

# 植物プランクトンの動態と海面水温および光合成 有効放射照度との関係について

清藤 秀理<sup>1</sup>・甬喜本 司<sup>2</sup>・齊藤 誠一<sup>3</sup>

(受付 2006年1月4日;改訂 2006年7月4日)

## 要 旨

本論文では、日本海における海面水温と光合成有効放射照度とが植物プランクトンの時空間動態に与える動的なメカニズムについて、時空間統計モデルを構築することによって考察している。上記の海洋環境要因の観測データが持つ空間構造は、約140 km程度までの空間変動が影響し、その時間的変化についてはクロロフィル *a* 濃度と光合成有効放射照度は季節性の強い変動と見なせることが明らかとなった。これらの特徴を考慮に入れて、植物プランクトンの時空間動態を表現するためのモデルを開発し、その合理性を検証するために予測精度の評価を行った。

キーワード：植物プランクトン，人工衛星，日本海，時空間統計モデル。

## 1. はじめに

植物プランクトンは、海洋生態系の底辺を担い、その現存量や生産力の違いがその海域の生物多様性や魚類などの高次消費者の資源変動に影響を与えている。植物プランクトンの現存量と生産力は、その海域の海流、日射量、海面水温等の物理過程と成長に必要な栄養塩類等の化学環境、動物プランクトンや小型魚類による捕食等の生物過程が時間的・空間的に複雑に関連している。植物プランクトン分布量の時間的・空間的変動は大きく、主に中緯度海域で顕著な現象である春季に短時間で極大となる春の大増殖(春季ブルーム)や秋季に緩やかな増加を示す秋の増殖(秋季ブルーム)が確認されている(Parsons et al., 1995)。Sverdrup(1953)は、冬季から春季にかけて表層における混合層深度が混合層内の植物プランクトンによる光合成量と呼吸量とが一致するような深度よりも浅くなる時期に春季ブルームが発生するという臨界深度理論を提唱した。最近では、微分方程式に基づいた生態系モデルの開発により、植物プランクトンに関わる要因間の関連性が表現されつつある(例えば、Fasham, 1995)。

近年、人工衛星の発達とともに地球の表面情報が準リアルタイムで取得が可能となり、時間的にも、空間的にも大量のデータが蓄積されつつある。宇宙から植物プランクトンに含まれる色素であるクロロフィル *a* を初めて観測したのは、1978年に米国によって打ち上げられた Nimbus-7 衛星に搭載された Coastal Zone Color Scanner (CZCS) と呼ばれるセンサーである。

<sup>1</sup> 北海道大学大学院 水産科学研究院：〒041-8611 北海道函館市港町3-1-1 (現 Joint Institute for Marine and Atmospheric Research, University of Hawaii at Manoa: 1000 Pope Road, Honolulu, HI 96822, U.S.A.)

<sup>2</sup> 東京大学経済学部 金融教育研究センター：〒113-0033 東京都文京区本郷7-3-1

<sup>3</sup> 北海道大学大学院 水産科学研究院：〒041-8611 北海道函館市港町3-1-1

Nimbus-7 衛星は 1978 年～1986 年まで運用され、地球規模の植物プランクトン分布を表した画像は、それまでの船舶による観測結果や植物プランクトンの時空間的変動に関する理論的研究のきっかけを与えることとなった。例えば、Longhurst (1995) は、CZCS 画像と海洋表層の物理環境の研究をまとめて全海洋を 57 の生態学的区分として定性的に定義づけ、地球規模の海洋における生物生産性について議論している。CZCS の後継機として、1997 年には Orbview2 衛星搭載の Sea-viewing Wide Field of view Sensor (SeaWiFS)、地球観測衛星 Terra や Aqua 搭載の MODerate resolution Imaging Spectrometer (MODIS) が現在も稼働中である。日本における海色センサーの開発・運用は、1996 年に ADEOS 衛星搭載の Ocean Color and Temperature Scanner (OCTS)、2002 年に ADEOS2 衛星搭載の GLObal Imager (GLI) が挙げられるが、どちらも運用開始から約 10 ヶ月で機器の問題発生により運用停止となっている。現在運用中の SeaWiFS や MODIS を用いた最近の研究では、画像化されたデータの表示に基づいた局所的な植物プランクトン分布の増減メカニズムに関する記述や気候変動に対する応答機構に関する議論が多いのが現状である。

これまでの植物プランクトンの時間的・空間的分布に関する研究は、船舶観測データや衛星観測データに基づく議論や生態系モデルに代表される決定論的アプローチによる検討が主流となってきたため、これらの構造に関する分析については物理的仮説を前提としない議論が困難であった。そこで本稿では、人工衛星データに基づいた植物プランクトンの時空間変動メカニズムを統計的な観点よりアプローチすることによって、これまで十分に行われてこなかった分布の変動メカニズムの内部構造を明らかにし、海洋物理的要因の変化が植物プランクトン分布の時空間動態にどのように関係しているかという点について定量的に論じることを目的とする。

本研究では、日本海における植物プランクトン分布の時空間動態を明らかにするために、人工衛星から得られた海面クロロフィル  $a$  濃度、海面水温、光合成有効放射照度データを使用する。解析期間は 1997 年 9 月～2004 年 12 月であり、月合成データを使用した。クロロフィル  $a$  濃度データは、Orbview2 衛星搭載の Sea-viewing Wide Field of view Sensor (SeaWiFS) によって得られたデータである。SeaWiFS によって得られた海面クロロフィル  $a$  データは、海洋性植物プランクトン全てが有している色素であるクロロフィル  $a$  濃度を経験的アルゴリズムにより推定している (O'Reilly et al., 1999)。本研究で使用したデータセットは、NASA Goddard Space Flight Center (GSFC) の Distributed Active Archive Center (DAAC) により提供されている SeaWiFS Chl- $a$  Level-3 9 km $\times$ 9 km Standard Mapped Image (SMI) である。海面水温データは、マイアミ大学海洋大気学部と米国大気海洋局とで共同開発された 4 km AVHRR Pathfinder Version 5.0 SST データを使用した。海面水温データは、NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) 衛星搭載の AVHRR (Advanced Very High Resolution Radiometer) の熱赤外域センサーを使用した McClain et al. (1985) によるアルゴリズムを用いて推定されている。光合成有効放射照度 (Photosynthetically Active Radiation) データは、Orbview2 衛星に搭載されている 400 nm–700 nm の波長域にある 6 つのセンサーによって得られた輝度データを使用して計算されている。光合成有効放射照度とは、上記波長域における太陽からの放射エネルギーフラックスと定義され、その単位は、 $\text{einstein}/\text{m}^2/\text{day}$  として表される。海面クロロフィル  $a$  濃度、海面水温、光合成有効放射照度の各データは、異なる空間解像度であるために、全てのデータを 36 km $\times$ 36 km に一致させた。その際、平均値をその格子の代表値とした。

本稿の構成は以下の通りである。2 章では解析対象海域である日本海について記述し、3 章では植物プランクトン分布、海面水温、光合成有効放射照度に関する時空間的特徴について統計的に検討する。4 章、5 章では、3 章で明らかとなった各変量の時空間的特徴に基づいた時空間統計モデルによる予測とその評価について述べる。6 章で本研究をまとめ、今後の海洋生態系研究への展望について概観する。

## 2. 日本海におけるクロロフィル *a* 濃度分布の特徴

本研究では、スルメイカ、アジ等の漁業が盛んであり、かつ比較的多くの海洋物理学的な知見が蓄積されている日本海を解析対象海域とする。日本海は、間宮海峡、宗谷海峡、津軽海峡、対馬海峡の4つの海峡に囲まれる閉鎖的な海域である。また、日本海盆、ウルルン海盆、大和海盆に代表される海盆と日本海中央部には大和堆と呼ばれる浅所の存在が確認されている。対馬海峡から対馬暖流が韓半島沿岸と日本海沿岸を北上し、韓半島東岸海域の暖流は東韓暖流と呼ばれる。日本海北部からは冬季の間宮海峡付近で生成される海氷からの低塩分水を起源とするリマン寒流(Martin and Kawase, 1998)が沿海州を南下し、北朝鮮沿岸に達すると北朝鮮寒流と呼ばれるようになる。これらの暖流と寒流とがちょうど接する北緯40°N付近には極前線と呼ばれる収束域が東西に渡って存在している(Belkin and Cornillon, 2003)。また、日本海沿岸域には暖水渦が存在していることが確認されている(磯田・西原, 1992)。このように暖流、寒流などの循環域、北部海域では海氷の生成、あるいは極前線や暖水渦などの中規模現象の存在からしばしば「ミニ大洋」と呼ばれる。このような物理環境がスルメイカ漁場形成に影響していることが示唆されている(Kiyofuji and Saitoh, 2004)。

日本海における植物プランクトン分布の時空間変動に関する研究は、Kim et al. (2000)が CZCS データを用いて、春季ブルームと秋季ブルームの発生時期とその海域について記述し、Sverdrup (1953)による臨界深度理論に基づいた発生メカニズムについて議論している。金・磯田(1998)は、EOF (Empirical Orthogonal Functions)解析によって CZCS によるクロロフィル *a* 濃度と日射量・混合層深度の関係について議論している。Yamada et al. (2004)は、OCTS と SeaWiFS によるデータを用いて、日本海における植物プランクトン分布の季節変動と経年変動とを定性的に記述しており、春季・秋季ブルームの発生時期、海域の経年的な違いについて局所的な風の強弱とその時期、海域の違いが影響していると結論づけている。このように人工衛星データに基づいた植物プランクトン分布特性は、日本海全域における植物プランクトンの空間分布の把握が可能になったものの、空間データの解析手法が未開発、および時間軸方向のデータ数が少ないために、植物プランクトンの時空間変動に関する具体的なメカニズムは定性的な議論にとどまっている。

一方、Yanagi et al. (2001)は、衛星画像に確認できた春季ブルームについて物理モデルと生態系モデルとを組み合わせることによって、植物プランクトンの海水温の上昇による増加と栄養塩類の枯渇による減少を再現している。Onitsuka and Yanagi (2005)は、生態系モデルを用いて日本海北部と南部の任意海域を抽出し、その海域における年間を通じた植物プランクトンの変動要因について議論している。このような生態系モデルによるアプローチでは、局所的な春季ブルームといった現象についてのみ再現しており、年間を通じた日本海全域における植物プランクトンの変動やそれに関わる要因に関する定量的な考察は十分に行われていないのが現状である。このような背景から、日本海における植物プランクトン分布の時空間動態とそれに関わる環境要因を定量的に考察するには、観測データに基づいた統計的観点よりアプローチすることで効果的な方法論が開発されることが期待される。

図1に春季ブルーム期(3月～5月)における各データを示す。上から順にクロロフィル *a* 濃度分布、海面水温分布、光合成有効放射照度分布に関する3ヶ月の変化が示されている。3月のクロロフィル *a* 濃度画像を見ると、約1 mg/m<sup>3</sup>の相対的に高い濃度海域が、日本海中央部以南の海域や能登半島周辺海域のような局所的な海域に分散して分布していることが確認できた。4月になるとその分布域は、韓国周辺海域、日本海中央、北海道沿岸域まで広がっている。それとは対照的に40°N以北の132°E～138°Eまで低濃度海域が確認できた。5月はそれまで高濃度域であった40°N以南の海域で低くなり、逆に40°N以北で高い濃度を示した。海面水

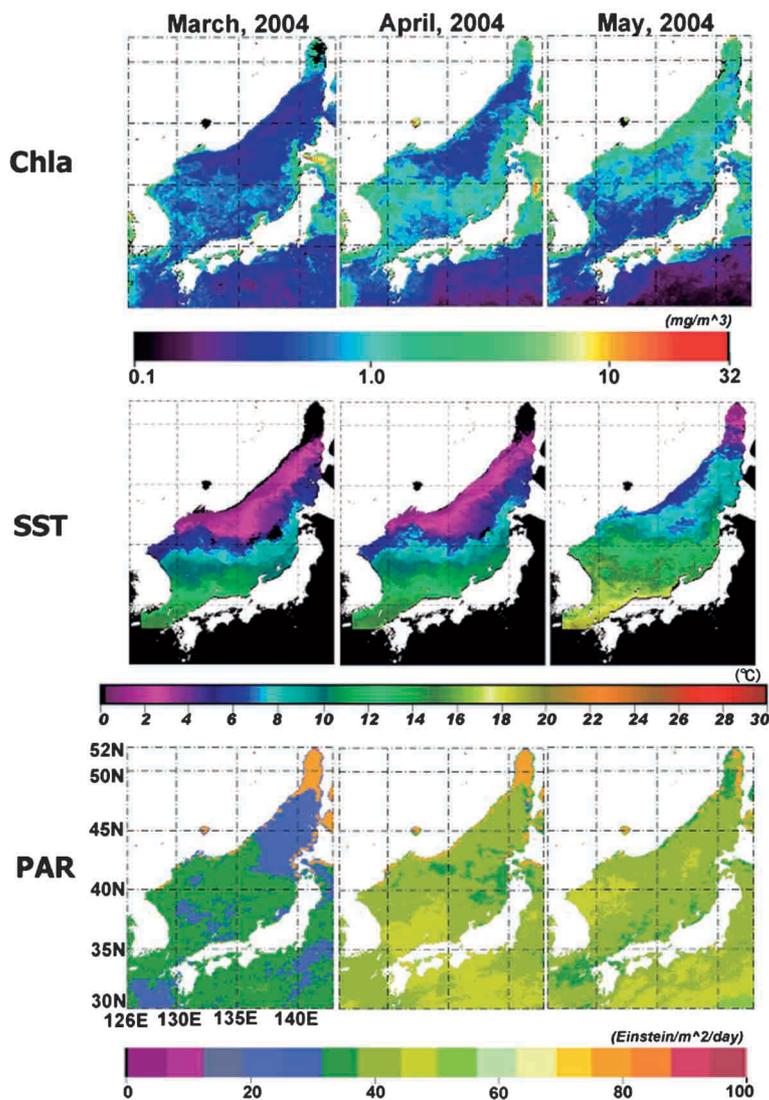


図1. 日本海における春期ブルーム期(2004年3月～5月)におけるクロロフィル *a* 濃度(上), 海面水温(中), 光合成有効放射照度(下).

温分布の特徴は、北から南にかけて低水温から高水温へ変化しており、明瞭な水温差が緯度方向に顕著なことである。例えば、3月、4月は $4^{\circ}\text{C}$ 以下の低水温が $40^{\circ}\text{N}$ 以北に分布しているのに対して、対馬海峡付近では $12^{\circ}\text{C}$ 以上の比較的高水温を示した。5月になると日本海全域で海面水温が上昇傾向にあるが、3月、4月のような緯度方向による明確な水温差が確認できた。光合成有効放射照度分布の特徴は海面水温とは異なり、緯度方向の変化が小さいことである。例えば、3月、4月の間宮海峡付近では、約 $80(\text{einstein}/\text{m}^2/\text{day})$ と比較的高く、それ以外の海域では低い値を示していた。また、時間の経過とともに日本海全域で徐々に値が増加していることが確認できた。

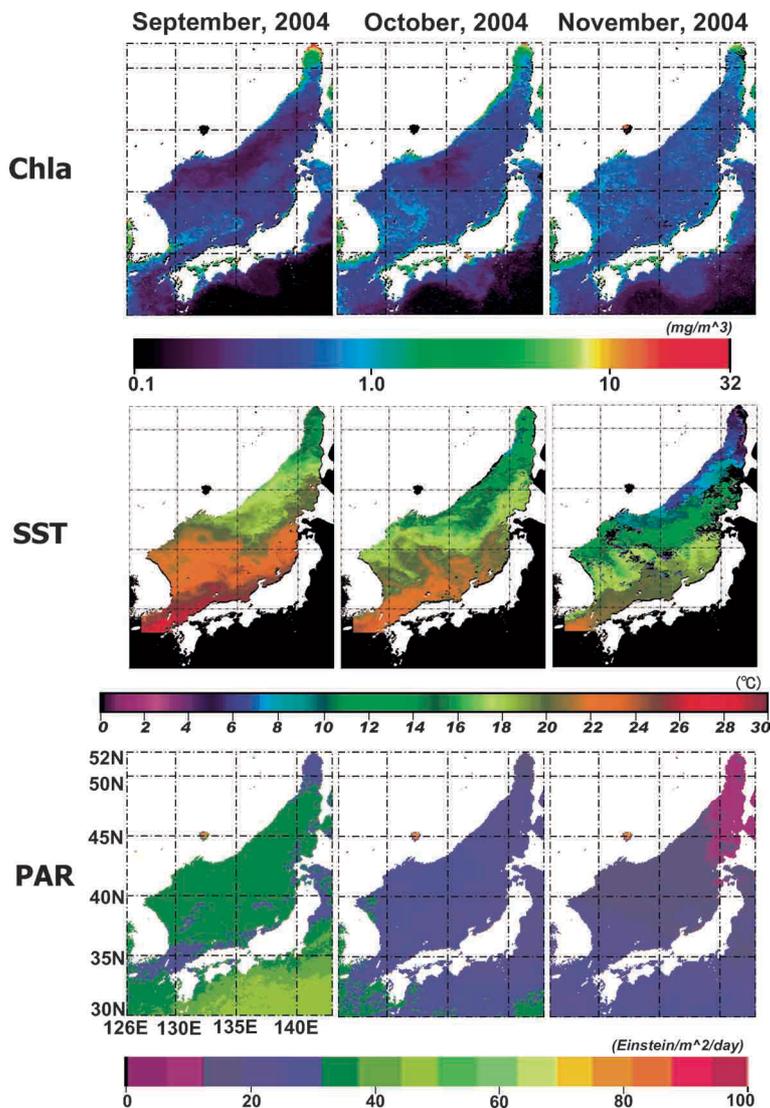


図 2. 日本海における秋期ブルーム期(2004 年 9 月 ~ 11 月)におけるクロロフィル *a* 濃度 (上), 海面水温(中), 光合成有効放射照度(下).

図 2 は秋季ブルーム期(9 月 ~ 11 月)における各データである。クロロフィル *a* 濃度は春季ほど高くなく、かつその空間的な広がりも顕著では無い。また、時間的な増加も緩やかである。ブルームは韓半島の東側から始まり、徐々に日本海中央部や北部日本海に広がっているように見える。海面水温分布は春季と同様に緯度方向の変化が大きく、時間の経過とともに冷却している様子が確認できた。また、ウルルン島周辺海域では冷水が北から南へ貫入している様子が見られた。この貫入した冷水と暖水との境目に沿って約  $1 \text{ mg/m}^3$  の濃度域が分布しているようである。光合成有効放射照度については、時間の経過とともに、春季とは逆に減少の傾向を示した。

## 3. 植物プランクトン・海面水温・光合成有効放射照度の観測値がもつ時空間的特性

前章で示した植物プランクトン分布の時空間動態を観測値を用いて統計的に予測することを考える場合、時空間モデルを記述することが必要となる。しかし、どのような時空間モデルが合理的であるかという点においては、相関構造に関する調査を行った上で検討する必要がある。本章では、この基礎分析について述べる。

まず各変量の空間的な相関構造を調査することにする。以下では距離を  $d$  (km), 時間を  $t$  (月) とし、時間  $t$  において空間上のサイト  $s = (i, j)$  において得られた各変量の観測値を  $x_s(t)$  とする。本稿では、距離  $d$  における空間相関を Cressie (1993) に基づく空間相関係数

$$(3.1) \quad \hat{\rho}_t(d) = \frac{\hat{C}_t(d)}{\hat{C}_t(0)}, \quad d = 0, 1, \dots$$

$$\hat{C}_t(d) = \frac{1}{N(d)} \sum_{dis(s, s')=d} (x_s(t) - \bar{x}(t))(x_{s'}(t) - \bar{x}(t)),$$

$$\bar{x}(t) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n x_s(t)$$

を用いて推定する。ここで  $dis(s, s')$  は 2 点  $s, s'$  間の距離、 $N(d)$  はそのデータ数である。図 3(A) は 2004 年 4 月、および 11 月における観測データに対して東西方向、及び南北方向の関係にある 2 地点のデータ全体に対して  $\{\hat{\rho}_t(1), \dots, \hat{\rho}_t(15)\}$  を求めた結果を示している。ただし、 $d$  は距離をピクセル単位で示したもので  $d=1$  は約 36 km に相当する。実線はクロロフィル  $a$  濃度データに基づく推定結果を示しており、植物プランクトンの空間相関は距離に関しておよそ  $d=4$  (約 140 km) より減衰すること、そして分布の東西方向と南北方向との空間構造の特徴が異なっているという点が特徴である。これに対して、海面水温と光合成有効放射照度の空間的相関は植物プランクトンのそれとは異なり、方向による顕著な分布の違いが確認できず、各変量の分布が等方性の空間構造を仮定して十分であることを示唆する結果となっている。

次に、推定した空間相関の時間的な変化を観察することにする。上記で観察された空間相関は過去のある程度の期間、相関を有する可能性が高いと予想されるが、この点について調べることにする。図 3(B) は、 $d=1$  の下で東西方向の空間相関の推定値に関する時間変動  $\{\hat{\rho}_t(1); t=1, \dots, N\}$  を各変量毎に抽出し、これらの系列より標本自己相関係数

$$(3.2) \quad \hat{R}_k = \frac{\hat{C}_k(1)}{\hat{C}_0(1)}, \quad k = 0, 1, \dots, 13$$

$$\hat{C}_k(1) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (\hat{\rho}_t(1) - \bar{\rho}(1))(\hat{\rho}_{t+k}(1) - \bar{\rho}(1)),$$

$$\bar{\rho}(1) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \hat{\rho}_t(1)$$

を用いてそれぞれ推定した例である。ここで、横軸は時間遅れ  $k$  (月)、縦軸は自己相関係数  $\hat{R}_k$  を示しており、横軸に平行な 2 本の点線は Bartlett の上限、下限を示している。また、実線はクロロフィル  $a$  濃度、点線は海面水温、破線は光合成有効放射照度の各観測系列よりそれぞれ推定された自己相関である。クロロフィル  $a$  濃度の変動は 12ヶ月前との相関が有意となり、年変動に関するパターンがある程度認められる。さらに、6ヶ月前ともある程度の相関が現れるが、春季、秋季のブルーム現象が半年間隔で発生するためと考えられる。また、光合成有効放射照度分布もクロロフィル  $a$  濃度分布と同様に 6ヶ月、12ヶ月前ごとに有意な相関が現れる。これに対して、海面水温に関しては強い周期性はなく、2ヶ月 ~ 4ヶ月程度の短期変動、

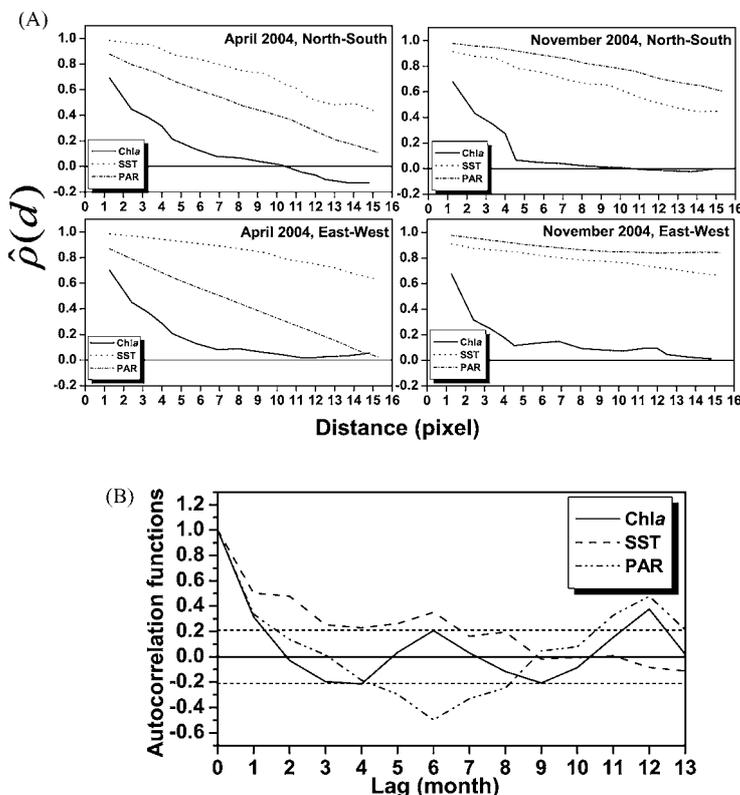


図 3. (A)各変量の空間相関 (B)(A)の自己相関(東西方向).

及び半年程度の中期変動の影響を受けているものと考えられる。海面水温にクロロフィル  $a$  濃度と光合成有効放射照度のように明確な周期性が見られなかった理由については、海洋構造の変動に経年変化が生じ、空間相関が時間と共に非正常な変化をしている可能性が挙げられる。

一方、空間上の特定の海域に着目した場合に海面水温と光合成有効放射照度がクロロフィル  $a$  濃度に与える時間的な相関についても調査することにする。図 4 は、 $s = (i, j)$  におけるクロロフィル  $a$  濃度と海面水温、及び光合成有効放射照度に関する標本相互相関係数、例えば

$$(3.3) \quad \hat{R}_{k,s}^{(SST-CLA)} = \frac{\hat{C}_{k,s}^{(SST-CLA)}}{\sqrt{\hat{C}_{0,s}^{(SST-SST)} \hat{C}_{0,s}^{(CLA-CLA)}}}, \quad k = 0, 1, \dots, 13$$

$$\hat{C}_{k,s}^{(SST-CLA)} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (x_s^{(SST)}(t) - \overline{x_s^{(SST)}})(x_s^{(CLA)}(t+k) - \overline{x_s^{(CLA)}}),$$

$$\hat{C}_{0,s}^{(SST-SST)} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (x_s^{(SST)}(t) - \overline{x_s^{(SST)}})^2,$$

$$\overline{x_s^{(SST)}} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x_s^{(SST)}(t), \quad \overline{x_s^{(CLA)}} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x_s^{(CLA)}(t)$$

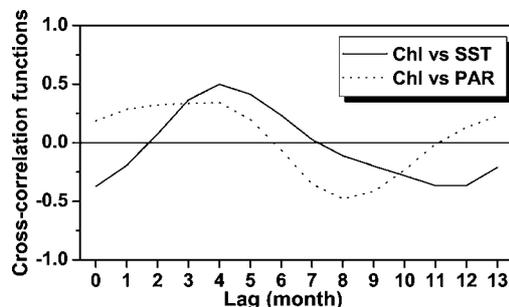


図 4. クロロフィル  $a$  濃度と海面水温(実線), 及び光合成有効放射照度(点線)との相互相関関数.

等を用いてそれぞれ推定した結果である. 実線は海面水温(SST)-クロロフィル  $a$  濃度(CLA)間の相互相関, 点線は光合成有効放射照度(PAR)-クロロフィル  $a$  濃度間の相互相関を表している. クロロフィル  $a$  濃度は海面水温に関して約4ヶ月前, 光合成有効放射照度に関して約4ヶ月前, 及び約8ヶ月前における変化と有意な相互相関のピークをもつことがわかる.

以上の分析結果より, 上記の各要因は空間, 時間の双方の観点から有意な自己相関を有すると共に, クロロフィル  $a$  濃度分布と無視できない相互相関を有している可能性が示唆される. 従って, これらの統計的構造を活かした統計モデルを考え, その予測量を構成することによって, クロロフィル  $a$  濃度分布の予測が有効となる可能性があることが期待される.

#### 4. 植物プランクトンの時空間動態に関する予測モデル

##### 4.1 時空間モデルの定義

この章では, 前章で示された時間的, 空間的な相関構造を考慮に入れた時空間モデルについて検討する.  $CLA(s, t)$ ,  $SST(s, t)$ ,  $PAR(s, t)$  をそれぞれ時間  $t$  においてサイト  $s$  で観測されたクロロフィル  $a$  濃度, 海面水温, 光合成有効放射照度の値とする. 以下では, 時点  $t$  より  $l$  期先におけるクロロフィル  $a$  濃度の分布  $\{CLA(s, t+l); l=1, \dots\}$  を過去における観測値に基づいて予測する方法について検討を行う.

前章の相関に関する分析の結果, クロロフィル  $a$  濃度の空間分布は海面水温や光合成有効放射照度のそれと数ヶ月程度の時間遅れで有意な相関を有する可能性が示唆された. そこで両者の時間的, 空間的な変化がクロロフィル  $a$  濃度の空間分布に応答するという仮説をたて, 一つの時空間モデルを定義することにする. 本稿では, 上記の応答が線形的であると仮定して, クロロフィル  $a$  濃度分布の変化を表現するためのモデルを

$$(4.1) \quad \begin{aligned} CLA(s, t) = & \mu + \sum_{k=1}^{K_1} \sum_{\tau=1}^{p_1} \sum_{d=1}^8 a_{k,\tau,d} SST(s_k(d), t-\tau) \\ & + \sum_{k=1}^{K_2} \sum_{\tau=1}^{p_2} \sum_{d=1}^8 b_{k,\tau,d} PAR(s_k(d), t-\tau) + \varepsilon(s, t), \\ & \varepsilon(s, t) \sim WN(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

と表現する. ここで  $(k, \tau, d)$  はそれぞれ距離, 時間遅れ, 方位を示し,  $\mu$  が全空間, 全時間にわたる平均 ( $a_{k,\tau,d}, b_{k,\tau,d}$ ) は未知の係数である. また,  $s_k(d)$  はサイト  $(i, j)$  から方位  $d$ , 距離  $k$  離れた位置を示し,  $\varepsilon(s, t)$  は平均 0, 分散  $\sigma^2$  のホワイトノイズ過程に従う確率変数とする.

方位  $d$  は,  $d=1$  が真北,  $d=2$  が北東方向,  $d=3$  が東の方向を示すことなどに注意する. 今, 図 3(B) の結果を基に相関の影響が強いと考えられる変数以外のパラメータを 0 とおくことにより (4.1) よりパラメータ数を減らしたモデルを考えることにする. 図 3(B) で SST が直近付近で過去 2ヶ月前までの自己相関, 及び PAR が過去 1ヶ月前, 5 ~ 7ヶ月前の自己相関が有意となる点に着目すれば (4.1) のモデルは,

$$\begin{aligned} CLA(s, t) = & \mu + \sum_{\tau=1}^2 \sum_{k=1}^{K_1} \sum_{d=1}^8 a_{k,d} SST(s_k(d), t - \tau) \\ & + \sum_{k=1}^{K_2} \sum_{d=1}^8 b_{k,d} PAR(s_k(d), t - 1) \\ & + \sum_{\tau=5}^7 \sum_{k=1}^{K_2} \sum_{d=1}^8 b_{k,d} PAR(s_k(d), t - \tau) + \varepsilon(s, t), \\ & \varepsilon(s, t) \sim WN(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

程度に簡素化されたモデルとなる. 次数 ( $K_1, K_2$ ) の決定については AIC (Akaike Information Criterion) を用いて選択する. 未知パラメータの推定は最小 2 乗法で行い, 推定された結果を用いて線形予測を構成する.

#### 4.2 予測における有効性

以下では, 本章の予測モデルの有効性を検証するために 2002 年 1 月 ~ 2004 年 12 月までのクロロフィル  $a$  濃度分布の 1ヶ月前予測実験を行った結果について述べる. 本稿では, 提案されたモデルを用いて実際の観測値に基づいて予測を行った結果を評価すると共に, 先に Kiyofuji et al. (2006) で提案したクロロフィル  $a$  変動の時空間モデルに基づく予測方法との比較を行う. Kiyofuji et al. (2006) では, ある位置におけるクロロフィル  $a$  濃度を周囲 8 方向のデータを使用して, 12ヶ月前までのデータによる 1ヶ月前予測を行っている. 本稿では, ある位置におけるクロロフィル  $a$  濃度分布の時空間分布の 1ヶ月前予測を (4.1) 式により行った. 2002 年 1 月から 2004 年 12 月までの全ての期間において, 直近までの観測値に基づく 1ヶ月前予測を行った後, 観測値との誤差を (4.2) 式に示した MAPE (Mean Average Percentage Error (%)) により評価した.

$$(4.2) \quad MAPE \equiv \frac{1}{N_x N_y} \sum_{i=1}^{N_x} \sum_{j=1}^{N_y} \frac{|x_s(t) - \tilde{x}_s(t)|}{x_s(t)} \times 100$$

ここで  $x_s(t)$  はクロロフィル  $a$  濃度の観測値,  $\tilde{x}_s(t)$  は予測値を示し,  $N_x$  と  $N_y$  とはそれぞれ経度, 緯度方向のデータ数である. 表 1(A) に 2002 年 ~ 2004 年の各月における予測実験より得られた MAPE を示す. 表 1(B) は, Kiyofuji et al. (2006) において提案されたクロロフィル  $a$  濃度の時空間分布に基づいて 1ヶ月前予測を行った際に得られた MAPE の値である. 2002 年, 2003 年の表 1(A) と (B) とを比較した場合, 本稿で開発したモデルでは, 1 月, 5 月, 6 月で MAPE が小さくなる傾向を示した. 特に春季ブルーム後期である 5 月, 6 月においてその値は大幅に減少しており, SST と PAR とが植物プランクトンの時空間動態に影響を与えているとの一つの仮説を示唆する結果となった. 逆に秋季ブルーム期に関しては, 本研究による結果が悪い予測精度を示した. これは, この時期における SST と PAR とが春季ほど強い関連性を持たず, 他の要因によることが考えられる.

図 5 は, 各季節における実測値と予測値を比較したものである. 左 2 列が SeaWiFS によるクロロフィル  $a$  濃度の観測値, 左から 3 列目が本稿で開発した方法による予測結果, そして右

表 1. (A)1ヶ月先予測の MAPE(%), (B)Kiyofuji et al. (2006)に基づく1ヶ月先予測の MAPE(%).

(A)

Year/Month	MAPE(%)	Year/Month	MAPE(%)	Year/Month	MAPE(%)
2002. 1	26.1	2003. 1	36.4	2004. 1	23.3
2002. 2	34.0	2003. 2	36.2	2004. 2	41.7
2002. 3	52.1	2003. 3	74.9	2004. 3	38.0
2002. 4	66.8	2003. 4	65.9	2004. 4	44.3
2002. 5	47.9	2003. 5	50.4	2004. 5	52.0
2002. 6	40.4	2003. 6	29.5	2004. 6	59.7
2002. 7	39.5	2003. 7	41.9	2004. 7	44.8
2002. 8	46.0	2003. 8	39.3	2004. 8	64.4
2002. 9	88.8	2003. 9	69.2	2004. 9	91.5
2002.10	54.4	2003.10	50.7	2004.10	50.5
2002.11	56.7	2003.11	39.9	2004.11	28.1
2002.12	49.5	2003.12	37.0	2004.12	28.4

(B)

Year/Month	MAPE(%)	Year/Month	MAPE(%)
2002. 1	37.2	2003. 1	43.1
2002. 2	28.1	2003. 2	28.6
2002. 3	51.9	2003. 3	63.6
2002. 4	64.9	2003. 4	65.6
2002. 5	201.2	2003. 5	168.3
2002. 6	114.6	2003. 6	94.7
2002. 7	29.1	2003. 7	36.4
2002. 8	31.7	2003. 8	30.0
2002. 9	26.7	2003. 9	45.2
2002.10	41.9	2003.10	27.3
2002.11	32.9	2003.11	38.6
2002.12	46.7	2003.12	72.0

列が各ピクセルの APE (Absolute Percentage Errors) の空間分布を示している。AIC による次数 ( $K_1, K_2$ ) の選択結果は, 2004 年 4 月は (1, 1), 2004 年 7 月は (4, 4), 2004 年 9 月は (1, 1), 2004 年 12 月は (1, 1) であった。各季節における予測の空間分布は概ね一致しているが, 特に 7 月, 12 月の空間分布が良く一致している。4 月は沿海州東岸海域で予測精度が悪いものの, それ以外の海域では概ね一致していた。春から夏場にかけて海面水温は南部から上昇する傾向にあり, それに伴ってクロロフィル  $a$  濃度の高い海域が南から北へ移動していることが確認できる (図 1)。Eppley (1972) は, 室内培養実験で十分に栄養塩が存在する条件下で水温を変化させて植物プランクトンの成長率を観察したところ, その成長率は水温の上昇とともにある水温まで指数関数的に上昇した後, 減少することを明らかにした。このことと Yanagi et al. (2001) が示したように, 植物プランクトンの生息最適水温帯の南からの昇温によって, 植物プランクトン生息域が地理的に南から北へ変遷するといった生態学的な説明が可能である。ただし, 沿海州東岸海域は, 2003 年, および Kiyofuji et al. (2006) による予測においても精度が悪い結果となった。これは, 沿海州沿岸海域の精度の悪さが日本海全域の予測精度の悪さに影響しており, Yamada et al. (2004) が指摘したように, 春季ブルーム期の当該海域におけるクロロフィル  $a$  濃度の増減メカニズムが, 他海域と異なる可能性を示唆するものである。また, 9 月のピュートル大帝湾における予測精度が 200% 近くにもなり, この海域における予測精度の悪さが全体の予測精度に影響しているようである。

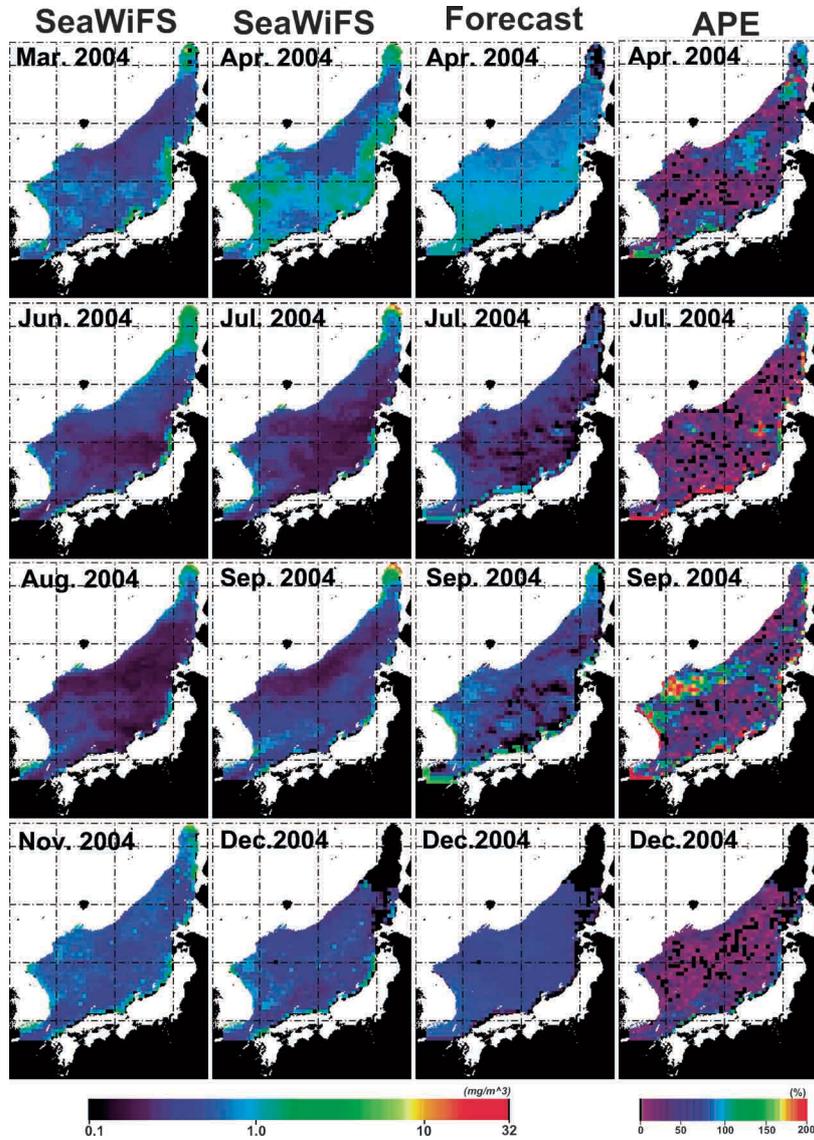


図 5. 各季節における実測値(左 2 列), 予測値(左から 3 列目)と APE(Absolute Percentage Errors)(右).

5. 海洋環境の変化に関する一つの仮説

表 1 において, 2003 年と 2004 年との MAPE を比較すると, 特に春季ブルーム初期である 2003 年 3 月, 4 月, 及び夏季から秋季ブルーム初期にかけた 2004 年 6 月, 8 月, 9 月の予測精度が大幅に悪くなる傾向がある. これはどのような原因によるものであるうか. 図 6 は, 日本海におけるクロロフィル *a* 濃度, 海面水温, 光合成有効放射照度の空間分布の特徴に変化があったかどうかを調べるために, 空間平均の季節変動について調べたものである. 実線が 2003 年,

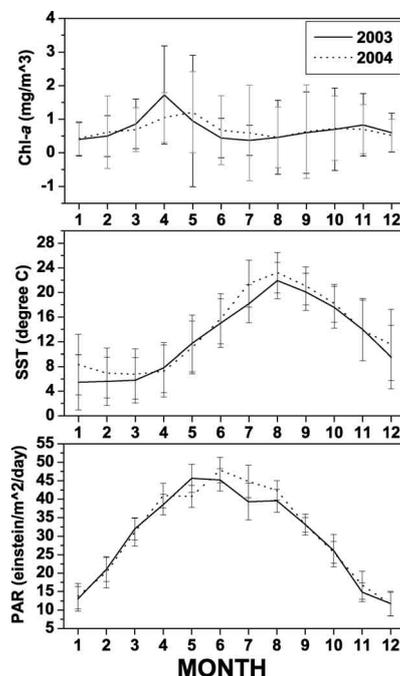


図6. 日本海全域における平均クロロフィル  $a$  濃度(上), 平均海面水温(中), 平均光合成有効放射照度(下)の季節変動(実線: 2003年, 点線: 2004年).

点線が2004年を示している。2003年は4月に濃度のピークが現れたのに対して、2004年は5月にピークが見られ、その変動の大きさも2003年と比較して2004年は小さい。また、2004年の春季ブルーム後の減衰速度は2003年に比べて遅くなっている傾向にある。8月以降の両年のクロロフィル  $a$  濃度には明確な違いが確認できなかった。以上のことから、春季ブルームが発生してから衰退する期間にあたる3月～8月に何らかの原因によってクロロフィル  $a$  濃度の減衰速度に変化が生じたという仮説が考えられる。一方、この原因を調べるために2003年と2004年の海面水温を比較すると、4月～6月、11月を除いて2004年の方が高い傾向を示した。また、光合成有効放射については6月～9月にかけて2004年の方が高い傾向を示した。2004年は2003年に比べて暖かい期間が長く、冬から夏場にかけて暖かい海面水温が植物プランクトンの成長に最適な環境であった。この環境の下、6月～8月にかけて光合成に必要な十分な照度が得られたことを背景にして、2004年の春から夏にかけてクロロフィル  $a$  濃度が緩やかな速度で減衰するようになった、と説明することができる。

図7は、上記の仮説を定量的に検証するために前章で提案した時空間モデルのパラメータに関する推定値の変動を調べたものである。実線が2003年、点線が2004年である。春季ブルーム期における光合成有効放射照度に関しては両年で顕著な差異は見られないが、海面水温に関しては絶対値をとった場合に、4月は2003年が大きく、5月は2004年が大きくなる傾向を示した。これは海面水温がクロロフィル  $a$  分布に与える相関について両年において変化があった可能性を示唆している。すなわち、日本海全域の海面水温の上昇速度の違いが原因で植物プランクトンブルームの発生するタイミングが変わったという可能性を定量的に示している。図6によると、冬から春にかけて水温の上昇速度は2003年の方が大きい傾向にあるため、2003年

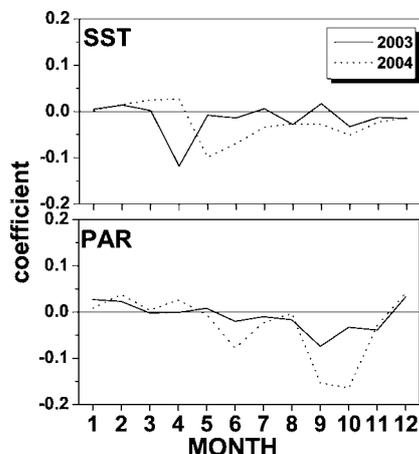


図 7. 海面水温，光合成有効放射照度の推定値(実線：2003 年，点線：2004 年)。

3 月，4 月の予測精度が悪くなったと考えることができる。

また，2003 年の APE に基づくと 2004 年と同様に沿海州沿岸域において顕著に予測精度が悪いことから，この海域におけるブルームメカニズムが他海域とは異なる可能性も示唆される。例えば，2004 年 6 月は，海面水温と光合成有効放射照度の双方において 2003 年に比べクロロフィル  $a$  濃度との相関の絶対値が大きく，特に光合成有効放射照度との相関が 1 月～8 月中で最も大きい。また，図 6 をみると日本海全域の平均光合成有効放射照度と植物プランクトンの増殖するタイミングとの間にずれが生じており，これが原因で精度が悪くなったと考えられる。2004 年 9 月も 6 月と同様に光合成有効放射照度のクロロフィル濃度  $a$  に与える寄与が大きく，図 5 に見られるように北朝鮮沿岸からピュートル大帝湾にかけて精度が特に悪いことから，この海域における植物プランクトンの分布メカニズムに本稿で開発したモデルが適合しない可能性がある。

#### 6. まとめと今後の課題

本研究では，人工衛星から得られたクロロフィル  $a$  濃度の時空間動態の観測データを基に海面水温と光合成有効放射照度に基づく時空間統計モデルを開発し，これを用いて予測を行った結果について検討した。従来，海洋学をはじめとする分野で行われてきた植物プランクトンの増減に関する定性的な議論や，生態系モデルのような決定論的な方法とは異なり，観測データがもつ統計的特性を手がかりに未知の海洋構造の動的メカニズムを推測してモデルを構築した。本論文で開発したモデルでは，Kiyofuji et al. (2006) において開発されたクロロフィル  $a$  濃度のみのモデルによる結果と比較すると 5 月，6 月における予測精度を大幅に改善させることができた。これは，海面水温と光合成有効放射がクロロフィル  $a$  濃度の変化にインパクトを与えている要因の一つであることを示唆する結果である。一方，3 月，4 月における春季ブルーム期における予測精度は，先に開発したモデルによる結果と大きな違いが確認できなかった。春季ブルーム期における急激な変動の予測には，本論文で開発したモデルに改善の余地がある。また，2004 年における日本海全体の春季ブルームのピークは，2003 年と比較すると 1 ヶ月程度遅れており，このタイミングのずれを再現することも今後の課題である。これらの問題を改善

するためには, SST や PAR の海域別におけるより精密なモデルを個々に開発する必要がある. また, SST, PAR 以外にどのような要因がクロロフィル *a* 濃度の変化に影響を与えているかということも調査する必要がある. 例えば, 植物プランクトン分布変動に関わる要因の一つとして混合層深度の影響が考えられている(例えば, Onitsuka and Yanagi, 2005). このような変量の推定方法の開発とモデルの構築も必要である. 今後, 様々な海洋物理的要因に関する検討を進めることにより, 日本海全体の生態系の構造と機能を究明するための基礎モデルが構築され得ることが期待される.

#### 謝 辞

本論文の一部は, 文部科学省科学研究費補助金・若手研究(B)の研究成果に基づくものである. また, 2人の査読者には有益かつ建設的な助言を頂きました. この場を借りて感謝の意を表します.

#### 参 考 文 献

- Belkin, I. and Cornillon, P. (2003). SST fronts of the Pacific coastal and marginal seas, *Pacific Oceanography*, **1**, 90–133.
- Cressie, N. A. C. (1993). *Statistics for Spatial Data*, 58–70, John Wiley and Sons, Inc., New York.
- Eppley, R. W. (1972). Temperature and phytoplankton growth in the sea, *Fisheries Bulletin*, **70**, 1063–1085.
- Fasham, M. J. R. (1995). Variations in the seasonal cycle of biological production in subarctic oceans: A model sensitivity analysis, *Deep-Sea Research I*, **42**, 1111–1149.
- 磯田 豊, 西原正彦(1992). 日本海の暖水渦の挙動について, *海と空*, **67**, 53–65.
- 金 相祐, 磯田 豊(1998). 合成経験的直交関数解析による日本海表層における植物色素濃度の季節変動, *水産海洋研究*, **62**, 206–217.
- Kim, S.-W., Saitoh, S.-I., Ishizaka, J., Isoda, Y. and Kishino, M. (2000). Temporal and spatial variability of phytoplankton pigment concentrations in the Japan Sea derived from CZCS images, *Journal of Oceanography*, **56**, 527–538.
- Kiyofuji, H. and Saitoh, S.-I. (2004). Use of nighttime visible images to detect Japanese common squid *Todarodes pacificus* fishing areas and potential migration routes in the Sea of Japan, *Marine Ecology Progress Series*, **276**, 173–186.
- Kiyofuji, H., Hokimoto, T. and Saitoh, S.-I. (2006). Predicting the spatiotemporal chlorophyll-*a* distribution in the Sea of Japan based on SeaWiFS ocean color satellite data, *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letter*, **3**, 212–216.
- Longhurst, A. R. (1995). Seasonal cycles of pelagic production and consumption, *Progress in Oceanography*, **36**, 77–167.
- Martin, S. and Kawase, M. (1998). The southern flux of sea ice in the Tatarskiy Strait, Japan Sea and the generation of the Liman Current, *Journal of Marine Research*, **56**, 141–155.
- McClain, E. P., Pichel, W. G. and Walton, C. C. (1985). Comparative performance of AVHRR-based multichannel sea surface temperature, *Journal of Geophysical Research*, **90**, 11587–11601.
- O'Reilly, J. E., Maritorena, S., Mitchell, B. G., Siegel, D. A., Carder, K. L., Garver, S. A., Kahru, M. and McClain, C. (1999). Ocean color chlorophyll algorithms for SeaWiFS, *Journal of Geophysical Research*, **103**, 24937–24953.
- Onitsuka, G. and Yanagi, T. (2005). Differences in ecosystem dynamics between the northern and southern parts of the Japan Sea: Analyses with two ecosystem models, *Journal of Oceanogra-*

- phy*, **61**, 415–433.
- Parsons, T. R., Takahashi, M. and Hargrave, B. (1995). *Biological Oceanographic Process*, 24–36, Butterworth-Heinemann Ltd., Oxford.
- Sverdrup, H. U. (1953). On condition for the Vernal blooming of phytoplankton, *Journal of Conseil Exploration de la Mer*, **18**, 287–295.
- Yamada, K., Ishizaka, J., Yoo, S., Kim, H.-c. and Chiba, S. (2004). Seasonal and interannual variability of sea surface chlorophyll *a* concentration in the Japan/East Sea (JES), *Progress in Oceanography*, **61**, 193–211.
- Yanagi, T., Onitsuka, G., Hirose, N. and Yoon, J.-H. (2001). A numerical simulation on the mesoscale dynamics of the spring bloom in the Sea of Japan, *Journal of Oceanography*, **57**, 617–630.

## A Spatiotemporal Response Model for Chlorophyll-*a* Distributions Based on Some Oceanographic Factors

Hidetada Kiyofuji<sup>1</sup>, Tsukasa Hokimoto<sup>2</sup> and Sei-ichi Saitoh<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Joint Institute for Marine and Atmospheric Research, University of Hawaii at Manoa

<sup>2</sup>Center for Advanced Research in Finance, Faculty of Economics, University of Tokyo

<sup>3</sup>Graduate School of Fisheries Sciences, Hokkaido University

This study aims to develop a spatiotemporal model for evaluating spatiotemporal chlorophyll *a* (chl-*a*) distributions over the Sea of Japan, derived from satellite remote sensing data. Considering factors affected the chl-*a* distributions, we focused on satellite derived sea surface temperature (SST) and photosynthetically active radiation (PAR). In our preliminary spatial analysis, chl-*a* exhibited anisotropy and SST and PAR exhibited almost isotropy in the south-north and east-west directions. Furthermore, as a result of time series analysis on the change in spatial correlation, chl-*a* and PAR showed significant autocorrelations. We thus propose a spatiotemporal model to express change of chl-*a* distribution. We numerically evaluate the ability of the proposed spatiotemporal model to predict the one-month ahead change in chl-*a* distribution.