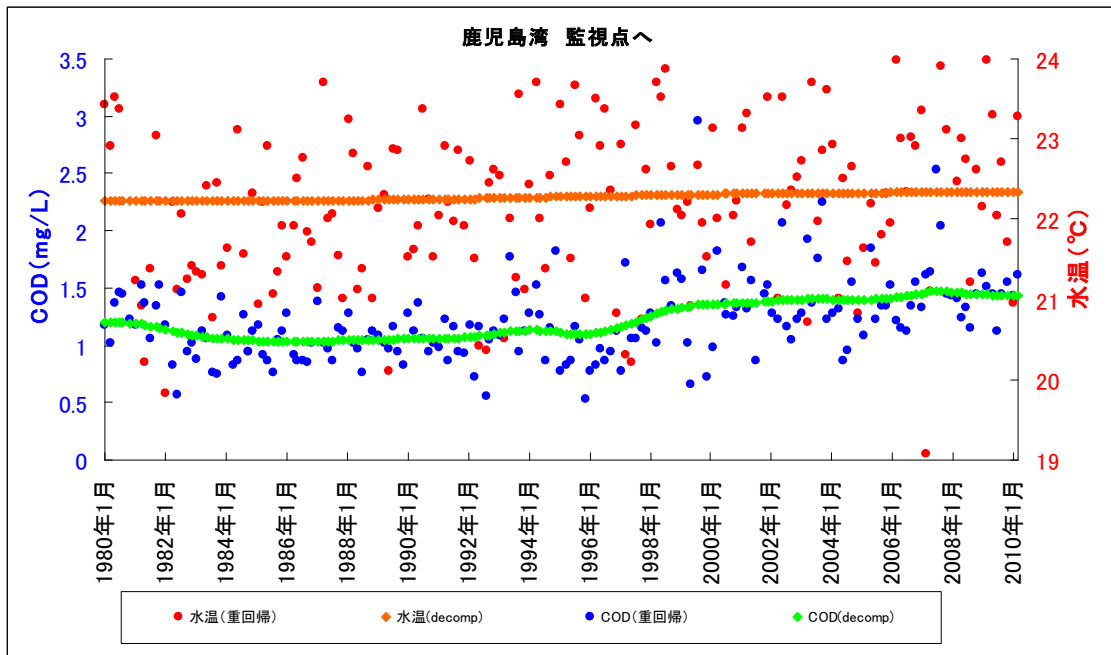
下図に、各地点及び採水層別に解析結果より得られたトレンドを示す。

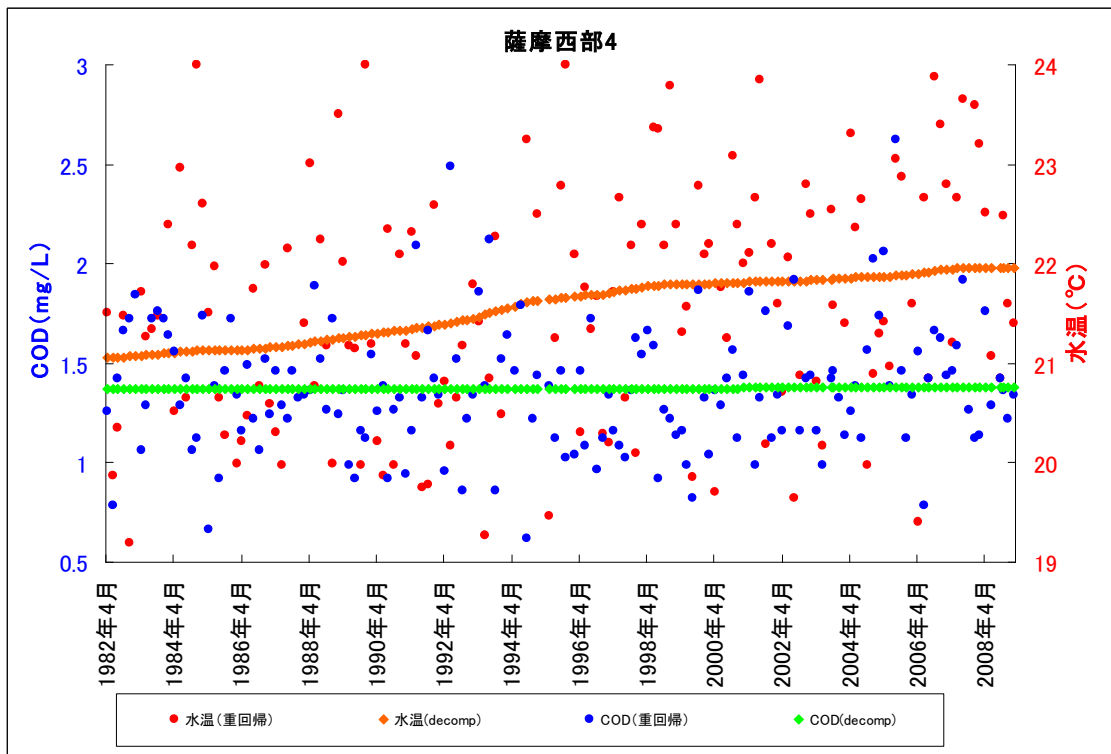
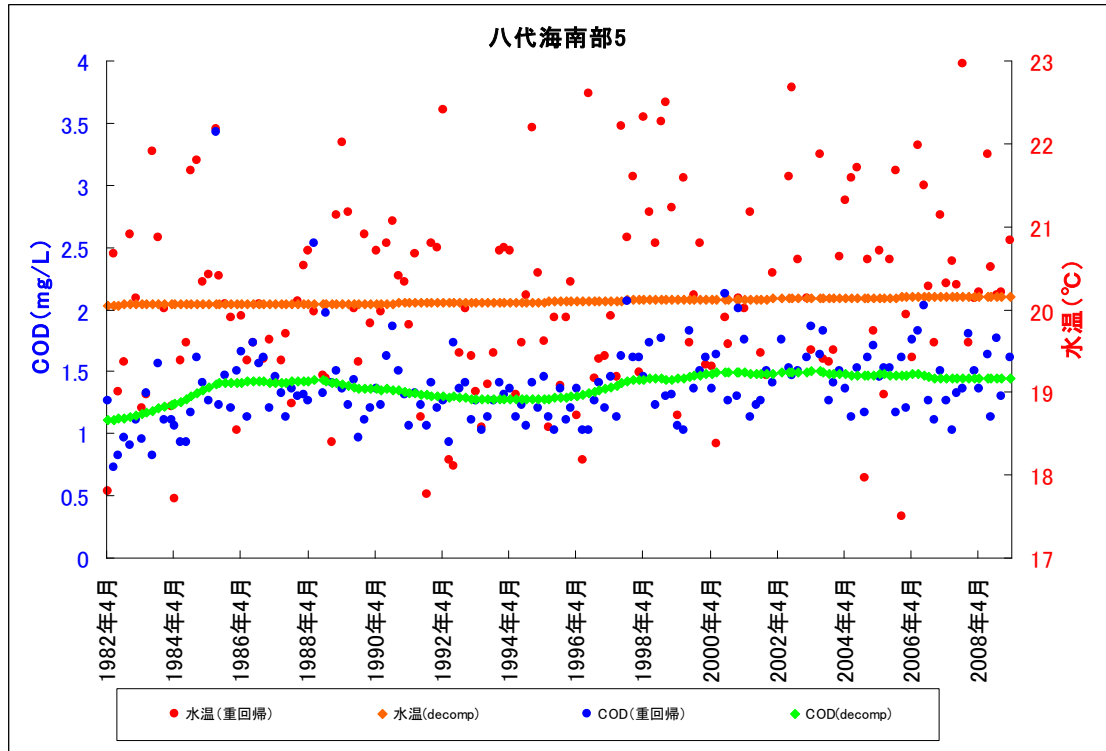


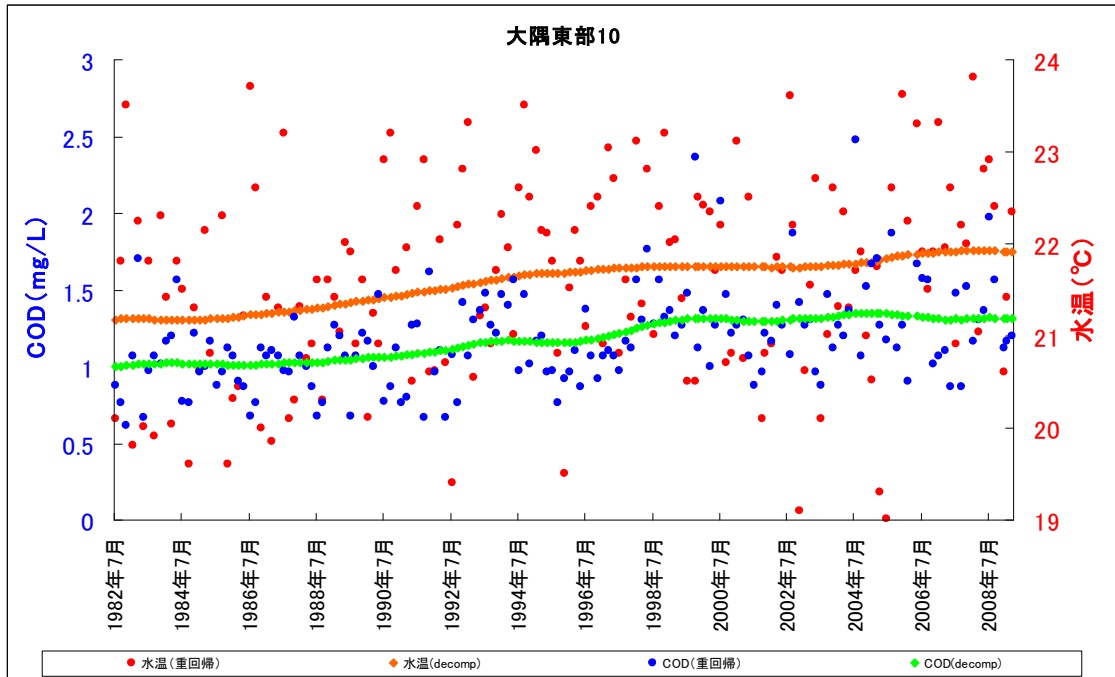












4 まとめ

地球温暖化の県内沿岸域環境に対する影響・兆候を解析し、科学的知見を集積することを目的に、県内7地点の海水温と、CODの解析を行った。

海水温の解析の結果、鹿児島湾ホ(1980年～2005年)を除き、すべての地点で、海水温の上昇傾向が認められた。また、海水温上昇の程度は、一様ではなかった。

CODの解析の結果、ほとんどの地点でCODの上昇傾向が認められた。また、COD上昇の程度は一様ではなかった。

水温変化とCOD変化の間には、特段の相関は見取れなかった。

参考文献

- 1) Kitagawa, G., and Gersh, W. (1984), "A smoothness priors-state space modeling of time series with trend and seasonality", JASA, Vol.79, No.386, 378-389.
- 2) 統計数理研究所 <http://ssnt.ism.ac.jp/inets/inets.html>

※補記

水温ロガーによる海水温測定結果と水質調査時に測定された海水温の比較について

1 水温ロガー設置状況

設置場所：鹿児島市鴨池海釣り公園橋脚

観測水深：表層（水面よりおよそ0.5m）及び底層（およそ20m，海底より1m）

観測頻度：30min/回（毎正時及びその30分後）

観測期間：平成22年7月28日午後2時30分～

2 比較した水質調査地点と水温ロガー設置場所とのおよその距離

①鹿児島湾基準点8：南南西1650m

②鹿児島湾監視点ハ：北北東1500m

③鹿児島湾基準点13：南東15000m

3 水温ロガーによる観測結果

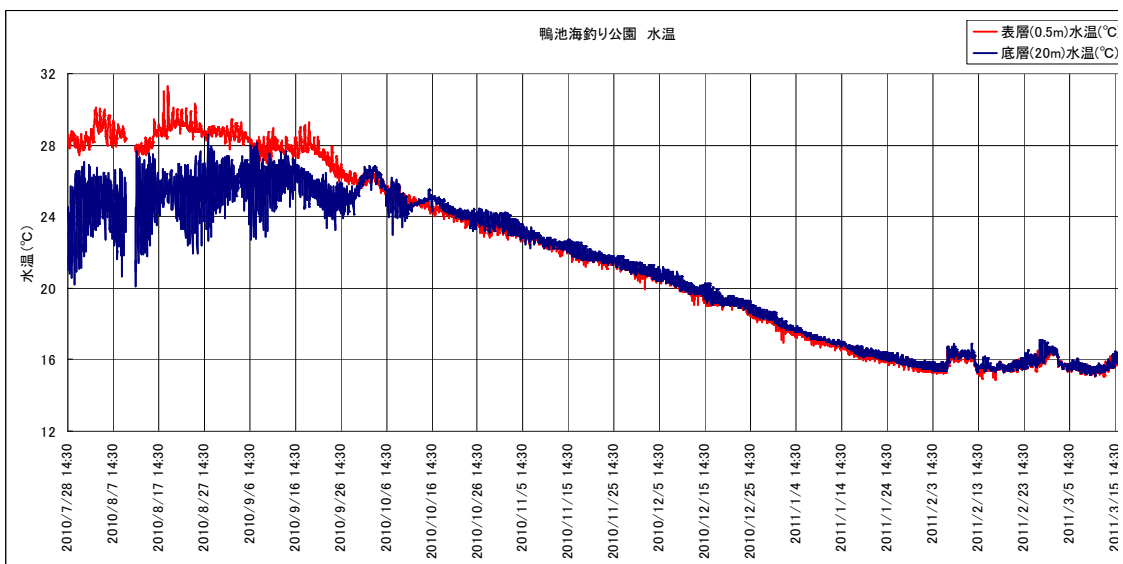


図1 鴨池海釣り公園水温観測結果

4 水質調査地点における採水時観測結果との比較

図2～5に、水温ロガーによる海水温の観測結果と、水質調査地点における海水温の採水時観測結果（年6回，奇数月に実施）との比較を示す。表層の採水時観測結果については表層に設置した水温ロガーの結果と，20m層の採水時観測結果については底層に設置した水温ロガーの結果とそれぞれ比較した。

なお，採水時刻と水温ロガーの記録時刻が異なる場合，水温ロガーの記録値については，時刻の差が15分未満となる記録時刻の値を採用している。

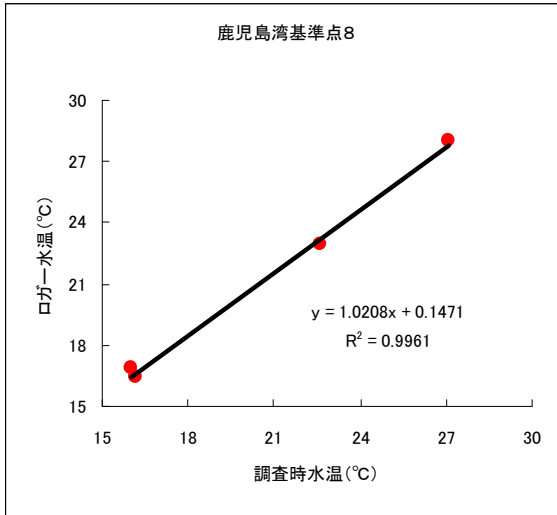


図2 基準点8-表層との比較

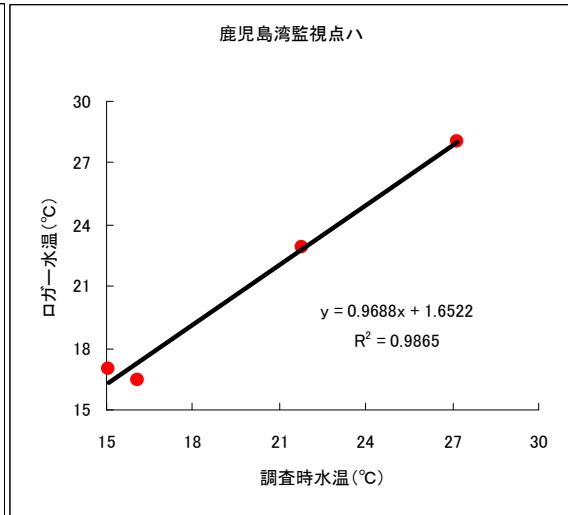


図3 監視点ハ-表層との比較

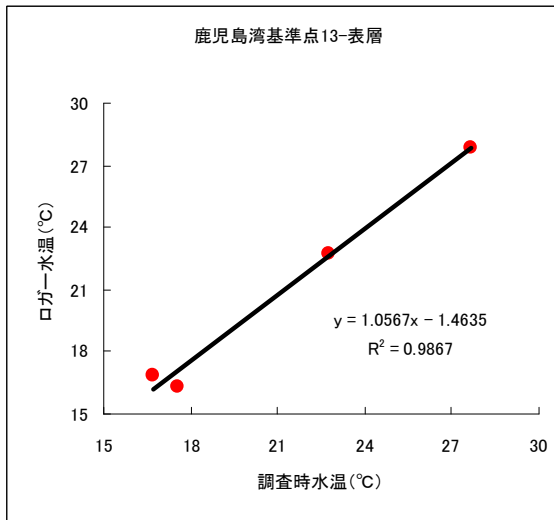


図4 基準点13-表層との比較

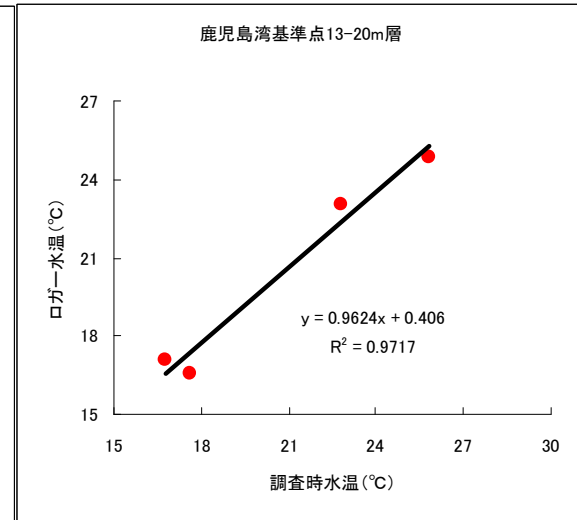


図5 基準点13-20m層との比較

5 まとめ

鴨池海釣り公園における水温ロガーによる観測結果は、表層に設置した水温ロガーと、鹿児島湾基準点8-表層における採水時観測結果とが概ね類似した値となることがわかった。

－沖縄県における水温変動傾向について－¹⁾

天願博紀²⁾

Impact assessments of global warming on Japanese coastal water quality and their utilization in designing appropriate adaptation measures¹⁾
-Trends of seawater temperature in Okinawa-

Hiroki TENGAN²⁾

要旨：沖縄島沿岸域の5地点における公共用水域水質測定計画の採水時水温データに、ダミー変数を用いた重回帰分析を適用して水温上昇率を求め、その結果の妥当性について検討した。ダミー変数を用いた重回帰分析の結果、月海水温変動は3地点で正、2地点で負であり、危険率(P-値)は全地点で0.05よりも大きく、有意な水温上昇あるいは下降傾向はみられなかった。

Key words: 沖縄島沿岸, 水温, ダミー変数, 重回帰分析

I はじめに

地球温暖化による気温上昇が指摘されているが、日本の年平均気温は、長期的には100年あたり約1.15℃の割合で上昇しており、特に1990年代以降、高温となる年が頻出している¹⁾。温度上昇による気象や生物などへの影響を把握する上で基本的に重要なことは、正確な温度上昇率を知ることである。

気温の上昇率は、気象台などで長期間にわたって測定されているデータを基に算出される場合が多い。水温の上昇率については、長期的にデータが蓄積されている公共用水域水質測定計画のデータを利用することが出来る。水温は環境基準の項目ではないが、公共用水域水質測定計画の採水時に記録を残しており、データが長年に渡って蓄積されている。しかし、その測定頻度は毎月1回程度であるため、上述の水温データをそのまま用いて水温上昇率を求めると、偏りが生じるおそれがある。

それを解決してより正確な温度上昇率を推定する統計手法の一つとして、ダミー変数を用いた重回帰分析がある^{2) 3)}。

ここでは、沖縄島沿岸域における公共用

水域水質測定計画の採水時水温データにダミー変数を用いた重回帰分析を適用して水温上昇率を求め、その結果の妥当性について検討した。

II 方法

1. 使用データ

次の沖縄県の公共用水域水質測定結果を用いた。

(1) 地点

沖縄島沿岸域の5地点(表1及び図1)。

(2) 期間

残波岬南・砂辺地先及び大山地先

1995年4月～2006年3月

伊計島西及び伊計島東

1981年4月～2006年3月

(3) 測定水深

表層

(4) 水温測定方法

棒状温度計により測定。

2. 統計手法

先述した、ダミー変数を用いた重回帰分析による方法を用いた。

¹⁾ 本研究は国立環境研究所及び地方公共団体環境研究機関等のC型共同研究によって実施した。

²⁾ 沖縄県衛生環境研究所 環境科学班

表 1. 沖縄島沿岸域 5 地点の地点名・緯度・経度及び全水深

地点名	北緯	東経	全水深(m)
①残波岬南	26.24.32	127.42.38	16
②砂辺地先	26.19.19	127.44.40	24
③大山地先	26.17.17	127.44.05	7
④伊計島西	26.23.58	127.59.27	8
⑤伊計島東	26.22.29	127.59.49	11

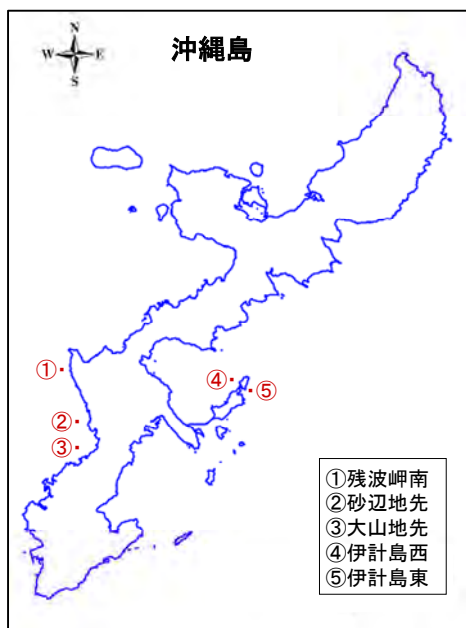


図 1. 沖縄島沿岸域 5 地点の位置

III 結果及び考察

図 2 に沖縄島沿岸域 5 地点における水温時系列を示した。いずれの地点も水温の季節変動が大きく、上昇あるいは下降傾向の判断が困難であった。

表 2 にダミー変数を用いた重回帰分析の結果を示した。月海水温変動は 3 地点で正、2 地点で負であり、危険率 (P-値) は全地点で 0.05 よりも大きく、有意な水温上昇あるいは下降傾向はみられなかった。

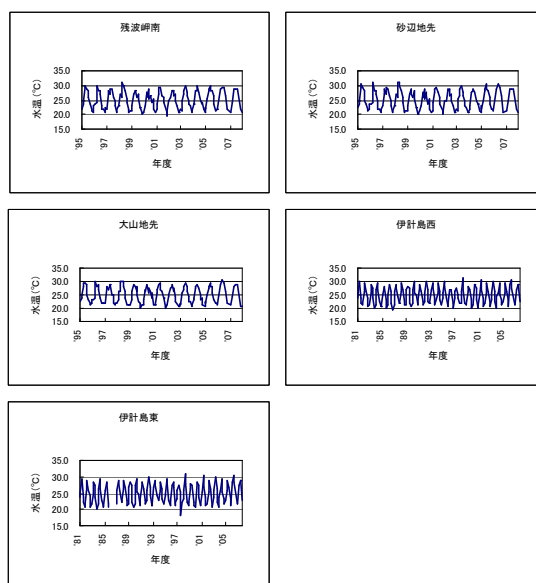


図 2. 沖縄島沿岸域 5 地点における水温時系列

表 2. 沖縄島沿岸域 5 地点における水温のダミー変数を用いた重回帰分析結果

	月海水温変動(°C) 危険率 (P-値)	
①残波岬南	0.00085	0.746
②砂辺地先	-0.00204	0.444
③大山地先	-0.00040	0.872
④伊計島西	0.00108	0.208
⑤伊計島東	0.00055	0.566

IV 参考文献

- 1) 気象庁：日本の年平均気温
http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/temp/an_jpn.html
- 2) 二宮勝幸・柏木宣久・岡敬一・岩淵美香・飯島恵 (2010) 東京湾西部海域における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー。横浜市環境科学研究所所報, 34: 46-51.
- 3) ダミー変数について
<http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/lecture/Regression/mreg/dummy-variable/dummy.ht>

データの質（取得頻度）の違いによる沿岸海水温変動解析結果

国立環境研究所 牧 秀明

はじめに

公共用水域常時監視（測定計画）では、海水温は月一回、あるいはそれ以下の頻度でしか測定されていないが、全国各地の漁協関係機関、水産試験所・センターや水族館等では、最寄りの沿岸海域の海水を施設に引き込んで利用しているために、基本的に海水温は毎日測定されており、それらがまとめて北海道総研機構地質研による「日本全国沿岸水温の記録」と日本海洋データセンター（JODC）の定地水温データとしてウェブサイトを通じて公表されている（以下、沿岸定地水温データと呼ぶ）。この沿岸定地水温データを通じて、測定地点数は公共用水域常時監視より少ないものの、高頻度で測定された全国各地の沿岸海域の海水温データを得ることが可能である。以上のことから、沿岸定地水温データで公表されている海水温データと、その取得された地点の最寄りの公共用水域常時監視点で同期間に取得された海水温データを選び出し、それぞれのデータについてダミー変数を用いた重回帰分析を行い、測定頻度がどのような影響をおよぼすかを検討した。

使用データと解析方法

前述のように沿岸定地水温データは、全国各地の漁協関係機関、水産試験所・センターや水族館、気象庁、海上保安庁等の施設で沿岸域の海水を常時利用しているか、海面に観測ブイ等を設置している機関により測定されたものを整理・集約したものであり、1994～2001年の間の51～90測点に

おけるデータは北海道総研機構地質研のウェブサイトを通じて、2002年以降の約120測点におけるデータはJODCのウェブサイトを通じて、それぞれ公表されている。

海水温の測定頻度は30分毎から1日1回と各機関毎に異なっているが、公共用水域常時監視よりは時間密度が格段に高くなっている。

解析対象としては、愛知県、長崎県、香川県の沿岸海域における沿岸定地水温データを選んだ。その理由として、1) C型共同研究本課題の非参加県であるため沿岸海域における海水温変動解析結果が得られないこと、2) 上記の北海道総研機構地質研で整備・公開されている1994年～2001年の測定データを有していること、3) JODCでの定地水温データの欠落が少ないことが挙げられる。愛知県の沿岸定地水温データは、伊勢湾側に面する愛知県水産試験場の漁業生産研究所で知多半島の地先水深7～8mから取水している海水温を毎日午前10時に測定したものである。長崎県のデータは、長崎湾に面する長崎県総合水産試験場の地先（栈橋筏）で毎日午前9～10時に機器測定したものである。香川県のデータは、香川県水産試験場が設置している水試観測ブイにより水深1m層において30分間隔で測定されているものを日平均値にしたものとなっている（香川1）。

沿岸定地水温データは、各月の上旬・中旬・下旬のそれぞれ三期間に分けて平均化した値が呈示されているため、基本的には公共用水域常時監視で海水温データが取得

された時期に合わせて解析を行った。ただし、同一月内の上旬・中旬・下旬の海水温変動の評価と公共用水域常時監視との相関を評価するために、上旬・中旬・下旬それぞれのデータと、それらを平均化したものも併せて解析に用いた。

海水温の変動解析の期間としては、愛知県と香川県については1994年1月から2007年12月までの14年間とし、長崎県については1997年の水産試験場の移転に伴い海水温の測定地点が変わったため、1997年1月から2007年12月までの11年間とした

公共用水域常時監視で取得された海水温データは、上記三県における沿岸定地水温データが取得された地点に最も近い監視点のもの（愛知県：N-9、長崎県：609_2、香川県：東讃海域 T-5）を選択し、解析・比較の対象とした。海水温変動傾向はダミー変数を用いた重回帰分析により解析した。

解析結果

愛知県沿岸海域における公共用水域常時

監視の海水温データと沿岸定地水温データとの関係を図1に示す。

左から、沿岸定地水温データの各月の上旬、中旬、下旬それぞれと、それらの平均値、それに公共用水域常時監視において海水温が測定された時期と同期させて沿岸定地水温データを選抜したものととの相関関係をグラフ化したものとなっている。公共用水域常時監視での測定時期と合致させたものでは、係数と相関係数共に高くなっており、上旬と中旬、それに上・中・下旬の平均値とではほぼ同等の相関が得られたが、愛知県沿岸海域における公共用水域常時監視での海水温測定時期は各月の上旬・中旬となっていたために、各月の下旬に取得された沿岸定地水温データとの相関は最も低くなった。次にダミー変数を用いた重回帰分析による海水温変動傾向の比較を行ったところ（表1）、公共用水域常時監視のデータでは-0.0034℃/月という負の値を示し、危険率（P-値）は0.16となった。これに対し、沿岸定地水温データでは、上旬、中旬、下

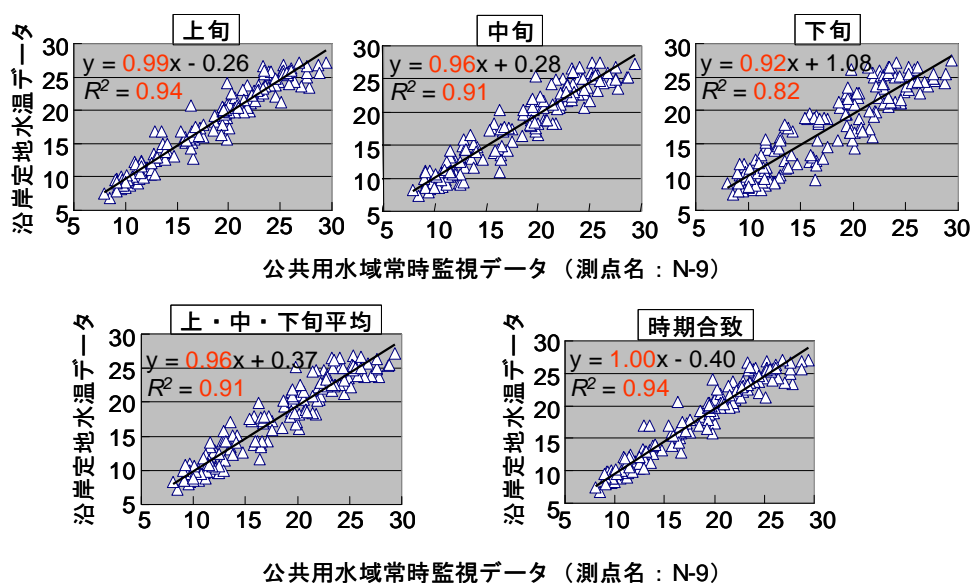


図1 愛知県沿岸海域における公共用水域常時監視（N-9）の海水温データ（y）と沿岸定地水温データ（x）との関係

表1 愛知県沿岸海域における公共用水域常時監視で取得された海水温データと沿岸定地水温データに基づいたダミー変数を用いた重回帰分析による海水温変動傾向の比較（解析対象データ取得期間：1994～2007年）

	海水温変動傾向 (°C/月)	P-値
公共用水域常時監視 (N-9)		
1994-2007年	-0.0034	1.6×10^{-1}
1994-2000年	0.0036	5.4×10^{-1}
沿岸定地水温データ		
(上旬)	0.0096	$1.0 \times 10^{-8***}$
(中旬)	0.0084	$9.8 \times 10^{-7***}$
(下旬)	0.0084	$6.8 \times 10^{-7***}$
(上・中・下旬平均)	0.0088	$1.6 \times 10^{-8***}$
(時期合致)	0.0096	$4.6 \times 10^{-8***}$

旬、平均値、時期合致如何に拘わらず全て0.0084～0.0096°C/月という海水温上昇傾向を示し、危険率も非常に低くなった(P<0.001)。ただし公共用水域常時監視の海水温データの解析期間を1994～2000年にしたところ0.0036°C/月と正の値を示した(表1)。

長崎県沿岸海域における公共用水域常時監視の海水温データと沿岸定地水温データとの関係を表2に示したが、上記の愛知県沿岸海域における解析例と同様に、公共用水域常時監視において海水温データが取得

中旬、下旬それぞれと、それらの平均値との対比よりも、係数、相関係数共に最も高くなっていた。ダミー変数を用いた重回帰分析による海水温変動傾向の比較を行ったところ(表3)、公共用水域常時監視で取得された海水温データでは-0.0038°C/月という負の値を示し、P-値は0.17となったのに対し、沿岸定地水温データでは、各月内のデータ取得時期により異なるものの、0.0024～0.0054と°C/月という正の値を示し、P-値は0.009～0.33となった。P-値が0.01を下回ったのは中旬の海水温データを用いて

表2 長崎県沿岸海域における公共用水域常時監視の海水温データ(x)と沿岸定地水温データ(y)間の関係(解析対象データ取得期間：1997～2007年)

	関係式	相関係数 R^2
沿岸定地水温データ		
(上旬)	$y = 0.92x + 1.34$	0.96
(中旬)	$y = 0.91x + 1.61$	0.94
(下旬)	$y = 0.88x + 2.20$	0.87
(上・中・下旬平均)	$y = 0.91x + 1.54$	0.95
(時期合致)	$y = 0.94x + 0.90$	0.97

された各月内の日に合わせて沿岸定地水温データを抽出し、それらの相関を調べたところ、沿岸定地水温データの各月の上旬、

解析を行った場合のみであり、その他の場合は全てP-値が0.01を上回った。興味深いことに上記のように公共用水域常時監視の

海水温データと最も相関の高かった時期合 関を示した。ダミー変数を用いた重回帰分
致のデータを用いて解析を行った場合には 析による海水温変動傾向の解析を行ったと

表 3 長崎県沿岸海域における公共用水域常時監視の海水温データと
沿岸定地水温データに基づいたダミー変数を用いた重回帰分析による
海水温変動傾向の比較（解析対象データ取得期間：1997～2007年）

	海水温変動傾向	
	(°C/月)	P-値
公共用水域常時監視 (609_2)	-0.0038	1.7×10^{-1}
沿岸定地水温データ		
(上旬)	0.0034	1.1×10^{-1}
(中旬)	0.0054	$9.0 \times 10^{-3**}$
(下旬)	0.0048	2.6×10^{-2}
(上・中・下旬平均)	0.0046	1.1×10^{-2}

P-値が 0.33 と最も高くなったものの、公共
用水域常時監視の海水温データの解析結果
と違って変動傾向は 0.0024°C/月という正の
値を示していた。

香川県沿岸海域における公共用水域常時
監視の海水温データと沿岸定地水温データ
との関係を表 4 に示したが、上記の愛知県

ころ、解析対象期間を 1994 年から 2007 年
の場合に、公共用水域常時監視の海水温
データでは 0.0030°C/月、沿岸定地水温デー
タでは 0.0014°C/月と上記の愛知県や長崎県
沿岸海域における解析例とは異なり、公共
用水域常時監視の海水温データを用いた解
析結果の方が高くなった。ただし双方の場

表 4 香川県沿岸海域における公共用水域常時監視の海水温データ (x) と沿岸定地
水温上旬データ (y) 間の関係（解析対象データ取得期間：1994～2007年）

関係式	相関係数 R^2
$y = 0.98x + 0.27$	0.98

や長崎県沿岸海域における解析例とは異な
り、公共用水域常時監視の海水温データ取
得日が各月内の上旬に統一されていたため
に、沿岸定地水温データの取得時期を合致
してデータを抽出する必要が無く、高い相

合とも P 値は 0.1 を上回った。温暖化と共
に海水温上昇傾向もより明確に見られると
いう 2000 年までに解析対象期間を短くし
て海水温上昇傾向の解析を行ったところ、
公共用水域常時監視の海水温データでは

表 5 香川県沿岸海域における公共用水域常時監視の海水温データと
沿岸定地水温データに基づいたダミー変数を用いた重回帰分析による
海水温変動傾向の比較（解析対象データ取得期間：1994～2007年）

	海水温変動傾向	
	(°C/月)	P-値
公共用水域常時監視 (T-5)		
1994-2007年	0.0030	1.2×10^{-1}
1994-2000年	0.0042	3.5×10^{-1}
沿岸定地水温データ (上旬)		
1994-2007年	0.0014	3.2×10^{-1}
1994-2000年	0.0058	1.5×10^{-1}

0.0042°C/月，沿岸定地水温データでは0.0058°C/月となり，2007年までの解析結果より高くなった。また2000年までに解析対象期間を短くした場合，海水温上昇傾向は，沿岸定地水温データを用いた方が高くなった。しかしながらP値は公共用水域常時監視の海水温データ，沿岸定地水温データを用いた解析結果共にやはり0.1を上回った。

図2にこれまで述べた解析に用いた愛知県（上段），長崎県（中段），香川県（下段）

で取得された海水温データを用いて解析を行う場合には4月と同様に測定日に留意し，ダミー変数による重回帰分析に適宜12月効果を導入する必要があることが示された。

以上のように，近い海水温測定地点，同じ解析対象期間であっても，海水温の変動傾向の解析結果はその測定頻度によって結果が大きく変わることが示され，低頻度で取得されたデータの解析を行う場合に，他

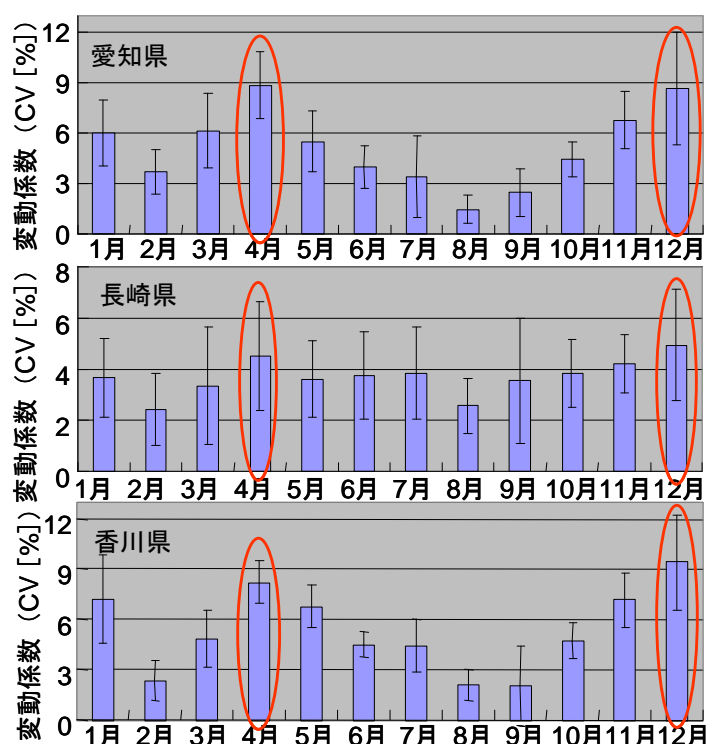


図2 愛知県（上段），長崎県（中段），香川県（下段）における沿岸定地水温データの各月内における上旬・中旬・下旬間における変動係数

における沿岸定地水温データの各月内の上旬・中旬・下旬間の変動係数を示した。三県とも4月と12月に最も大きな変動係数を示しており，本報告書9章で述べられているように，季節の移り変わり目であり月の始めと終わりで気温と海水温の差が大きい春季の4月と共に，初冬季である12月においても月一回実施の公共用水域常時監視

の高頻度で取得されたデータが入手可能な場合には，それを参照しながら検討ならびに精査する必要があることが示された。

要約

・高頻度で取得された沿岸定地水温データと公共用水域常時監視における月1回の測定値との相関は高かった。

- ・ 月内海水温変動が大きいのは4月と共に12月でも顕著だった。
- ・ ダミー変数を用いた海水温変動の重回帰分析の結果、沿岸定地水温データでは上昇傾向が見られたが、近傍の公共用水域常時監視データでは見られなかった（愛知と長崎）。
- ・ 沿岸定地水温データの内、近傍の公共用水域常時監視データ取得日に接近したもので重回帰分析を行った結果、海水温上昇傾向は下がり、危険率（P-値）も上昇した（長崎）。
- ・ 沿岸定地水温データでも、近傍の公共用水域常時監視データでも上昇傾向が見られない場合があった（香川）。

参考 HP

日本海洋データセンター（JODC）全国の定地水温データ

http://www.jodc.go.jp/data/coastal/obs_data_index.html

地方独立行政法人北海道総合研究機構地質研究所ホームページ「日本全国沿岸水温の記録」

http://www.gsh.pref.hokkaido.jp/download/temperature_data/index.html

資 料

1. 研究実施組織

課題代表者（平成 20～21 年度） 宮城県保健環境センター 佐々木久雄
 （平成 22 年度） 横浜市環境科学研究所 二宮勝幸

参加機関および参加者

地方独立行政法人北海道立総合研究機構環境・地質研究本部環境科学研究センター
 田中敏明, 福山龍次, 三上英敏

青森県環境保健センター 花石竜治（※平成 22 年度のみ参加）

岩手県環境保健研究センター 遠藤秀則, 大矢 学, 佐藤耕二, 佐藤德行, 藤原繁夫

宮城県保健環境センター 阿部郁子, 福地信一, 藤原秀一

山形県環境科学研究センター 會田 健

福島県環境センター 佐々木一男（※平成 20 年度のみ参加）

千葉県環境研究センター 飯村 晃, 小倉久子

財団法人東京都環境整備公社東京都環境科学研究所 安藤晴夫, 石井真里奈, 和波一夫

川崎市公害研究所 岩渕美香, 小林弘明, 永山 恵, 吉田謙一

横浜市環境科学研究所 水尾寛巳

神奈川県環境科学センター 岡 敬一

静岡県環境衛生科学研究所 後藤裕康, 三好廣志

名古屋市環境科学研究所 岡村祐里子, 西 史江, 長谷川絵理, 長谷川 瞳
 山神尚人（※平成 22 年度から参加）

富山県環境科学センター 井上貴史, 笹島武司, 藤島裕典

石川県保健環境センター 亀井とし, 東海林寛史, 玉井 徹

福井県衛生環境研究センター 森蔭早也香

京都府保健環境研究所 田口 寛, 辻 厚男

大阪府環境農林水産総合研究所 中村 智, 中村茂行

神戸市環境保健研究所 向井健悟, 八木正博

財団法人ひょうご環境創造協会兵庫県環境研究センター
 前川真徳, 宮崎 一（※平成 22 年度から参加）

広島県立総合技術研究所保健環境センター 山本竜治（※平成 21 年度から参加）

徳島県保健環境センター 高島京子, 山田哲也（※平成 21 年度から参加）

高知県環境研究センター 行弘 恵, 十川紘一, 西山泰彦

福岡市保健環境研究所 池田嘉子, 岩佐有希子, 木下 誠, 野中研一, 藤代敏行

福岡県保健環境研究所 熊谷博史, 田中義人（※平成 20 年度のみ参加）

大分県衛生環境研究センター 中村千晴, 村上泰隆

宮崎県衛生環境研究所 赤崎いずみ, 中村公生

鹿児島県環境保健センター 尾辻裕一, 坂元克行, 鳥原 誠, 長井一文, 三谷惟章

沖縄県衛生環境研究所 天願博紀, 宮城俊彦

独立行政法人 国立環境研究所 牧 秀明

客員研究員

統計数理研究所 柏木宣久

2. 成果発表

2.1 誌上発表

1. 飯村晃, 小倉久子 (2008) 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究, 千葉県環境研究センター年報第 8 号, p104-105
2. 西山泰彦, 十川紘一, 行弘恵 (2009) 水質汚濁防止法第 17 条の規定に基づく「公共用水域及び地下水の水質測定結果」の利用に関する試みー高知県沿岸海域の水温経年変化について (その 1), 高知県環境研究センター所報第 26 号, p37-78
3. 飯村晃, 小倉久子 (2009) 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究 (その 2)ー気温変化トレンドとの比較ー, 千葉県環境研究センター年報第 9 号, p101-102
4. 二宮勝幸, 水尾寛巳, 柏木宣久, 安藤晴夫, 小倉久子, 飯村晃, 岡敬一, 吉田謙一, 飯島恵 (2009) 温暖化と東京湾の水環境ー水温と水質との関係ー, 横浜市環境科学研究所所報第 33 号, p58-67
5. 永山恵, 岩渕美香, 二宮勝幸, 安藤晴夫, 牧秀明 (2010) 川崎港における海水温の連続調査結果, 川崎市公害研究所年報第 37 号, p80-83
6. 森陰早也香 (2010) 福井県沿岸域の表層水温のトレンドについて, 福井県衛生環境研究センター年報第 9 巻, p109-111
7. 野中研一, 岩佐有希子, 藤代敏行 (2010) 博多湾における海水温等の経年変化と水温ロガーによる海水温の連続観測, 福岡市保健環境研究所報第 36 号, p64-72
8. 二宮勝幸, 柏木宣久 (2010) 単回帰分析による季節時系列のトレンド推定の問題点, 横浜市環境科学研究所所報第 34 号, p43-45
9. 二宮勝幸, 柏木宣久, 岡敬一, 岩渕美香, 飯島恵 (2010) 東京湾西部海域における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー, 横浜市環境科学研究所所報第 34 号, p46-51
10. 岩渕美香, 永山恵, 小林弘明, 二宮勝幸, 柏木宣久 (2011) 川崎港における表層海水温の遷移ーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー, 川崎市公害研究所年報第 38 号, p49-53
11. 二宮勝幸, 柏木宣久, 岡敬一 (2011) 東京湾西岸域における海水温の上昇と季節のずれ, 横浜市環境科学研究所所報第 35 号, p34-40
12. 田口寛, 辻厚男 (2011) 京都府沿岸域等における水温上昇の検討, 京都府保健環境研究所年報第 56 号, p80-85
13. 天願博紀 (2011) 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究ー沖縄県における海水温変動傾向についてー, 沖縄県衛生環境研究所報第 45 号, p125-128
14. 福地信一, 阿部郁子, 佐々木久雄, 藤原秀一 (2011) 宮城県沿岸域における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー, 宮城県保健環境センター年報第 29 号, p73-78
15. 安藤晴夫, 和波一夫, 石井真里奈, 牧秀明 (2011) 東京都の内湾部および運河部における水温の長期変動傾向の解析, 東京都環境科学研究所年報, p113-115
16. 坂元克行, 尾辻裕一, 永井里央, 貴島宏, 宮ノ原陽子, 長井一文 (2011) 沿岸域における海水温と水質の状況について, 鹿児島県環境保健センター所報第 12 号, 92-99
17. 西山泰彦, 十川紘一 (2011) 水質汚濁防止法第 17 条の規定に基づく「公共用水域及び地下水の水質測定結果」の利用に関する試みー高知県沿岸海域の水温経年変化について (その 2), 高知県環境研究センター所報第 28 号, p45-56

2.2 学会発表

1. 二宮勝幸, 柏木宣久, 岡敬一, 永山恵 (2011) ダミー変数を用いた重回帰による海水温のトレンドの推定と考察, 第45回水環境学会年会 (3月・札幌)
2. 永山恵, 岩渕美香, 二宮勝幸, 安藤晴夫, 牧秀明 (2011) 川崎港における海水温の連続調査結果, 第45回水環境学会年会 (3月・札幌)
3. 飯村晃, 小倉久子 (2011) 千葉県沿岸域の水温, COD の推移について, 第45回水環境学会年会 (3月・札幌)

2.3 その他の口頭発表

1. 赤崎いずみ (2010) 地球温暖化がもたらす沿岸域の水質変化に関する研究 (第一報), 平成21年度宮崎県衛生環境研究所研究成果発表会・ポスター発表 (2月・宮崎)
2. 永山恵, 岩渕美香, 二宮勝幸, 安藤晴夫, 牧秀明 (2010) 川崎港の海水温と水質変動に関する調査, 第34回神奈川県・横浜市・川崎市環境・公害研究合同発表会 (6月・横浜)
3. 坂元克行 (2010) 鹿児島県における海水温と水質の状況について, 第36回九州衛生環境技術協議会 (10月・佐賀)
4. 二宮勝幸 (2011) 東京湾における温暖化と季節のずれ, 平成22年度横浜市環境創造局職員業務研究改善事例発表会 (1月・横浜)
5. 赤崎いずみ (2011) 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究, 平成22年度宮崎県衛生環境研究所研究成果発表会・ポスター発表 (3月・宮崎)
6. 福地信一 (2011) 宮城県沿岸域における表層水温のトレンドーダミー変数を用いた重回帰分析による推定ー, 宮城県保健環境センター所内研究発表会 (3月・仙台)

3. 付録

独立行政法人国立環境研究所環境情報メディア「環境展望台」における沿岸海水温ロガー取得データの公表サイト <http://tenbou01test.nies.go.jp/science/institute/region/coastwt.php>

・データ提供機関

宮城県保健環境センター

川崎市公害研究所

福岡市保健環境研究所

鹿児島県環境保健センター



沿岸海水温データ[東京... x]

環境展望台

サイトマップ | ご利用ガイド | お問い合わせ | 文字サイズ | 小 | 大

ニュースイベント | 研究・技術 | 政策・法令 | 環境学習 | 環境GIS | 検索・ナビ

研究・技術 > 日本の環境研究 > 地方環境研究所 > 国立環境研究所との共同研究 > 地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質

地方環境研究所

国立環境研究所との共同研究

地球温暖化がもたらす日本沿岸域の水質変化とその適応策に関する研究

沿岸海水温ロガー取得データの公表

【観測地点】 松島湾 東京湾 博多湾 鹿児島湾

【観測期間】 前日 2009年 4月 27日 表示 翌日

観測時刻	水深	海面 +12m (°C)	海面 +11m (°C)	海面 +10m (°C)	海面 +9m (°C)	海面 +8m (°C)	海面 +7m (°C)	海面 +6m (°C)	海面 +5m (°C)	海面 +4m (°C)	海面 +3m (°C)	海面 +2m (°C)	海面 +1m (°C)
09/04/27 00:00	16.211	16.626	16.922	16.416	16.266	16.290	16.014	16.127	16.121	16.026	16.127	16.079	16.079
09/04/27 00:10	16.627	16.620	16.772	16.428	16.290	16.290	16.170	16.199	16.103	16.175	16.047	16.107	16.079
09/04/27 00:20	16.429	16.608	16.724	16.481	16.266	16.266	16.242	16.199	16.247	16.175	16.047	16.107	16.107
09/04/27 00:30	16.616	16.422	16.724	16.509	16.428	16.290	16.270	16.079	16.151	16.026	16.127	16.103	16.103
09/04/27 00:40	16.292	16.524	16.676	16.428	16.428	16.416	16.219	16.103	16.121	16.079	16.175	16.127	16.127
09/04/27 00:50	16.244	16.411	16.642	16.509	16.428	16.481	16.266	16.103	16.121	16.079	16.175	16.103	16.103
09/04/27 01:00	16.200	16.682	16.129	16.428	16.428	16.290	16.270	16.103	16.121	16.103	16.121	16.103	16.103
09/04/27 01:10	16.226	16.427	16.724	16.481	16.428	16.266	16.247	16.103	16.121	16.079	16.121	16.127	16.127
09/04/27 01:20	16.270	16.682	16.676	16.428	16.416	16.290	16.247	16.103	16.121	16.103	16.175	16.121	16.121
09/04/27 01:30	16.249	16.429	16.602	16.509	16.428	16.290	16.247	16.103	16.175	16.103	16.175	16.175	16.175
09/04/27 01:40	16.228	16.416	16.521	16.527	16.416	16.290	16.270	16.127	16.175	16.127	16.199	16.175	16.175
09/04/27 01:50	16.201	16.292	16.521	16.527	16.416	16.416	16.219	16.121	16.199	16.121	16.223	16.175	16.175
09/04/27 02:00	16.177	16.268	16.629	16.527	16.416	16.416	16.242	16.199	16.223	16.175	16.223	16.175	16.175
09/04/27 02:10	16.143	16.244	16.622	16.521	16.481	16.266	16.223	16.247	16.175	16.047	16.175	16.047	16.175
09/04/27 02:20	16.108	16.226	16.676	16.428	16.416	16.416	16.223	16.270	16.199	16.047	16.199	16.047	16.199
09/04/27 02:30	16.106	16.272	16.700	16.428	16.481	16.481	16.416	16.247	16.223	16.223	16.270	16.199	16.199
09/04/27 02:40	16.082	16.272	16.676	16.509	16.428	16.509	16.481	16.266	16.219	16.047	16.266	16.223	16.223
09/04/27 02:50	16.059	16.223	16.629	16.527	16.509	16.523	16.223	16.247	16.246	16.247	16.270	16.223	16.223
09/04/27 03:00	16.036	16.201	16.521	16.523	16.509	16.523	16.242	16.246	16.247	16.246	16.246	16.223	16.223
09/04/27 03:10	16.024	16.177	16.527	16.527	16.523	16.521	16.223	16.266	16.266	16.270	16.266	16.247	16.247
09/04/27 03:20	16.010	16.121	16.509	16.527	16.527	16.502	16.502	16.428	16.428	16.270	16.219	16.247	16.247
09/04/27 03:30	16.010	16.082	16.509	16.521	16.527	16.502	16.502	16.428	16.428	16.270	16.219	16.247	16.247
09/04/27 03:40	16.129	16.249	16.509	16.521	16.527	16.521	16.502	16.428	16.416	16.294	16.219	16.270	16.270
09/04/27 03:50	16.129	16.223	16.523	16.521	16.527	16.521	16.521	16.416	16.266	16.270	16.219	16.270	16.270
09/04/27 04:00	16.028	16.028	16.527	16.521	16.523	16.527	16.219	16.246	16.223	16.270	16.270	16.223	16.223
09/04/27 04:10	16.196	16.229	16.527	16.523	16.428	16.428	16.428	16.223	16.270	16.199	16.270	16.223	16.223
09/04/27 04:20	16.527	16.026	16.523	16.527	16.509	16.416	16.266	16.199	16.247	16.175	16.047	16.223	16.223
09/04/27 04:30	16.527	16.026	16.527	16.527	16.428	16.290	16.242	16.175	16.223	16.175	16.247	16.223	16.223
09/04/27 04:40	16.522	16.519	16.602	16.521	16.509	16.290	16.242	16.175	16.223	16.175	16.247	16.199	16.199
09/04/27 04:50	16.522	16.529	16.527	16.521	16.416	16.266	16.294	16.175	16.247	16.175	16.047	16.199	16.199

環境研究最新情報

環境研究情報ナビ

環境データベース

日本の環境研究

国・独立行政法人

地方環境研究所

地方環境研究所一覧

研究紹介

国立環境研究所との共同研究

全国環境研査会

全国環境研査会

分析マニュアル

環境研究最新レポート

ビデオギャラリー

分野別メニュー

地球環境

ごみ・リサイクル

健康・化学物質

自然環境

大気環境

水・土壌環境

環境総合

用途別メニュー

ご利用ガイド

ニュースを読む

マップを見る