

川崎港における表層海水温の推移

—ダミー変数を用いた重回帰分析による推定—

Transition of Sea Surface Temperature in the Port of Kawasaki
-Estimate of Multiple Linear Regression Analysis with Dummy Variable-

岩渕 美香
小林 弘明
柏木 宣久^{*2}

Mika IWABUCHI
Hiroaki KOBAYASHI
Nobuhisa KASHIWAGI

永山 恵
二宮 勝幸^{*1}

Megumi NAGAYAMA
Katsuyuki NINOMIYA

要旨

川崎港沿岸域及び沖合域6地点の公共用水域水質測定計画に基づく調査の表層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、過去26年間における海水温の変動傾向（トレンド）を調べた。その結果、表層海水温は0.029～0.038°C/年、26年間では0.761～0.985°C上昇しており、最大値は浮島沖、最小値は東扇島防波堤西であった。長期にわたる貴重な公共用水域の調査結果を用いることにより川崎港での海水温上昇の可能性が示唆された。

キーワード： 表層海水温、ダミー変数、重回帰分析、

Key words: Sea surface temperature, Dummy variable, Multiple linear regression analysis

1 はじめに

気象庁では、日本近海における海面水温の長期変化傾向に関し、2010年までの約100年間にわたる海域平均海面水温（年平均）の上昇率は関東沖の南域で+1.0°C/100年であり、水温の上昇が必ずしもすべて温暖化の影響とはいえないものの、日本周辺海域における海面水温にも地球温暖化の影響が現れている可能性があると考えられる、と発表¹⁾している。さらに海水温上昇による海洋生物の分布が北上あるいは拡大する可能性についても指摘している。

また国立環境研究所では、全国規模で80年間にわたるサンゴ出現のデータベースを整備した結果、近年の水温上昇に対応して日本の温帶域でサンゴ分布の北への拡大を検出し、これが海水温上昇によって温帶域の生態系の変化が急速に進んでいる可能性を示すものだと報告している²⁾。

このように地球温暖化や陸域からの都市排水による海水温の上昇の可能性³⁾が示唆されるとともに、海水温の上昇が海域の生態系に与える影響についても懸念されていることから、海水温の変動を把握することは重要である。

川崎市では東京湾の川崎市周辺海域で公共用水域水質測定計画（以下測定計画とする）に基づき環境基準項目の測定と合わせて表層と底層の海水温データを30年以上にわたり測定を続けている。しかし、測定頻度が月1～2回程度であり、また採水日時が必ずしも同じではない測定計画調査で得られた海水温データを、そのまま用いて海水温の変動傾向を求めるのは適切ではない。

そこで今回、1984年4月～2010年3月までの26年間にわたる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、川崎港沿岸域及び沖合域の地点について、ダミー変数を用いた重回帰分析を行い、川崎市周辺海域における海水温のトレンドを解析したので報告する。

2 測定地点

測定地点は図1に示した川崎港沿岸域及び沖合域の6地点である。

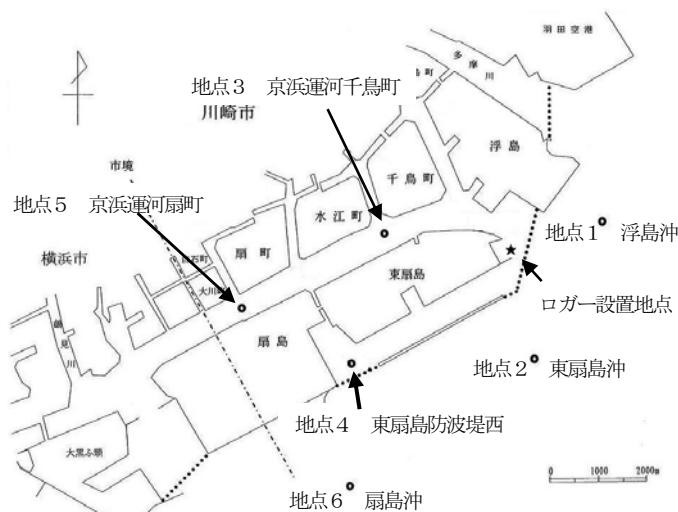


図1 測定地点

3 解析手法

測定計画で得られた海水温のデータからトレンドを解析するために、ダミー変数を用いた重回帰分析を行った。ダミー変数とは説明変数が0か1のいずれかをとり、例えばその条件に該当する場合は1を、該当しない場合に

^{*1}横浜市環境科研究所 ^{*2}統計数理研究所

は0とする、という使い方をする。

はじめに海水温は、長期的な温度変化の傾向（トレンド成分）、1年の間で周期的变化を繰り返す季節変動（季節成分）、及び採水時間の変化に伴う変動といった基本成分の和で表されると考えた。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地点の海水温のトレンドを推定し、その特徴等について調べた。なお、解析手法、結果の評価等については二宮ら⁴⁾に準じて行った。

4 考察

4.1 海水温の季節変化と長期的温度変化

図2に地点4における26年間の水温変化を示した。なお、この地点は2008年度から連続海水温ロガーを設置している⁵⁾東扇島波除堤（図1の★地点）と水深が同等である地点である。

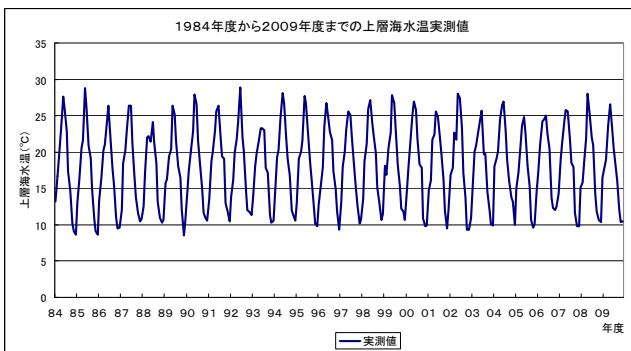


図2 地点4における海水温の経年変化

26年間の表層海水温の変動をみると、一番顕著に現れているのは周期的な季節変動であり、その年変動幅は約16.5°C（振れ幅8.3°C）であった。また、例えば単回帰分析により実測値から海水温のトレンドを求めるとき約0.0013°C/月であった。

4.2 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。

二宮ら⁶⁾によると、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。

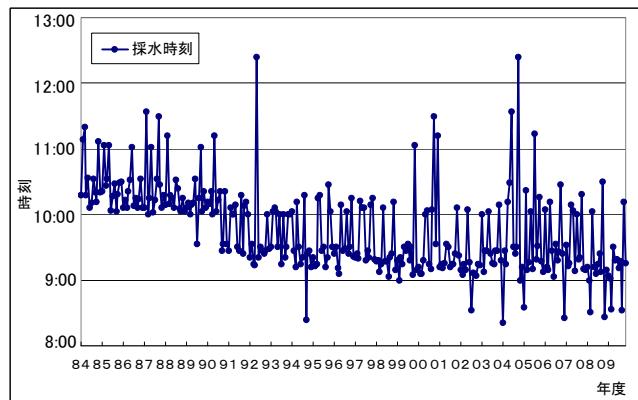


図3 地点4の採水時刻の変化

4.3 基本成分

4.1~4.2の結果を踏まえ、長期的トレンド、季節変動による影響、時刻効果の3つを海水温のトレンドを構成する基本成分とし、図4にその時系列を示した。

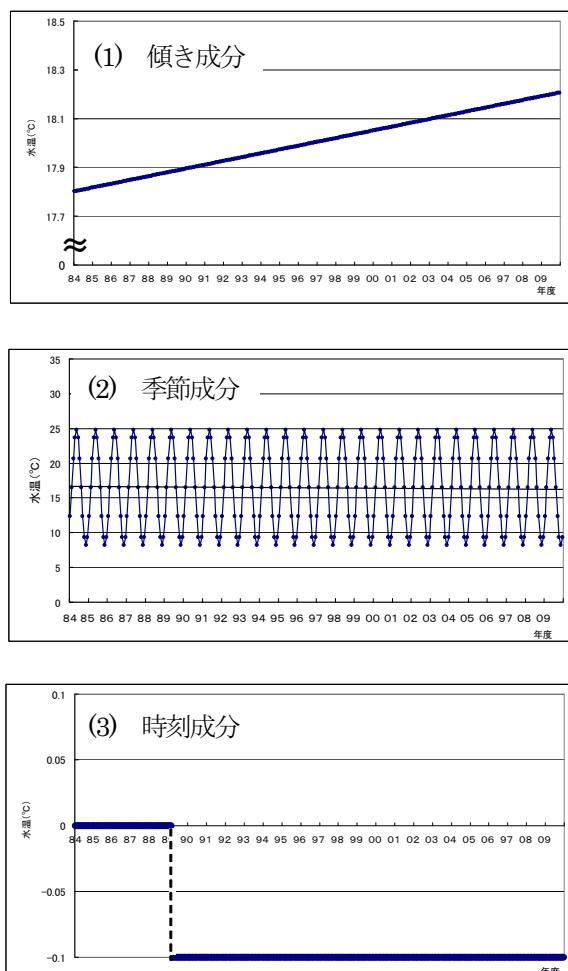


図4 基本成分の時系列（地点4）

表1 目的変数と説明変数

年度	採水月	目的変数 実測値	説明変数											時刻効果	
			季節効果												
			傾き効果	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月	
1984年	4月	13.2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	5月	16.7	2	0	1	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
	7月	23.1	4	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
	8月	27.6	5	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
	9月	26.1	6	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
	10月	22.9	7	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
	11月	17.4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
	12月	14.6	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
	1月	10.2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
	2月	9.1	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
	3月	8.6	12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	0
<hr/>	
2009年	4月	16.5	301	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1
	5月	17.9	302	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1
	6月	18.9	303	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	-1
	7月	23.5	304	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	-1
	8月	26.6	305	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	-1
	9月	24.2	306	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	-1
	10月	20.6	307	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	-1
	11月	18.7	308	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	-1
	12月	16.1	309	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	-1
	1月	12	310	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	-1
	2月	10.4	311	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	-1
	3月	10.5	312	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1

表2 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			○

5 ダミー変数を含む重回帰分析

5.1 重回帰の説明変数

前述したように海水温のトレンドは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。

$$Y_t \text{ (海水温のトレンド)} = T_t \text{ (トレンド成分)} + S_t \text{ (季節成分)} + H_t \text{ (時刻成分)} + \epsilon_t \text{ (誤差)}$$

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

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1に示した。

トレンド成分 T_t は図4(1)のように採水年月に対応しており、その偏回帰係数（傾き）が水温変化率（ $^{\circ}\text{C}/\text{月}$ ）を表している。各月の季節による海水温に与える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。

5.2 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2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、すなわち単回帰モデルであり、モデル2は説明変数に季

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3には今回解析を行った地点のうち地点4と運河内の地点3、沖合域の地点6の合計3地点での各モデルの重回帰分析による偏回帰係数を示した。

次に統計モデルの当てはまりの良さの指標である赤池情報量基準⁷⁾ (AIC) を用い、各モデルの評価を行った。AICを使う評価法では、AICの値が最小になるモデルが当てはまりの良いモデルであると判断される。AICの値は地点3を除きモデル3が最も小さく、次いでモデル2、モデル1の順となった。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。

続いて各モデルの傾き（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^{4,6)}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言っている。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(2)に示し、回帰分析を適用して傾きを求めるところ約 $0.0014^{\circ}\text{C}/\text{月}$ となった。これはモデル1とモデル2の傾きの差 $0.0012^{\circ}\text{C}/\text{月}$ に近い値である。従って両モデルの傾きの差を生じせしめたのは季節成分の影響によるものと推察された。

続いてモデル2と基本成分に時刻効果を加えたモデル3を比較すると、AICの値はモデル2 > モデル3であったが、有意差検定を行ったところ、5%の危険率でモデル3の傾き効果は有意ではないという結果になった。さらに時刻効果の予測値は0.1であるが、モデル3で導かれた時刻効果の値は-0.815であり、予測値と比べてはるかに大きな値となっている。図3を見ると、採水時刻は年々早くなる傾向、即ち年度と採水時刻に負の相関が見て取れる。そのため、AICの値は最小となったものの、傾き効果が有意ではないという結果は、傾きと採水時刻に多重共線性があるためによるものと思われることから、モデル3を選択するのは適当ではないと考えた。

地点3 表3 各モデルの重回帰分析結果

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 **
4月(°C)		-3.200	-3.200
5月(°C)		-0.357	-0.357
6月(°C)		2.541	2.540
7月(°C)		4.761	4.760
8月(°C)		8.046	8.046
9月(°C)		7.662	7.662
10月(°C)		3.813	3.813
11月(°C)		0.672	0.672
12月(°C)		-2.850	-2.850
1月(°C)		-6.365	-6.365
2月(°C)		-7.437	-7.437
時刻効果(°C)			-0.021
切片(°C)	18.325	18.136	18.133
AIC	1941.899	939.623	941.613

地点4

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
傾き効果(°C/月)	0.0013	0.0025 **	-0.0006
4月(°C)		-3.563	-3.580
5月(°C)		-0.404	-0.418
6月(°C)		2.378	2.367
7月(°C)		4.918	4.910
8月(°C)		7.922	7.918
9月(°C)		7.778	7.777
10月(°C)		4.030	4.031
11月(°C)		0.823	0.828
12月(°C)		-2.337	-2.329
1月(°C)		-6.124	-6.113
2月(°C)		-7.522	-7.509
時刻効果(°C)			-0.815
切片(°C)	17.803	17.619	17.507
AIC	1947.580	1076.482	1068.502

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	17.172
AIC	1956.922	1009.606	1008.931

危険率: **1%、 *5%

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はモデル2、3共に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地点4の場合と同様にモデル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有意ではない、という結果になった。また、両地点でも、単回帰モデルによる場合、傾きが過小評価された。

5.3 全地点の重回帰分析結果の評価

今回、全地点でモデル2を適用して海水温トレンドを求め、その結果を図5に示した。

トレンドは地点1(浮島沖)が0.038°C/年で最も大きく、次いで地点3(京浜運河千鳥町)、地点2(東扇島沖)の順であった。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1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。

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成分から構成されると考えられたが、これらの変数のうち、時刻成分を除いた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0.029~0.038°C/年であり、最大値は浮島沖、最小値は扇島沖であった。
- (3)水温は26年間で0.761~0.985°C上昇しているトレンドを示した。

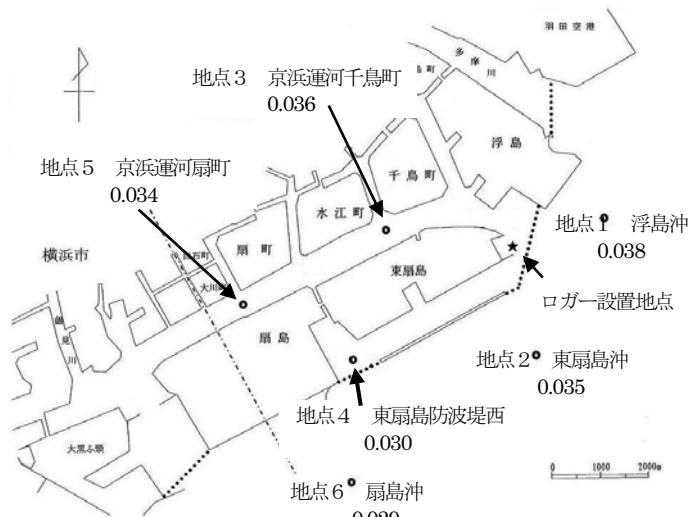


図5 各地点の水温トレンド (°C/年)

謝辞

ダミー変数を用いた重回帰分析を行うにあたり、統計数理研究所柏木宣久氏、横浜市環境科学研究所二宮勝幸氏にご指導、ご教示をいただきました。ここに深く感謝いたします。

文献

- 1) 気象庁地球環境・海洋部：海面水温の長期変化傾向（日本近海）：平成23年3月10日発表
- 2) 国立環境研究所地球環境研究センター：海水温上昇とともにサンゴ分布の北への急速な拡大について、筑波研究学園都市記者会配付資料、2011年1月21日
- 3) 八木宏、石田大暁、山口肇、木内豪、樋田史郎、石井光廣：東京湾及び周辺水域の長期水温変動特性、海岸工学論文集、第51巻、土木学会、1236～1240
- 4) 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－、横浜市環境科学研究所報、34、46～51(2010)
- 5) 永山恵、岩渕美香、二宮勝幸、安藤晴夫、牧秀明：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、37、80～83(2009)
- 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) 統計WEB：赤池情報量基準(AIC)
http://software.ssri.co.jp/statweb2/tips/tips_10.html