

Title	4次元変分法を用いた沿岸域における低次生態系モデ ルのデータ同化に関する研究
Author(s)	岡田, 輝久
Citation	大阪大学, 2017, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/61743
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

博士学位論文

4次元変分法を用いた沿岸域における 低次生態系モデルのデータ同化に関する研究

岡田 輝久

2016年12月

大阪大学 大学院工学研究科

目次

第1章	□ 序論・・	1		
1.1	研究の	研究の背景		
1.2	研究の目的および特色			
1.3	論文構	载4		
第2章	1 沿岸域	ばにおける水質変動特性の把握 6		
2.1	はじめ	った 6		
2.2	長期観	l測データの時空間解析7		
	2.2.1	状態空間接近による季節変動調整法7		
	2.2.2	逐次公式による状態空間モデルの最適化8		
	2.2.3	瀬戸内海東部海域データへの適用10		
	2.2.4	結果と考察11		
2.3	流動水	、質モデルの構築15		
	2.3.1	流動モデル15		
	2.3.2	低次生態系モデル18		
2.4	大阪湾	iにおける水質変動特性の再現28		
	2.4.1	流動シミュレーションの再現性検証		
	2.4.2	水質シミュレーションの精度検証42		
	2.4.3	考察56		
2.5	まとめ			
第3章	4 次元	·変分法による沿岸域物理場データ同化に関する検討62		
3.1	はじめ	った62		
3.2	データ	63		
:	3.2.1	データ同化の分類63		
:	3.2.2	4 次元変分法の概要64		
:	3.2.3	4 次元変分法の計算の流れ		
:	3.2.4	背景誤差共分散行列の設定67		
3.3	同化計	-算設定69		
	3.3.1	同化する観測データ69		
ć	3.3.2	モデルの設定と計算条件70		
	3.3.3	評価方法:RMSE71		
3.4	異種流	i速データの同化71		
3	3.4.1	重なり合う観測点における流速データの比較		
3	3.4.2	同化するデータの違いによる比較72		
ć	3.4.3	底層 DO 分布の再現性への影響評価73		

付録/	A:記号-	-覧(生態系モデルパラメータを除く)
第6章	〕 結論・	
5.5	まとめ)······117
	5.4.2	バフメータの推定値
	5.4.1	評価関数
5.4	考察	······································
	5.3.2	半面分布
	5.3.1	鉛直分布······105
5.3	結果	
	5.2.3	データ同化の設定103
	5.2.2	流動水質モデル102
	5.2.1	観測値101
5.2	方法	
5.1	はじめ	5に101
第5章	章 4次元	変分法を用いた低次生態系モデルのデータ同化
4.5	まとめ	>·······100
	4.4.3	パラメータの変化
	442	大秋木口
	× بسرین	宝翰冬件
<u> </u>	4.5.4 制御婆	50 50 50 50 50 50 50 50 50 50
	4.3.3	吴駅相木
	4.3.2	吴鞅禾叶 60 宝驗結里
	4.3.1	次」 天釈とは 00 宇殿冬代 96
4.3	双丁天 121	-
10	4.2.3	観測アータの前員官理余計
	4.2.2	石戸或低火生態系モナルの4次儿愛方法の博楽
	4.2.1	
4.2	水質ラ	-ータ同化システムの構築84
4.1	はじめ	83 83
第4章	章 水質の	D 4 次元変分データ同化のためのモデル構築と双子実験による検証83
3.6	まとめ	»······81
	3.5.3	密度分布に対する同化ウィンドウの感度分析
	3.5.2	流れ固定アジョイントモデルの構築と従来のモデルとの比較
0.0	3.5.1	海峡部での不安定性
3.5	アジョ	a イントモデルの数値的安定化76

 3:海底熱フラックスの概算	付録 B
 :アジョイントコードの作成方法	付録 C
 非線形モデル(Nonlinear model) …	C1
 接線形モデル(Tangent linear model)	C2
 アジョイントモデル(Adjoint model)	C3
 	謝辞…

第1章 序論

1.1 研究の背景

(1) 沿岸域の特徴

人々は海域からあらゆる恩恵を受けている.特に陸域と海域の交わる限られた領域である沿岸域は,物 質循環や土壌浸食の抑制,食料の供給,レクリエーションへの利用といった様々な生態系サービス (Costanza et al., 1997)を人類に提供している重要な領域である.しかし世界各地の沿岸域において,1850 年代より富栄養化や貧酸素化などの水質の悪化が水環境問題として報告されている(図-1.1).漁業被害 等の経済損失も報告され,海域の生態系の変化は,生態系サービスを通じて人類にとっても大きな問題と なっている.この環境変化の多くには人間活動が関わっており,海域の生態系を維持しつつ,持続可能な 開発を行うためには,水環境への人為的影響を把握し,共生に向けたあらゆる努力が必要である.そこ で,観測や数値シミュレーションを用いた研究が数多く行われ,各地の物質循環機構の解明や効果的な政 策立案に役立てられている.



図-1.1 富栄養化(黄点)と貧酸素化(茶点)が報告されている地域.(World Resources Institute)

大陸棚よりも岸側を指す沿岸海域は水深が浅く,潮汐による潮流や潮汐残差流,河川からの淡水流入に よる密度流,海上風のせん断応力による吹送流など様々な影響を常に受け,これらの流れが絡み合った複 雑な流動および密度構造をもっている.さらに,河川出水や気象擾乱などの突発的な外力によって密度構 造が大きく変化するため,流動および密度の時間的な変動や空間勾配は大きく,把握が難しい.また,河 川から豊富な栄養塩が供給されるため,植物プランクトンの光合成による基礎生産が盛んである.外洋に 比べて生物量も多く,海洋全体における物質循環の根幹を担っている.そのため,炭素や,窒素・リンと いった栄養塩の輸送量および濃度分布を知るためには,流動・密度構造だけでなく,域内の生物化学的過 程の把握が必要になる.そしてその解析には,観測と数値シミュレーションとの両輪が不可欠であるが, それぞれに課題も抱えている.

(2) 問題点1:観測データの不足

沿岸域の現状把握に必要な観測データは、未だ十分ではない.限れられた領域であるにも関わらず、デ ータの密度が低いのが現状である.外洋において人工衛星による観測データが重要なデータとして利用 されているが、空間解像度の問題から沿岸域スケールでは得られる情報が少ない.また、観測船や観測塔 による現地観測データが必要不可欠である.

国内では従来から船舶による月に1回から各季に1回程度の定期観測が行われてきた.例えば,公共 用水域調査(年4~12回)や瀬戸内海総合水質調査(年4回)等がある.このようなデータは,施策評価 や環境変化の把握のための数年単位の傾向解析を行うことができる貴重なデータであるが,潮流や河川 出水,気象擾乱等の影響を捉えにくい.沿岸域で起きる現象のメカニズム解明のためには,観測密度の高 い常時観測が必要である.

近年では、常時観測の重要性の理解やリモートセンシング技術の進展により、主要な内湾を中心に常時 観測施設が設置され、観測データの蓄積が進んでいる。例えば、東京湾、大阪湾、伊勢湾などでは、湾内 に観測塔が設置され、水質計による水温、塩分、クロロフィル、DO などの詳細な時系列データや海洋レ ーダによる広域に亘る表層流が観測され公開もされている。しかし、観測塔の建設や維持管理には多額の 費用がかかることや、設置場所の選定には船舶航路や港湾利用を優先しなければならないなどの理由か ら、湾内数地点に限られている。また、海洋レーダに関してもレーダ局の配置やレーダの交差角の問題か ら、観測できる領域は制限される。同様に栄養塩の測定には現地での採水と実験室での分析作業が伴うた め、前述の定期観測か特別に観測を行ったデータしか得られない。現地での採水と分析の必要ない栄養塩 の自動連続観測も技術的には可能であるが、コスト面やさらなる技術的課題の解決が必要なため現時点 では普及していないのが現状である。また、観測データには、観測手法に固有の誤差や実現象からのバイ アス、時空間的な代表性等による不確実性が内在する。そのため、現象の把握には、統計的な処理が必要 である。例えば、同一の観測項目であっても観測手法が異なれば、最も近傍に位置する点のデータを比較 しても、得られる値は必ずしも一致しない。

このように沿岸域における観測データの数および種類には限りがあり,現象の全容把握にはいまだ多 大なコストが必要となる.捉えたい現象のスケールと比べて観測データが限られた時空間にしか存在し ない場合,流動や水質を十分に把握できない.沿岸域における観測の重要性から観測体制が充実しつつあ る近年においても,時々刻々と変化する各種の水質項目を網羅的に観測することは困難である.

(3) 問題点2:シミュレーションの不確実性

閉鎖性内湾のシミュレーションに用いられる流動水質モデルは,現象解明や人的影響の把握に重要な ツールであり,対象の環境要因に合わせ,日々開発が進められている.冒頭で述べたように,沿岸域では 依然として富栄養化や貧酸素化に起因した赤潮や青潮などの現象が発生しており,それらの現象のメカ ニズムそのものの解析や排出総量規制などの政策の評価を目的に,様々な物質循環モデルあるいは生態 系モデルが構築されている. 例えば, 低次生態系を構成する栄養塩, 植物プランクトン, 動物プランクト ンの NPZ (Nutrient-Phytoplankton-Zooplankton) モデル (Franks, 2002) をはじめ, デトリタス (Detritus) を加えた NPZD モデル (Fennel et al., 2006; Kishi et al., 2007), さらに高次生態系の魚類 (Fish) を加えた NPZDF モデル (Fennel, 2010) などがある. さらに, 対象とする海域の特徴を取り入れ, 形態別の栄養塩, 複数種のプランクトン, 漁獲行為等の様々なコンポーネントを考慮したモデルも登場し, 水質モデルの複 雑化が進んでいる.

しかし、流動水質モデルはシミュレーション上の問題の所在が不鮮明となりつつある.なぜならば、依 然として水理・力学的過程の再現における課題が残っている場合、水質モデルの複雑化が先行すれば、よ り一層不確実性が増加しているためである.水質モデルの構成要素の多様化・多項目化は、初期値・境界 値の種類やモデルパラメータ数を増加させることになる.水質モデルのパラメータは、対象海域の生態系 に合わせて感度解析的なチューニングが必要である.しかし、チューニングには観測データや室内実験に よる知見が必要であり、十分な検討には時間だけでなく経験知を必要としていた.同じく、初期・境界・ 外力条件に観測データを利用する場合には、データ数が限られているために多くの近似が行われ、それぞ れに不確実性が必ず生じる.そのため、たとえ完璧な数値モデルを用いたとしても、境界条件やモデルパ ラメータに含まれる不確実性によって、真の流動や水質の状態を正確に再現することは困難となる.この ように境界条件やパラメータには不確実性が含まれているにもかかわらず、従来の決定論的な力学モデ ルでは不確実性を考慮できないため、チューニングを繰り返し行うことで妥当な設定値を見つけていた. これを避けるためには、境界条件やモデルパラメータの不確実性を考慮した上で、シミュレーションの再 現性向上を図る新たなアプローチが必要と考えられる.

(4) 解決方法:データ同化

上述の観測データの不足,およびシミュレーションに含まれる不確実性といった問題を解決するため の一つのアプローチとして,数値シミュレーションと観測データを統合するデータ同化手法が効果的で ある.データ同化手法とは,観測データを数値シミュレーションにおける領域内部の条件として利用する ことで,シミュレーションの不確実性を低減させる方法である.中でも統計的な同化手法は,決定論的に 求められる数値モデルの状態変数を確率的な状態として捉え,ベイズの定理をもとに観測データという 新たな条件のもと,より不確実性の小さい状態を推定することができる.統計的なデータ同化には様々な 手法が提案されており,モデルの非線形性,対象領域における現象のスケール,観測データの特性,コン ピュータの処理能力などを考慮して適切な手法の選択が必要である.例えば,最も単純なナッジング法や カルマンフィルタ等の逐次型のデータ同化手法は観測データが得られ次第,シミュレーション結果を逐 次更新する手法である.一方で4次元変分法は数値モデルの支配方程式を拘束条件とし,観測データの 時空間分布(4次元データ)を考慮し,初期値やモデルパラメータを推定するデータ同化手法である.

1.2 研究の目的および特色

本研究では、沿岸域の流動水質シミュレーションにおける境界条件の不確実性の縮減やモデル内の未 知パラメータを適正化する技術を開発することによって、植物プランクトンの異常増殖や貧酸素水塊の 挙動などの再現および予測時に見られる再現性低下の要因を明らかにし、流動水質モデルの更なる精度

3

向上を目的とする.多様化・複雑化を続ける流動水質モデルに埋もれた問題に光を当てるべく,データ同 化による逆解析手法を用いて,シミュレーション結果が観測データに沿うような境界条件やパラメータ を推定する.この際,限られた沿岸域の観測データを利用して,流動水質モデルの課題を克服できるデー タ同化法の改良点を導き出す.そのために,沿岸域で得られた観測データの解析により変動特性を把握 し,水質4次元変分法の構築および適用を行う.

1.3 論文構成

第1章では、序論として本研究の背景、目的、および論文の構成について述べた.

第2章では、沿岸域を対象とした流動水質シミュレーションにおける課題点を抽出するため、瀬戸内 海東部における約30年間の観測データを用いて季節変動調整法による時空間解析を行い、水質変動特性 の把握を試みる.近年、貧栄養化の傾向が指摘されている瀬戸内海において、表層CODの長期トレンド や季節変動に着目する.さらに、その詳細を明らかにするために大阪湾を対象に3次元流動水質シミュ レーションを行い、表層クロロフィルのブルームや貧酸素水塊の再現を試みる.

第3章では、流動水質シミュレーションの再現性向上を目的に、4次元変分法によるデータ同化手法を 導入し、流速・水温・塩分データの同化計算を行う.特に、既往の同化手法では扱いの難しい異なる観測 手法による流速データの同時同化を試みる.また、これまでの研究により外洋を対象とした 4次元変分 法の有用性が示されてきたが、沿岸域では計算の不安定性により、長時間の逆伝播計算が行えない問題に 対して、数値的安定性が向上させる手法を導入する.

第4章では、4次元変分法を用いて沿岸域の低次生態系モデルにおける状態変数の初期値およびモデル パラメータを推定することで、水質変動の再現性を向上させるため、新たに低次生態系モデルの誤差を逆 伝播させるためのアルゴリズムを構築する.さらに、このアルゴリズムの適用性を評価するため、仮想デ ータの同化計算実験を行う.

第5章では,第4章で構築した新たなアルゴリズムを用いて実際の観測データを流動水質シミュレー ションに同化し,再現性の向上効果を検証する.

第6章では,各章で得られた知見をもとに結論を述べ,今後の課題について言及する.

参考文献

- Costanza, R., d'Arge, R., de Groot, R., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B., Limburg, K., Naeem, S., O'Neill, R. V., Paruelo, J., Raskin, R.G., Sutton, P. and van den Belt, M.: The value of the world's ecosystem services and natural capital, Nature, Vol.387, pp.253-260, 1997.
- Fennel, K., Wilkin, J., Levin, J., Moisan, J., O'Reilly, J., and Haidvogel, D.: Nitrogen cycling in the Middle Atlantic Bight: Results from a three-dimensional model and implications for the North Atlantic nitrogen budget, Global Biogeochemical Cycles, Vol.20, GB3007, 2006.
- Fennel, W.: A nutrient to fish model for the example of the Baltic Sea, Journal of Marine Systems, Vol.81, pp.184-195, 2010.
- Franks, P.J.S.: NPZ Models of Plankton Dynamics: Their Construction, Coupling to Physics, and Application, Journal of Oceanography, Vol.58, pp.379-387, 2002.

Kishi, M.J., Kashiwai, M., Ware, D.M., Megrey, B. a., Eslinger, D.L., Werner, F.E., Noguchi-Aita, M., Azumaya, T., Fujii, M., Hashimoto, S., Huang, D., Iizumi, H., Ishida, Y., Kang, S., Kantakov, G. a., Kim, H., Komatsu, K., Navrotsky, V. V., Smith, S.L., Tadokoro, K., Tsuda, A., Yamamura, O., Yamanaka, Y., Yokouchi, K., Yoshie, N., Zhang, J., Zuenko, Y.I., and Zvalinsky, V.I.: NEMURO -- a lower trophic level model for the North Pacific marine ecosystem, Ecological Modelling, Vol.202, pp.12-25, 2007.

World Resources Institute: Interactive Map of Eutrophication and Hypoxia,

<a>http://www.wri.org/resource/interactive-map-eutrophication-hypoxia>, 2016.10.22.

第2章 沿岸域における水質変動特性の把握

2.1 はじめに

沿岸海域における栄養塩や溶存酸素濃度などの水質は,河川流入・気象擾乱などの物理的で非定常な影響や植物プランクトンの光合成などの生物化学的な影響を強く受け,時間的には激しく変動し,空間的な 勾配も大きい.海域では物理的な制限が多く,観測データが限られるため,沿岸海域の水質変動特性の把 握は容易ではないが,様々なアプローチによる解析が行われている.

例えば、過去数十年の特徴をつかむためには、長期間観測されたデータが必要となるが、国内では、各 都道府県による公共用水域調査が行われており、調査船により月に1回から季節に1回程度の観測が行 われている.このような時空間分布を持ったデータには、トレンド解析および、季節変動調整による時系 列解析が基本となる.季節変動調整法(北川,2005)は、時系列データを統計的にトレンド成分や周期的 な季節変動成分、および残差成分などに分解することで、データの特徴を抽出できる手法である.一方、 月1回のデータでは、潮汐や河川出水の影響、観測データの代表性などが残差成分にまとめられてしま うため、現象のメカニズムを把握するためには数値モデルを用いたシミュレーションが効果的である.

そこで本章では、沿岸海域における水質変動特性の把握を目的に、既存の観測データの解析と流動水質 モデルによる数値シミュレーションを行う.まずは、瀬戸内海東部海域を対象に過去数十年間の長期観測 データを整理し、水質分布のトレンドおよび季節変動を把握する.実海域で測定されたデータを評価する 場合、欠損や測定方法・時刻の違いなどを考慮する必要があるため、状態空間モデルを用いた季節変動調 整法を適用し、海域水質の変動特性を読み解く.特に、1982年より定期的に測定されている化学的酸素 要求量 COD および溶存酸素量 DO データに対して、そのトレンドの変化や変動特性の空間分布を明らか にする.

次に,上記の解析から季節変動および残差成分の大きい海域を把握し,その海域を対象とした数値シミ ュレーションにより水質を再現することで,より詳細な水質変動特性の解析を行う.そのために対象海域 における主要な現象を考慮した3次元流動水質モデルを導入する.導入した数値モデルは観測データと の比較から再現性を確認する.

6

2.2 長期観測データの時空間解析

瀬戸内海東部海域を対象に水質分布のトレンドおよび季節変動を把握するため、状態空間モデルを用いた季節変動調整法を長期観測データに適用し、海域水質の変動特性を読み解く.特に、1982年より定期的に測定されている化学的酸素要求量 COD および溶存酸素量 DO データに対して、そのトレンドの変化や変動特性の空間分布を明らかにする.

沿岸海域の長期観測データには、外洋・気象・陸域からの負荷等の季節変化から来る変動と、潮汐残差 流や成層化、停滞性の強弱など地形特性から来る空間的な特性を含んでいる.このような時空間データの 傾向分析を行うには、時空間的な不規則成分を除去する季節変動調整が必要となる.そこで二宮ら(1996) は各測点のデータを独立な時系列とみなし、Akaike(1980)のベイズ型対数尤度を用いた季節調節法を適 用し、得られた推定値を空間補間で繋ぎ、各測定項目の空間分布の季節別特徴を観察していた(二宮ら、 1996a, b、1997).しかし、この手法では各測点のデータ数に依存し、1 点の解析に膨大な計算量が必要 であり、広域で観測されたデータには適さない.そこで Kitagawa and Gersch(1984)は状態空間モデルに よる季節変動調節法の提案し、柏木(1997)は複数の状態空間モデルによる季節変動調節法を東京湾の水 質データに適用した.

2.2.1 状態空間接近による季節変動調整法

ある測点における COD や DO などの定期的な観測値を,(1) トレンド成分,(2) 季節変動成分,および(3) 残差成分(不規則成分)の3つに分解することを考える.トレンド成分は2階階差,季節変動成分は12ヶ月周期の変動,残差成分は観測時刻のずれ,観測水深のずれ,出水や潮汐などによる不規則な変動を示し,各成分が正規分布に従うと仮定した場合,以下のように表される.

$$y_k = t_k + s_k + u_k, \quad u_k \sim N(0, \sigma^2), \quad k = 1, \dots, n$$
 (2.1)

$$t_k - 2t_{k-1} + t_{k-2} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{\alpha}\right), \quad k = 3, \dots, n$$
 (2.2)

$$s_k - s_{k-12} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{\beta}\right), \quad k = 13, \dots, n$$

$$(2.3)$$

$$\sum_{l=0}^{11} s_{k-l} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{\beta}\right), \quad k = 12, \dots, n$$
(2.4)

ここで、 y_k 、 t_k 、 s_k および u_k は、ある測点における第k月の観測値、トレンド成分、季節変動成分および 残差成分を表し、「 $X \sim N(0,\sigma^2)$ 」はある値Xが平均 0、標準偏差 σ の正規分布に従うことを示す.nはデ ータ数である.(2.1)~(2.4)式における分散を既知とした場合、観測値yを 3 つの成分に分解する問題は、 以下に示す目的関数を最小にするtおよびsを推定する問題に帰着する.

$$\sum_{k=1}^{n} (y_k - t_k - s_k)^2 + \alpha \sum_{k=3}^{n} (t_k - 2t_{k-1} + t_{k-2})^2 + \beta \sum_{k=13}^{n} (s_k - s_{k-12})^2 + \beta \sum_{k=12}^{n} \left(\sum_{l=0}^{11} s_{k-l} \right)^2$$
(2.5)

未知数である分散は、ベイズ型の対数尤度を用いて最尤推定することで求められる.ただしこの場合、問題の次元がデータ数 *n* に依存し、データが多い場合扱いにくい.そこで、状態空間モデルの考えを導入し、数値的問題を小さくする. Kitagawa and Gersch (1984)はトレンド成分 2 項、季節変動成分 11 項を成分とする状態 $\mathbf{x}_k = (t_k, t_{k-1}, s_k, \dots, s_{k-10})^T$ を定義し、(2.1)~(2.4)式を線形のシステムモデルおよびノイズがガウス分布に従う状態空間モデルとして記述し、以下のように与えている.

$$\mathbf{x}_{k} = \mathbf{F}\mathbf{x}_{k-1} + \mathbf{v}_{k}, \qquad \mathbf{v}_{k} \sim N(0, \sigma^{2}\mathbf{Q})$$
(2.6)

$$y_k = \mathbf{H}\mathbf{x}_k + u_k, \qquad u_k \sim N(0, \sigma^2)$$
(2.7)

ここで、**F**:線形システムモデル、 v_k :第k月のシステムノイズ(トレンド成分 2 項、季節変動成分 11 項の 13 次元ベクトル)、 σ^2 **Q**:システムノイズの分散共分散行列、**H** = (1,0,1,0,...,0)の 13 次元ベクトルである. さらに、**F**および**Q**は、

の 13×13 の行列である.状態xの予測を行うシステムモデル(2.6) 式と,状態xを観測する観測モデル (2.7) 式を合わせて状態空間モデルと呼ぶ.特に,システムモデルも観測モデルも線形方程式であり, システムノイズ v および観測ノイズ u がガウス分布に従うと仮定している場合,これを線形ガウス状態 空間モデルと呼ぶ.線形ガウス状態空間モデルにはカルマンフィルタ等の逐次公式が適用可能であり,観 測値による状態xの最適化を容易にする.

2.2.2 逐次公式による状態空間モデルの最適化

上記の線形ガウス状態空間モデルに対し,観測値yとカルマンフィルタ・カルマンスムーザ(平滑化)の逐次公式を用いて,状態xを推定する手順を以下に示す.

(1) カルマンフィルタ

上記の線形ガウス状態空間モデルにおける分散パラメータ (α , β , σ^2)を既知とし、 $\hat{\mathbf{x}}_{i|j}$ を推定される状態ベクトルの平均値、 $\sigma^2 \mathbf{P}_{i|j}$ を推定される状態ベクトルの分散共分散行列とする.初期条件として $\hat{\mathbf{x}}_{1|1}$, $\mathbf{P}_{1|1}$ を与え、k = 2, ..., nに対してシステムモデルによる一期先予測 (Prediction) によって予測分布 $\hat{\mathbf{x}}_{k|k}$, $\mathbf{P}_{k|k}$ を更新し、観測値 y_k が欠損していないときフィルタ (Filtering) によってフィルタ分布 $\hat{\mathbf{x}}_{k|k}$, $\mathbf{P}_{k|k}$ を逐次更新する.

·一期先予測

$$\hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} = \mathbf{F}\hat{\mathbf{x}}_{k-1|k-1} \tag{2.9}$$

$$\mathbf{P}_{k|k-1} = \mathbf{F}\mathbf{P}_{k-1|k-1}\mathbf{F}^T + \mathbf{Q}$$
(2.10)

・フィルタ

$$\mathbf{K}_{k} = \mathbf{P}_{k|k-1}\mathbf{H}^{T} \left(\mathbf{H}\mathbf{P}_{k|k-1}\mathbf{H}^{T} + \mathbf{I}\right)^{-1}$$
(2.11)

$$\hat{\mathbf{x}}_{k|k} = \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} + \mathbf{K}_k \left(y_k - \mathbf{H} \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} \right)$$
(2.12)

$$\mathbf{P}_{k|k} = \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{K}_k \mathbf{H} \mathbf{P}_{k|k-1}$$
(2.13)

ここで、 \mathbf{K}_k :第k月のカルマンゲインである.

(2) カルマンスムーザ

カルマンフィルタで求めた最後の月 (k = n) におけるフィルタ分布 $\hat{\mathbf{x}}_{n|n}$, $\mathbf{P}_{n|n}$ を初期条件に, k = n - 1, ..., 1 に対して平滑化 (Smoothing) によって平滑化分布 $\hat{\mathbf{x}}_{k|n}$, $\mathbf{P}_{k|n}$ を求める. ・平滑化

$$\mathbf{A}_{k} = \mathbf{P}_{k|k} \mathbf{H}^{T} \mathbf{P}_{k+1|k}^{-1}$$
(2.14)

$$\hat{\mathbf{x}}_{k|n} = \hat{\mathbf{x}}_{k|k} + \mathbf{A}_k \left(\hat{\mathbf{x}}_{k+1|n} - \hat{\mathbf{x}}_{k+1|k} \right)$$
(2.15)

$$\mathbf{P}_{k|n} = \mathbf{P}_{k|k} + \mathbf{A}_k \left(\mathbf{P}_{k+1|n} - \mathbf{P}_{k+1|k} \right) \mathbf{A}_k^T$$
(2.16)

(3) 最尤推定

既知としていた分散パラメータ $(\alpha, \beta, \sigma^2)$ は、以下のベイズ型対数尤度 (log likelihood) を用いて最尤 推定する.

・対数尤度

$$-2\log L(\alpha,\beta,\hat{\sigma}^2) = mn\log\hat{\sigma}^2 + \sum_{k=1}^n \log |\mathbf{H}\mathbf{P}_{k|k-1}\mathbf{H}^T + \mathbf{I}| + const.$$
(2.17)

ここで、L:尤度、m:観測値 y_k の次元数 (=1)、 $\hat{\sigma}^2$ は

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{mn} \sum_{k=1}^n (y_k - \mathbf{H}\hat{\mathbf{x}}_k)^T (\mathbf{H}\mathbf{P}_k \mathbf{H}^T + \mathbf{I})^{-1} (y_k - \mathbf{H}\hat{\mathbf{x}}_k)$$
(2.18)

である.よって、 \mathbf{x}_k を逐次式によって更新し、その都度パラメータα、 β におけるベイズ型対数尤度を計算 し、最尤推定によってα、 β を決定する.図-2.1に対数尤度を求めるまでのフローを示す.(2.17)式の対 数尤度は、 α 、 β 、 δ^2 の3つをパラメータとしているが、 δ^2 は上記のカルマンフィルタおよびスムーザによ って求められる.さらに、カルマンフィルタおよびスムーザの結果は初期の分散共分散行列 $\mathbf{P}_{1|1}$ に依存す る.初期の誤差分散を大きく取り($\mathbf{P}_{1|1} = \frac{\lambda}{a^2}\mathbf{I}$)、対数尤度の値が収束するまで繰り返す.



図-2.1 対数尤度を求めるフロー

2.2.3 瀬戸内海東部海域データへの適用

状態空間モデルとその最適化手法による季節変動調整法を海域の観測データに適用する.用いるデー タは、国立環境研究所よりダウンロードした公共用水域調査結果の瀬戸内海東部の 320 測点のうち、解 析に十分な期間かつ各月で観測されている 286 地点の表層 COD と底層 DO のデータである.図-2.2 に瀬 戸内海東部における公共用水域調査の観測位置を示す.各測点における 1981 年4 月から 2009 年 3 月ま での最大 29 年×12 ヶ月=348 個のデータを用いる.このデータのうち、明らかな外れ値は削除している. 表層の観測水深は水面下 0.5~1.0 m、底層の観測水深は観測地点の全水深が 20 m 以浅の場合は海底面上 2.0 m、全水深が 20 m より深い場合は海底面上 5.0 m である.

まず各測点ごとの時系列データをトレンド,季節変動,残差成分それぞれに分解した後,点在する推定



図-2.2 公共用水域調査の瀬戸内海東部における観測位置(320箇所)

値を水平方向に RBF 逆距離補間法で補間する.

2.2.4 結果と考察

(1) 測点ごとの時系列解析

図-2.3 に例として大阪湾奥部の測点 A (水深約 16 m) における (a) 表層 COD, および (b) 底層 DO のトレンド・季節変動・残差成分の時系列の推定結果を示す.表層 COD には,明瞭な季節変動が存在するが,季節変動の大きさ(振幅)に比べて残差成分のばらつきも大きいことから,不規則なイベントからの影響を強く受けることがわかる.また,僅かであるがトレンド成分が数年ごとに上下していることから,より長周期の成分の存在が示唆されるが,本研究では3成分で解析を進める.底層 DO は 1982 年から観測されている測点は少なく,2000 年以降のデータは揃っているため,2000 年以降について重点的に解析する.明瞭な季節変動を示し,残差成分のばらつきも季節変動に比べて小さいことが分かる.

(2) 空間分布特性

それぞれの測点の時系列データに対し上記の解析を行った結果を空間分布として評価する.まずは残 差成分を除き,トレンド成分と季節変動成分のみとした 2008 年における平面分布を図-2.4 に示す.表層 COD については,夏季(8月)の大阪湾の湾奥部や岡山県児島湾などで 5.0 mg/L 以上の高濃度を示すが, 冬季(2月)には高くとも 3.0 mg/L 程度となっており,全域における傾向としても夏季に高く,冬に低く なることが分かる.底層 DO については表層 COD に比べて季節変動が明瞭であり,冬季は底層でも 9.0 mg/L 以上と高くなり,夏季は低下する.特に大阪湾の湾奥などで 3.0 mg/L 以下となる測点が見られる.



(b) 底層 DO (mg/L)

図-2.3 大阪湾奥部の測点 A におけるトレンド・季節変動・残差成分の時系列. (a) 表層 COD (mg/L), (b) 底層 DO (mg/L). 上図において,黒点:観測値,細線:季節変動成分,太線:トレンド成分を示し,下図は残差成分を示す.

(3) 長期トレンド

1990 年頃を基準とした近年までの長期的変化を見るため、図-2.5 に 1987~1991 年度の 5 年分のトレンド平均値を 2003~2007 年度のトレンド平均値から差し引いた値を示す.表層 COD では、主要河川の河口付近で減少している測点もあるが、ほとんどの測点で増加している.また、底層 DO では、播磨灘兵庫県沿岸や大阪湾奥部で僅かに減少している.ただし、採用できる測点が 67 点と少ないため、全域での把握は難しい.

(4) 季節変動の大きさ

図-2.6 に季節変動成分の最大値と最小値の差(振幅)の平面分布を示す.表層 COD は大阪湾東部,岡 山県児島湾等で値が大きく,それ以外の広い範囲では値が小さいことが分かる.このことから,表層 COD の季節変動は地形性の影響を受け,停滞性が強い地域で季節変動が大きいことが分かる.底層 DO は大阪 湾東岸沿いで特に値が大きいが,その他の地域では 2.0 前後であった.



図-2.4 残差成分を除いた平面分布トレンド+季節変動成分). (a) 表層 COD (2008 年 2 月), (b) 表層 COD (2008 年 8 月), (c) 底層 DO (2008 年 2 月), (d) 底層 DO (2008 年 8 月)

(5) 不規則な残差成分

図-2.7 に観測データからトレンド成分および季節変動成分を除いた不規則残差成分の標準偏差の平面 分布を示す.表層 COD は、各地の主要河川の河口周辺で高くなっている.このことから河川の流量変化 による不規則な淡水流入の影響を受ける領域であると考えられる.

また,大阪湾東部で最も標準偏差が大きく,幅の狭い等値線が南北に走っていることが分かる.この等 値線は鉛直混合の強い領域と成層化によって鉛直混合の弱い領域の境目である潮汐フロントに重なるこ とから,不規則残差成分のばらつきは,成層化の強さへの強い応答性が示唆される.一方底層 DO は大阪 湾北部や播磨灘北東部で高い値を示し,大阪湾東岸沿いは比較的小さな値を示した.



図-2.5 トレンド成分の変化量の平面分布(1987~1991年平均と2003~2007年平均との差)



図-2.6 季節変動成分の振幅の大きさの平面分布



図-2.7 残差成分の標準偏差の平面分布

2.3 流動水質モデルの構築

流動水質モデルを用いた数値シミュレーションを行い,現象の再現を試みる.大阪湾をはじめ,東京湾 や伊勢湾などの日本の沿岸域,特に河口沿岸域や閉鎖性内湾では,過去にも多くの数値シミュレーション による研究がなされている.代表的な数値モデルとしては,ODEM (Osaka Daigaku Estuarine Model,中辻, 1996), POM (Princeton Ocean Model, Mellor, 2004), EFDC (Environment Fluid Dynamics Code, Hamrick, 1992), ROMS (Regional Ocean Modelling System, Shchepetkin et al., 2005; Haidvogel et al., 2008) など様々 なモデルが開発・適用されており,現在ではその多くがオープンソース化もされている.本節では,大阪 湾を対象に構築したモデルの概要を述べ,次節でそのモデルを用いたシミュレーション結果を示す.

2.3.1 流動モデル

本研究では3次元流動の再現に,ROMSを用いる.ROMSは様々な海域への適用されているオープン ソースの流動モデルであり,各種の計算スキームがモジュール化され,ユーザーが各々の対象とする海域 に合わせてモデルを拡張し易い設計となっている.流動モデルの他に,水質モデル(低次生態系モデル) として,EcoSim (Bissett et al, 1999),NPZD (Powel et al, 2006; Fennel et al., 2006),NEMURO (Kishi et al., 2007)などのモデルが結合されているほか,海洋一大気一波浪一漂砂の結合モデル (COAWST: Warner et al, 2010)も公開されている.流動モデルは、静水圧近似およびブジネスク近似が施された Navier-Stokes 方程式をベースに、複数の乱流モデルが導入され、海底地形および水面形を追従するs座標系,2次元流 れと3次元流れの計算を異なる時間間隔を用いて解くモードスプリッティングが採用されている.以下 にs座標系および基礎方程式系を示す.

・s 座標系

s座標系はσ座標系をより柔軟に拡張した座標系である(Haidvogel and Beckmann, 1999). σ座標系が水 柱を鉛直方向に等分割するのに対し, s座標系は以下のような鉛直方向の座標変換により, 分割比率の変 更が行われる.

$$z(x, y, s, t) = S(x, y, s) + \zeta(x, y, t) \left[1 + \frac{S(x, y, s)}{h(x, y)} \right]$$
(2.19)

$$S(x, y, s) = h_c s + [h(x, y) - h_c]C_s(s)$$
(2.20)

ここで、x, y:東向き、北向きデカルト座標 (m)、s:鉛直上向き一般化座標、t:時間 (s)、z(x, y, s, t): 水位変化を考慮した基準面 (本研究では O.P.0 m) からの鉛直上向きデカルト座標 (m)、S(x, y, s):非線 形変換された基準面からの鉛直上向きデカルト座標 (m)、 $\zeta(x, y, t)$:基準面からの水位 (m)、h(x, y):基 準面からの水深 (m)、 h_c :最小層厚 (m)、 $C_s(s)$:sの非線形変換関数である.sは層数で等分割された一 般化座標であり、以下のように定義される.

$$s = s(k) = \begin{cases} \frac{k - N}{N}, & \text{at vertical w-points,} \quad k = 0, \dots, N, \\ \frac{k - N - 0.5}{N}, & \text{at vertical } \rho \text{-points,} \quad k = 1, \dots, N \end{cases}$$
(2.21)

ここで、N:鉛直方向の分割層数である.w-pointsは鉛直方向流速の定義位置である各層の境界面を示し、 ρ -pointsは密度の定義位置である各層の中央点を示す.w-pointsにおけるsは海表面で 0、海底面で-1 を示 す. 一方、 $C_s(s)$ は以下のように表される.

$$C_{s}(s) = (1 - \theta_{b})\frac{\sinh(\theta_{s}s)}{\sinh\theta_{s}} + \theta_{b}\left[\frac{\tanh\left[\theta_{s}\left(s + \frac{1}{2}\right)\right]}{2\tanh\left(\frac{1}{2}\theta_{s}\right)} - \frac{1}{2}\right]$$
(2.22)

ここで、 θ_s , θ_b :分割比率を決定する形状パラメータ(表層、底層)である.w-pointsにおける $C_s(s)$ は海表面で 0、海底面で-1を示し、本研究では表層がより細かく表現できるように形状パラメータを設定した $(\theta_s = 3, \theta_b = 0)$.また、鉛直方向の層厚(m)は、

$$H_z = \frac{\partial z}{\partial s} \tag{2.23}$$

と表され、 H_z を層数で積分したものが全水深となる.

・連続式

$$\frac{\partial H_z}{\partial t} + \frac{\partial (H_z u)}{\partial x} + \frac{\partial (H_z v)}{\partial y} + \frac{\partial (H_z \Omega)}{\partial s} = 0$$
(2.24)

・運動方程式

$$\frac{\partial (H_z u)}{\partial t} + \vec{v} \cdot \nabla (H_z u) - fH_z v = -\frac{H_z}{\rho_0} \frac{\partial P}{\partial x} - gH_z \frac{\partial \zeta}{\partial x} - \frac{\partial}{\partial s} \left(\overline{u'w'} - \frac{v}{H_z} \frac{\partial u}{\partial s} \right) + D_u + F_v, \quad (2.25)$$

$$\frac{\partial (H_z v)}{\partial t} + \vec{v} \cdot \nabla (H_z v) + f H_z u = -\frac{H_z}{\rho_0} \frac{\partial P}{\partial y} - g H_z \frac{\partial \zeta}{\partial y} - \frac{\partial}{\partial s} \left(\overline{v' w'} - \frac{v}{H_z} \frac{\partial v}{\partial s} \right) + D_v + F_v, \tag{2.26}$$

$$0 = -\frac{1}{\rho_0} \frac{\partial P}{\partial s} - \frac{\rho g H_z}{\rho_0}$$
(2.27)

・状態方程式(Jackett and McDougall, 1995)

$$\rho = \rho(T, S, P) \tag{2.28}$$

・水温および塩分の移流拡散方程式

$$\frac{\partial (H_z C)}{\partial t} + \vec{v} \cdot \nabla (H_z C) = -\frac{\partial}{\partial s} \left(\overline{C' w'} - \frac{v}{H_z} \frac{\partial C}{\partial s} \right) + D_C + F_C$$
(2.29)

ここで,

$$\vec{v} = (u, v, \Omega), \qquad \vec{v} \cdot \nabla = u \frac{\partial}{\partial x} + v \frac{\partial}{\partial y} + \Omega \frac{\partial}{\partial s},$$
(2.30)

$$\Omega(x, y, s, t) = \frac{1}{H_z} \left(w - \frac{z+h}{\zeta+h} \frac{\partial \zeta}{\partial t} - u \frac{\partial z}{\partial x} - v \frac{\partial z}{\partial y} \right),$$
(2.31)

$$w = \frac{\partial z}{\partial t} + u \frac{\partial z}{\partial x} + v \frac{\partial z}{\partial y} + \Omega H_z$$
(2.32)

であり、u, v, w: x, y, z方向の流速 (m/s)、 $\Omega: s$ 方向の流速 (1/s)、 $C: 水温あるいは塩分、f: コリオリパ ラメータ、\rho(\rho_0): 密度 (海水の基準密度、kg/m³)、<math>P: 静水圧 (kg/m³/s²)、g: 重力加速度 (m/s²)、u', v', w': x, y, z方向の流速の微小変動成分 (m/s)、v: 動粘性係数 (m²/s)、<math>D_u, D_v, : x, y$ 方向の単調和型の粘性項、 $D_C: 水温あるいは塩分の水平方向の単調和型の拡散項、F_u, F_v, F_C: 領域境界におけるu, v, Cの外力項である.$

・鉛直渦動粘性・拡散項

運動方程式および移流拡散方程式における鉛直方向の渦動粘性項および渦動拡散項は以下の式で表す.

$$\overline{u'w'} = -\frac{K_m}{H_z}\frac{\partial u}{\partial s}, \qquad \overline{v'w'} = -\frac{K_m}{H_z}\frac{\partial v}{\partial s}, \qquad \overline{C'w'} = -\frac{K_C}{H_z}\frac{\partial C}{\partial s}$$
(2.33)

ここで、 K_m :流速の鉛直渦動粘性係数(m²/s)、 K_C :水温あるいは塩分の鉛直渦動拡散係数(m²/s)であり、乱流モデルにより算定される. 乱流モデルには、Mellor and Yamada (1982)の Level 2.5 turbulent closure model を用い、背景値は 1.0×10^{-5} m²/s とする.

・海表面における境界条件(s = 0)

大気と海水の境界面における、風によるせん断応力はバルク公式を用いて、以下のように定める.

$$\frac{K_m}{H_z}\frac{\partial u}{\partial s} = \rho_{air}c_d u_w \sqrt{u_w^2 + v_w^2}, \qquad \frac{K_m}{H_z}\frac{\partial v}{\partial s} = \rho_{air}c_d v_w \sqrt{u_w^2 + v_w^2}, \qquad \Omega = 0$$
(2.34)

ここで、 ρ_{air} :大気の密度、 u_w, v_w : x, y方向の風速 (m/s)、 c_d : 海表面におけるバルク係数である. 海水面 における熱収支は、以下のように表される.

$$\frac{K_C}{H_z}\frac{\partial C}{\partial s} = \frac{Q_C}{\rho_0 c_P} \tag{2.35}$$

ここで、 Q_c :短波放射、長波放射、潜熱、顕熱によるフラックスの和、 c_p :海水の比熱(3.985 J/g/°C)である.

・海底面における境界条件(s = -1)

海水と海底の境界面では、摩擦によるせん断応力が以下のように表される.

$$\frac{K_m}{H_z}\frac{\partial u}{\partial s} = \rho_0 c_{db} u \sqrt{u^2 + v^2}, \qquad \frac{K_m}{H_z}\frac{\partial v}{\partial s} = \rho_0 c_{db} v \sqrt{u^2 + v^2}, \qquad \Omega = 0$$
(2.36)

$$\frac{K_C}{H_z}\frac{\partial C}{\partial s} = 0 \tag{2.37}$$

ここで、 c_{db} :海底面における抵抗係数であり、対数則に従って求められる(カルマン定数 0.41、粗度係数 0.02 m⁻¹).

・側面境界条件

側面境界のうち、海域と陸域の境界面はスリップ条件 (u = 0, v = 0)を用いる。南側および西側の開 境界面における水位は外力として与え、流速は水位差、海表面の風応力、コリオリカにより求める条件 (Reduced physics condition)とする.

$$\zeta = \zeta^{ext} \tag{2.38}$$

2.3.2 低次生態系モデル

本研究では、河口沿岸域や閉鎖性内湾の水質をシミュレーションするため、窒素・リン・酸素の循環を 表現する低次生態系モデルを使用する.水質モデルや、NPZD (Nutrient-Phytoplankton-Zooplankton-Detritus) モデルとも呼ばれるが、本研究では低次生態系モデルと呼ぶこととする.図-2.8 に本モデルの概念図、 表-2.1 に本モデルの状態変数をそれぞれ示す.本モデルは ROMS の流動モデルと同時に計算されるよう 結合されており、沿岸域の窒素循環を表現するモデル(Fennel et al., 2006)に溶存酸素が追加されている (Fennel et al., 2013).さらに、新たにリン酸態リンの追加(Laurent et al., 2012)を実装し、植物プランク



図-2.8 低次生態系モデルの概念図

	衣-2.1	低久生態系モブルの 仏態変数		
記号	状	態変数名	単位(モ	デル内単位)
C _{NO3}	硝酸態窒素	NO ₃ -N	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{NH4}	アンモニア態窒素	NH4-N	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{PO4}	リン酸態リン	PO ₄ -P	mgP L ⁻¹	(mmolP m ⁻³)
C_{phy}	植物プランクトン態窒素	Phytoplankton-N	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{chl}	クロロフィル	Chlorophyll	µgChl L ⁻¹	(mgChl m ⁻³)
C_{zoo}	動物プランクトン態窒素	Zooplankton-N	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{LdeN}	沈降性の有機懸濁態窒素	LDeN: Large Detritus Nitrogen	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{SdeN}	浮遊性の有機懸濁態窒素	SDeN: Small Detritus Nitrogen	mgN L ⁻¹	(mmolN m ⁻³)
C_{LdeP}	沈降性の有機懸濁態リン	LDeP: Large Detritus Phosphorus	mgP L ⁻¹	(mmolP m ⁻³)
C_{SdeP}	浮遊性の有機懸濁態リン	SDeP: Small Detritus Phosphorus	mgP L ⁻¹	(mmolP m ⁻³)
C_{DO}	溶存酸素	DO: Dissolved Oxygen	mgO ₂ L ⁻¹	(mmolO ₂ m ⁻³)

表-2.1 低次生態系モデルの状態変数

トンと動物プランクトンの窒素リン組成比の差や,有機物の分解速度の差などを考慮するために有機懸 濁態リンの追加している.その上,酵素反応における温度活性係数の導入,対象領域に合わせた底泥の 酸素消費および海底面からの栄養塩の溶出フラックスの算定式の変更,嫌気状況下における水中での脱 窒の考慮について変更を加えている.

・移流拡散方程式

低次生態系モデルの各状態変数は、水温・塩分と同様の移流拡散方程式に従う.

$$\frac{\partial(H_zC)}{\partial t} + \vec{v} \cdot \nabla(H_zC) = -\frac{\partial}{\partial s} \left(\overline{C'w'} - \frac{v}{H_z} \frac{\partial C}{\partial s} \right) + D_C + F_C + R_{Bio}$$
(2.39)

ここで、 R_{Bio} : 生物化学的反応による生成消滅項であり、沈降による物理的な変化も含んでいる.以下より、状態変数ごとの生成消滅項を示す.

・生成消滅項

(1) 植物プランクトン (Phytoplankton-N)

植物プランクトンは a) 光合成により増殖し, b) 動物プランクトンによる捕食, c) 枯死, d) 凝集によ り減少, および e) 鉛直下向きに沈降するモデルとなっている. 植物プランクトンの変化量は次式のよう に定式化される.

$$R_{phy} = \underbrace{\mu C_{phy}}_{a) \mathcal{H} \triangle dk} - \underbrace{g C_{zoo}}_{b) \dot{w} \dot{f} \dot{f} \dot{f}} - \underbrace{m_p C_{phy}}_{c) \dot{k} \mathcal{K}} - \underbrace{\hat{\tau} C_{phy}}_{d) \ddot{k} \dot{k}} - \underbrace{w_p \frac{\partial C_{phy}}{\partial z}}_{e) \dot{\ell} \dot{k} \ddot{k}}$$
(2.40)

ここで、 μ :光合成による植物プランクトンの増殖速度 (1/d)、g:動物プランクトンの捕食速度 (1/d)、 m_p :植物プランクトンの枯死速度 (1/d)、 τ :凝集速度 (1/d)、 w_p :植物プランクトンの沈降速度 (m/d) である.以下で a) ~d) の各項について説明する.

a)植物プランクトンの光合成

植物プランクトンは光合成によって栄養塩を摂取し増殖する.増殖速度 μ は,水温T(°C),光合成有効放射量I(W/m²)および栄養塩濃度(NO₃-N, NH₄-N, PO₄-P)に依存し,以下のように表わされる.

$$\mu = \mu_{max}(T) \cdot f(I) \cdot \min(L_{NH4} + L_{NO3}, L_{PO4})$$
(2.41)

ここで, μ_{max}(T):最大増殖速度 (1/d), f(I):光制限関数 (-), L_{NO3}, L_{NH4}, L_{PO4}:NO₃-N, NH₄-N, PO₄-Pによる制限関数 (-) である.

<水温依存性>

まず,最大光合成速度µmaxは水温に依存し,以下のように定式化される.

$$\mu_{max}(T) = \mu_{20} \cdot \theta_{\mu}^{T-20} \tag{2.42}$$

ここで、 μ_{20} : 20°Cにおける最大増殖速度(-)、 θ_{μ} : 光合成速度の温度活性係数(-)である. Fennel et al. (2006)は、Epply(1972)の 0 °C を基準とした最大増殖速度を用いているが、本研究では沿岸域の平均 的な水温として 20°Cを基準に表記している.

<光制限>

次に,光制限関数f(I)は以下のように表される.

$$f(I) = \frac{\alpha I}{\sqrt{\mu_{max}^2 + \alpha^2 I^2}}$$
(2.43)

ここで、 α : P-I カーブの初期勾配((W/m²)⁻¹/d)、I: 光合成有効放射量(W/m²) である.この光合成有効放射量Iは、海面から入射する短波放射量から換算し、海水とクロロフィルによって減衰する.

$$I = I(z) = I_0 \cdot r_{PAR} \cdot e^{-kz} \tag{2.44}$$

ここで、 I_0 :海面での短波放射量 (W/m²)、 r_{PAR} :短波放射量から光合成有効放射量への変換パラメータ (=0.43)、k:消散係数 (1/m) である. この消散係数kは、海水による消散とクロロフィル a による消散 項で表現される.

$$k = k_{SW} + k_{chl} \int_{z}^{0} C_{chl}(\varphi) d\varphi$$
(2.45)

ここで、 k_{SW} :海水による消散係数 (1/m)、 k_{chl} : クロロフィル a による消散係数 (1/(mgChl/m²)) である.

<栄養塩制限>

最後に、各栄養塩の制限係数はミカエリス・メンテン式で表現され、光合成における制限因子は L_{NH4} + L_{NO3} および L_{PO4} の値によって決定される.

$$L_{NO3} = \frac{C_{NO3}}{k_{NO3} + C_{NO3}} \cdot \frac{1}{1 + C_{NH4}/k_{NH4}}$$

$$L_{NH4} = \frac{C_{NH4}}{k_{NH4} + C_{NH4}}$$

$$L_{PO4} = \frac{C_{PO4}}{k_{PO4} + C_{PO4}}$$
(2.46)

ここで, k_{NO3}, k_{NH4}, k_{PO4}: 光合成に対する NO₃-N, NH₄-N, PO₄-P 摂取の半飽和定数である.

b)動物プランクトンによる摂餌

動物プランクトンは、飼料である植物プランクトンを摂取して成長する.このとき植物プランクトン濃度*C_{phy}が*極端に低い場合、飼料にありつけず、摂餌速度は小さくなる.さらに動物プランクトンの摂餌活動における水温活性も考慮し、動物プランクトンの摂餌速度gは以下のように表される.

$$g = g_{max} \frac{C_{phy}^{2}}{K_{p} + C_{phy}^{2}} \theta_{g}^{T-20}$$
(2.47)

ここで、 g_{max} : 20°C における動物プランクトンの最大摂餌速度 (1/d)、 K_p : 摂餌制限に対する飼料濃度の 半飽和定数 ((mmol N/m³)²)、 θ_p : 摂餌速度の温度依存係数 (-) である.

c)植物プランクトンの枯死

植物プランクトンの枯死速度m,は、温度依存性を仮定し、以下のように表される.

$$m_p = m_{p20} \cdot \theta_{mp}^{T-20} \tag{2.48}$$

ここで、 $m_{p20}: 20^{\circ}$ Cのときの植物プランクトンの枯死速度 (1/d)、 $\theta_{mp}:$ 枯死速度の温度活性係数 (-) である.

d)凝集

植物プランクトンと浮遊性の有機物はその総量に比例した速度で凝集し、沈降性の有機物となる.

$$\hat{\tau} = \tau \left(C_{SDeN} + C_{phy} \right) \tag{2.49}$$

ここで、 τ :凝集速度係数 ((mmolN/m³)⁻¹d⁻¹) である.

(2) クロロフィル (Chlorophyll)

クロロフィルは植物プランクトンに含まれる光合成を担う化学物質である. 植物プランクトンの体重 におけるクロロフィルの含有量は, 光合成の起きる環境によって異なることが知られている. そのため水 中のクロロフィル濃度は, 光合成による変化を除き, 植物プランクトンと同じ比率で, 被捕食, 枯死, 凝 集, 沈降によって変化する.

$$R_{chl} = \rho_{chl} \cdot \mu C_{chl} - \frac{C_{chl}}{C_{phy}} \cdot gC_{zoo} - m_p C_{chl} - \tau C_{chl} - w_{phy} \frac{\partial C_{chl}}{\partial z}$$
(2.50)

ここで、 ρ_{chl} : 光合成によって生成される植物プランクトンの体組成に占めるクロロフィル量である. ρ_{chl} は光合成が起きる環境(水温、光量、栄養塩濃度)によって変化し、以下の関係から求める(Geider et al., 1998; Fennel et al., 2006).

$$\rho_{chl} = \begin{cases} \frac{\theta_{chl}^{max} \mu p_{C:N} C_{phy}}{\alpha I C_{chl}} &, & \frac{C_{chl}}{p_{C:N} C_{phy}} < \theta_{chl}^{max} \\ \frac{\mu}{\alpha I} &, & \frac{C_{chl}}{p_{C:N} C_{phy}} \ge \theta_{chl}^{max} \end{cases}$$
(2.51)

ここで、 θ_{chl}^{max} :最大のクロロフィル/炭素重量比 (g Chl/g C) である.図-2.9 に光合成による植物プラン クトンの増殖速度とクロロフィルの増加速度を示す.ここで、クロロフィル/炭素重量比 $\theta_{chl} = C_{chl}/C_{phy}$ である.



図-2.9 光合成による植物プランクトンの増殖速度(左)とクロロフィルの増加速度(右).ただし,富栄養状態,水 温 20°C,最大増殖速度_{μmax} = 2.0のとき.

(3) 動物プランクトン (Zooplankton-N)

動物プランクトン濃度は摂餌活動に比例した成長(Grazing)および排泄(Excretion),体重に比例した 代謝(Basal Metabolism)および死亡(Mortality)により変化する.

$$R_{zoo} = \beta \cdot gC_{zoo} - \beta \cdot \hat{l}_E C_{zoo} - l_{BM} C_{zoo} - m_z C_{zoo}^2$$
(2.52)

ここで、 β : 摂餌した植物プランクトンの同化率 (-)、 \hat{l}_E : 排泄速度 (1/d)、 l_{BM} : 代謝速度 (1/d)、 m_z : 呼吸速度 (1/d/(mmol N/m³)) である. 排泄は摂餌行動に関わるため、排泄速度は餌料濃度を用いて以下のように表される.

$$\hat{l}_E = l_E \frac{C_{phy}^2}{k_p + C_{phy}^2}$$
(2.53)

ここで、 l_E :最大排泄速度(1/d)である.

(4) 浮遊性有機態窒素およびリン (SDeN, SDeP)

植物プランクトンや動物プランクトンの死骸は水中に漂う微小な懸濁態有機物となる.この有機物の 沈降速度は植物プランクトンと同程度と考え,これを浮遊性有機物(Suspended detritus)と呼ぶこととす る.浮遊性有機物は,植物プランクトンの枯死,動物プランクトンの排泄および枯死によって増加し,凝 集,分解によって減少する.

$$R_{SDeN} = m_p C_{phy} + (1 - \beta)gC_{zoo} + m_z C_{zoo}^2 - \hat{\tau}C_{SDeN} - \hat{r}_{SDeN}C_{SDeN} - w_S \frac{\partial C_{SDeN}}{\partial z}$$
(2.54)

ここで、 \hat{r}_{SDeN} :浮遊性有機態窒素の分解速度(1/d), w_S :浮遊性有機物の沈降速度(m/d)である.

植物プランクトンおよび動物プランクトンの体組成には、それぞれのリン/窒素比がある.これを考慮 するため、動物プランクトンが摂食した植物プランクトンに含まれるリンから動物プランクトンが同化 したリンを引くようモデル化する.

$$R_{SDeP} = \left\{ m_p C_{phy} + g C_{zoo} - \hat{\tau} C_{SDeN} \right\} \cdot p_{P:N} + \left\{ -\beta \cdot g C_{zoo} + m_z C_{zoo}^2 \right\} \cdot z_{P:N}$$

$$-\hat{r}_{SDeP} C_{SDeP} - w_S \frac{\partial C_{SDeP}}{\partial z}$$
(2.55)

ここで、 $p_{P:N}$:植物プランクトンのリン/窒素構成比、 $z_{P:N}$:動物プランクトンのリン/窒素構成比、 \hat{r}_{SDeP} :浮遊性有機態リンの分解速度(1/d)である.それぞれの分解速度は水温および DO に依存し、以下のように表される.

$$\hat{r}_{SDeN} = r_{SDeN} \cdot \theta_{det}^{T-20} \cdot \max\left[\frac{C_{DO} - C_{DO}^{th}}{K_{DO} + C_{DO}}, 0.0\right]$$
(2.56)

$$\hat{r}_{SDeP} = r_{SDeP} \cdot \theta_{det}^{T-20} \cdot \max\left[\frac{C_{DO} - C_{DO}^{th}}{K_{DO} + C_{DO}}, 0.0\right]$$
(2.57)

ここで、 r_{SDeN} : 20°C における浮遊性有機態窒素の最大分解速度 (d⁻¹)、 θ_{det} : 有機物分解速度の温度活性 係数 (-)、 C_{DO}^{th} : DO の閾値 (=6 mmolO₂ m⁻³) である.

(5) 沈降性有機態窒素およびリン(LDeN, LDeP)

凝集したプランクトンおよび浮遊性有機物は,沈降しやすい大型の有機物(Large detritus)となる.こ れを沈降性有機物と呼ぶこととする.沈降性有機物は凝集によって増加,分解による減少,および浮遊性 よりも速く沈降する.

$$R_{LDeN} = \hat{\tau} \left(C_{SDeN} + C_{phy} \right) - \hat{r}_{LDeN} C_{LDeN} - w_L \frac{\partial C_{LDeN}}{\partial z}$$
(2.58)

ここで、 \hat{r}_{LDeN} :沈降性有機態窒素の分解速度 (1/d)、 w_L :沈降性有機物の沈降速度 (m/d) である.

沈降性有機態リンは窒素と同様に凝集,分解,沈降により変化し,凝集は窒素の場合のフラックスと植物プランクトンの元素構成比で求められる.

$$R_{LDeP} = \hat{\tau} \left(C_{SDeN} + C_{phy} \right) \cdot p_{P:N} - \hat{r}_{LDeP} C_{LDeP} - w_L \frac{\partial C_{LDeP}}{\partial z}$$
(2.59)

ここで、 \hat{r}_{LDeP} :沈降性有機態リンの分解速度(1/d)である。それぞれの分解速度は水温および DO に依存し、以下のように表される。

$$\hat{r}_{LDeN} = r_{LDeN} \cdot \theta_{det}^{T-20} \cdot \max\left[\frac{C_{DO} - C_{DO}^{th}}{K_{DO} + C_{DO}}, 0.0\right]$$
(2.60)

$$\hat{r}_{LDeP} = r_{LDeP} \cdot \theta_{det}^{T-20} \cdot \max\left[\frac{C_{DO} - C_{DO}^{th}}{K_{DO} + C_{DO}}, 0.0\right]$$
(2.61)

ここで、 r_{LDeN} 、 r_{LDeP} : 20°C における浮遊性有機態窒素およびリンの最大分解速度 (d⁻¹)、 C_{DO}^{th} = 6.0 (mmolO₂/m³)である.

(6) 硝酸態窒素 (NO₃-N)

溶存無機態窒素(Dissolved Inorganic Nitrogen, DIN)のうち, 亜硝酸態窒素 NO₂-N は硝酸態窒素 NO₃-N に比べて濃度が低いため,本モデルでは両者をあわせて NO₃-N として扱う. NO₃-N は植物プランクトンの光合成による摂取,アンモニア態窒素の硝化による生成,および脱窒によるモデル系外への消滅をモデル化し,以下のように表される.

$$R_{NO3} = -\mu C_{phy} \cdot \frac{L_{NO3}}{L_{NH4} + L_{NO3}} + \hat{r}_{Nitri} C_{NH4} - \hat{r}_{Denit} C_{NO3}$$
(2.62)

ここで、 \hat{r}_{Nitri} : 硝化速度(d⁻¹)、 \hat{r}_{Denit} : 脱窒速度(d⁻¹) である. 硝化速度は、水温、DO 濃度、光に依存し、以下のように表される.

$$\hat{r}_{Nitri} = r_{Nitri} \cdot \theta_{Nitri}^{T-20} \cdot \frac{C_{DO}}{K_{Nitri} + C_{DO}} \cdot \left(1 - \max\left[0, \frac{I - I_0}{K_I + I - I_0}\right]\right)$$
(2.63)

ここで、 r_{Nitri} : 20°C における最大硝化速度 (d⁻¹)、 θ_{Nitri} : 硝化速度の温度活性係数 (-)、 K_{Nitri} : 硝化に対 する DO の半飽和定数 (mgN L⁻¹)、 I_0 : 硝化阻害の起きる放射量の閾値 (W m⁻²)、 K_I : 硝化阻害に対する 放射量の半飽和定数 (W m⁻²) である。脱窒速度は、温度活性と DO 濃度が高い場合は阻害を受け、以下 のように表される。

$$\hat{r}_{Denit} = r_{Denit} \cdot \theta_{Denit}^{T-20} \cdot \frac{K_{Denit}}{K_{Denit} + C_{DO}}$$
(2.64)

ここで、 r_{Denit} : 20°C における最大脱窒速度 (d⁻¹)、 θ_{Denit} : 脱窒速度の温度活性係数 (-)、 K_{Nitri} : 脱窒阻 害に対する DO の半飽和定数 (mgN L⁻¹) である.

(7) アンモニア態窒素 (NH₄-N)

アンモニア態窒素(NH₄-N)は a) 光合成のため摂取され, b) 動物プランクトンによる排泄および c) 代謝, d) 有機態窒素の分解, e) 硝化によって変化する.

$$R_{NH4} = -\mu C_{phy} \cdot \frac{L_{NH4}}{L_{NH4} + L_{NO3}} + \beta \cdot \hat{l}_E C_{zoo} + l_{BM} C_{zoo} + \hat{r}_{SDeN} C_{SDeN} + \hat{r}_{LDeN} C_{LDeN}$$

$$- \hat{r}_{Nitri} C_{NH4}$$
(2.65)

(8) リン酸態リン (PO₄-P)

リン酸態リン (PO₄-P) は光合成のために摂取され、動物プランクトンによる排泄および代謝によって 変化し、それぞれの窒素フラックスと各プランクトンの元素構成比で求められる.

$$R_{PO4} = -\mu C_{phv} \cdot p_{P:N} + \left(\beta \cdot \hat{l}_E C_{zoo} + l_{BM} C_{zoo}\right) \cdot z_{P:N} + \hat{r}_{SDeP} C_{SDeP} + \hat{r}_{LDeP} C_{LDeP}$$
(2.66)

(9) 溶存酸素 (DO)

水中の DO は, (a) 光合成によって生成され, (b) NH₄-N の硝化, (c) 動物プランクトンの代謝, (d, e) 有 機物の分解により消費される.

$$R_{DO} = -\mu C_{phy} \cdot \frac{L_{NO3} \cdot r_{O2:NO3} + L_{NH4} \cdot r_{O2:NH4}}{L_{NO3} + L_{NH4}} - 2\hat{r}_{Nitri}C_{NH4}$$

$$-(l_{BM}C_{zoo} + \hat{r}_{SDeN}C_{SDeN} + \hat{r}_{LDeN}C_{LDeN}) \cdot r_{O2:NH4}$$
(2.67)

ここで, *r_{O2:NO3}*(=138/16 mol O₂/mol NO₃)および*r_{O2:NH4}*(=106/16 mol O₂/mol NH₄)は,光合成による有 機物の生成時に消費される NO₃-N および NH₄-N に対して生成される DO のモル比である. 有機物の分解 時にも用いている.

・海表面における境界条件(*s* = 0)

海表面では曝気による酸素の気体交換を考慮する.降水中に含まれる窒素およびリンは考えない.曝気 による酸素の供給は、モデル最表層の DO に外力として付加されるとし、以下のように表される.

$$F_{DO}^{surface} = \frac{k_{O2}}{\Delta z} (C_{DO}^{sat} - C_{DO})$$
(2.68)

ここで、 $F_{DO}^{surface}$:曝気による DO の体積フラックス (mmolO₂/m³/s)、 k_{O2} :酸素の気体交換係数 (m/s)、 Δz :最表層の層厚 (m)、 C_{DO}^{sat} :飽和酸素濃度 (Garcia and Gordon, 1992) である.気体交換係数は Wanninkhof (1992) に従い、以下のように表される.

$$k_{O2} = 0.31 u_{10}^2 \sqrt{\frac{660}{Sc_{DO}}}$$
(2.69)

ここで、 u_{10} :海面上 10 m における風速 (m/s)、 Sc_{DO} : DO のシュミット数 (-) である.

・海底面における境界条件(s = -h)

河川や外海から沿岸域に流入した有機物や内部生産によって生成されたプランクトンの死骸のうち, 水中で分解されないものは海底へと沈降する.海底の有機物は底泥内の微生物によって分解され,溶存態 無機物となって再び海底へと回帰する. Fennel et al. (2006)では,海底に沈降した有機物が即座に分解さ れ,脱窒によって失われた窒素以外は海中に回帰するモデル化がなされている.しかし,大阪湾のような 閉鎖性内湾の場合,海底に沈降する有機物量が多いため,完全には分解されず,堆積していくと考えられる.表層には常に有機物が溜まっているが,微生物による活動は水温に依存するため,底泥の有機物分解による DO の消費量 \hat{F}_{SOD} (mgO₂/m²/d) (底質の酸素要求量 Sediment Oxygen Demand, SOD) は水温の依存性のみを持つと仮定し,以下のように表す.

$$\hat{F}_{SOD} = F_{SOD} \theta_{SOD}^{T-20} \tag{2.70}$$

ここで、 F_{SOD} : 20°C のときの海底面における DO 消費量 (mgO₂/m²/d), θ_{SOD} : 温度依存係数 (-) である. 有機物分解によって生成された NH₄-N および PO₄-P は、底泥の土粒子や金属イオンに吸着する性質があ る. この性質は特に DO が存在する好気状態で強いことが知られている.一方で、吸着していた NH₄-N および PO₄-P は DO が欠乏する嫌気状態になると土粒子から脱着し、底泥の間隙水中の濃度が上昇し海 中に溶出する. この性質を考慮し、海底面から海中に溶出する NH₄-N および PO₄-P の溶出フラックス F_{NH4} および F_{PO4} を以下のように表す.

$$F_{NH4} = F_{NH4}^{max} \frac{K_{DO}}{C_{DO} + K_{DO}}, \qquad F_{PO4} = F_{PO4}^{max} \frac{K_{DO}}{C_{DO} + K_{DO}}$$
(2.71)

ここで、 F_{NH4}^{max} 、 F_{PO4}^{max} :海底面から海中に溶出する NH₄-N および PO₄-P の最大溶出フラックス、 K_{DO} : 溶出フラックスに対する底層 DO の半飽和定数である。その他の溶存態無機物における海底面のフラックスは 0 とした.

2.4 大阪湾における水質変動特性の再現

前節で構築した流動水質モデルを用いて、大阪湾を対象とした流動水質シミュレーションを行い、水質 変動の再現を試みる.まずは、流動および水質シミュレーションのそれぞれの再現性を検証するため、湾 内で観測された値と比較した後、シミュレーションによる再現の難しい現象について考察する.

2.4.1 流動シミュレーションの再現性検証

(1) 計算条件

計算の対象領域における水深図を図-2.10 に示す.対象領域である大阪湾は明石海峡で播磨灘と,紀淡 海峡で紀伊水道と接続している.両海峡は周囲に比べて幅が狭く,水深が深い.また,流速が大きく,鉛 直混合も盛んである.そのため計算の対象領域は,両海峡を含み,境界線付近に検潮所が位置する領域で ある.計算格子は水平方向に解像度約 500 m の直交曲線座標系(経度方向 117×緯度方向 124 格子),鉛 直方向に 20 層の s-座標系とし,表層をより細かく分割している.計算期間は1年間の助走計算を行った のち,2011 年から 2014 年の4 年間とする.助走計算の初期条件には,領域全体で一定値を与えた.



開境界条件の概要を表-2.2 に示す.西側開境界における水位には,境界線の両端に位置する検潮所(江井,高砂)の1時間ごとの観測潮位を境界線に沿って線形補間した値を与える.欠損時は,潮位偏差(天文潮位と観測潮位との差)の月平均値を天文潮位に与えて求める.南側開境界における水位には,播磨 灘・紀伊水道を含む領域のモデル(拡張領域モデル)によるシミュレーション結果の水位を内挿する.拡 張領域モデルの境界水位には,境界線付近における検潮所の観測潮位を与える.南側開境界における水位 に観測潮位の線形補間を用いていない理由は,南境界線上における水位は海峡などの影響で線形でない

項目	開境界	内容
水位	西側	兵庫県の江井, 高砂検潮所における毎時の観測潮位 ^{兵)} を境界線に沿って補間. 欠測時は潮
		位偏差の月平均値を毎時の天文潮位に加えて補正.
	南側	播磨灘・紀伊水道を含む領域のモデル(拡張領域モデル)によるシミュレーション結果の水
		位を内挿.
水温	西側	浅海定線調査 ^{浅)} Sta.4 における各月の鉛直分布と大阪湾水質定点自動観測システム ^{自)} Sta.1
		の表層水温(水面下 1.0 m)を鉛直方向に線形で補間,境界線に沿って一様に補間.
	南側	浅海定線調査 Sta.4 における各月の鉛直分布を線形で補間し,境界線に沿って一様に補間.
塩分	南側 西側	浅海定線調査 Sta.4 における各月の鉛直分布を線形で補間し,境界線に沿って一様に補間. 浅海定線調査 Sta.6 における各月の鉛直分布を線形で補間し,境界線に沿って一様に補間.

表-2.2 開境界条件の概要

兵) 兵庫県 県土整備部 (http://hyogo-kouwan.info/)

気) 気象庁(http://www.jma.go.jp/)

自)国土交通省近畿地方整備局,大阪湾水質定点自動観測データ配信システム(http://222.158.204.199/obweb/)

浅)大阪府立環境農林水産総合研究所,浅海定線調查(http://www.kannousuiken-

osaka.or.jp/publication/suisan_shiryo/index.html)

瀬) 国土交通省中国地方整備局, 瀬戸内海総合水質調査

 $(http://www.pa.cgr.mlit.go.jp/chiki/suishitu/download/download_su.htm)$



図-2.11 水温(上図)および塩分(下図)の境界条件. 左図:西側境界,右図:南側境界. 実線:表層(海面下-1.0 m),破線:底層(境界線上の最深部)を示す.

ため、線形補間した観測潮位を与えると、水位差による補償する流れが生じてしまうためである。開境界 における水温、塩分には、鉛直勾配があることを考慮し、大阪府が行う浅海定線調査における開境界に最 も近い Sta.4、Sta.6の月ごとの観測値を用いる。観測値は水面下 0, 5, 10, 20, 30 m および海底上 1 m で 観測されており、鉛直方向に線形で内挿し、境界線に沿って一様に補間して与える。ただし、西側境界線 上の観測値(瀬戸内海総合水質調査)と大阪湾水質定点自動観測の Sta.1(明石海峡航路東方灯浮標)の 表層水温を比べるとほぼ変わらないため、表層水温には大阪湾水質定点自動観測 Sta.1 の毎時の観測値を 与える。図-2.11に水温および塩分の開境界条件の時系列を示す。

河川流入は,各府県による公共用水域等調査が行われている対象領域内の33河川を考慮する.図-2.12 に主要河川である淀川,大和川および神崎川における流量の時系列を示す.このうち,2河川(淀川,大 和川)の流量は,上流において国土交通省による定点観測地点で観測された水位とH-Q(水位と流量)関

項目	河川	内容
流量	淀川	枚方大橋(河口上流 25.9 km)および高浜地点(河口上流 32.9 km)における観測水位 ^{淀)} に H-
		Q(水位-流量)関係式を適用し,枚方大橋における流量を求め,その流量を上流端境界条
		件とした簡易的な河道部流出解析(Dynamic wave model)により新淀川河口部の流量を算
		定.
	大和川	遠里小野橋(河口上流 4.2 km)の観測水位 ^{大)} に H-Q 式を適用し,大和川河口流量を算定.
	その他の河川	平水時平均流量(公共用水域調査 ^{公)} 5カ年平均値)
		+各河川の流域面積×大阪の時間降水量
水温	全河川	大阪湾水質定点自動観測 ^{自)} の淀川河口(Sta.5)の表層水温(C.D.L -0.7m)
塩分	全河川	一定值(=0.1)

表-2.3 河川条件の概要

公)国立環境研究所,環境数値データベース,公共用水域水質調査(大阪府,兵庫県,和歌山県)

(https://www.nies.go.jp/igreen/index.html)

淀)国土交通省近畿地方整備局淀川河川事務所

大)国土交通省近畿地方整備局大和川河川事務所



図-2.12 2012 年における河川条件. 上図:毎時の観測水位より求めた淀川および大和川の毎時流量,下図:年平水流量 と毎時降水量より求めた神崎川の毎時流量を示す.

係式により求める.その他の 31 河川の流量は,各府県による公共用水域調査の 5 ヵ年平均値に各河川の 流域面積と大阪管区気象台の 1 時間毎の降水量をかけた値を加えた値を用いる.河川水温は国土交通省 が管理する大阪湾水質定点自動観測システムの Sta.5 淀川河口の表層の観測値を与え,塩分は 0.1 の一定 値とする.

風向および風速は、気象庁による6地点の地上風(明石,郡家,関西空港,神戸,神戸空港,友ヶ島) および国土交通省による4地点の海上風(関空 MT 局,淀川河口,阪南沖窪地,大阪港波浪観測塔)の1 時間ごとの観測データを放射基底関数(RBF)により水平補間して与える.図-2.13に2012年の関空 MT 局における風速の時系列を示す.その他の気象条件(気温,気圧,湿度,降水量,日射量,雲量)は,大 阪管区気象台の1時間ごとの観測データを水平方向一様に与える.図-2.14に2012年の大阪管区気象台 における気温,気圧,湿度,降水量,日射量,雲量の時系列を示す.


図-2.14 2012年における気象条件の時系列

(2) 流動の再現性

大阪湾内の流動の再現性を確かめるため, 検潮所における観測潮位と計算潮位との比較を行う. 図-2.15 に大阪湾内の検潮所の位置を示す. 観測値は大阪, 神戸, 洲本, 淡輪の検潮所における1時間毎のデータ であり, 計算値は検潮所の座標に最も近い格子点における同じく1時間毎のデータである. 図-2.16 に 2012 年 8 月における潮位の観測値と計算値を示す. 4 地点ともに潮位変動の位相は十分に合っているが, 振幅は満潮および干潮時に差が見られる. 2011~2015 年の4 年間における潮位差の平均値および2 乗平 均平方根値 (Root Mean Square, RMS)を表-2.5 に示す. 湾南部に位置する洲本および淡輪において潮位 差が大きいが, 湾奥に位置する大阪および神戸における年間を通した湾内の潮位変動は十分に再現でき ていた.

次に潮汐残差流の再現結果を示す. 図-2.17 に藤原ら (1989) による大阪湾の潮汐残差流系の模式図 (左 図), および 2012 年 8 月における海洋短波レーダにより観測された表層流速の平均値(右図)を示す. 大阪湾には,沖の瀬環流,東岸恒流帯,西宮沖環流などの潮汐残差流があるとされている. だだし,近年 では人工島の建設が進んだことにより,変化している可能性があり,特に東岸恒流帯や西宮沖環流にはそ れぞれ関西国際空港や新島が横断しているため,変化している可能性は高い. 海洋短波レーダの観測値の 平均値をみると,藤原らの模式図と同じような沖の瀬環流が見て取れるが,東岸恒流帯や須磨沖反流につ いては異なっているように見える. 図-2.18 に 2012 年 8 月における表層流速の計算値を示す. 沖の瀬環 流の中心が観測結果とはずれているものの再現できており,東岸恒流帯は関空島を回り込むようにして 存在している. 密度躍層付近で起きるとされている西宮沖環流ははっきりとは確認できなかった.



図-2.15 精度検証に用いる検潮所の位置



図-2.16 2012 年 8 月における潮位の観測値(赤線)と計算値(黒線). (a) 大阪, (b) 神戸, (c) 洲本, (d) 淡輪.

表-2.5 観測潮位と計算潮位との比較					
潮位差(観測-	計算)	大阪	神戸	洲本	淡輪
平均值(cn	n)	-0.4	-0.7	-3.6	4.7
RMS (cm)	7.6	6.7	12.3	9.9



図-2.17 左図:大阪湾の潮汐残差流(藤原ら,1989). 実線が表層(水深5m以浅),破線が下層(水深5mから海底上3mまで)あるいは底層(海底上3mから海底まで). 右図:HF式海洋短波レーダにより観測された表層流速の月平均値,2012年8月.



図-2.18 潮汐残差流(15日間平均流)の計算値, 2012 年 8 月.

(3) 水温および塩分の再現性

図-2.19 に国土交通省近畿地方整備局による観測塔およびブイでの水質の定点観測地点を示している. 黒丸で示す地点が水温・塩分の観測地点,黒三角で示す地点が水温のみの観測地点である.観測地点ごと に観測水深が異なるが,1時間毎のデータが公開されている.

図-2.20~2.21 に観測塔における 2012 年の水温および塩分の観測値と計算値を示す.水温は夏季の湾 奥底層で多少の差があるが,季節変動をよく再現できている.塩分は出水に伴う表層の濃度低下を捉えて いる.出水が多い夏季では,湾奥表層において再現性が低下している場合があった.

図-2.22~2.23 に表層水温および塩分の月平均値の平面分布を示す.水温について計算値が観測値をよ く捉えており,湾奥ほど季節変動が大きいことが分かる,塩分について大阪湾奥部には流量の多い新淀 川,大和川および大阪市内河川等の河口が位置し,流入した淡水は塩水と混ざりながら表層へと広がる. この様子を計算値においてもよく再現できていることが分かる.

図-2.24~2.25 に神戸港波浪観測塔(Sta.4)および大阪港波浪観測塔(Sta.12)の水温,塩分の観測値 と計算値の月平均鉛直分布を示す.水温の鉛直分布において,Sta.12の12月では,観測値が744(31× 24)時間中,578時間欠測であったため,平均値では正しく評価できないが,計算値が観測値の鉛直勾配 をよく再現できていることが示される.だたし,両地点ともに8月の底層で計算値が観測値よりも約2.0℃ 高くなっている.塩分の鉛直分布については,観測値のない海面下1.0mより浅い層は評価できないもの の,観測値のある海面下1.0m以深では計算値が観測値の分布をよく再現できている.

夏季の底層水温について,影響を与える条件としては,側面の開境界条件や日射などの表面あるいは底面からの外力などが考えられる.特に南側の開境界条件では,夏季において表層と低層での水温差が最も大きくなるが,今回は月一回の観測値によって設定している.時系列を見ると,関空 MT 局 (Sta.3)におけるの8月の底層は1.0℃未満の差ではあるが計算値の方が高かった.Sta.3よりも開境界から遠いSta.4, 12 では,開境界条件の影響はより小さいと考えられるが,計算値と観測値の差の原因のひとつと考えられる.外力条件のうち,底層水温に関わる日射について,ROMS はでは海域に合わせた7種の減衰係数の設定が用意されており,本計算では最も減衰の早い海域の設定を使用している.しかし,実際には海水の濁り方によって減衰の仕方が様々であるため,全領域で一定とした計算では空間分布を考慮できておらず,減衰係数の設定方法にも不確実性が残されていると考えられる.また,海底面における熱フラックスに関しては,他の沿岸域の流動モデルと同様に,本計算でも考慮しておらず,このことも底層水温の再現性に影響を与える可能性がある.海底面における熱フラックスについては付録で考察している.

上記のように、水温・塩分の計算値は観測値に見られる季節変動や鉛直勾配を再現できていることが示 されたが、水温の鉛直分布などには、さらなる改善の余地があることがわかった. 従来の手作業によるキ ャリブレーションでは、上記のような再現性を低下させる要因の一つ一つに対して、パラメータ値の変更 や条件に用いる観測値のソースおよび補間方法の変更などの解決方法をそれぞれ個別に(あるいは複数 の組み合わせを)検討する必要があった. 本研究では、この手作業によるキャリブレーションを自動化す べく、統計的データ同化手法を提案している. 上記のように計算値との比較のためだけに用いていた計算 領域内部の観測値を、数値シミュレーションに取り込むことで、再現性を向上させることができる. この 手法については次章以降で詳細に述べる.



図-2.19 大阪湾水質定点自動観測地点.TS:水温・塩分,T:水温のみ,数字は観測地点番号を示す.



図-2.20 水温(上図)と塩分(下図)の観測値と計算値の日平均値(2012年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大阪港波浪 観測塔. 黒点:表層の観測値, 黒線:表層の計算値, 灰点:底層の観測値, 灰線:底層の計算値.



図-2.21 水温(上図)と塩分(下図)の観測値と計算値の日平均値(2012年). (c) 阪南沖窪地, (d) 岸和田沖, (e) 関空 MT 局. 黒点:表層の観測値, 黒線:表層の計算値, 灰点:底層の観測値, 灰線:底層の計算値.



図-2.22 表層水温の観測値と計算値の月別平均分布(2012年). コンター:計算値(水面下 1.0 m に線形補間),丸:観 測値(水面下 1.0 m)を示す.



図-2.23 表層塩分の観測値と計算値の月別平均分布(2012年). コンター:計算値(水面下 1.0 m に線形補間),丸:観 測値(水面下 1.0 m)を示す.



図-2.24 水温の観測値と計算値の月別平均鉛直分布(2012年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大阪港波浪観測塔.



図-2.25 塩分の観測値と計算値の月別平均鉛直分布(2012年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大阪港波浪観測塔.

2.4.2 水質シミュレーションの精度検証

(1) 計算条件

表-2.4 に水質の開境界および河川条件の概要を示す.開境界における無機栄養塩,有機懸濁物,クロ ロフィルおよび DO は,年4回の瀬戸内海総合水質調査において境界線に近い観測地点の表層と底層の 観測値より与える.西側境界には地点 KB19,南側境界には地点 WY02を用いる.図-2.26 に西側および 南側境界に与える水質の時系列を示す.鉛直方向には線形補間,境界線方向には一様とする.その他の未 観測項目には表-2.4 に示す一定値を与える.

淀川および大和川から流入する栄養塩は、河川流量に中谷ら(2010)の観測結果に基づくL-Q(負荷量 −流量)関係式を適用し、各河川の負荷量を算定した後、流量と負荷量から濃度に換算する.ただし、中 谷らの調査では、大和川の低水時データがないため、大和川河口流量が 14 m³/s 以下の場合は、流量 14 m³/s の時の負荷量から濃度を算定する.その他の 31 河川には、各河川における公共用水域調査結果(年 1~12 回)の5カ年平均値を平水時流量とし、雨天時には降水量に集水面積をかけた値を平水時流量に付 加した値を用いる.

表-2.5 に水質モデルパラメータの一覧を示す. 各パラメータは文献値を参考にしながら感度解析的な チューニングを行って決定した値を与える.

(2) クロロフィルおよび DO の再現性

11 種の水質変数のうち,比較的観測データ数の豊富なクロロフィルおよび DO の観測値と計算値を比較し,シミュレーションの再現性を確認する.比較する観測値は大阪湾水質定点自動観測システムのモニタリングポストで毎時観測されているデータである.図-2.27 に観測地点を示す.

条件		内容
開境界	西側	瀬戸内海総合水質調査 ªの KB19 における年 4 回の上下層を線形に補間
		未観測項目は一定値(C _{phy} =0.3, C _{zoo} =0.01, C _{LDeN} =C _{LDeP} =0)
	南側	瀬戸内海総合水質調査 ªの WY02 における年 4 回の上下層を線形に補間
		未観測項目は一定値(Cphy=0.1, Czoo=0.01, CLDeN=CLDeP=0)
河川	淀川, 大和川	上記の算定河川流量に中谷ら(2010) ^{b)} の L-Q(負荷量-流量)関係式を適用し,各河川の
		負荷量を算定した後, 流量と負荷量から濃度に換算. ただし, 中谷らの調査では, 大和川の
		低水時データがないため,大和川河口流量が 14 m³/s 以下の場合は,流量 14 m³/s の時の負
		荷量から濃度を算定.
	その他の河川	各河川における公共用水域調査結果。(年 1~12 回)の 5 カ年平均値
이 퇴구적	() 通少山国地古敕(带导 · 渐可内海谿今水質調本

表-2.4 水質の開境界および河川条件の概要

a)国土交通省中国地方整備局,瀬戸内海総合水質調査

(http://www.pa.cgr.mlit.go.jp/chiki/suishitu/download/download_su.htm)

b) 中谷裕介・西田修三: 淀川・大和川における出水負荷特性と陸域流入負荷の評価,水工学論文集,第54巻, 2010.

c)国立環境研究所,環境数値データベース,公共用水域水質調査(大阪府,兵庫県,和歌山県)
 (https://www.nies.go.jp/igreen/index.html)



図-2.26 各水質の開境界条件(2012年). 左図:西側境界,右図:南側境界. 上から, NH4-N, NO3-N, PO4-P, 浮遊性 有機懸濁態窒素, 浮遊性有機懸濁態リン, クロロフィル, DO. 実線:最表層, 破線:最下層を示す.

記号	コード	パラメータ	単位	設定値	参考値
		Nutrient			
R _{Nitri}	NitriR	20℃における最大硝化速度(NH4→NO3)	d-1	0.05	0.05 ¹⁾ -0.1 ²⁾
θ_{Nitri}	NitriR_t	硝化速度の温度活性係数(Q ₁₀ *)	-	1.08(2.16)	1.082)
K _{Nitri}	K_Nitri	硝化に対する溶存酸素の半飽和定数	mgO ₂ L ⁻¹	0.096	0.096-1.02)
I_0	I_thNH4	硝化阻害の起きる放射量の閾値	W m ⁻²	0.0095	$0.0095^{1)}$
K_I	D_p5NH4	硝化阻害に対する放射量の半飽和定数	W m ⁻²	0.1	0.11)
R _{Denit}	DenitR	20℃における硝酸の最大脱窒速度(NO3→N2)	d-1	0.05	0.05 ²⁾
θ_{Denit}	DenitR_t	脱窒速度の温度活性係数(Q10)	-	1.045(1.55)	1.045 ²⁾
K _{Denit}	K_Denit	脱窒阻害に対する溶存酸素の半飽和定数	mgO ₂ L ⁻¹	0.1	0.12)
		Phytoplankton			
μ_{20}	Vp20	20℃における植物プランクトンの最大増殖速度	d-1	2.918	
$ heta_{\mu}$	Vp_t	植物プランクトンの増殖速度の温度活性係数 (Q10)	-	1.022(1.24)	$1.066^{3)}$
k_{SW}	AttSW	海水による消散係数	m ⁻¹	0.2952	0.041)
k_{chl}	AttChl	クロロフィルによる消散係数	1/(mgChl m ⁻²)	0.0302	$0.017^{2)} 0.025^{1)}$
r _{PAR}	PARfrac	短波放射量から光合成有効放射量への変換係数	-	0.43	0.431)
α	PhyIS	光合成に対する P-I カーブの初期勾配	1/(W m ⁻² d)	0.125	0.1251)
K _{NO3}	K_NO3	光合成に対する硝酸摂取の半飽和定数	mgN L ⁻¹	0.01	0.007^{1} - 0.01^{2}
K_{NH4}	K_NH4	光合成に対するアンモニア摂取の半飽和定数	mgN L ⁻¹	0.01	0.007^{1} - 0.01^{2}
K_{PO4}	K_PO4	光合成に対するリン酸摂取の半飽和定数	mgP L ⁻¹	0.001	0.0012)
θ_{chl}^{max}	Chl2C_m	植物プランクトンの最大クロロフィル/C 重量比	gChl/gC	0.0535	0.0531)
m_p	PhyMR	20°Cにおける植物プランクトンの最大枯死速度	d ⁻¹	0.1	0.01^{2} - 0.15^{1}
θ_{mp}	PhyMR_t	植物プランクトンの枯死速度の温度活性係数 (Q10)	-	1.058(1.76)	1.058^{2}
$p_{C:N}$	PhyCN	植物プランクトンの C/N 比	molC/molN	6.625	-
$p_{P:N}$	PhyPN	植物プランクトンの P/N 比	molP/molN	0.0625	-
		Zooplankton			
g_{max}	ZooGR	20℃における動物プランクトンの最大摂餌速度	d-1	0.5	0.61)
θ_{g}	Z00GR_t	摂餌速度の温度活性係数(Q10)	-	1.0(1.0)	-
K_p	K_Phy	摂餌に対する植物プランクトンの半飽和定数	(mmolN m ⁻³) ²	1.0	$2.0^{1)}$
β	ZooAE_N	摂餌に対する植物プランクトンの同化効率	-	0.75	0.751)
l_{BM}	ZooBM	動物プランクトンの基礎代謝速度(Zoo→NH4)	d-1	0.1	0.11)
l_E	ZooER	動物プランクトンの最大排泄速度(Zoo→NH₄)	d-1	0.1	0.11)
m_z	ZooMR	動物プランクトンの枯死速度(Zoo→SDet)	1/(mmolN m ⁻³ d)	0.025	0.0251)
$z_{P:N}$	ZooPN	動物プランクトンの P/N 比	molP/molN	0.0625	-
Detritus					
R_{LDeN}	LDeRRN	20°C における沈降性有機態窒素の分解速度	d-1	0.05	0.011)
R_{LDeP}	LDeRRP	20°C における沈降性有機態リンの分解速度	d-1	0.05	-
R_{SDeN}	SDeRRN	20°C における浮遊性有機態窒素の分解速度	d-1	0.05	0.03^{1} - 0.05^{2})
R_{SDeP}	SDeRRP	20°C における浮遊性有機態リンの分解速度	d-1	0.05	0.085 ²⁾
θ_{det}	RR_t	有機物分解速度の温度活性係数(Q10)	-	1.08(2.16)	$1.08^{2)}$
K_{DO}	K_DO	有機物分解に対する溶存酸素の半飽和定数	$mgO_2 L^{-1}$	0.096	-
τ	CoagR	浮遊性から沈降性有機物への凝集速度	(mmolN m ⁻³) ⁻¹ d ⁻¹	0.005	0.0051)

表-2.5 低次生態糸モアルバフメーク	ター覧
----------------------------	-----

記号	コード	パラメータ	単位	設定値	参考値	
	Vertical sinking velocity					
w_p	w_Phy	植物プランクトンの沈降速度	m d ⁻¹	0.1	0.11)	
w_L	w_LDet	沈降性有機物の沈降速度	m d ⁻¹	1.0	1.01)	
w_S	w_SDet	浮遊性有機物の沈降速度	m d ⁻¹	0.1	0.11)	
Bottom flux						
F _{SOD}	R_SODf	20℃における海底からの最大酸素消費フラックス	gO ₂ m ⁻² d ⁻¹	2.0	0.24)-4.04)	
θ_{SOD}	t_SODf	海底からの酸素消費の温度活性係数(Q ₁₀)	-	1.1(2.59)	-	
F_{NH4}^{max}	R_NH4f_max	海底からのアンモニア態窒素の最大溶出フラックス	mgN m ⁻² d ⁻¹	74.1	74.1 ⁶⁾	
F_{PO4}^{max}	R_PO4f_max	海底からのリン酸態リンの最大溶出フラックス	mgP m ⁻² d ⁻¹	40.0	40.04)	
Knof	K DO npflux	窒素・リンの溶出に対する溶存酸素の半飽和定数	mgO ₂ L ⁻¹	2.0	_	

表-2.5(続き) 低次生態系モデルパラメータ一覧

1) Fennel et al., 2006. 2) 中谷, 2012. 3) Epply et al., 1967. 4) WASP6. 5) 採泥実験結果, 2014. 6) 韓, 2005. 7) 採泥実験結果, 2010.

*) Q10:温度が10℃上昇した場合の反応速度の応答倍率(= θ¹⁰).例えばQ10=2のとき, θ=20.1=1.072となる.

図-2.28~2.29 に各観測塔におけるクロロフィルと DO の観測値と計算値の時系列を示す. 観測値およ び計算値はどちらも日平均値を示している. 表層クロロフィルについて, 春季(3,4月)からブルーム が始まっていることや冬季(1,11,12月)にブルームが少ないなどの季節変動を再現できていることを 示している. しかし, 湾奥に位置する Sta.4 神戸港波浪観測塔では,夏季(8,9月)における計算値が 観測値より高い値を示し,観測値の傾向を再現できていない. この原因には栄養塩の枯渇による植物プラ ンクトンの増殖抑制を再現できていないことが考えられるが, このことは後述の栄養塩の再現性と共に 考察する. 一方,底層の DO について,湾奥部(Sta.4,12,6,13)における夏季(7~9月)の貧酸素化 あるいは無酸素化が再現されていることが分かる.

図-2.30~2.31 に表層クロロフィルおよび底層 DO の月別平均分布を示す.表層クロロフィルについて は、前述の時系列でも示されていたように、夏季の湾奥部において計算値が観測値より高い値を示してい る.この計算値に見られる高濃度のクロロフィル分布は北部港湾域全体に広がっており、防波堤の内側に 最大値をもつことが分かる.底層 DO については、夏季の貧酸素化(3.0 mg/L)した分布が再現できてお り、発生・消滅時期もおおよそ再現されていることが分かる.

図-2.32~2.33 に湾奥の2地点におけるクロロフィルおよび DOの月別平均値の鉛直分布を示す.クロ ロフィルについて、冬季から春季(1~4月)における観測値は底層でも5.0 mg/m³程度を示しているにも 関わらず、計算値は全層で観測値よりも低い値を示している.このことから、植物プランクトンの増殖速 度や枯死速度に関する温度活性係数などの設定が再現性低下要因の一つと考えられる.一方、夏季(7~ 9月)において計算値が観測値よりも高い濃度を示しているのは水面から3.0 m 程度であり、河川からの 淡水の影響が強い水深であることから、物理場の再現性が影響している可能性も示唆している.DOにつ いては、Sta.4 の 7~9 月や Sta.12 の 8 月において中層から底層の計算値が観測値よりも高いことが分か る.密度躍層以深であることから、水中の有機物分解や海底での酸素消費量に関わるパラメータの設定な どに課題があると考えられる.一方、Sta.12 では貧酸素水塊の成長期(5,6月)や消滅期(9,10月)に おいて、中~底層の計算値が観測値よりも低くなっているが、Sta.4 ではこのような傾向は見られないこ とがわかる.本研究のモデルでは考慮していないが、海底に堆積した有機物の量や質の違いに起因する酸 素消費速度の地点間の違いに着目したモデル化の必要性も示唆される.



図-2.27 大阪湾水質定点自動観測システムにおける水質の観測地点.数字は地点番号を示す.



図-2.28 クロロフィル(上図)とDO(下図)の観測値と計算値の日平均値(2012年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大阪 港波浪観測塔. 黒点:表層の観測値, 黒線:表層の計算値, 灰点:底層の観測値, 灰線:底層の計算値.



図-2.29 クロロフィル(上図)とDO(下図)の観測値と計算値の日平均値(2012年).(c)阪南沖窪地,(d)岸和田沖, (e) 関空 MT 局.黒点:表層の観測値,黒線:表層の計算値,灰点:底層の観測値,灰線:底層の計算値.



図-2.30 表層クロロフィルの観測値と計算値の月別平均分布(2012年). コンター:計算値(水面下 1.0 m に線形補間),丸:観測値(水面下 1.0 m)を示す.



図-2.31 底層 DO の観測値と計算値の月別平均分布(2012年). コンター:計算値(最下層),丸:観測値(海底面上 1.0 m 以内)を示す.



図-2.32 観測塔におけるクロロフィルの観測値と計算値の月別平均鉛直分布(2012年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大 阪港波浪観測塔.赤点:観測値,黒線:計算値を示す.



図-2.33 観測塔における DO の観測値と計算値の月別平均鉛直分布(2012 年). (a) 神戸港波浪観測塔, (b) 大阪港波浪 観測塔.赤点:観測値,黒線:計算値を示す.

(3) 栄養塩の再現性

栄養塩はクロロフィルや DO とは異なり,自動で観測することが難しいため,栄養塩の再現性の検証に は年 4 回の調査船による採水と分析が行われる瀬戸内海総合水質調査の観測結果を用いざるを得ない. 図-2.34 に瀬戸内海総合水質調査における栄養塩の観測地点を示す.

図-2.35~2.37 に塩分と無機態栄養塩(NO₃-N, NH₄-N, PO₄-P)の表層・底層の観測値と計算値の時系 列を示す.丸印が2010~2014年の5年間の季節別平均値,エラーバーが同5年間の季節別標準偏差であ る.計算値は2012年の計算結果を観測値の平均水深と同じ水深に線形で補間した値である.

観測値の傾向として,湾奥では年ごとに栄養塩濃度のばらつきが大きく,特に夏季のばらつきが大きい. 一方で湾西部では年間を通じて濃度が常に低く貧栄養状態であることがわかる.夏季(8月)の観測値において,表層塩分のばらつきが大きい地点では,表層栄養塩のばらつきも大きい.この傾向は,湾奥の神戸側(KB54,KB01)において現れる一方で,大阪側(KB56)では変動があまり大きくない.湾中央部(KB03,KB06,KB08)では,低濃度でばらつきが少ないことがわかる.

計算値では、上記の傾向を捉え、大阪湾の特徴的な栄養塩分布を再現できている. 湾奥表層では、塩分 の変動に合わせて、栄養塩濃度が大きく変動し、富栄養状態と貧栄養状態を繰り返していることがわか る. 夏季に貧酸素水塊が発生する湾奥の底層では、栄養塩も高濃度になっていることも再現できている. ただし全地点に共通して、冬季(2月)の計算値が観測値よりも高い. これらは、境界条件やパラメータ の設定が原因と考えられ、設定の見直しなどが課題である. 以上のことから、シミュレーションによる計 算値は大阪湾の特徴的な栄養塩分布を再現できているが、幾つかの課題があることがわかった.



図-2.34 瀬戸内海総合水質調査における栄養塩の観測地点





 図-2.35 瀬戸内海総合水質調査地点における塩分, NO₃-N, NH₄-N および PO₄-P の観測値(2010~2015 年)と計算値 (2012 年). (a) KB54, (b) KB56. 緑線:表層の計算値, 黒線:底層の計算値, 緑丸:表層の観測値の平均値, 黒丸:底層の観測値の平均値, エラーバーは標準偏差を示す.





 図-2.36 瀬戸内海総合水質調査地点における塩分, NO₃-N, NH₄-N および PO₄-P の観測値(2010~2015 年)と計算値 (2012 年). (c) KB01, (d) KB03. 緑線:表層の計算値, 黒線:底層の計算値, 緑丸:表層の観測値の平均値, 黒丸:底層の観測値の平均値, エラーバーは標準偏差を示す.







 図-2.37 瀬戸内海総合水質調査地点における塩分, NO₃-N, NH₄-N および PO₄-P の観測値(2010~2015 年)と計算値 (2012 年). (e) KB06, (f) KB08. 緑線:表層の計算値, 黒線:底層の計算値, 緑丸:表層の観測値の平均値, 黒丸:底層の観測値の平均値, エラーバーは標準偏差を示す.

2.4.3 考察

沿岸域における栄養塩は、気象擾乱や河川出水による数日間の周期的変動やイベント、植物プランクト ンの光合成による日周期、潮流による半日周期等の様々な変動が存在すると考えられる.しかし、長期間 で広域的な栄養塩の観測値は多くとも月 1 回の測定・分析による瞬間値であるため、値には時間的にも 空間的にもばらつきがあり、その代表性は乏しい.そこで栄養塩の計算結果より、観測値では得られない 大阪湾における物質循環について考察する.

図-2.38 に 2012 年 8 月における溶存無機態栄養塩の平均値の平面図を示す.表層の硝酸態窒素は,湾 奥の淀川河ロや大阪市内河川の河口で濃度が高く,北部港湾域や Sta.4 神戸港波浪観測塔や Sta.12 大阪港 波浪観測塔の周辺でも 0.05 mgN/L 以上であるが,その他の領域では 0.025 mgN/L を下回る領域が大部分 を占める.一方,底層の硝酸は,おおよそ 0.05 mgN/L 程度で水平勾配は小さかった.アンモニア態窒素 とリン酸態リンは同じような分布を示しており,表層では河口部を除く大部分で低い濃度を示し,底層で は北部港湾域のポートアイランドから東側において濃度が高く,アンモニア態窒素 0.20 mgN/L,リン酸 態リン 0.10 mgP/L を超えている.大阪湾では,夏季において表層の大部分で栄養塩が枯渇している一方 で,北部港湾域を中心に富栄養な状態である.

図-2.39 に各地点における表層の溶存無機態栄養塩および植物プランクトンの栄養塩制限項の 2012 年 における日平均値を示す.栄養塩制限項が 0.9 以下かつ制限因子が,窒素の場合は青で,輪の場合は赤で 塗りつぶしている.各地点の共通の傾向として,春季のブルームで制限が強くなり,リン制限の後に窒素 制限が起きている.その後窒素制限が続き,8月からリン制限へと遷移している.ただし,Sta.12 大阪港 波浪観測塔では,栄養塩濃度が常に高く,ほとんど栄養塩制限が起こっていない.Sta.12 の近くには,大 和川河口や大阪市内河川の河口が位置し,どちらも栄養塩濃度高いため,河川からの負荷により栄養塩濃 度が高いと考えられる.

図-2.40 に 2012 年 8 月における生物量の計算値の鉛直分布,図-2.41 に無機態と有機態のそれぞれの 窒素量の鉛直分布,図-2.42 に DO の収支フラックスの鉛直分布をそれぞれ示す.植物プランクトンの多 い表層では,光合成により酸素が供給され,一方で湾奥では水面下約 4.0 m 近くで収支が逆転し,それ以 下は消費に転じている.しかし,有機物量も少ないため,分解による消費は光合成に比べてあまりに小さ い.DO の再現性の検証結果では,中層~底層において計算値が高くなってしまっていたため,再現性の 向上には,より大きな沈降速度を使用して中層~底層に有機物を供給する必要などが考えられる.





図-2.39 各地点における表層の溶存無機態栄養塩(上図)と植物プランクトンの栄養塩制限項(下図)の 2012 年の日 平均値.







図-2.41 2012 年 8 月における窒素量の計算値の鉛直分布



図-2.42 2012 年 8 月における DO の収支フラックスの鉛直分布

2.5 まとめ

本章では、沿岸域における水質変動特性の把握を目的に、瀬戸内海東部海域を対象とした公共用水域調 査結果の時空間解析と大阪湾を対象とした 3 次元流動水質モデルによる数値シミュレーションによる水 質変動特性の再現を行った.

公共用水域調査による観測データの時空間解析では,瀬戸内海東部海域における COD および DO デー タに対して季節変動調整法を適用し,水質分布のトレンドおよび季節変動といった時空間的特徴を抽出 した.表層 COD について,1982 年以降には明らかなトレンドは見て取れず,海域の COD は減少してい なかった.季節変動成分は全域で小さいが,大阪湾東部や岡山県児島湾で明らかな季節変動があった.不 規則成分からは河川水の影響が明らかであり,淡水が影響する領域が大阪湾の潮汐フロントに重なるよ うに現れた.底層 DO については,広い範囲で明瞭な季節変動があり,水温依存性が示唆される.大阪湾 東部では,大阪府側の東岸沿いにおいて明瞭な季節変動がある一方で,兵庫県側の北岸沿いにおいて不規 則な成分が強く,湾内でも変動特性に空間的な違いがあることが読み取れた.

また、同調査結果の全窒素 TN, 全リン TP に対しても、同様のモデル化による季節変動調整法を適用 したところ、ほとんどのデータで各成分に上手く分解することができなかった.この原因はデータ数の制 限に加え、負荷削減等による変動特性自体の変化が考えられる.自己回帰(AR)成分や時変分散などの モデル化が必要であると考えられるが、本研究では解析対象外とした.

上記の解析から季節変動および残差成分の大きい大阪湾を対象とし,主要な現象を考慮した3次元流 動水質モデルを導入した.観測値との比較から再現性を確認したところ,流動の再現性は十分であった が,特に夏季の湾奥部において,底層水温の計算値が観測値をよりも高いことや表層クロロフィルの計 算値が観測値よりも高く,栄養塩制限が起きていないなどの課題を明らかにした.

上記のような課題に対して,従来の手作業によるキャリブレーションでは,再現性を低下させている と考えられる要因の一つ一つに対して,パラメータ値の変更や条件に用いる観測値のソースおよび補間 方法の変更などの解決方法を検討する必要があった.本研究では,この手作業によるキャリブレーショ ンを自動化すべく,統計的データ同化手法を提案し,計算領域内部の観測値を数値シミュレーションに 取り込むことで,再現性を向上させることを試みる.この手法については次章以降で詳細に述べる.

参考文献

北川源四郎, 時系列解析入門, 岩波書店, p.265, 2005.

柏木宣久,状態空間接近による季節変動調整に関する一考察,統計数理, Vol.45, No.2, pp.329-342, 1997. 田中陽二,中村由行,鈴木高二朗,井上徹教,西村洋子:微生物ループを考慮した浮遊生態系モデルの構

築,港湾空港技術研究書報告書, Vol.50, No.2, p.68, 2011.

- 中谷裕介・西田修三: 淀川・大和川における出水負荷特性と陸域流入負荷の評価,水工学論文集, Vol.54, pp.1615-1620, 2010.
- 中辻啓二:海洋-閉鎖性海域(環境数値流体力学講座 2)数値流体力学,第4巻,第4号, pp.306-332, 1996.

Akaike, H.: Likelihood and the Bayes procedure, Trabajos de Estadistica Y de Investigacion Operativa, 1980.

- Bissett, W.P., J.J. Walsh, D.A. Dieterle, and K.L. Carder: Carbon cycling in the upper waters of the Sargasso Sea: I. Numerical simulation of differential carbon and nitrogen fluxes, Deep-Sea Research, Vol.46, pp.205-269, 1999.
- Eppley, R.W.: Temperature and phytoplankton growth in the sea. Fish. Bull. Vol.70, pp.1063-1085, 1972.
- Fennel, K., J. Wilkin, J. Levin, J. Moisan, J. O'Reilly and D. Haidvogel: Nitrogen cycling in the Middle Atlantic Bight: Results from a three-dimensional model and implications for the North Atlantic nitrogen budget, Global Biogeochemical Cycles, Vol.20, GB3007, 2006.
- Fennel, K., Hu, J., Laurent, A., Marta-Almeida, M., Hetland, R.: Sensitivity of hypoxia predictions for the northern Gulf of Mexico to sediment oxygen consumption and model nesting, Journal of Geophysical Research: Oceans, Vol.118, pp.990-1002, 2013.
- Garcia, H.E., Gordon, L.I.: Oxygen Solubility Sin Seawater: Better Fitting Equations. Limnol. Oceanogr. Vol.37, pp.1307-1312, 1992.
- Geider, R.J., MacIntyre, H.L., Kana, T.M.: A dynamic regulatory model of phytoplanktonic acclimation to light, nutrients, and temperature, Limnology and Oceanography, Vol.43, pp.679-694, 1998.
- Haidvogel, D.B. and Beckmann A.: Numerical ocean Circulation modeling, Imperial College Press, p.320, 1999.
- Haidvogel, D.B., H. Arango, W.P. Budgell, B.D. Cornuelle, E. Curchitser, E. Di Lorenzo, K. Fennel, W.R. Geyer, A.J. Hermann, L. Lanerolle, J. Levin, J.C. McWilliams, A.J. Miller, A.M. Moore, T.M. Powell, A.F. Shchepetkin, C.R. Sherwood, R.P. Signell, J.C. Warner, J. Wilkin: Ocean forecasting in terrain-following coordinates: Formulation and skill assessment of the Regional Ocean Modeling System, Journal of Computational Physics, Vol.227, pp.3595-3624, 2008.
- Hamrick, J. M.: A three-dimensional environmental fluid dynamics computer code: Theoretical and computational aspects. The College of William and Mary, Virginia Institute of Marine Science, Special Report, Vol.317, p.63, 1992.
- Jackett, D. R. and T. J. McDougall, 1995, Minimal Adjustment of Hydrostatic Profiles to Achieve Static Stability, J. of Atmos. and Oceanic Techn., Vol.12, pp.381-389.
- Kishi, M.J., Kashiwai, M., Ware, D.M., Megrey, B. a., Eslinger, D.L., Werner, F.E., Noguchi-Aita, M., Azumaya, T., Fujii, M., Hashimoto, S., Huang, D., Iizumi, H., Ishida, Y., Kang, S., Kantakov, G. a., Kim, H., Komatsu, K., Navrotsky, V. V., Smith, S.L., Tadokoro, K., Tsuda, A., Yamamura, O., Yamanaka, Y., Yokouchi, K., Yoshie, N., Zhang, J., Zuenko, Y.I., and Zvalinsky, V.I.: NEMURO -- a lower trophic level model for the North Pacific marine ecosystem, Ecological Modelling, Vol.202, pp.12-25, 2007.
- Kitagawa, G. and W. Gersch: A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality, Journal of the American Statistical Association, Vol.79, No.386, pp.378-389, 1984.
- Laurent, A., Fennel, K., Hu, J. and Hetland, R.: Simulating the effects of phosphorus limitation in the Mississippi and Atchafalaya river plumes, Biogeosciences, Vol.9, pp.4707-4723, 2012.
- Mellor, G.L. and T. Yamada: Development of a turbulence closure model for geophysical fluid problems, Review of Geophysics and Space Physics, Vol.20, pp.851-875, 1982.
- Mellor, G. L.: User's Guide for a Three-Dimensional, Primitive Equation, Numerical Ocean Model, 2004.

- Powell, T. P., C. V. W. Lewis, E. N. Curchitser, D. B. Haidvogel, A. J. Hermann, and E. L. Dobbins: Results from a three-dimensional, nested biological-physical model of the California Current System and comparisons with statistics from satellite imagery, Journal of Geophysical Research, Vol.111, C07018, 2006.
- Shchepetkin, A.F. and J.C. McWilliams: The Regional Ocean Modelling System: A split-explicit, free-surface, topography following coordinates ocean model, Ocean Modelling, Vol. 9, pp.347-404, 2005.
- Warner, J. C., B. Armstrong, R. He, and J. B. Zambon: Development of a coupled ocean–atmosphere–wave–sediment transport (COAWST) modeling system, Ocean Modelling, Vol.35, pp.230-244, 2010.
- Wanninkhof, R.: Relationship Between Wind Speed and Gas Exchange, Journal of Geophysical Research, Vol.97, pp.7373-7382, 1992.

第3章 4次元変分法による沿岸域物理場データ同化に関する検討

3.1 はじめに

入江ら(2012, 2013)は、湾奥部の富栄養化が問題となっている半閉鎖性の大阪湾における流動密度分 布の再現性向上を目的に、海洋レーダによる表層流速データや観測塔およびブイで定点観測された流速、 水温、塩分の鉛直分布データを同化し、4 次元変分データ同化の有効性や定点観測データの有用性を示し ている.

海域で測定されるデータには、衛星や地上アンテナからのレーダによるリモートセンシングデータと 観測船や観測塔およびブイに設置した観測機器によるデータがある.海洋短波レーダは、陸上に設置され た2基の基地局から広域の流速を測定できる.一方、定点自動観測は鉛直分布を測定できるため、鉛直構 造をもつ流動の把握が可能である.このような複数の観測データを統合することができれば、複雑な沿岸 域の流動構造をより正確に把握することが可能となる.観測データを統一したデータセットにする方法 の一つがデータ同化による再解析データの作成である.筆者らは、これまでに単一観測データの同化を行 ってきたが、数値モデルの計算結果を単純に観測データにシフトさせるような同化法では、異種データの 固有の特性を考慮することができない.そのため、変分法やカルマンフィルタのようなモデルおよびデー タに含まれる誤差特性を考慮できる同化手法が適している.

大阪湾における既往の研究では、同化計算の安定性確保のため、1回の同化期間(ウィンドウ)は1時 間と短く、各同化ウィンドウで同化するデータは毎正時の1回分に限られていた.このままでは、変分法 やカルマンフィルタ法を用いたとしても、得られる結果は逐次法と変わらず、パラメータ推定には適さな いと考えられる.なかでも、4次元変分法の長所は、同化ウィンドウ内に観測されたすべてのデータを加 味し、計算領域内の状態変数だけでなく境界条件をも修正できることである.同化ウィンドウを長くでき れば、場の修正による物理諸量が非保存となる機会を減らし、多くの観測データを元にした同化が可能に なる.ただし、4次元変分法では、最適な初期・境界条件を求める際、観測データの情報を過去に伝達す るアジョイントモデルを構築するため、非線形な基礎方程式を線形化する必要がある.さらに、本研究の 対象領域のような非線形性の強い海域では収束計算が不安定になることがあり、同化ウィンドウを長く

本章では、沿岸域を対象とした流動モデルのデータ同化における課題について検討し、流動および密度 分布の再現性向上と水質モデルによる再現結果に対する影響を評価することを目的とする.第一の課題 として、沿岸域における観測手法の異なる流速データの同化が及ぼす、水質分布への影響を評価する.第 二の課題として、同化計算の不安定性を回避するため、非線形性の強い流動モデルに対する同化モデルの 改良を行い、1時間を越える同化ウィンドウを実現する.これらにより、データ同化による水質モデルの 高度化における知見につなげる.

3.2 データ同化手法

3.2.1 データ同化の分類

本研究で 4 次元変分法によるデータ同化を行う最大の理由は,決定論モデルである力学モデルを用い て,逆解析的に再現性の低下要因を追求できる点である.データ同化には,様々な手法が提案されてお り,その手法によって前提条件や目的が異なる.4次元変分法をはじめとする統計的なデータ同化手法は, 気象モデルの分野で発展し,日本においては例えば,気象庁により台風の進路予測に用いられている.現 在では,波浪モデルや海洋循環モデルへの応用が進められている.以下に 3 次元の気象モデルおよび海 洋モデルのデータ同化に用いられる統計的な手法を示す.

カルマンフィルタ(線形最小分散推定)	
アンサンブルカルマンフィルタ(Ensemble Kalman Filter: EnKF)	
アンサンブルカルマンスムーザ(Ensemble Kalman Smoother: EnKS)	
変分法(最尤推定)	
3 次元変分法(Three-Dimensional Variational method: 3D-Var)	
4 次元変分法(Four-Dimensional Variational method: 4D-Var)	

統計的なデータ同化手法では,数値モデルにおける水位や水温といった状態(計算値)がガウス分布等 の確率分布に従うと仮定している.上記のカルマンフィルタ(Kalman Filter: KF)は,線形最小分散推定 法を基礎とする手法であり,線形モデルによって予報された状態に対し,観測値が得られ次第,状態の確 率分布の分散が最小となるように逐次更新する手法である.カルマンフィルタは線形モデルを対象とし ているが,3次元流動モデルなどの非線形モデルの場合,状態の確率分布を明示的に時間発展できないた め,モンテカルロ近似を用いて特定の確率分布に従う初期値から予報した複数の計算値(アンサンブル) によって確率分布の平均や分散を更新する方法がアンサンブルカルマンフィルタ(EnKF)である.さら に観測値を時間後方に遡って状態を更新し直す平滑化を行う手法がアンサンブルカルマンスムーザ

(EnKS)である.一方で,変分法は最尤推定法を基礎とし,数値モデルによって予報された状態(計算値)と観測値との両方に最も近い状態を推定するため,尤度関数の対数を評価関数と定め,最小化する手法である.3次元変分法(3D-Var)は観測データが得られた時間において求めた評価関数を降下法により最小化することで,観測データを条件とした水温や塩分などの状態変数の条件付き確率を最大化するように更新する.4次元変分法(4D-Var)は3次元変分法を時間方向に拡張した手法であるが,降下法による評価関数の最小化に,後述するテクニックが必要となる.

3.2.2 4 次元変分法の概要

本項では変分法データ同化を導入し、本研究で用いる ROMS IS4D-Var (Incremental Strong 4D-Var、イン クリメント法による強拘束条件の 4 次元変分法) について説明する. 流動水質シミュレーションを行う 数値モデルは、通常では直接観測できない格子点 (モデル空間) における流速や水温などの値xの時間発 展を記述する非線形の連立方程式である. 時刻 t におけるxを状態x_tと呼ぶことにする. また、時刻 t にお ける状態x_tを観測したy_tとし、この観測値の時系列y = { y_0, y_1, \dots, y_T }^Tの時間発展を表現する.

まずは、ある状態空間モデル(非線形・ガウスシステムモデルと線形・ガウス観測モデル)に対し、時 系列データ $\mathbf{y} = \{\mathbf{y}_0, \mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_T\}^T$ が与えられたときの状態 $\mathbf{x} = \{\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T\}^T$ を推定する問題を考える. カル マンフィルタは状態 x_t の周辺分布そのものを求める手法である一方で、変分法によるデータ同化は状態 \mathbf{x} の同時分布を最大化する解 $\{\hat{x}_0, \hat{x}_1, \dots, \hat{x}_T\}^T$ (MAP (Maximum a posteriori, 最大事後確率)解)を求める 手法である.

・状態空間モデル

$$\mathbf{x}_{t} = \mathcal{M}(\mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{u}_{t}, \mathbf{v}_{t}), \qquad \mathbf{v}_{t} \sim N(0, \mathbf{B}_{\mathbf{v}, t})$$
(3.1)

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{H}\mathbf{x}_t + \mathbf{w}_t, \qquad \mathbf{w}_t \sim N(0, \mathbf{R}_t)$$
(3.2)

(3.1)式をシステムモデル, (3.2)式を観測モデルと呼ぶ. M:状態 \mathbf{x}_t の時間発展させる非線形のシステムモデル, \mathbf{v}_t :システムノイズ, **H**:線形の観測モデル (行列), \mathbf{w}_t :観測ノイズ

・**カルマンフィルタ**(各時刻 *t* における状態 *x*_tの周辺分布を求める)

$$p(\mathbf{x}_t | \mathbf{y}) = \int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T | \mathbf{y}) \, d\mathbf{x}_{[-t]}$$
(3.3)

・変分法(状態 x の同時分布を最大化する解を求める)

$$\{\hat{\mathbf{x}}_0, \hat{\mathbf{x}}_1, \dots, \hat{\mathbf{x}}_T\}^{\mathrm{T}} = \underset{\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T}{\operatorname{argmax}} p(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T | \mathbf{y})$$
(3.4)

変分法によるデータ同化における状態 $\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_T$ の MAP 解を求める問題は、初期条件 \mathbf{x}_0 とシステムノ イズ $\mathbf{v} = \{\mathbf{v}_1, \mathbf{v}_2, \dots, \mathbf{v}_T\}^T$ の MAP 解を求める問題と等価である。システムノイズとは、システムの時間発 展により生じる真値との差のことであり、境界条件やモデルパラメータに含まれる誤差やシステムモデ ルが現象を表せていないことによる誤差を示す.つまり(3.3)式は以下のように書き直すことができる.

$$\{\hat{\mathbf{x}}_0, \hat{\mathbf{v}}\}^{\mathrm{T}} = \underset{\mathbf{x}_0, \mathbf{v}}{\operatorname{argmax}} p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v} | \mathbf{y})$$
(3.5)

ここで、(3.4)式の右辺の同時分布はベイズの定理より、

$$p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v} | \mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y} | \mathbf{x}_0, \mathbf{v}) p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v})}{p(\mathbf{y})}$$

$$\propto p(\mathbf{y} | \mathbf{x}_0, \mathbf{v}) p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v})$$
(3.6)

となる. x₀およびvが独立すると考えれば、(3.5)式の右辺の第2因子は、

$$p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v}) = p(\mathbf{x}_0)p(\mathbf{v}) \tag{3.7}$$

となり、(3.5)式の右辺第1因子は、

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}_{0}, \mathbf{v}) = p(\mathbf{y}_{0}, \dots, \mathbf{y}_{T} | \mathbf{x}_{0}, \mathbf{v})$$

$$= p(\mathbf{y}_{0}|\mathbf{y}_{1}, \dots, \mathbf{y}_{T}, \mathbf{x}_{0}, \mathbf{v}) p(\mathbf{y}_{1}, \dots, \mathbf{y}_{T} | \mathbf{x}_{0}, \mathbf{v})$$

$$= p(\mathbf{y}_{0}|\mathbf{x}_{0}) p(\mathbf{y}_{1}, \dots, \mathbf{y}_{T} | \mathbf{x}_{0}, \mathbf{v})$$

$$= p(\mathbf{y}_{0}|\mathbf{x}_{0}) \prod_{t=1}^{T} p(\mathbf{y}_{t}|\mathbf{x}_{0}, \mathbf{v}_{t})$$
(3.8)

と変形することができる.(3.1)式が示すように,観測ノイズおよびシステムノイズはガウス分布であると 仮定しているため,(3.5)式の確率 *p* を確率密度関数に書き換えると,

$$p(\mathbf{x}_{0}, \mathbf{v} | \mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y}_{0} | \mathbf{x}_{0}) \prod_{t=1}^{T} p(\mathbf{y}_{t} | \mathbf{x}_{0}, \mathbf{v}_{t}) \cdot p(\mathbf{x}_{0}) p(\mathbf{v})$$

$$\propto \prod_{t=0}^{T} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{y}_{t} - \mathbf{H}\mathbf{x}_{t})^{T} \mathbf{R}_{t}^{-1}(\mathbf{y}_{t} - \mathbf{H}\mathbf{x}_{t})\right)$$

$$\cdot \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_{0} - \mathbf{x}_{0,b})^{T} \mathbf{B}_{0}^{-1}(\mathbf{x}_{0} - \mathbf{x}_{0,b})\right) \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\mathbf{v}^{T} \mathbf{B}_{v}^{-1} \mathbf{v}\right)$$
(3.9)

となる.ただし、状態変数xの初期値 \mathbf{x}_0 もガウス分布に従う ($\mathbf{x}_0 \sim N(\mathbf{x}_{0,b}, \mathbf{B}_0)$)と仮定した.ここで、 $\mathbf{x}_{0,b}$ は推定される前の \mathbf{x}_0 である.

したがって、(3.8)式の同時分布 $p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v}|\mathbf{y})$ を最大化する問題は、対数尤度 $-\log p(\mathbf{x}_0, \mathbf{v}|\mathbf{y})$ を用いた最尤推定 と等価である.この対数尤度を評価関数 $J(\mathbf{x}_0, \mathbf{v})$ とおくと、

$$J(\mathbf{x}_{0}, \mathbf{v}) = -\log p(\mathbf{x}_{0}, \mathbf{v} | \mathbf{y})$$

= $\sum_{t=0}^{T} \frac{1}{2} (\mathbf{y}_{t} - \mathbf{H}\mathbf{x}_{t})^{T} \mathbf{R}_{t}^{-1} (\mathbf{y}_{t} - \mathbf{H}\mathbf{x}_{t}) + \frac{1}{2} (\mathbf{x}_{0} - \mathbf{x}_{0,b})^{T} \mathbf{B}_{0}^{-1} (\mathbf{x}_{0} - \mathbf{x}_{0,b}) + \frac{1}{2} \mathbf{v}^{T} \mathbf{B}_{\mathbf{v}}^{-1} \mathbf{v}$
[3.10]

となる. したがって、変分法によるデータ同化は以下のように、評価関数 $J(\mathbf{x}_0, \mathbf{v})$ の最小化問題に帰着する.

$$\{\hat{\mathbf{x}}_0, \hat{\mathbf{v}}\} = \underset{\mathbf{x}_0, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} J(\mathbf{x}_0, \mathbf{v})$$
(3.11)

・インクリメント法

ROMS に実装されている 4 次元変分法では、システムノイズvとして境界条件 b および外力条件 f の誤 差 δ b、 δ f が考慮されており、 $\mathbf{z} = (\mathbf{x}_0, \mathbf{b}, \mathbf{f})^T$ を制御変数と呼んでいる.さらに、評価関数 J の最小化にはイ ンクリメント法(Courtier et al., 1994)を導入している.この手法では、非線形モデル*M*を接線形近似し たモデル M(Tangent linear model)を用いて、(3.9)式を以下のように近似している.

$$J(\delta \mathbf{x}_0) = \frac{1}{2} \delta \mathbf{x}_0^T \mathbf{B}_0^{-1} \delta \mathbf{x}_0 + \sum_{i=0}^N \frac{1}{2} (\mathbf{H}_i \mathbf{M} \delta \mathbf{x}_0 - \mathbf{d}_i)^T \mathbf{R}_i^{-1} (\mathbf{H}_i \mathbf{M} \delta \mathbf{x}_0 - \mathbf{d}_i)$$
(3.12)

上式では簡単のため、制御変数を初期値のみとし、 $\delta \mathbf{x}_0 (= \mathbf{x}_0 - \mathbf{x}_{0,b})$:初期値の修正量、 $\mathbf{d}_i (= \mathbf{y}_i - \mathbf{H}_i \mathscr{M}(\mathbf{x}_{0,b}))$: 観測値 *i* のデータミスフィット、*N*:観測値の数である。 $\partial J / \partial \delta \mathbf{x}_0 = 0$ として、 $\delta \mathbf{x}_0$ について整理すると、

$$\delta \mathbf{x}_0 = \left(\mathbf{B}_0^{-1} + \sum_{i=1}^N \mathbf{M}^T \mathbf{H}_i^T \mathbf{R}_i^{-1} \mathbf{H}_i \mathbf{M} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{M}^T \mathbf{H}_i^T \mathbf{R}_i^{-1} \mathbf{d}_i$$
(3.13)

となる. ここで、 \mathbf{M}^T : **M** の随伴モデル(Adjoint model)であり、時間後方に評価関数の傾きを積分する モデルである. 評価関数の最小化には、共役勾配法によって勾配方向を探索し、修正量 $\delta \mathbf{x}_0$ を更新する反 復計算が行われる.

3.2.3 4次元変分法の計算の流れ

インクリメント法を施した4次元変分法の計算の流れは, Moore et al. (2010)が詳しい解説を述べている が, ここでもその概要を図-3.1の概念図に沿って示す.

- (i) 状態変数の初期値 x₀,境界条件 b,外力条件 f(,およびパラメータ p)を制御変数 z と置き,制御 変数の修正量はδz = 0とする.
- (ii) 非線形モデル*M*によって状態変数 x の時間発展を求め, 観測値 y と観測演算子 H を用いてデータ ミスフィット d を求める.
- (iii) 接線形モデル M によって摂動δxの時間発展を求め、背景誤差共分散行列 B,および観測誤差共分 散行列 R を用いて評価関数 J を求める.
- (iv) 随伴モデル \mathbf{M}^{T} によって制御変数に対する評価関数の傾きを求めるため, $\mathbf{R}^{-1}(\mathbf{H}\delta\mathbf{x} \mathbf{d})$ を時間後方 に積分する.
- (v) 降下法(共役勾配法)によって、制御変数の修正量δzを更新する.
- (vi) (iii)~(v)を繰り返し行う. (内部ループ, Inner loop)
- (vii) 制御変数 z を更新し, 非線形モデル*M*によって, 状態変数 x およびデータミスフィット d を更新する.
- (viii) (iii)~(vii)を繰り返し行う. (外部ループ, Outer loop)


図-3.1 4次元変分法の計算の流れ

3.2.4 背景誤差共分散行列の設定

誤差共分散行列は評価関数に反映され、同化結果に重要な影響を及ぼすが、実現象における「真値」は 観測できないことに起因して、誤差共分散行列もいくつかの仮定の下に推定する必要がある.以下では、 ROMSにおける背景誤差の共分散モデルを説明し、背景誤差の3次元分布と空間相関の推定方法を示す.

・背景誤差共分散のモデル化

背景誤差とは、同化前の各条件に含まれる不確実性(誤差成分)であり、事前確率、事前分布とも呼ばれ、4次元変分法における背景誤差はガウス分布に従うと仮定されている.背景誤差共分散行列Bは、制 御変数ごとに初期条件B_x、境界条件B_b、外力条件B_f、およびモデル誤差(システムノイズ)B_mの背景誤 差共分散行列を含んでおり、以下のように表される.

$$\mathbf{B} = \begin{pmatrix} \mathbf{B}_{\mathbf{x}} & \mathbf{0} \\ & \mathbf{B}_{\mathbf{b}} & & \\ & & \mathbf{B}_{\mathbf{f}} & \\ \mathbf{0} & & & \mathbf{B}_{\mathbf{m}} \end{pmatrix}$$
(3.14)

さらに,各行列は標準偏差と空間相関に分けてモデル化されている.以下に初期条件**B**_xの場合のモデル 化を示す.

$$\mathbf{B}_{\mathbf{x}} = \mathbf{K}_{\mathbf{b}}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{x}}^{\mathrm{T}} \mathbf{C}_{\mathbf{x}} \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{x}} \mathbf{K}_{\mathbf{b}}$$
(3.15)

 $\Sigma_{\mathbf{x}}$ は,各グリッド (n 個)および各変数 (m 個)の初期条件における背景誤差標準偏差 $\sigma_{\mathbf{x}}$ (要素数 nm の ベクトル)を対角成分に持つ nm×nm の対角行列である.

$$\Sigma_{\mathbf{x}} = \operatorname{diag}(\sigma_{\mathbf{x}}^{T}) \tag{3.16}$$

C_xは空間相関行列であり,疑似拡散方程式と相関スケールパラメータによって変数ごとに独立して求めた鉛直方向と水平方向の相関を用いて以下のように表される.

$$\mathbf{C}_{\mathbf{x}} = \mathbf{\Lambda} \mathbf{L}_{\mathbf{v}}^{\frac{1}{2}} \mathbf{L}_{\mathbf{h}}^{\frac{1}{2}} \mathbf{W}^{-1} \mathbf{L}_{\mathbf{h}}^{\frac{T}{2}} \mathbf{L}_{\mathbf{v}}^{\frac{T}{2}} \mathbf{\Lambda}^{\mathrm{T}}$$
(3.17)

ここで、 Λ :正規化係数行列、 L_v , L_h :鉛直および水平方向の相関行列、W:対角成分が各グリッドにお ける体積の対角行列である.つまり、鉛直および水平方向の相関スケールの値により空間相関の強さは決 定される.境界条件や外力条件も同様に、標準偏差と定義領域における相関でモデル化されている. K_h は変数間の相関行列であるが、本研究では簡単のため多変量相関はないと仮定している.

・背景誤差標準偏差

背景誤差は各条件に含まれる不確実性を表すため,条件ごとに設定が必要である.背景誤差は幾つかの 推定方法が提案されている.以下に代表的な3つの手法を示す.

(a) **イノベーション法**(Innovations method: Hollingsworth and Lonnberg, 1986)は、観測値と計算値の差 (イノベーション)の相関を利用する手法であり、観測空間における背景誤差の共分散を理論的に求めら れる.しかし、モデルの3次元空間における背景誤差標準偏差を推定するのは難しい.なぜならば、観測 地点が少ない場合はモデル空間への変換が難しいためである.一方で、観測空間における平均的な相関を 求めることには適しているため、相関スケールの推定に用いている.

(b) NMC 法(National Meteorological Center method: Parrish and Derber, 1992)は、計算開始時刻の異なる 2 つのシミュレーションについて、同じ時刻の計算結果の差を背景誤差(予報誤差)とする手法である. NMC 法の利点は、モデル空間すべてにおいて誤差を推定できる点にある.ただし、2 つの初期条件は観 測値を逐次的に同化した結果が必要であり、NMC 法を用いた気象分野における既往の研究では、最適内 挿法等による再解析値を用いている.

(c) **解析アンサンブル法**(Fisher, 2001; Belo Pereira and Berre, 2006)は、摂動を与えた観測値を逐次同化 したアンサンブル予報計算のばらつきを背景誤差とする方法である.NMC 法のシミュレーション数を複 数に拡張したものと考えることができる.

本章では、NMC 法や解析アンサンブル法を参考に流速・水温・塩分における背景誤差標準偏差の3次 元分布を推定する.計算開始時刻を変えた10回の同化なし計算を行った後、同時刻における各グリッド の計算結果の標準偏差を背景誤差標準偏差とする.表層流速の背景誤差標準偏差は明石海峡から流入す る流れと反流付近の水表面付近で最も大きくなるが、その大きさは各成分とも0.2 m s⁻¹程度であった.水 温は淡水プルーム前方で、塩分は河口付近で最大であった.

・背景誤差相関スケール

背景誤差の空間相関は、上述の(a)イノベーション法により推定する.前述の通り、観測値とモデルの各 グリッドの計算結果との差 (イノベーション)に対する共分散から、背景誤差の相関距離を求める手法で ある.ここでは、この手法の手順を簡単に説明する.まずは計算値x、観測値y、イノベーションdを以下 のように定める.

$$\mathbf{x} = \mathbf{x}^{t} - \delta \mathbf{x}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{y}^{t} - \delta \mathbf{y}$$

$$\mathbf{d} = \mathbf{y} - \mathbf{H} \mathbf{x}$$

(3.18)

ここで、 $\mathbf{x}^{t}, \mathbf{y}^{t}$:モデル空間、観測空間における真値、 $\delta \mathbf{x}$:計算値の背景誤差、 $\delta \mathbf{y}$:観測誤差、**H**:観測演 算子である. 真値は一意 ($\mathbf{y}^{t} = \mathbf{H}\mathbf{x}^{t}$) であるので、イノベーションは以下の式と同義である.

$$\mathbf{d} = \delta \mathbf{y} - \mathbf{H} \delta \mathbf{x} \tag{3.19}$$

さらに,観測誤差には空間相関はなく,観測誤差と背景誤差との相関もないと仮定し,観測地点ごとのイ ノベーションの共分散を取ると,

$$\overline{\mathbf{d}_i \mathbf{d}_j} = \overline{(\mathbf{H}_i \delta \mathbf{x})(\mathbf{H}_j \delta \mathbf{x})}$$
(3.20)

となり、イノベーションの共分散が背景誤差の共分散で近似できることが分かる. つまり、イノベーションの共分散を取ることで、空間相関がある距離を指す相関スケールを決定できる.

そこで、大阪湾水質定点自動観測塔における観測値と 2012 年 8 月の計算値を用いて、背景誤差の共分 散を推定した.得られた結果から、流速の初期条件に対する背景誤差の相関スケールを水平方向 5.0 km, 鉛直方向 3.0 m とした.

3.3 同化計算設定

3.3.1 同化する観測データ

(a) 海洋短波レーダによる表層流速

図-3.2 に大阪湾において国土交通省近畿地方整備局によって設置されている DBF 式海洋短波レーダ (HF帯, 24.5 MHz) による表層流速の観測範囲(赤領域)と各レーダの視線方向(黒実線)を示す.各 基地局(A, B)で計測された各視線方向のドップラースペクトルから視線方向流速を求め,レーダの視 線交差点に補間し,東西・南北方向流速に変換する.同時に各データにおいて, PAR 値(1 次散乱ピーク に対するノイズの大きさ),1/10 値幅(1 次散乱ピークの急峻さ),レーダの視線交差角(Nadai et al., 1999) よりデータの信頼度を求め(西田ら, 2009),信頼度 0.7 以下のデータは、同化には用いない.さらに、 同化計算の安定性確保のため、明石海峡に近いデータも同化には用いない.

(b) 定点自動観測システムによる流速鉛直分布

図-3.2 に同じく国土交通省近畿地方整備局が設置し,管理する水質定点自動観測システムにおける ADCP の設置地点(青丸印)を示す.このシステムでは湾内 7 箇所の観測塔近傍の海底に ADCP を設置 し,海底から 1.0 m 間隔で海面までの水平方向流速が毎時測定され,Web 上で公開されている.このう ち,超音波が観測塔本体と干渉していることが確認されている特定の水深のデータ,およびモデル解像度 の問題から Sta.7 におけるデータは同化には用いない.



図-3.2 海洋短波レーダによる表層流速の観測範囲(赤領域)と水質定点自動観測システムによる 流速・水温・塩分の鉛直分布の観測地点(青丸印)

3.3.2 モデルの設定と計算条件

流動水質モデルは前章と同様に ROMS を用いる.対象領域は図-3.2 に示す大阪湾を含む領域とし,水 平方向には 500 m~1.0 km の直交直線座標系,鉛直方向には 20 層の s-座標系(拡張o-座標系)を採用し, 表層をより詳細に表現した.西・南境界における水位には天文潮位を与え,水温・塩分,および水質項目 は周辺の観測値を参考に与えた.領域内に流れ込む 33 の河川のうち,流量の多い淀川・大和川は観測水 位をもとに H-Q 式より求めた流量を,他の河川には年平均流量を与えた.河川水質には平水時の年平均 水質を与えた.助走計算として,周辺の観測値から推定した 2013 年 6 月 1 日の初期分布から 8 月 25 日 までの同化なしの計算を行った後,2013 年 8 月 25 日 0 時から 2013 年 9 月 1 日 0 時までの 7 日間を対象 に同化計算を行った.

本研究では計算の安定性を確保するため、同化ウィンドウは1時間とする. **R** について、観測誤差は空間的に無相関であると仮定し、誤差分散は測定精度をもとに、海洋短波レーダ 0.05 m s⁻¹、ADCP 0.005 m s⁻¹とした. **B** については後で検討する.

3.3.3 評価方法:RMSE

観測値と計算値の比較には、多変数を一概に扱う評価関数ではなく、単一変数における観測データyと 観測空間に内挿されたモデル状態変数 x との差異の二乗平均平方根 RMSE (Root Mean Square Error)を指 標とした.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N_{obs}} (\mathbf{y}_i - \mathbf{H}_i \mathbf{x})^2}{N_{obs}}}$$
(3.21)

3.4 異種流速データの同化

3.4.1 重なり合う観測点における流速データの比較

図-3.3 に海洋短波レーダの観測領域内の Sta.3 (関空 MT 局) における 2013 年 8 月 21 日から 9 月 1 日 までの (a) 海洋短波レーダによる表層流速,および (b) ADCP による最表層の水平方向流速,さらに (c) 海上風の時系列データを示す.ただし,海洋短波レーダは海面下約 0.5 m を代表しているとされるのに対 し,比較する Sta.3 の ADCP 最表層は大潮の平均的な干潮面である潮位表基準面 (C.D.L) から鉛直下向 きに 0.65 m のデータである.時系列からは主に潮汐流により流向が南北方向に変動する様子が見て取れ るが,両データは異なる流速・流向を示している.

そこで、同期間における各流速の値の比較を図-3.4 に示す.2 変量間の相関係数は 0.26 と低く、海洋 短波レーダによる流速が平均 0.163 m s⁻¹大きい値を示した.これは、より海表面に近い海洋短波レーダの 方が風によるせん断応力を受け、比較的大きな値が出やすいと言えるが、流向は必ずしも風向と相関して おらず、両データを同時に扱う場合には注意が必要であることを示唆している.



図-3.3 Sta.3 (関空 MT 局) における水平方向流速および海上風の 時間変化. (a) 海洋短波レーダの表層流速, (b) ADCP 最表 層の流速, (c) 海上風.



 図-3.4 定点自動観測システムの ADCP による St.a.3(関空 MT 局)における最表層流 速および海洋短波レーダによる近傍の 表層流速の比較

3.4.2 同化するデータの違いによる比較

同化効果および再現性への影響を検証するため,**表-3.1**に示す,同化なし計算(NL)および同化する データを変更した同化計算(DA1~4)の計5ケースを実施し,観測データと計算結果のRMSEを指標に 各ケースの評価を行った.

図-3.5 に各検討ケースにおける流速の計算結果(瞬間値,2013 年 8 月 28 日 0 時)の水平分布を示す. DA1(海洋短波レーダのみ同化)の場合,表層では南西向きの帯状の流れが生じ,底層では弱い時計回り の循環流が生じているが,DA3(両データの同時同化)では,表層の海洋短波レーダ観測範囲内外で流速 が連続的に変化し,底層の循環流も消えていることが分かる.

計算結果を統計的に把握するため、図-3.6 に海洋短波レーダの東西方向流速に対する各検討ケースの RMSEの水平分布を示す.NL(同化なし)では、潮流の激しい関空島より西の広域で大きな RMSE を示 していたが、DA1を始めとする海洋短波レーダの同化によって RMSE 小さな値を示している.一方で、 DA2(ADCPのみ同化)では、RMSEの水平分布にあまり変化がなく、ADCPによる流速鉛直分布のみで は広域流動分布の再現性を向上させることが難しいことが示された.しかし、DA3 においても DA1 の RMSE と比べて遜色ないことから、ADCP の同化は表層データの邪魔をすることなく、図-3.5 に示され るように表層データ観測範囲外とのより最適な同化を行う上で、重要なデータになりうることが示唆さ れる.

図-3.7 に ADCP による東西方向流速に対する各検討ケースの RMSE 鉛直分布を示す. 観測範囲の重な る Sta.3 では、10 m 以浅に着目すると、DA2 が最も小さい RMSE を示す一方で、DA1(海洋短波レーダ) が最も大きい RMSE を示した. 同様に、海洋レーダ観測範囲外の Sta.4 でも、DA1 の RMSE が最も大き な値を示す. このことから、海洋短波レーダの表層流速の単一データの同化では、海面下の流動の再現精 度を下げる可能性もあることが示唆される.

図-3.6 および図-3.7 より, DA3 と DA4 (水温・塩分データを追加)を比較した場合,両者に大きな差 は見られなかった.水温・塩分データを同化データに追加した場合でも,流速の RMSE に与える影響は 小さかった.

	同化データ			
Case	表層流速	流速の鉛直分布	水温・塩分の鉛直分布	
	(HF Radar)	(ADCP)	(多項目水質計)	
NL				
DA1	\bigcirc			
DA2		\bigcirc		
DA3	\bigcirc	\bigcirc		
DA4	\bigcirc	0	0	

表-3.1 検討ケース(○の付いたデータを同化)



図-3.5 各検討ケースにおける流速の計算結果の水平分布(瞬間値, 2013 年 8 月 28 日 0 時),上図は表層,下図は底層 を示す.

表-3.2 に各観測データに対する各検討ケースの東西・南北方向流速の計算結果の RMSE をまとめる. NL においては潮流成分の強い海洋短波レーダの RMSE が大きいため,同化によって下がり幅が大きい. 一方 ADCP データに対しては,潮流成分の小さい湾奥に位置するため, RMSE の減少量が相対的に小さ いものの, ADCP データを用いた同化では改善される.しかし,DA1 のような海洋短波レーダのみの同 化では湾奥の流速の再現精度を下げることがわかった.

3.4.3 底層 DO 分布の再現性への影響評価

同化計算と同時に,水質モデルによる再現計算も実行し,流速・水温・塩分の同時同化が湾奥の貧酸素 水塊の分布の再現性に及ぼす影響を評価した.

図-3.8 に大阪湾において DO を観測している 6 地点における底層 DO の観測データと各検討ケースの 計算結果の時間変化を示す. 観測地点はそれぞれ (a) Sta.3 関空 MT 局, (b) Sta.4 神戸港波浪観測塔, (c) Sta.5 淀川河口, (d) Sta.6 阪南沖窪地, (e) Sta.12 大阪港波浪観測塔, (f) Sta.13 岸和田沖である. Sta.4 に関 しては,同化をしない NL の時点で観測データに見られる無酸素状態は再現できていない. しかし,海洋 短波レーダを含む DA1 や DA3 において期間前半から中盤にかけて NL よりも DO 低下が進んでいること が分かる. これは,同時間帯の流況計算結果と合わせて比較すると,海洋短波レーダの表層流速の同化の



図-3.6 海洋短波レーダの東西方向流速に対する各検討ケースの RMSE (m s⁻¹)の水平分布



図-3.7 ADCP による(a)東西方向流速および(b)南北方向流速の RMSE の鉛直分布(m s⁻¹), 左: 関空 MT 局, 右: 神 戸港波浪観測塔.

表-3.2 各検討ケースにおける流速の RMSE

	RMSE (m s^{-1})			
Case	HF Radar		ADCP	
	u	v	u	v
NL	0.279	0.259	0.112	0.115
DA1	0.203	0.191	0.127	0.134
DA2	0.263	0.245	0.102	0.096
DA3	0.209	0.194	0.117	0.111
DA4	0.207	0.196	0.120	0.113



図-3.8 水質定点自動観測点における底層 DO の経時変化, (a) Sta.3 関空 MT 局, (b) Sta.4 神戸港波浪観測塔, (c) Sta.5 淀 川河口, (d) Sta.6 阪南沖窪地, (e) Sta.12 大阪港波浪観測塔, (f) Sta.13 岸和田沖.青点:観測値,破線:同化なし 計算値,実線:同化計算値

効果により湾奥の貧酸素水塊が移流してきたと考えられる. Sta.5 に関しては,海洋短波レーダの同化により,観測データと同様の傾向の,貧酸素の解消が進んでいる.

図-3.9 に NL および DA4(全データの同化)における底層 DO の濃度差の水平分布を示す.流速デー タの同化によって,湾東部の岸沿い全域で底層 DO が上昇する一方で,神戸港沖の波浪観測塔や大和川河 口付近で,底層 DO が最大で約 1.0 mg L⁻¹程度低下した.他の時間の結果も同様の傾向を示しており,現 状の水質モデルの再現精度にはまだ課題があるが,物理場の再現精度により水質場が変化する可能性を



図-3.9 NL と DA4 における底層 DO の濃度差の水平分布(瞬間値, 2013 年 8 月 28 日 0 時).

示唆し、おおよその影響量を推定することができた.

3.5 アジョイントモデルの数値的安定化

本節では、上記の流速データの同化や、既往の研究において常に問題となっているアジョイントモデル の不安定性について、その解決方法を提案し、検証する.

3.5.1 海峡部での不安定性

大阪湾を対象とした流動モデルに対し, ROMS IS4D-Var を適用すると, 共役勾配法による収束がなさ れず, 同化計算が破たんしてしまうケースが発生する.

この要因を調べるため、2012 年 1 月からの 7 ヶ月間の助走計算を行った後、2012 年 8 月 1 日 0 時から の 24 時間を計算対象期間とし、湾奥の密度成層が発達する夏季の平水時にて、同化計算実験を行う.こ こでは同化ウィンドウの感度分析を主眼とし、背景誤差標準偏差は簡単に与えた.初期、開境界条件の水 温、塩分の背景誤差標準偏差はそれぞれ 1.0°C、1.0 を全領域、全水深で一定とする.海面の熱・淡水フラ ックスの背景誤差標準偏差はそれぞれ 50 W m⁻²、1.0×10-6 m s⁻¹ としている.また、初期、開境界条件の 水温、塩分の相関スケールは水平方向 10 km、鉛直方向 3.0 m とし、海面の熱・淡水フラックスについて は水平方向 20 km とした.観測誤差標準偏差には、代表性誤差や測定誤差を考慮し、全観測データで一 定の水温 0.5°C、塩分 0.5 としている.

アジョイントモデルの各変数(アジョイント変数)の時間積分値を追跡すると, 図-3.10 に示すように, 明石海峡および紀淡海峡部周辺に極大値が発生していることが分かる. さらに, この極大値はバロトロピ ックモードにおける水位の時間積分項の計算時において指数関数的に増加し, 計算が破綻する場合は必 ず同様の極大値が発生していることが確認された.



図-3.10 反復計算中に発生した異常値を含むアジョイント変数(水位)の平面分布

3.5.2 流れ固定アジョイントモデルの構築と従来のモデルとの比較

理論上,4次元変分法で用いるアジョイントモデルはタンジェントリニアモデルの転置として構築され るが,アジョイント変数の水位についての時間積分項を無視したモデルを構築したところ,海峡部におけ るアジョイント変数の極大値を抑えることに成功した.この操作により,流速についてはバロクリニック 成分のみを修正していることになる.

構築したアジョイントモデル(以下,簡易モデル)を用いた場合,水位の時間積分項を無視したことに よって同化結果が劣化する可能性があるため,従来のモデルとの比較実験を行った.従来のモデルでは, 本研究のモデル地形の場合,2時間以上の同化ウィンドウを用いると,海峡部付近のアジョイント変数が 極大値をとり,必ず収束計算が破たんしてしまうため,本節での比較においては,1回の同化ウィンドウ は1時間とし,24時間分の同化計算を実行した.両者の比較には、多変数を一概に扱う評価関数ではな く,単一変数における観測データyと観測空間に内挿されたモデル状態変数xとの差異の二乗平均平方 根 RMSE (Root Mean Square Error)を指標とした.図-3.11に従来のモデルと簡易モデルにおける水温と 塩分の RMSE の時系列変化を示す.従来モデルは19時で計算が破たんしてしまったため,18時までの RMSE を示している.この図から,両者の RMSE はほぼ一致しており,簡易モデルにおける仮定を行っ ても密度分布の再現性は劣化しないことが分かる.ただし,2時間以上の同化ウィンドウでの比較は上述 の理由でできていない.

3.5.3 密度分布に対する同化ウィンドウの感度分析

前章では,比較のために1時間の同化ウィンドウを用いていたが,簡易モデルでは2時間以上の同化 ウィンドウを用いても安定した計算が可能となった.より適切な流動密度分布を得るためには,より多く の観測データを基に制御変数を修正する必要があると考え,同化ウィンドウの長さを変化させた実験を



図-3.11 従来のモデルと簡易モデルにおける RMSE の経時変化(実線が従来のモデル,破線が簡易モデル)

行い,同化結果に及ぼす影響を解析する.

図-3.12 に 2012 年 8 月 1 日 0 時からの 24 時間に対し, 24 時間の同化ウィンドウを 1 回, 12 時間を 2 回, 6 時間を 4 回, 1 時間を 24 回とした 4 ケースの同化実験を行った結果の水温と塩分の RMSE の経時変化を示す.水温の同化結果では,同化開始直後の RMSE は各ケースで減少しているが,その後はばらつきが大きいことが分かる.同化ウィンドウが 24, 12 時間の場合,水温の変化が大きい正午までに同化前の RMSE と同等の値となった.一方,塩分の RMSE は,各ケースでの多少の違いはあるが,同化ウィンドウの長さによる変化は小さかった.

図-3.13 に各同化ウィンドウにおける RMSE の鉛直分布を示す. この図では,各地点,各潮時において 異なる水深に定義される計算結果をまとめて RMSE を算出するために,例えば 0~-1 m 間における 24 時 間のアンサンブルデータに対する RMSE を,0 m の RMSE としている.

水温の場合,水深-1~-5 mの RMSE が各ケースで減少していたが,-7~-10 m では RMSE が増加してい ることが分かる.水温の背景誤差標準偏差は前述のとおり,全水深で一定の1.0℃としており,0~-1 mの 表層を除くと RMSE が 1.0℃付近にあることと一致する.つまり同化前の RMSE よりも大きい背景誤差 を設定した場合, RMSE が増加する結果となった.また,表層では,RMSE が全ケースで高いままであ り,特に 12 時間の場合は同化前よりも大きくなっていることが分かる.図-3.12 の経時変化でも分かる ように,正午前後の水温の RMSE が高い理由は,海面の熱フラックス条件,およびその修正に課題が残 っていることが示唆される.

塩分の場合,同化前の RMSE は,表層で高く,-10 m 以下では表層の 10%以下となっていた.同化後は 各ケースとも 0~-7 m で RMSE が減少しているが,-7 m 以下では増加している.これは水温の場合と同 じく,塩分の背景誤差標準偏差も全水深で一定の 1.0 としていることが原因だと考えられる.これらのこ とから,背景誤差には適切な鉛直分布を与える必要があると考えられる.



図-3.12 各同化ウィンドウにおける水温と塩分の RMSE の経時変化(破線は同化前の RMSE)



図-3.13 各同化ウィンドウにおける水温と塩分の RMSE の鉛直分布(破線は同化前の RMSE)

次に, RMSE のばらつきの大きい水温について検討する. 図-3.14 に各ケースにおける水温の状態変数 xと観測データyの差Hx – yの鉛直分布を経時変化で示す. Hxは観測空間に内挿した状態変数である. この図には,同化前の水温差が比較的大きい湾奥の Sta.4, 5, 12 の 3 地点を示している. Sta.4, 12 は 1.0 m 間 隔の, Sta.5 は-0.7, -5.0, -7.5 m の 3 水深のデータを補間している. 比較のため,同化なしの場合の水温差 も載せている.

Sta.4(神戸港波浪観測塔)では,各ケースともに-2 m 以深の中層で水温が低下し,24,12 時間のケースでは-4.0℃に達したが,12 時間のケースでは 12 時以降のウィンドウにおいて,水温差が小さくなった. Sta.5(淀川河口)は,新淀川から流入する淡水の影響を大きく受けるため再現が難しい地点である.24 時間を除く3ケースでは,表層に+4℃以上の水温差が生じた.また,この分布は距離の近い Sta.12 の分布 に近いものとなった.Sta.12(大阪港波浪観測塔)では,同化前に表層で+4℃以上の水温差が生じていた



図-3.14 各ケースにおける水温の状態変数xと観測データyの差Hx-yの鉛直分布の経時変化.上から同化なし、同化ウィンドウを 24, 12, 6, 1時間とした同化ありのケースを示す.

が,24時間のケースでは+4℃以下に減少した.残りの3ケースのばらつきは比較的小さく,表層の再現 性は向上しなかった.

3.6 まとめ

本章では、沿岸域を対象とした流動モデルのデータ同化における課題について検討し、流動および密度 分布の再現性向上と水質分布に対する影響を評価した.得られた知見を以下に示す.

- ・ 観測範囲が重なる Sta.3 の ADCP 最表層と海洋短波レーダを比較すると, 観測水深の違いはあるものの, 相関係数が 0.26 と低く, 海洋短波レーダの流速が平均で 0.163 m s⁻¹大きい値を示した.
- ・ 制御変数の背景誤差分散共分散行列は NMC 法および Innovation Statistics 法の統計手法で決定した. 決定された背景誤差相関スケールは,水平方向 5.0 km,鉛直方向 3.0 m であった.
- ・ 海洋短波レーダの表層流速の同化は,表層の再現性を高めるが,神戸港波浪観測塔(Sta.4)の中~底 層にかけて RMSE が上昇し,単一データの同化における不確実性の拡大が示唆された.
- ADCP による流速鉛直分布の同化は、大幅に RMSE を改善させないが、海洋短波レーダの表層流速 と組み合わせることで、海洋短波レーダデータのみの同化時に見られた RMSE の上昇を防ぎ、より 信頼性の高い流動場を求めることができた。
- ・ 物理モデルにカップリングした水質モデルで求めた底層 DO 分布から, 流速データの同化による分 布の変化の大きさを求めた.
- アジョイントモデルに水位の後方時間積分の項を無視する簡易化を講じたことにより、海峡部での 不安定性を回避し、同化ウィンドウを長時間にした場合にも安定した同化計算を行うことができた。
 簡易モデルでは、1時間の同化ウィンドウを用いた場合、従来モデルの RMSE からの劣化はほとん どなかったため、簡易モデルの優位性が示された。
- 同化ウィンドウの長さを変化させ、RMSE による比較を行ったところ、塩分では同化ウィンドウによる違いが小さかったが、水温では明確な違いを示し、同化ウィンドウの設定が同化結果に影響していた。
- ・ RMSE の鉛直分布を見ると、全水深で一定とした背景誤差標準偏差が同化結果に大きな影響を及ぼ していることが分かり、設定の見直しで、さらなる再現性の向上が見込めるものと考えられる.
- 本章の検討では、適切な同化ウィンドウ長さが明確に示されたわけではなく、出水時等のイベントでの検討も必要である。今後は、上記に課題に加え、背景誤差標準偏差の設定が密度の鉛直分布の同化に与える影響の解析も進める必要がある。

参考文献

入江政安,藤井裕司,岡田輝久,西田修三:海洋レーダーによって観測される表面流速の4次元変分法を用いたデータ同化,土木学会論文集B2(海岸工学),Vol. 69, No. 2, pp. I_501-I_505, 2013.

入江政安, 西田修三, 辻陽平, 岡田輝久:4 次元変分データ同化法を用いた密度分布と水質の再現性向上,

土木学会論文集 B3(海岸工学), Vol. 68, No. 2, pp. I_446-I_450, 2012.

入江政安, 辻陽平, 西田修三, 坂井啓吾, 中島晋, 中平浩之, 中筋みゆき: 大阪湾水質定点自動観測デー タを用いた貧酸素水塊の挙動の解析と可視化, 土木学会論文集 B2(海岸工学), Vol.67, No.2, pp.I 931-I 935, 2011.

田中昌宏,安達貴浩, Serafy, G.E., Gerritsen, H.: 大阪湾湾奥を対象とした流況予報システムの精度向上に

関する研究,海岸工学論文集, Vol.53, pp.316-320, 2006.

- 西田修三,田尾雄喜,柴田剛志,長谷川剛基,入江政安,平澤充成,藤原敏晴,上岡智志:海洋レーダーの出力流速の信頼度評価とデータ同化,土木学会論文集 B2 (海岸工学), Vol.65, No.1, pp.1451-1455, 2009.
- 橋本典明・河合弘泰・永井紀彦:NOWPHAS 波浪観測データを同化させた波浪推算法の開発とその特性の検討,港湾空港技術研究所報告, Vol. 45, No. 1, pp. 3-28, 2006.
- Broquet, G., C.A. Edwards, A.M. Moore, Powell, BS, Veneziani, M and Doyle, JD: Application of 4D-Variational data assimilation to the California Current System, Dynamics of Atmospheres and Oceans, Vol. 48, pp 69-92, 2009.
- Fennel, K., Wilkin, J., Levin, J., Moisan, J., O'Reilly, J. and Haidvogel, D.: Nitrogen cycling in the Middle Atlantic Bight: Results from a three-dimensional model and implications for the North Atlantic nitrogen budget, Global Biogeochem. Cycles, Vol.20, No.3, 2006.
- Fisher, M.: Assimilation techniques (3): 3DVAR. Meteorological Training Course Lecture Series, ECMWF, p.11 2001
- Fisher, M. and P. Courtier: Estimating the covariance matrices of analysis and forecast error in variational assimilation, ECMWF Tech Memo, Vol. 220, 1995.
- Hollingsworth, A. and Lönnberg, P.: The statistical structure of short-range forecast errors as determined from radiosonde data. Part I: The wind field., Tellus A, Vol.38, No.2, pp.111-136, 1986.
- Hu, J., K. Fennel, J.P. Mattern and J. Wilkin: Data assimilation with a local Ensemble Kalman Filter applied to a three-dimensional biological model of the Middle Atlantic Bight, Journal of Marine Systems, Vol. 94, pp. 145-156, 2012.
- Mellor, G.L. and T. Yamada: Development of a turbulence closure model for geophysical fluid problems, Rev. Geophys. Space Phys., Vol. 20, pp. 851-875, 1982.
- Moore, A.M., Arango, H.G., Broquet, G., Powell, B.S., Weaver, A.T. and Zavala-Garay, J.: The Regional Ocean Modeling System (ROMS) 4-dimensional variational data assimilation systems Part I - System overview and formulation, Progress in Oceanography, Vol. 91, No. 1, pp. 34-49, 2011.
- Nadai, A., Kuroiwa., H., Mizutori, M. and Sakai, S.: Measurement of Ocean Surface Currents by the CRL HF Ocean Surface Radar of FMCW Type Part2. Current Vector, J. Oceanogr., Vol.55, pp.13-30, 1999.
- Okada, T., M. Irie and S. Nishida: Data Assimilation of Hourly Vertical Current Profiles Using 4D-Var in Stratified Coastal Area, Proceedings of the 24th International Society of Offshore and Polar Engineers Conference, pp. 1035-1042, 2014.06.
- Parrish, D.F. and Derber, J.C.: The National Meteorological Center's Spectral Statistical-Interpolation Analysis System, Mon. Weather Rev., Vol.120, No.8, pp.1747-1763, 1992.
- Shchepetkin, A.F. and J.C. McWilliams: The Regional Ocean Modelling System: A split-explicit, free-surface, topography following coordinates ocean model, Ocean Modelling, Vol. 9, pp.347-404, 2005.
- Zhang, W.G., J.L. Wilkin and H.G. Arango: Towards an integrated observation and modeling system in the New York Bight using variational methods. Part I: 4DVAR data assimilation, Ocean Modelling, Vol. 35, pp. 119-13, 2012.

第4章 水質の4次元変分データ同化のためのモデル構築と双子実験による検証

4.1 はじめに

第3章では、流動水質シミュレーションの再現性を向上させるため、4次元変分法を導入し、流速・水 温・塩分データを同化した.沿岸域を対象とする上で課題であった、異なる性質を持つ複数種類のデー タの同時同化や、同化ウィンドウの長さについて検討した.沿岸域において、水温・塩分の同化は流動 シミュレーションの再現性を向上させるのに効果的であったが、水質シミュレーションの再現性をさら に高めるには、再現性を低下させる他の要因を追求する必要がある.

4次元変分法は、最良のシミュレーション結果を得るために、ベイズの理論や最尤推定の考え方に基づ き逆解析的に計算条件やモデル誤差を推定する手法であるため、シミュレーションの再現性を低下させ る要因を追求することにも有用である。流動・水質のカップリングモデルには、構築されたモデル式が 現象のメカニズムと異なる不完全性、初期条件や境界条件の不確実性、モデルパラメータの不確実性が 含まれる.これは計算結果の不確実性と同義である.つまり、4次元変分法によるデータ同化を用いれば、 シミュレーション結果の再現性を向上させるため、観測データや計算条件の不確実性を含めた上で、初 期条件、境界条件、パラメータおよびモデル誤差を修正できる。従って、水質の観測データや低次生態 系モデルの計算条件を修正対象とすれば良いことになる.

しかし,海域の水質を対象としたデータ同化,特に 4 次元変分法の応用研究はまだまだ発展途上である.既往の研究では,後述するように,外洋を対象にした例がほとんどであり,それらも単純な低次生態系モデル(NPZDモデル)と,空間解像度が低く,低頻度な表層クロロフィルの衛星観測データによる検討が多い.河口域や閉鎖性内湾などの沿岸域を対象に,プランクトンの制限要素として重要なリンの 枯渇や,貧酸素水塊の挙動を解析したデータ同化の例はほとんどない.

そこで本章では、沿岸域の水質環境を対象とした 3 次元流動水質モデルにおける再現性低下要因の発 見・修正を目的に、4 次元変分法を用いて水質観測データを直接同化し、その有効性を検証する.そのた めに、窒素・リン・酸素の循環モデルに対応した 4 次元変分データ同化モジュールを構築する.さらに 構築したシステムの有効性を確かめるため、実観測データを想定し、仮想的な条件のもとでデータ同化 の有効性を検証できる双子実験を行う.双子実験は真値と仮定したある計算結果より抜き出した擬似的 な観測値を、条件の異なる計算結果に同化することで、同化の有効性を検証する数値実験である.この 実験により、限られた観測データが及ぼす観測地点以外の領域への影響や、観測していない水質項目へ の影響について解析する.

83

4.2 水質データ同化システムの構築

4.2.1 既往の研究例

海洋の水質環境を対象としたデータ同化研究は、外洋の表層クロロフィルの衛星観測データを用いる ことが多く、主にパラメータ推定と状態推定に分けられる.まずパラメータ推定の例をあげると、Toyoda et al. (2013)は北太平洋を対象として構築された低次生態系モデル NEMURO を全球モデルに適用し、40 に分けた領域ごとのモデルパラメータの推定にグリーン関数法を用いた.グリーン関数法は、最小化し たい評価関数を自由に定め、微小な摂動を与えたパラメータによる試行計算を繰り返すことで、評価関 数を小さくする手法である. Toyoda et al.は長期トレンドや平均値の偏差などを評価関数に定め、72 のモ デルパラメータを推定している.ただし長期的な再現を目的としたパラメータのみの推定に用いられて おり、流動モデルには4次元変分法による再解析値が使われている. Mattern et al. (2012)はパラメータ の事前分布を考慮し、限られた試行計算回数で評価式を最小化できる多項式カオス展開による低次生態 系モデルパラメータの推定を行っている.衛星クロロフィルデータを逐次評価することで、時々刻々と 変化するモデルパラメータを表現しているが、モデルパラメータは事実上2つまでに限られる.

次に、状態推定には、時間発展と観測をモデル化した状態空間モデルの考えに基づいた統計的なデー タ同化手法が用いられている。例えば、比較的導入の容易な逐次法であるアンサンブルカルマンフィル タ(EnKF)やパーティクルフィルタ(PF)、およびコード化に時間こそかかるものの拘束条件の設定や 修正対象の自由が利きやすい4次元変分法などが代表的である。例えば、Hu et al. (2012)は局所化を施 した EnKF を 3 次元流動水質モデルと表層クロロフィルの衛星観測データに適用し、クロロフィルの推定 精度を向上させている。Pelc et al. (2012)はアジョイントモデルを用いないために導入コストを削減させ た4次元変分法(Reduced 4D-Var)を1次元の低次生態系モデル NPZD に適用している。ROMS には前章 で用いた 4 次元変分法のコードが実装され、オープンソース化されているため導入も容易であり、開発 が活発に進められている。最新の研究では、低次生態系モデルの状態変数が非負の分布を持ち、実際の 外洋のクロロフィルデータも非ガウス分布に従うことを考慮するため、Song et al. (2016)が対数変換を 用いた 4 次元変分法を構築し、外洋の NPZD モデルへの適用も進んでいる。

最後に、状態空間モデルでは単純な拡張によって、各グリッドにおける塩分やクロロフィルなどの状態変数と全グリット共通のモデルパラメータを同じ状態空間として扱うことが可能であるため、状態推定とパラメータ推定を同時に行うことができる. Mattern et al. (2013) は非ガウス分布を扱うことのできるパーティクルフィルタ法をベースとした手法により、表層の各グリッドのクロロフィルおよびモデルパラメータの同時推定が行われている.

以上のように,統計的なデータ同化には様々な手法が提案されているが,沿岸域に対して行う研究例 はほとんどなく,本研究で用いているような多項目低次生態系モデルに対する 4 次元変分法の適用例は ない.そこで次項では,沿岸域低次生態系モデルに対して 4 次元変分法を行うために開発した新たなモ ジュールについて説明する.

4.2.2 沿岸域低次生態系モデルの4次元変分法の構築

本研究では、流動モデル ROMS にカップリングされた低次生態系モデルを用いて、3 次元の流動水質 シミュレーションを行っている. ROMS のコードはオープンソースであり、前章で導入した 4 次元変分 法に関するモジュールも同様に公開されている. このモジュールは、既往の研究で用いられたような単 純な低次生態系モデル(例えば, Powel et al. 2006)には対応しているが、沿岸域を対象としたより多項 目化された低次生態系モデル(Fennel et al., 2006)には対応しておらず、新たに構築する必要がある.

そこで、本研究の低次生態系モデルの各方程式を線形近似することで、接線形モデル(Tangent model, TL) を作成し、さらに Giering and Kaminski (1998)の Recipes for Adjoint Code Construction を参考に、時間を 後方に積分するように全行程を入れ替えた随伴モデル(Adjoint model: AD)を作成した.線形近似の際に は、各水質項目の状態変数だけでなく、反応速度等のモデルパラメータを微分可能な変数として扱った. これにより、アジョイントモデルの後方積分結果からモデルパラメータに対する評価関数の傾きを計算 でき、モデルパラメータの修正量の算出が可能となる。タンジェントモデルおよびアジョイントモデル の作成方法の詳細は付録に示す.

評価関数Jは、水温、塩分および低次生態系モデルの全状態変数の初期値x₀と低次生態系モデルのパラ メータpを制御変数に含むよう実装し、制御変数の修正量、および修正後の計算値と観測値との差を評価 できるよう、以下のように定めた.

$$J = \frac{1}{2} \delta \mathbf{z}^{\mathrm{T}} \mathbf{B}^{-1} \delta \mathbf{z} + \frac{1}{2} (\mathbf{H} \delta \mathbf{x} - \mathbf{d})^{\mathrm{T}} \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{H} \delta \mathbf{x} - \mathbf{d})$$

$$= \frac{1}{2} \delta \mathbf{x}_{0}^{\mathrm{T}} \mathbf{B}_{0}^{-1} \delta \mathbf{x}_{0} + \frac{1}{2} \frac{(\delta \mathbf{p})^{2}}{\sigma_{p}^{2}} + \frac{1}{2} \frac{(\mathbf{H} \delta \mathbf{x} - \mathbf{d})^{2}}{\sigma_{o}^{2}}$$
(4.1)

ここで、 $\delta \mathbf{x}_0$ 、 $\delta \mathbf{p}$ はそれぞれ、初期値、パラメータの修正ベクトル、Bは初期値の背景誤差分散共分散行 列、 σ_p 、 σ_o はそれぞれパラメータの背景誤差標準偏差、観測誤差標準偏差、H はモデルグリッドから観 測点へと変換する観測行列、 $\delta \mathbf{x}$ は接線形モデルの計算結果、dはデータミスフィット(=y – Hx_b、yは観測 値、 \mathbf{x}_b は同化前の計算結果)である。Jは共役勾配法による繰り返し計算(インナーループ)で最小化さ れ、新たな制御変数による再計算(アウターループ)により計算結果を更新する。

4.2.3 観測データの品質管理条件

観測値には、代表性誤差(あるいは表現誤差:観測時刻や位置のずれ)、偶然誤差(ランダムな誤差)、 系統誤差(バイアス)などの様々な誤差が含まれている。データ同化を行う際には、これらの誤差を適 切に評価し、観測値の修正や異常値の除去などが必要となる。この作業は品質管理(Quality Control, QC) と呼ばれている(淡路ら, 2009).品質管理には、観測値に最大・最小値を設ける閾値のチェックや、観 測値の標準偏差を尺度として平均値から何倍離れているかのチェック(nσチェック)などが用いられて いる.

4次元変分法では,評価関数の勾配を求めるため,アジョイントモデルによる後方積分が必要になるが, 観測値と同化する前の計算値(背景値)の差(データミスフィット)が大きい場合,数値的に不安定に なることがある.そこでアジョイントモデルの数値的安定性を確保するため,データミスフィットと誤 差標準偏差を尺度とした以下の条件式を設け,条件式を満たす観測値のみを同化するように品質管理を 行う.

$$d_i^2 < \tau^2 (\sigma_{bi}^2 + \sigma_{ai}^2), \quad i = 1 \dots N$$
 (4.2)

ここで、 d_i :観測値 y_i に対するデータミスフィット (= $y_i - \mathbf{H}_i \mathbf{x}_b$, \mathbf{H}_i は観測値 y_i に対する観測行列, \mathbf{x}_b は 修正前の計算値ベクトル)、 $\sigma_{o,i}$:観測値 y_i の観測誤差標準偏差, $\sigma_{b,i}$:観測空間における背景誤差標準偏差 (= $\mathbf{H}_i \sigma_b$, σ_b は \mathbf{B} の対角成分を要素とするベクトル)、 τ :閾値パラメータ (=2.0) である. τ は経験的に 決定され、本研究ではアジョイントモデルが安定するように決定した. 条件式 (4.2) の適用は、観測値 から明らかな異常値の除去、および観測値のバイアス補正を行った上で行う. ただし、データミスフィ ット d_i は修正前の計算値 \mathbf{x}_b を含み、 \mathbf{x}_b は各アウターループで逐次更新されるため、条件式 (4.2) は繰り返 し計算中にその都度適用され、ある観測値 y_i が条件式を満たさないとされた計算中のみ、その y_i を用いな いこととする.

さらに、アジョイントモデルを後方積分するにあたって水質変数が移流拡散項を通して物理変数へと 影響を及ぼし、数値的安定性を低下させることがあるため、水位および流速の初期値は制御変数から除 き、アジョイントモデルにおける水位および流速場は固定されているものとする.また、4次元変分法で は制御変数をガウス分布として扱うが、本研究では分布変換等は行わず、水質変数の誤差もガウス分布 に従うと仮定する.

4.3 双子実験による検証

4.3.1 双子実験とは

構築した同化モデルの有効性を確かめるため,双子実験(図-4.1:淡路ら,2009)を行う.双子実験で はまず,数値モデルに任意の初期値やパラメータを与えて計算した値を「真値」と仮定する.次に,真 値より抜き出した一部のデータに観測誤差とした摂動を与え,これを「擬似的な観測値」と置く.最後 に,真値を求めた計算とは異なる初期値やパラメータによる計算を「シミュレーション値(NL)」とし, この計算に一定期間(同化ウィンドウ)内で得られた擬似観測値を同化することで結果を更新する.こ れを「解析値(DA)」と呼ぶ.さらに解析値を次の同化ウィンドウの初期値とし,連続的に同化ウィン ドウを続ける.得られた真値とシミュレーション値および解析値とを比較することで,同化の影響を把 握する.双子実験の特徴は,真値が予め得られている点,および誤差を定量的に評価できる点である.

4.3.2 実験条件

実験条件の概要を表-4.1 に示す.「真値」には精度検証時の計算結果の 2012 年 8 月 1 日からの 7 日間 を用いる.「擬似観測値」は真値より抜き出し,観測誤差に相当する摂動は与えていない.この際,実際 に観測されているデータを想定し,大阪湾水質定点自動観測システムのうちの主要な 6 地点における毎



図-4.1 双子実験の概念図(淡路ら, 2009)

時の鉛直分布を抜き出して作成した.「シミュレーション値(NL)」は、真の初期値も水質パラメータも 未知とした現実に近い条件を想定し、真値とは異なる初期値と水質パラメータを用いた条件とする.異 なる初期値には、1ヶ月の助走計算中、水質パラメータおよび風の条件を変更した計算結果を用いる.水 質パラメータについては、精度検証時に用いた温度依存係数等を除く37個のパラメータを対象に、区間 [0.25, 1.75] 上の一様分布に従う乱数をかけた値を用いる.風については、各地点の東西および南北方 向の毎時の観測風速を対象に、平均1.0、標準偏差0.25の正規分布に従う乱数をかけ、精度検証時と同様 に水平補間する.図-4.2 に(a) 精度検証時および(b) 助走計算により求めた表層クロロフィルと底層 DO の初期値を示す.

初期値の背景誤差共分散行列 B のうち,対角成分である背景誤差標準偏差 σ_b は,各グリッドで求めた 真値とシミュレーション値との差の標準偏差を与える.非対角成分である変数間の共分散は無視した. 一方,非対角成分の空間的な相関は水平方向 10 km,鉛直方向 3 m の相関スケールとした擬似拡散シミュ レーションを基に決定する.また,パラメータの背景誤差標準偏差 σ_p については各同化ウィンドウにお けるパラメータ値の 0.2 倍とする.観測誤差標準偏差 σ_o は,実データを想定し,観測塔における自動観測 結果と船舶にて同地点同時刻に観測した結果との差の標準偏差より設定する.表-4.2 に各変数の背景誤 差標準偏差の表層および底層の平均値と観測誤差標準偏差を示す.計算期間は 2012 年 8 月 1 日からの 7 日間とし,事前に行った感度解析の結果,アジョイントモデルの数値的安定性を考慮した上で,1回の同 化ウィンドウは 12 時間(7 日間で 14 回),インナーループは 3 回,アウターループは 5 回とする.

87

名前	条件 (ケース 1.1)			
真値 精度検証時の計算結果(2012年8月1日からの7日間)				
擬似観測値	真値から抜き出した 6 地点の毎時, 全層の水温, 塩分, クロロフィルおよび DO			
	計算期間:2012年7月1日00:00~2012年8月1日00:00			
助走計算	パラメータ:精度検証時の値に区間 [0.25, 1.75] の一様分布に従う乱数をかけた値			
	風:観測風に平均 1.0,標準偏差 0.25 のガウス分布に従う乱数をかけ,水平補間した値			
シミュレーション値 (NL)	助走計算結果を初期値とし、助走計算時と同じパラメータを用いた同化無し計算結果			
解析值(DA)	水温、塩分および水質変数の初期値および水質パラメータを制御変数とする同化計算結果			

表-4.1 実験条件の概要



図-4.2 表層クロロフィル (a, b) および底層 DO (c, d) の初期分布. (a), (c):精度検証計算時の各条件を用いて助走計算 を実施した場合, (b), (d):風およびパラメータを摂動させて助走計算を実施した場合.

	Unita	σ_b		6
	Units	Surface	Bottom	U _o
Temperature	°C	0.21	0.10	0.26
Salinity	-	0.14	0.03	0.40
Chlorophyll	µgChl/L	2.14	0.61	2.40
DO	mgO ₂ /L	0.29	0.24	0.59
NH4-N	mgN/L	0.007	0.007	-
NO ₃ -N	mgN/L	0.026	0.008	-
PO ₄ -P	mgP/L	0.0047	0.0032	-
Phytoplankton-N	mgN/L	0.020	0.004	-
Zooplankton-N	mgN/L	0.004	0.002	-
LDetritus-N	mgN/L	0.005	0.002	-
SDetritus-N	mgN/L	0.008	0.003	-
LDetritus-P	mgP/L	0.0007	0.0003	-
SDetritus-P	mgP/L	0.0011	0.0006	-

表-4.2 各制御変数の背景誤差標準偏差σ_bの表層および底層平均値と観測誤差標準偏差σ_o



図-4.3 背景誤差標準偏差の鉛直分布(右図)と平面分布(左図). (a) 水温, (b) 塩分, (c) クロロフィル, (d) DO, (e) NO₃-N, (f) NH₄-N, (g) PO₄-P. 鉛直分布は神戸港波浪観測塔(Sta.4) における値であり, DO の平面分布は底層, その他 は表層を示している.

_	Symbol	Code	Unit	Value	Noised value	Noise
1	k _{SW}	AttSW	1/m	0.2952	0.4687	1.59
2	k _{chl}	AttChl	1/(mgChl m ²)	0.0302	0.0512	1.70
3	μ_{20}	Vp20	-	5.0	4.13	0.83
4	I_0	I_thNH4	W/m ²	0.0095	0.0137	1.44
5	K_I	D_p5NH4	W/m ²	0.1	0.104	1.04
6	R _{Nitri}	NitriR	d-1	0.05	0.0819	1.64
7	K _{Nitri}	K_Nitri	mmolO ₂ m ⁻³	3.0	3.31	1.10
8	R _{Denit}	DenitR	d-1	0.05	0.0190	0.38
9	K _{Denit}	K_Denit	mmolO ₂ m ⁻³	3.125	1.114	0.36
10	K _{NO3}	K_NO3	1/(mmolN m ⁻³)	1.4	0.39	0.28
11	K_{NH4}	K_NH4	1/(mmolN m ⁻³)	1.4	2.10	1.50
12	K_{PO4}	K_PO4	1/(mmolP m ⁻³)	33.33	47.24	1.42
13	K_p	K_Phy	(mmolN m ⁻³) ²	1.0	1.56	1.56
14	θ_{chl}^{max}	Chl2C_m	mgChl mgC-1	0.0535	0.0919	1.72
15	$p_{C:N}$	PhyCN	molC molN-1	6.625	6.242	0.94
16	$p_{P:N}$	PhyPN	molP molN-1	0.0625	0.0905	1.45
17	α	PhyIS	1/(W m ⁻² d)	0.125	0.053	0.43
18	m_p	PhyMR	d-1	0.1	0.121	1.21
19	β	ZooAE_N	-	0.75	0.349	0.47
20	l_{BM}	ZooBM	d-1	0.1	0.167	1.67
21	$z_{P:N}$	ZooPN	molP molN ⁻¹	0.0625	0.0645	1.03
22	l_E	ZooER	d-1	0.1	0.065	0.65
23	g_{max}	ZooGR	d-1	0.5	0.706	1.41
24	m_z	ZooMR	d-1	0.025	0.0234	0.93
25	K_{DO}	K_DO	mmolO ₂ m ⁻³	0.33	0.364	1.10
26	R_{LDeN}	LDeRRN	d-1	0.05	0.0139	0.28
27	R_{LDeP}	LDeRRP	d-1	0.05	0.0588	1.18
28	τ	CoagR	d-1	0.005	0.00584	1.17
29	R_{SDeN}	SDeRRN	d-1	0.05	0.0588	1.18
30	R _{SDeP}	SDeRRP	d-1	0.05	0.0833	1.67
31	w_p	wPhy	m d ⁻¹	0.1	0.127	1.27
32	w_L	wLDet	m d ⁻¹	1.0	0.79	0.79
33	w_S	wSDet	m d ⁻¹	0.1	0.091	0.91
34	F_{SOD}	R_SODf	$mgO_2 m^{-2} d^{-1}$	2000	2146	1.07
35	F_{NH4}^{max}	R_NH4f_max	mgN m ⁻² d ⁻¹	74.1	79.1	1.07
36	F_{PO4}^{max}	R_PO4f_max	mgP m ⁻² d ⁻¹	40.0	35.4	0.89
37	K_{DOf}	K_DO_npflux	mgO ₂ m ⁻³	2.0	2.44	1.22

表-4.4 制御変数とする低次生態系モデルパラメータおよび助走計算時に与えた摂動(ノイズ)

4.3.3 実験結果

図-4.4 に計算期間終了時(2012 年 8 月 8 日 00:00) における真値,解析値(DA),シミュレーション値(NL)の平面分布を示す. 真値で見られていた湾奥の表層クロロフィルの 40 µg/L 以上のピークを持つ 分布がシミュレーション値ではなくなっていたが,同化結果の解析値では湾奥のピークが現れており, 真値をより再現できている. 底層 DO についてもシミュレーション値の貧酸素水塊は真値よりも小さく なっていたが,解析値では真値とほぼ変わらない大きさになっていることがわかる. 再現性は明らかに 向上していることが分かる.

各同化ウィンドウの中で,初期値の修正が総じて大きい1回目の同化ウィンドウに着目し,図-4.5 に Sta.4 神戸港波浪観測塔におけるクロロフィルおよび DO の鉛直分布を示す.解析値(DA)の鉛直分布が 擬似観測値(Assimilated obs.)に近づいていることがわかる.図中の白丸印は,観測データの品質管理条 件式(4.2)を満たしていないため,同化に用いられていない観測値である.同化に用いられていない観 測値は DO の中層に見られるが,同化ウィンドウを進めるにつれ,ほぼすべての観測値が条件式(4.2)を満 たし,利用されるようになった.

図-4.6 に 1 回目の同化ウィンドウにおける表層クロロフィルおよび底層 DO の RMSE の平面分布を示 す. この RMSE は真値と計算値の差の 2 乗平均平方根である. 観測地点だけでなく, 観測地点から離れ た広い範囲で RMSE が小さくなっていることがわかる.

図-4.7 に 6 地点における擬似観測値と計算値(シミュレーション値および解析値)との差の 2 乗平均 平方根(RMSE)の時間変化を示す.同化前(NL)に比べ同化後(DA)の RMSE が、後半の塩分を除き, 1 回目の同化ウィンドウから常に小さくなっていることがわかる.塩分の RMSE が大きくなった理由は, 今回の実験では、物理場については初期値のみを異なる条件としたために、同化なしでも RMSE が 0.1 程度であり、観測誤差の 0.4 よりも十分に小さくなったことや、背景誤差の空間相関の設定によるもので あると考えられる.



図-4.5 1回目の同化ウィンドウにおける Sta.4 神戸港波浪観測塔の(a) クロロフィルと(b) DO の鉛直分布. 細い実線はシミュレーション値, 太い実線は解析値, 黒丸点は擬似観測値, 白丸点は同化に用いなかった擬似観測値, 網掛けは背景誤差標準偏差, エラーバーは観測誤差標準偏差



図-4.6 1回目の同化サイクルにおける RMSE の平面分布. 左図:同化前,右図:同化後



図-4.7 6地点の擬似観測値と計算値(NLおよびDA)との差の2乗平均平方根(RMSE)の時間変化

4.3.4 非観測点おける評価

4次元変分法はモデル方程式を拘束条件としているため、同化ウィンドウ内において方程式を完全に満 たした計算結果を得ることができる.しかし、インクリメント法により非線形方程式を接線形近似して いるため、モデルの非線形性が強い場合は同化ウィンドウを長くとることは望ましくない.本研究では 同化ウィンドウを12時間としたため、12時間ごとに修正が行われ、保存性が失われることとなる.デー タ同化による状態変数の修正を繰り返し行った場合、度重なる修正によって物質の保存則を満たさない.

そこで、修正によって失われた非保存性を定量的に把握するため、図-4.8 にクロロフィルおよび DO の各同化ウィンドウにおける初期値の修正量の平均分布を示す.初日の変化を除くため、2012 年 8 月 2 日 00:00 以降における平均値としている.表層クロロフィルは湾奥で高い値を示しているが、広い範囲で ±1.0 µg/L 以内であった.表層クロロフィルは、増殖時に消費する無機態栄養塩からの影響を受けるため、 クロロフィル以外の状態変数の初期値を適切に修正する必要がある.一方で、底層 DO は両実験ともに 全域で低い値を示しており、比較的保存性が良いと考えられる.



図-4.8 各同化ウィンドウにおける初期値の修正量の平均分布. (a) 表層クロロフィル, (b) 底層クロロフィル (µgChl/L), (c) 表層 DO, (d) 底層 DO (mgO₂/L) を示す.

4.4 制御変数に関する比較実験

4.4.1 実験条件

前節では、制御変数として水温、塩分、水質変数の初期値と水質パラメータを修正した結果につい考察した.今節では、制御変数の違いによる同化結果の違いを検討するため、想定される条件によって 3 つのグループに分けた比較実験を行う.検討ケースの一覧を表-4.5 に示す.実験1は真の水質パラメー タが既知である理想条件下を仮定し、各同化サイクルの初期値のみが異なる条件とし、DA1.1 では初期 値のみを推定する.一方で、実験3 は真の初期値が既知である理想条件下を仮定し、水質パラメータの みが異なる条件とし、DA3.1 では水質パラメータのみを推定する.実験2 は前節と同様に初期値も水質 パラメータも異なる条件であるが、さらに制御変数の組み合わせを変化させたケースを用意した.

表-4.5 検討ケース

	ケース名	初期条件(IC)	水質パラメータ(BioP)	制御変数
実験1	NL1	Noised	True	なし
	DA1.1	Noised	True	初期值(IC)
実験 2	NL2	Noised	Noised	なし
	DA2.1	Noised	Noised	初期值(IC)
	DA2.2	Noised	Noised	初期値と水質パラメータ(IC+BioP)
	DA2.3	Noised	Noised	水質パラメータ (BioP)
実験 3	NL3	True	Noised	なし
	DA3.1	True	Noised	水質パラメータ(BioP)

True:精度検証時の計算条件

Noised:助走計算時の計算条件

4.4.2 状態変数の変化

図-4.9 に各変数の RMSE の変化率を示す. この RMSE には全グリッドかつ全計算期間における真値と シミュレーション値,あるいは真値と解析値の差の2 乗平均平方根を用いている. さらに変化率はシミ ュレーション値の RMSE と解析値の RMSE の差をシミュレーション値の RMSE で正規化した値を指す. 実験1 (初期値のみが異なる条件,DA1.1)の場合,観測値のある水温・塩分・クロロフィル・DO の 4 変数における RMSE が減少しているが,観測値のない水質項目では RMSE が増加してしまう傾向が見 られた. この結果は,観測値の重要性を示唆している. さらに観測値が限られる沿岸域では,多項目低 次生態系モデルに対する逐次的な同化は未観測の水質変数に悪影響を及ぼす可能性を示唆している.

実験3(水質パラメータのみが異なる条件,DA3.1)の場合,観測値のあるクロロフィルとDOだけで なく,栄養塩と植物プランクトンのRMSEも大幅に減少した.LDeN(沈降性有機懸態窒素)のみ上昇し ているが,同化前のRMSEが低かったため,実際の変化は僅かであった.より現実的な条件である実験



図-4.9 各変数における全期間,全グリッドに対する RMSE の変化率.シミュレーション値の RMSE と解析値の RMSE の差をシミュレーション値の RMSE で正規化した値.

2 において, 水質パラメータのみを修正した場合 (DA2.3) はほとんどの変数の RMSE が減少したものの, DA3.1 よりも RMSE の減少幅は小さかった.

以上の結果から、本研究で構築した 4 次元変分法を用いることで、水質変数の再現性を向上させるこ とが可能であることが示された.特に、水質パラメータの修正には初期条件の再現性が十分に確保され ている場合に、効果が高いことを示した.

4.4.3 パラメータの変化

前述の通り,各同化ウィンドウにおいて水質変数の初期値を修正すると,栄養塩などの濃度が不連続 となり,領域内の総量が保存しなくなる.一方で,モデルパラメータの修正のみであれば,保存則を満 たす結果が得られる.そこでパラメータの変化について考察する.

図-4.10 に低次生態系モデルのパラメータに与えた摂動(ノイズ)に対する RMS の時間変化を示す. この図の縦軸は,全 37 パラメータに係数としてかけた初期摂動と1週間後(2012 年 8 月 8 日 00:00)の 摂動の推定値の差の2 乗平均平方根(RMS)を示している.まず,制御変数に初期値が含まれる DA2.2 (赤線)の場合,パラメータノイズの変化は小さいが,わずかに収束に向かっていることが分かる.一 方で,DA2.2 と同条件で制御変数をパラメータのみとした DA2.3 (青線)では、2 回目の同化ウィンドウ で RMS が大きくなり,パラメータが過剰に修正された後、1 週間後には.そこで,追加実験として初日 のみ初期値を修正し,その後は水質バラメータのみを修正した場合(DA2.4,紫線),パラメータの過剰 な修正を抑えることができた.このことから,DA2.3 (パラメータのみを修正)では初期値の不確実性に 起因するシミュレーション結果の再現性低下をパラメータの修正によって小さくしようとした結果,パ ラメータの過剰な修正が起きたと考えられる.つまり,実際のシミュレーションにおいては、真の初期



図-4.10 パラメータノイズの RMS の時間変化

値を入力できないことから、パラメータ推定を行う場合には、初期値の修正をあわせて行う必要がある ことが示唆される.

図-4.11 にパラメータの摂動の変化率を示す. 図には制御対象の 37 の水質パラメータのうち, 変 化のあった 20 パラメータを載せており, その他の水質パラメータにはほとんど変化が見られなかった. 縦軸の値は,同化計算開始時(2012 年 8 月 1 日 00:00)の値と 1 週間後(2012 年 8 月 8 日 00:00)の推定 値との差を平均推定値で正規化した値である. 負であれば真のパラメータに近づき,正であれば離れる ことを示している. この図から,同化によって推定したパラメータは真のパラメータから離れる可能性 があることを示唆している. 特に水質パラメータのみを修正した場合(DA2.3, DA3.1),真の値から離れ るパラメータの数が多い.

ただし、初期摂動が小さい場合は多少の変化で高い値を示してしまうため、図-4.12 に初期摂動と変化率の関係を示す.初期摂動が水質パラメータの背景誤差の 0.2 よりも低い場合は RMSE が上昇してしまうパラメータが多く、精度良く修正するためには、背景誤差の設定が大きすぎることを示唆している. 一方で、初期摂動が水質パラメータの背景誤差よりも大きい場合は RMSE が減少し易いことが分かる. そして、上述の結果が示している点と同様に、水質パラメータのみを推定した場合は、初期誤差が大き くとも RMSE が上昇する場合があるためやはり問題となることを示している..パラメータ推定には初期 値の推定を同時に行うべきであることが、改めて示されている.

98

第4章 水質の4次元変分データ同化のためのモデル構築と双子実験による検証



図-4.11 パラメータに与えた摂動の変化率



図-4.12 水質パラメータの初期摂動と変化率の関係

4.5 まとめ

本研究では、4次元変分法による水質データ同化システムを構築し、その有効性を双子実験により検証 した.以下に検証結果から得られたことを示す.

- 双子実験の結果,水温・塩分および11種の水質項目の状態変数の各同化ウィンドウにおける初期値に加え,低次生態系モデルの37パラメータを同時に推定することで,すべての状態変数の再現性を向上できることが示された.
- パラメータ推定のみの場合,修正されるパラメータは必ずしも真の値に収束するわけではないが, 初期値を共に推定することでより真の値に収束する傾向を示した。初期条件が十分に用意できてい る場合に最も効果が高い.ただし,初期値と共に推定した場合は,修正されるパラメータの数は少 なくなる。
- 計算値と観測値が大きい場合、その観測値をデータ同化に用いないようにする条件を導入したことで、沿岸域を対象に12時間の同化ウィンドウでも安定して同化計算を行うことができた。さらに、繰り返し計算の数を増やすことで、より多くの観測値を採用できる。
- 本実験の仮想観測点は定点自動観測が行われている地点としているため、今後の実観測データを用いた検証の精度を保証する結果となった。

参考文献

- 淡路敏之, 蒲池政文, 池田元美, 石川洋一: データ同化——観測・実験とモデルを融合するイノベーション, p.284, 京都大学学術出版会, 2009.
- Hu, J., K. Fennel, J.P. Mattern and J. Wilkin: Data assimilation with a local Ensemble Kalman Filter applied to a three-dimensional biological model of the Middle Atlantic Bight, Journal of Marine Systems, Vol.94, pp.145-156, 2012.
- Mattern, J.P., Fennel, K., Dowd, M.: Estimating time-dependent parameters for a biological ocean model using an emulator approach. J. Mar. Syst. 96–97, 32–47, 2012.
- Mattern, J.P., Dowd, M. and Fennel, K.: Particle filter-based data assimilation for a three-dimensional biological ocean model and satellite observations, J. Geophys. Res. Ocean. Vol.118, pp.2746–2760, 2013.
- Pelc, J.S., E. Simon, L. Bertino, G. El Serafy and A.W. Heemink: Application of model reduced 4D-Var to a 1D ecosystem model, Ocean Modelling, Vol.57-58, pp.43-58, 2012.
- Song, H., Edwards, C.A., Moore, A.M., Fiechter, J., 2016. Data assimilation in a coupled physical-biogeochemical model of the California Current System using an incremental lognormal 4-dimensional variational approach: Part 1-Model formulation and biological data assimilation twin experiments. Ocean Model. 106, 131–145.
- Toyoda, T., Awaji, T. and Masuda, S.: Improved state estimations of lower trophic ecosystems in the global ocean based on a Green's function approach, Progress in Oceanography, Vol.119, pp.90-107, 2013.

第5章 4次元変分法を用いた低次生態系モデルのデータ同化

5.1 はじめに

第4章では、沿岸域における水質の観測データをシミュレーションに直接同化するため、低次生態系 モデルを対象とした4次元変分法による同化手法を実装し、双子実験による検証を行った。その結果、低 次生態系モデルのパラメータや初期分布を最適化し、クロロフィルや DO だけでなく、栄養塩の再現性を も向上させる能力があることを示した。

双子実験では真値を既知と仮定していたが,実現象においては真値を知ることはできない.実際のシミ ュレーションにおいても,真の計算条件を用意することはできないため,初期値やパラメータの不確実性 だけでなく,モデルの不完全性や境界条件の不確実性が再現性低下要因となりうる.しかし,第4章で構 築した同化手法は,初期値とパラメータの不確実性のみを修正し,モデルの不完全性や境界条件の不確実 性は考慮していない.そのため,実観測値を同化する際には,初期値とパラメータの修正に何らかの影響 が生じる可能性がある.

そこで本章では、第4章で有効性を確認した同化手法を用いて、大阪湾における実観測値を同化し、水 質変動特性の再現性向上効果を検証・評価する.さらに、修正された制御変数からモデルの不確実性や境 界条件の不確実性について考察する.

5.2 方法

5.2.1 観測値

同化する観測値は、大阪湾水質定点自動観測システムによる水温、塩分、クロロフィル、DOの毎時の 鉛直分布である. 図-5.1 に観測地点の位置を、表-5.1 に各観測地点における観測項目、観測方法および 水深を示す.水温は 12 地点、塩分は 10 地点、クロロフィルおよび DO は 6 地点において観測されてい る.

101



図-5.1 大阪湾水質定点自動観測地点.TSCO:水温・塩分・クロロフィル・DO,TS:水温・塩分,T:水温の観測地 点,数字は観測地点番号を示す.

表-5.1 大阪湾水質定点自動観測システムにおける地点別の観測項目と観測方法

Sta.	設置場所	観測項目	観測方法
1	明石海峡航路東方灯浮標	水温, 塩分	固定式(1 層) ^{b)}
2	洲本沖灯浮標	水温, 塩分	固定式(1 層) ^{b)}
3	関空MT局	水温,塩分,クロロフィル,DO	自動昇降式 ^{a)}
4	神戸港波浪観測塔	水温,塩分,クロロフィル,DO	自動昇降式 ^{a)}
5	淀川河口	水温,塩分,クロロフィル,DO	固定式 (3 層) d)
6	阪南沖窪地	水温,塩分,クロロフィル,DO	自動昇降式 ^{a)}
8	神戸六甲アイランド東水路中央第三号灯標	水温	固定式(18 層) ^{e)}
9	浜寺航路第十号灯標	水温	固定式(18 層) ^{e)}
10	淡路交流の翼港	水温, 塩分	固定式(2 層) ^{c)}
11	須磨海づり公園	水温, 塩分	固定式(2 層) ^{c)}
12	大阪港波浪観測塔	水温,塩分,クロロフィル,DO	自動昇降式 ^{a)}
13	岸和田沖	水温、塩分、クロロフィル、DO	自動昇降式 ^{a)}

^{a)} 自動昇降式:海面より,-0.5m,-1m,以降 1m 間隔で着底水深まで.

^{b)} 固定式(1層):表層(海面より-1m)

^{c)} 固定式(2層):上層は海面より-1m,下層は海底より+1m.

^{d)} 固定式 (3 層): C.D.L.より, 上層は-0.7m, 中層-5.0m, 下層は-7.5m.

^{e)} 固定式(18 層):C.D.L.より,第 1 層は-3.5m(Sta.8)あるいは-6.5m(Sta.9),以降 0.5m 間隔.

5.2.2 流動水質モデル

大阪湾を対象とした 3 次元流動水質モデルの計算条件は,第 2 章で実施した精度検証時と基本的に同 じとするが,本実験の計算期間は 2012 年 8 月の 1 ヶ月間とし,初期値は精度検証に用いた計算結果の 2012 年 8 月 1 日の値とする.計算期間における外力条件を図-5.2 に示す.大阪では 2012 年 8 月 14~15 日にかけて降雨があり,大阪湾への主要な流入河川である淀川,大和川からピーク流量がそれぞれ約 800, 400 m³/s となる出水があった.出水後の 16~17 日は快晴となっており,後述するように,湾奥のクロロ フィル濃度が高くなる藻類のブルームが起きている.その後も比較的,高気圧の穏やかな天気となってい る.


図-5.2 計算期間(2012年8月)における外力条件.上からSta.4神戸港波浪観測塔における風ベクトル,淀川および 大和川の流量(m³/s),大阪管区気象台における降水量(mm/h),気温(℃),気圧(hPa),湿度(%),雲量 (0:快晴,10:曇り),全天日射量(w/m²)を示す.

ケース名	制御変数	略称
DA1.1	水温・塩分・水質変数の初期値+水質パラメータ	IC+P
DA2.1	水温・塩分の初期値+水質パラメータ	PhyIC + P
DA2.2	1 週間目:水温・塩分・水質変数の初期値+水質パラメータ 2 週間目以降:水温・塩分の初期値+水質パラメータ	PhyIC+P(1week:IC+P)
DA3.1	水質パラメータ	Р

表-5.2 検討ケース

5.2.3 データ同化の設定

(1) 制御変数

修正される制御変数は、第4章の双子実験と同様に、水温、塩分、水質変数(低次生態系モデルの変数 11項目)それぞれの初期値および低次生態系モデルの37パラメータ(温度活性係数などの一部を除く) とする.第4章で行った双子実験の結果、制御変数の組み合わせによってパラメータの推定結果が異な ることが示されたため、表-5.2に示すような検討ケースを用意し、結果を比較する.ただし、境界条件、 外力条件およびモデル誤差は制御変数に考慮していない.

(2) 背景誤差

初期値の背景誤差標準偏差は,第4章で用いた値と同じ値を用いる.相関スケールは水温,塩分,水質 変数のすべてで共通とし,水平方向は10km,鉛直方向は3mとする.水質パラメータの背景誤差標準偏 差は,各同化ウィンドウにおける同化前の値の10%とする.

(3) 観測誤差

観測値はガウス分布に従う独立な誤差を持ち,各データの誤差に時空間的な相関はないと仮定する. 観 測誤差の標準偏差は観測塔に設置された自動昇降式の計測機器によって取得された値と,現地にて別途 計測機器を下ろして取得した値との差の標準偏差とする. **表-5.3** に観測項目ごとに求めた観測誤差標準 偏差を示す.水温,塩分,DOについては,当システムの神戸港波浪観測塔(Sta.4)における自動観測値 と,2016年7,8月に同地点において下ろした多項目水質計(Hydrolab DS5X)による観測値との差を用 いた.一方,クロロフィルの自動観測値は,多項目水質計による簡易的なクロロフィルa蛍光強度(ウラ ニン換算値)であり,海洋観測指針 6.3.3.1 (気象庁,1999)に従うより詳細な分析値とは異なるため,当 システムの観測塔 6 点において採水と分析を行い,蛍光強度から分析値への換算係数を求め,換算後の 各自動観測値と採水分析値との差を用いた.

表-5.3 観測誤差標準偏差

変数	標準偏差	単位	利用した観測値
水温	0.40	°C	自動観測値と現地観測値(Sta.4)
塩分	0.26	-	自動観測値と現地観測値(Sta.4)
クロロフィル	2.4	mgChl/m ³	換算後の自動観測値と現地採水分析値(6 地点)
DO	0.59	mgO ₂ /L	自動観測値と現地観測値(Sta.4)

(4) その他

繰り返し計算の外部ループは5回,内部ループは3回とする.外部ループでは,(4.2)式の品質管理条件による観測値のフィルタリングを行うことでアジョイントモデルの数値的安定性を確保している.同 化ウィンドウは1回で12時間とし,各同化ウィンドウの終了時刻における同化された計算値および水質 パラメータを,次回の同化ウィンドウの初期値および水質パラメータとし,同化ウィンドウを連続的につ なげて計算を進める.

5.3 結果

5.3.1 鉛直分布

図-5.3~5.6 に神戸港波浪観測塔(大阪湾水質定点自動観測システム Sta.4) における 2012 年 8 月の鉛 直分布の平均値および鉛直分布の時間変化を示す.上から,(a)観測値,(b)同化なしの計算値,(c)同化計 算値(DA1.1),(d)初期値の修正量を示している.平均鉛直分布(左図)において,観測値では各観測層 (海面下 1.0 m から 1.0 m ごと)の平均濃度を層ごとの平均水深に示しており,計算値では s 座標系 20 層 ごとの平均濃度を各層の平均水深に示している.鉛直分布の時間変化(右図)については,基準水深から の各定義水深の値を RBF(放射基底関数)で内挿しており,外挿は行っていない.

まず,各変数ともに(c)同化後の計算値が,(a)観測値に近づき,(b)同化なしの計算値よりも観測値をよ りよく再現できていることがわかる.次に,(d)初期値の修正量に着目すると,水温(図-5.3)および DO (図-5.6)については,初日の中層における修正量が最も大きいが,塩分(図-5.4)およびクロロフィル (図-5.5)については,初日における修正量は大きくなく,期間を通して常に表層(水面下 4.0 m 以浅) における修正量が大きいことが分かる.平均鉛直分布でも表層の修正量が大きい.さらに15日の出水後 だけでなく,出水前における修正量も大きい結果となった.

水温については,初日の中層における負の修正量が最も大きいが,平均鉛直分布ではむしろ,中層を除 く表層および底層において,負の修正が行われており,中層では正の修正に転じている.表層では河川水 の移流や海面の熱フラックスなど多くの因子が影響していると考えられる.一方で,中層での正の修正は 日周期で変動していることから,下向き短波放射による水温上昇が上手く再現できていない可能性が考 えられる.さらに底層での負の修正については第2章でも触れたように,海底への熱フラックスを無視 している点が一因として考えられる.

DO については、初日における修正量が最も大きいが、それ以降における修正量も大きく、ばらつきも大きい.特に8月8日から11日における中層では強い負の修正がなされており、負の修正量のピークは貧酸素水塊(3.0 mgO₂/L 以下)の上端に位置している.

105



図-5.3 神戸港波浪観測塔(Sta.4)における 2012 年 8 月の水温の鉛直分布(左図)とその時間変化(右図).(a)観測 値,(b)同化なしの計算値,(c)同化後の計算値,(d)同化による初期値の修正量.右図における点および実線 (と網掛け)は平均値,エラーバーおよび点線は標準偏差を示す.



 図-5.4 神戸港波浪観測塔(Sta.4)における 2012 年 8 月の塩分の鉛直分布(左図)とその時間変化(右図).(a)観測 値,(b)同化なしの計算値,(c)同化後の計算値,(d)同化による初期値の修正量.右図における点および実線 (と網掛け)は平均値,エラーバーおよび点線は標準偏差を示す.



図-5.5 神戸港波浪観測塔(Sta.4)における 2012 年 8 月のクロロフィルの鉛直分布(左図)とその時間変化(右図).
 (a)観測値,(b)同化なしの計算値,(c)同化後の計算値,(d)同化による初期値の修正量.右図における点および実線(と網掛け)は平均値,エラーバーおよび点線は標準偏差を示す.



 図-5.6 神戸港波浪観測塔(Sta.4)における 2012 年 8 月の DO の鉛直分布(左図)とその時間変化(右図).(a) 観測 値,(b)同化なしの計算値,(c)同化後の計算値,(d)同化による初期値の修正量.右図における点および実線 (と網掛け)は平均値,エラーバーおよび点線は標準偏差を示す.



図-5.7 表層クロロフィルの(a)同化なしの計算値,および(b)同化後の計算値(DA1.1)の平面分布. 左から計算 開始時(2012年8月1日),計算開始1週間後(8月8日),1ヶ月後(9月1日)の深夜0時を示し,丸印で 観測値を同時に示している.

5.3.2 平面分布

図-5.7 に各時刻における表層クロロフィルの(a)同化なしおよび(b)同化後の計算値と観測値の平面 分布を示す.同化後の計算値は代表として初期値および水質パラメータを修正したケース DA1.1 を用い ている.観測値は水面下 1.0 m で観測された値を示し,計算値は観測値の水深へと鉛直方向に線形で補間 した値を示す.同化なしの計算値は第2章における精度検証に用いた値であり,クロロフィルの平均的 な年間の変動を再現できていたが,夏季における湾奥の表層のクロロフィル量を過大に計算していた.図 の(a)が示すように,湾奥の Sta.4 神戸港波浪観測塔や Sta.12 大阪港波浪観測塔において,計算値が観測 値よりも高い値を示しているたが,図の(b)では,湾奥の計算値が観測値に近くなっていることが分か る.同化計算開始時(2012 年 8 月 1 日 00:00)の左図では湾奥を中心に計算値が変化しているが,同化開 始から 1 週間後(8 月 8 日 00:00)の中央図では湾西部における計算値が減少し,同化開始から 1 ヶ月後 (9 月 1 日 00:00)の右図においても同様に湾西部の計算値は低いまま保たれている.

同様に,図-5.8 に各時刻における底層 DO の(a)同化なしおよび(b)同化後の計算値と観測値の平面 分布を示す.計算値は計算格子の最下層の中心における値であり,観測値は計算値の水深に最も近い水深



 図-5.8 底層 DO の(a) 同化なしの計算値,および(b) 同化後の計算値(DA1.1)の平面分布. 左から計算開始時 (2012 年 8 月 1 日),計算開始 1 週間後(8 月 8 日),1ヶ月後(9 月 1 日)の深夜 0 時を示し,丸印で観測値 を同時に示している.

で観測された値を示している.精度検証時の計算値は,DOの平均的な季節変動をよく捉えていたが,夏季の湾奥における密度躍層以深から底層にかけての低酸素状態の再現性が低く,観測値よりも高いDO濃度を示していた.図の(a)の同化なしの計算値をみると,8月1日には北部港湾域から東岸沿いに南へと貧酸素水塊(3 mg/L 以下)が広がり,観測値をよく追従しているが,8月8日では東岸沿いの貧酸素水塊が小さくなり,9月1日も同様に小さいままで,底層DOの計算値は観測値よりも高い値を示している.図の(b)では,各時刻においても同化により計算値が観測値に近い値を示している.特に東岸沿いの貧酸素水塊を再現できていることが分かる.

5.4 考察

5.4.1 評価関数

図-5.9 に繰り返し計算中の評価関数 J の変化を示す. 前章の双子実験との違いを考察するため, (a)疑 似観測値を同化した場合(第4章 DA1.1)と, (b)実際の観測値を同化した場合として本章の DA1.1 の結

111



(b) 実際の観測値を同化した場合(本章 DA1.1)

図-5.9 各同化ウィンドウにおける繰り返し計算中の評価関数の変化. 横軸は繰り返し計算回数, 縦軸(左) は評価関数の対数, 縦軸(右) は0回目の値で正規化した評価関数.

果を示している.前章の計算期間は1週間(12時間の同化ウィンドウ14回)であったため,(b)でも同じ 計算期間における14回分の評価関数を示している.各図の横軸は繰り返し計算回数,左図の縦軸は対数 変換した評価関数,右図の縦軸は0回目を1として正規化した評価関数である.繰り返し計算の0回目 とは,初回の接線形モデルにおける修正量δzが0の場合の評価関数である.1,2,3回目が内部ループに よる繰り返し計算,4回目が外部ループによる更新を反映した計算であり,この4回1セットが外部ルー プの回数分(5回)繰り返される.外部ループでは,内部ループの繰り返し計算で求められた制御変数z+ δzを非線形モデルに入力することで,データミスフィットdを更新する.つまり,3回目と4回目は,制 御変数の修正量δzは同じであるが,データミスフィットdが異なるため,制御変数Jの値も異なる.

図-5.9 (a)の疑似観測値を同化した場合,繰り返し計算による最終的な評価関数は0回目に比べて平均で60%となった.初回の内部ループ(1~3回目)における減少が顕著であり,変化が緩やかになる傾向であった.一方で,図-5.9 (b)の実際の観測値を同化した場合,最終的な評価関数は0回目に比べて平均85%となり,疑似観測値の場合よりも変化が少なかった.疑似観測値は真値と仮定した計算値より抜き出した値であるため,条件さえ整えば完全に再現することができる値である.条件を変えて求めたシミュレーション値における誤差も,真値がわかっているために簡単に見積もることができる.正規化

112



図-5.10 パラメータの推定結果の時間変化.縦軸は推定前のパラメータ値で正規化したパラメータ値.

された制御変数がまれに1以上となる理由は、観測値の品質管理条件(4.2)式によって採用されていな かった観測値 y が外部ループで再評価され、データミスフィット d に考慮されたためである.

5.4.2 パラメータの推定値

最後に、各ケースにおいて推定されたパラメータについて考察する.図-5.10に各ケースにおけるパラ メータの推定値の時間変化を示す.縦軸は推定前のパラメータ値で正規化している.各ケースで推定パラ メータの推移は様々であり、推定前の値から大きく離れるパラメータもあった.各ケースの特徴を比較す るため、図-5.11に推定されたパラメータの変化率の RMS 値の推移を示す.パラメータの変化率の RMS 値とは、推定された各パラメータ値を第2章の精度検証時に用いたパラメータ値で除した値の RMS(二 乗平均平方根)である.この値の絶対量に重要な意味は無いが、推定されたすべてのパラメータの変化の 傾向を読み取ることができる.まず、水温・塩分・水質項目すべての初期値を制御変数に加えた DA1.1 で は、同化開始から徐々に変化し、同化計算終了時までほぼ単調に増加している.同化計算終了時には他の どのケースよりも RMS が大きくなり、今後も増加を続ける可能性も考えられるため、検討にはさらなる 長期間の同化計算が必要となることを示唆している.次に、水質パラメータのみを推定した DA3.1 の場 合、開始から3日目で変化率がピークとなり、その後4日程で約0.2 まで下がっている.さらに中旬に



図-5.11 全水質モデルパラメータに対する変化率の RMS 値



図-5.12 水質モデルパラメータの変化率

増加した後も RMS の変動が大きい.3日目でピークをとった理由は、同化計算開始時に含まれる水質項 目のバイアスを水質パラメータのみで修正しようとしたためであると考えられる.一方で、水温・塩分の 初期値を同時に修正した DA2.1 の場合、水質パラメータの変化率が7日目でピークとなる.これは DA3.1 よりも遅く、ピークの RMS も小さい値である.その後も中旬で緩やかなピークをとるが、その後の変動 は小さく安定している.DA2.1 と同様の条件に加え、はじめの1週間のみ水質初期値の修正を追加した DA2.2 では、前半は DA1.1 と同様に徐々に変化し、後半で緩やかなピークをとった後は最も RMS が小さ くなった.

図-5.12 に各ケースにおける水質モデルパラメータの変化率,表-5.4 に計算期間終了時(2012年9月1日00:00)の推定値を示す.水質パラメータの変化率は、同化計算によって推定されたパラメータの2012年9月1日における値を第2章の精度検証時に用いた水質モデルパラメータ値で除した値である.制御 変数とした 37 個の水質パラメータのうち、±10%以上の変化があったパラメータのみを図示している. 実験ケースは水質パラメータを制御変数に含めた4ケースである.まず、制御変数の選択が異なることで、推定されるパラメータは様々な値をとることがわかる.特に水質の初期値を制御変数に含めたDA1.1の場合、植物プランクトンの増殖速度(Vp0)が約3.5倍になった.この値は過去の文献で用いられた参考値とは多く離れため、適切な値ではないことが明らかである.同化計算では、クロロフィルの観測値を 再現するためにバランスを取るために、植物プランクトンの増殖速度の増加に伴い、その他のパラメータの中には参考値から離れた値を示すパラメータがあることが分かる.

表-5.4	各検討ケースにおけるパラメータの推定値(2012 年 9 月 1 日).パラメータはコード名で表記している.	(各パ
	ラメータの詳細は第 2 章の表-2.5 および第 4 章の表-4.4 を参照)	

Parameter	Default value	DA1.1	DA2.1	DA3.1
AttSW	0.2952	0.1795	0.3351	0.1715
AttChl	0.0302	0.0180	0.0459	0.0193
Vp0	3.2000	11.4167	2.6938	8.9173
I_thNH4	0.0095	0.0095	0.0095	0.0095
D_p5NH4	0.1000	0.1001	0.1023	0.1050
NitriR	0.0500	0.0489	0.0621	0.0688
K_NO3	1.4000	1.9544	1.3426	1.3469
K_NH4	1.4000	1.0799	1.3655	1.0533
K_Phy	1.0000	1.0397	1.3676	1.1944
Chl2C_m	0.0535	0.0381	0.0769	0.0286
PhyCN	6.6250	4.7195	9.5211	3.5422
PhyIS	0.1250	0.3206	0.1133	0.1778
PhyMR	0.1000	0.1078	0.1715	0.2743
ZooAE_N	0.7500	0.7460	0.8273	0.7868
ZooBM	0.1000	0.0964	0.1192	0.1139
ZooER	0.1000	0.0971	0.1048	0.1051
ZooGR	0.5000	0.5758	0.6650	0.3033
ZooMR	0.0250	0.0249	0.0249	0.0251
LDeRRN	0.0500	0.0486	0.0609	0.0851
CoagR	0.0050	0.0056	0.0055	0.0060
SDeRRN	0.0500	0.0488	0.0736	0.0803
wPhy	0.1000	0.1019	0.1104	0.1115
wLDet	1.0000	1.0007	1.0000	1.0025
wSDet	0.1000	0.1000	0.1000	0.1000
K_Nitri	3.0000	3.0012	2.9537	2.8961
K_Denit	3.1250	3.1245	3.1250	3.1250
DenitR	0.0500	0.0500	0.0500	0.0500
K_PO4	33.3300	33.7605	22.8225	36.5798
PhyPN	0.0625	0.0581	0.0775	0.0493
ZooPN	0.0625	0.0625	0.0609	0.0612
K_DO	3.0000	2.9910	2.9086	2.7741
LDeRRP	0.0500	0.0500	0.0493	0.0495
SDeRRP	0.0500	0.0500	0.0491	0.0500
R_SODf	2000	1639	3383	3864
R_NH4f_max	74.1000	73.5809	74.1487	74.1055
R_PO4f_max	40.0000	40.0002	39.9993	39.9888
K_DO_npflux	2.0000	1.9954	2.0003	1.9987

5.5 まとめ

前章で構築した 4 次元変分法による沿岸域を対象とした水質項目の同化手法を用いて,大阪湾で観測 された水温・塩分・クロロフィル・DO の鉛直分布の時系列と3次元流動水質シミュレーションを同化し, 大阪湾における栄養塩循環の時空間解析の高度化を行った.

本研究で用いた水質モデルの変数は 11 項目のうち, 観測される変数はクロロフィルと DO の 2 項目で あり, 観測地点は 6 地点に限られているにも関わらず, 前章の双子実験では, 同化された計算値は全水質 項目の RMSE を減少させ, 水質の時空間構造をより精度良く再現し得た.本章で, 実際の観測値を同化 した場合でも, 観測値に対する RMSE が減少したことから, クロロフィルおよび DO のみならず, 他の 水質モデルの変数についても再現性が向上したと考えられる.

栄養塩等の水質項目の時空間解析には制御変数として初期値を加える必要がある.水質モデルの課題 点はパラメータの値だけでなく、モデルの不完全性による部分があるためである.水質モデルは対象と する海域で起きる現象に合わせたモデル化が必要である.例えば大阪湾のような閉鎖性内湾ではブルー ムの時期や発生位置が異なり、複数種の植物プランクトンが競合している.このような現象に着目し、 より多くの水質項目を導入したモデルの開発も勧められているが、観測データの不足や未知パラメータ が増えるという問題も重なり、モデル化には未だに改良の余地があることが知られている.このように 実務上は、水質モデルには必ず不完全な部分があるので、制御変数には初期値とパラメータ値を加える 必要がある.

物理場の再現性が高くない場合,水質の初期値やモデルパラメータを修正しても再現性は向上しにくい.特に出水後に見られる塩分の広がりの再現性が良くない場合,出水により陸域から供給される高濃度の栄養塩分布の再現性も良くないため,クロロフィルの増加を上手く捉えられず,観測値を同化しても再現が難しくなることから,物理場の推定も同時に行う必要性があると示唆される.

第6章 結論

本研究では、沿岸域の観測データを有効利用することで、より高精度な流動水質シミュレーションを行 うため、新たに 4 次元変分法による低次生態系モデルへのデータ同化手法を開発し、その適用性につい て検討を行った. 各章で得られた知見を以下にまとめる.

第1章では、序論として本研究の背景、目的、および論文の構成を述べた。

第2章では、富栄養化や貧酸素水塊などの水環境問題を抱える河口沿岸域や閉鎖性内湾を対象とした 水質シミュレーションにおける課題点を抽出するため、瀬戸内海東部における約30年間の観測データを 用いて季節変動調整法による時空間解析を行い、水質変動特性の把握を試みた.近年、瀬戸内海では貧栄 養化の傾向が指摘されているが、表層 COD には減少傾向は見られず、わずかな上昇傾向が認められた. 一方で、大阪湾では淡水と塩水の混じり合う潮汐フロントを境に表層 COD の季節変動や不規則変動に明 確な違いが見られた.底層 DO は過去10年間に明らかなトレンドは見られなかった.一方で、大阪湾で は北部の港湾域と東岸沿いでは季節変動に違いが見られた.そこで、これらの詳細を明らかにするために 大阪湾を対象に3次元流動水質シミュレーションを行った結果、湾奥部における流動構造や水質分布に 及ぼす河川水流入の影響、湾奥部の貧酸素化とその空間的な特性などを捉えることができた.しかし、夏 季の表層クロロフィル濃度の過大評価や貧酸素水塊の空間構造の再現に課題が残った.

第3章では、流動水質シミュレーションの再現性向上を目的に、4次元変分法によるデータ同化手法を 導入し、流速・水温・塩分データの同化計算を行った。海洋レーダや ADCP による流速データを同時に 同化したことにより、流動構造の再現性が向上した。しかし、計算の不安定性により、長時間の逆伝播計 算が行えず、4次元変分法の利点を十分に活かすことができなかった。これまでの研究により外洋を対象 とした4次元変分法の有用性が示されてきたが、本研究で明らかとなった4次元変分法の適用性に関す る課題は、内湾の流動水質解析において解決しなければならない新たな課題と言える。解決手法の一つと して、同化計算中における水位変化を固定し、密度の逆伝播のみを行うよう簡易化することで数値的安定 性が向上し、12時間以上の逆伝播計算においても安定した解が得られるようになった。水温・塩分デー タの同化による流動・密度構造の再現性向上は、水質構造の再現性向上にも繋がった。そして、水質変動 の再現性向上には水温・塩分データだけでなく、水質データを直接同化する必要性が示唆された。

第4章では、4次元変分法を用いて低次生態系モデルにおける11変数の初期値およびモデルパラメー タを推定することで、水質変動の再現性を向上させるため、新たに低次生態系モデルの誤差を逆伝播させ るためのアルゴリズムを構築した.このアルゴリズムの適用性を評価するため,仮想データの同化計算実 験を行った.その結果,水質変動の再現性向上のためには,モデル変数の初期値とモデルパラメータの推 定を同時に行うべきであることが示唆された.さらに,初期値に十分な精度が見込める場合は,モデルパ ラメータの推定だけでもクロロフィルや栄養塩濃度の再現性が向上することが示された.

第5章では,第4章で構築した新たなアルゴリズムを用いて実際の観測データを流動水質シミュレーションに同化した結果,高い再現性を有するクロロフィルおよび DO の計算結果を得ることができ,観測 データを同化させていない栄養塩の再現性をも向上させることが示された.さらに,初期値の修正量や推 定されたパラメータ値の変化から,境界条件やモデル誤差に起因する再現性低下の要因の存在が示され, 本アルゴリズムの改良の余地が示唆された.

最後に、本研究で扱うことができなかった課題点と今後の展開について触れておく.

本研究で用いた 4 次元変分法によるデータ同化では,状態変数の初期値や水質モデルパラメータのす べての誤差分布を正規分布に従うと仮定した検討を行った. この仮定は 4 次元変分法の理論展開に必要 な仮定であるが,生態系モデルの水質項目やパラメータは正規分布に従うとは考えにくいものがある.特 に水質項目は濃度で表され,非負の値しか取らないが,DO などは0付近の値を取ることがあるため,正 規分布に従うとの仮定では修正後の値が負になる可能性を含んでいる.本研究の場合,非負の制御変数が 修正後に負になってしまう場合は0 に上書きするように対処したが,最新の研究では誤差分布の変換や アンサンブル計算により誤差分布を逐次更新するハイブリッド型の4次元変分法なども提案されており, 今後これらの導入を検討している.さらに,湾奥における表層クロロフィルや底層 DO のさらなる再現性 の向上には,第5章で明らかとなったように,初期値および水質パラメータだけでなく,他の再現性低下 要因を突き止める必要がある.例えば,河川境界における流量や水質濃度,海面における風応力,海底面 における物質フラックスなどが考えられる.そのため,これらの計算条件を制御変数として扱う評価関数 を構築し,さらなる解析を進めたいと考えている.

本研究で開発した水質データ同化システムの利点は、今まで手作業で行われていたキャリブレーショ ンを自動化できることにある.それぞれの対象海域に応じた適切な低次生態系モデルパラメータを推定 することで、解析を要する海域への適用を柔軟に行えるようにし、水環境問題の原因究明や、施策の評価 をより迅速に行うことができる.また、上記の課題を克服し、モデル誤差やより多くの入力条件を修正す ることができるようになった次第には、従来のキャリブレーションでは発見しにくかった数値モデルの 不完全性や入力条件の不確実性に着目することができる.これによって流動水質シミュレーションにお ける再現性の低下要因を網羅的に追求することを可能にし、シミュレーション結果の再現性向上だけで なく、数値モデル自体の改良へとつなげられると考えている.

本研究で開発のベースとなった ROMS をはじめ,現在沿岸域の流動水質シミュレーションに利用され ている数値モデルの多くはオープンソース化が進んでいる.ソースコードを積極的に他の研究者に公開 することで,情報を共有や問題点の発見につなげ,日々活発な開発が進められているのである.本研究で 開発した水質データ同化システムは今後,モデルの開発者や使用者で構成されるコミュニティに公開し, ブラッシュアップを続ける予定である.本研究の成果が世界中の沿岸域における水環境問題の解決に向 けた研究の一助となり,沿岸域の生態系と人間との共生に資すること切に願う.

	付録 A:記号-	-覧(生	態系モデルノ	ペラメー	-タを除く)
--	----------	------	--------	------	--------

	*
	央大义子
В	背景誤差分散共分散行列
\mathbf{B}_0	初期値の背景誤差分散共分散行列
С	水温,塩分,生態系モデルの状態変数
C_{ds}	バルク係数(-)
C_s	鉛直方向の座標変換関数(-)
D_u, D_v, D_C	<i>u, v, C</i> の水平粘性項
F_u, F_v, F_C	<i>u, v, C</i> に対する外力項
Н	線形の観測行列
H_z	鉛直方向の層厚(m)
J	4 次元変分法における評価関数
K_m	鉛直渦動粘性係数(m²/s)
K_C	鉛直渦動拡散係数(m²/s)
Р	静水圧(kg/m ³ /s ²)
R	観測誤差分散共分散行列
R _{Bio}	生物化学的反応による生成消滅項

英小文字

d	データミスフィット
f	コリオリパラメータ(f 平面近似)
g	重力加速度(m/s ²)
h	基準面からの水深(m)
h_c	最小厚さ(m)
δp	生態系モデルパラメータの修正量
S	非線形変換された海水面からの鉛直上向きの s 座標(m)
t	時間 (s)
и	x方向の流速(m/s)
<i>u</i> ′	x方向の流速の微小変動成分(m/s)
u _w	x方向の風速(m/s)
υ	y方向の流速(m/s)
υ'	y方向の流速の微小変動成分(m/s)
v_w	y方向の風速(m/s)
w	s方向の流速(m/s)
w'	s方向の流速の微小変動成分(m/s)
x	東西方向デカルト座標(m)

		LΖ	5=	1
- 1	١	1	辺	Ŕ

英小文字(続き)

ギリシャ文字

θ_S	形状パラメータ(表層)
θ_B	形状パラメータ(底層)
σ	鉛直方向σ座標(-)
σ_b	背景誤差標準偏差
σ_o	観測誤差標準偏差
Ω	s方向の流速(1/s)
ρ	密度(kg/m ³)
$ ho_0$	海水の基準密度(kg/m³)
$ ho_{air}$	大気の密度(kg/m ³)
ζ	基準面からの水位 (m)
ν	動粘性係数(m²/s)

付録 B:海底熱フラックスの概算

底泥の 1 次元熱拡散シミュレーションによって,沿岸域における海底の熱フラックスについて概算する.以下に用いた関係式を示す.

・フィックの法則

$$\frac{Q_T}{\rho_0 c_p} = -k \frac{\partial T}{\partial z}$$
$$\frac{\partial T}{\partial t} = k \frac{\partial^2 T}{\partial z^2}$$

·熱拡散係数

$$k = k_w^{\phi} + k_s^{1-\phi}$$
$$k_w = \frac{K_w}{\rho_0 c_p}$$

ここで、*T*:温度 (°C)、*Q_T*:熱フラックス (W m²)、*k*:熱拡散係数 (m² s⁻¹)、*k_w*:間隙水の熱拡散係数 (m² s⁻¹)、*k_s*:固体粒子の熱拡散係数 (m² s⁻¹)、*φ*:間隙率 (=0.7)、*K_w*:水の熱伝導率 (=0.6 W m⁻¹ K⁻¹)、 ρ_0 :海水の基準密度 (=1025.0 kg m⁻³)、*c_p*:海水の比熱 (=3985.0 J kg⁻¹ K⁻¹) である. 固体粒子は すべて泥質と仮定し、松林ら (2009)の泥質の熱拡散係数*k_s*=1.41×10⁻⁶ (m² s⁻¹) を用いる. このと き、*k*=2.90×10⁻⁷ (m² s⁻¹) となった. この値は、平野部における地下温度の熱拡散シミュレーションの 既往研究 (内田ら、1999) で用いられた 5.78×10⁻⁷ (m² s⁻¹) よりも小さい値である. 計算条件は、時間 の刻み幅 100 s、層厚 0.01 m、最上層の泥温は直上水と同じ温度とし、直上水を外力条件として正弦関数 で与える. 全層 20°C で計算をはじめ、1 年目を助走計算、2 年目を本計算とする. 海面の熱フラックス は 1 層目と 2 層目の水温差Δ*T*より求める.

図-B1 に底泥温度の計算結果の鉛直分布を示す.泥温は直上水の影響を受けて変化し、その影響は-6.0 m 付近まで届いている. それ以深は、約 20℃ に収束し、直上水温の平均値に近い値である.

図-B2 に直上水温の境界条件と熱フラックスの計算結果をしめす. 熱拡散シミュレーションより求め た海底の熱フラックスの大きさはもっとも値の大きいときで±10 W m⁻² 程度であり, 直上水温のピーク を迎える前にピークとなる. 図-B3 に第 2 章の流動シミュレーションにおける水温および海面の正味の 熱フラックスの月平均値を示す. 海面からの熱フラックスに比べると海底の熱フラックスは小さいこと がわかる. そのため, 沿岸域における多くの流動モデルでは, 海底の熱フラックスを0 としているが, 上 述の熱フラックス 10 W m⁻² は, 例えば層厚 5 m の海水を1 ヶ月かけて 1.3℃ 上昇させる強さである.



付録

図-B1 底泥温度の解析結果の鉛直分布



参考文献

- 松林修,後藤秀作:海底堆積物の熱物性の見積もり方法について,物理探査, Vol. 62, No. 6, pp. 656-574, 2009.
- 内田洋平, 佐倉保夫:濃尾平野における地下温度プロファイル, 地質調査所月報, 第 50 巻, 第 10 号, p. 635-659, 1999.

付録 C: アジョイントコードの作成方法

C1 非線形モデル (Nonlinear model)

栄養塩濃度などの状態変数 x の更新式を以下のように定義し、オイラー法を用いて離散化する.

$$\frac{\partial x}{\partial t} = ax + b \tag{A.1}$$

$$x_t = x_{t-1} + \Delta t (ax_{t-1} + b)$$
(A.2)

ここで、 x_t :時刻tにおけるx、 Δt :時間の刻み幅、a:xの変化速度パラメータ、b:外力である。簡単のため線形方程式を用いているが、流動モデルや低次生態系モデルの更新式は非線形項を含むため非線形モデル(Nonlinear model)と呼ぶこととする。(A.2)式を Fortran で書くと以下となる。

do t=1, NT x(t)=x(t)+dt*(a*x(t-1)+b) end do

C2 接線形モデル (Tangent linear model)

4 次元変分法における評価関数の最小化に用いる随伴モデル(Adjoint model)の作成には、非線形モデルをテーラー展開した接線形モデル(Tangent linear model)の作成が必要である。以下に主な接線化の対応表を示す。

非線形モデル	接線形モデル
f = cx	f' = cx'
f = xy	f' = x'y + xy'
$f = \frac{c}{x}$	$f' = -c\frac{x'}{x^2} = -f\frac{x'}{x}$
$f = \frac{x}{y}$	$f' = \frac{(x'y - xy')}{y^2}$
$f = \frac{c}{c+x}$	$f' = -f\frac{x'}{c+x}$
$f = \frac{x}{x+y}$	$f' = \frac{x' - f(x' + y')}{x + y}$
$f = \max(x, y)$	$c = \operatorname{sgn}(x - y)$
	f' = (0.5 + 0.5c)x' + (0.5 - 0.5c)y'

$$f = \min(x, y) \qquad c = \operatorname{sgn}(y - x) \\ f' = (0.5 + 0.5c)x' + (0.5 - 0.5c)y'$$

付録

接線形モデルの作成には、制御変数に何を含めるかによって展開が異なるため、以下に制御変数として、状態変数 x の初期条件のみとした場合と、パラメータ a を含めた場合を示す.

C3 アジョイントモデル (Adjoint model)

(1) 状態変数 x の初期条件のみの場合

・接線形モデル

$$x'_{t} = x'_{t-1} + a\Delta t \cdot x'_{t-1}$$
(A.3)

ここで、 x'_t :時刻tにおけるxの微小変動成分である. (A.3)式を Fortran で書くと以下となる.

```
do t=1, NT t _ x (t)=t l_x (t)+dt*a*t l_x (t-1) end do
```

・アジョイントモデル

$$x_{t-1}^{ad} = x_{t-1}^{ad} + a\Delta t \cdot x_t^{ad} \tag{A.4}$$

$$x_t^{ad} = 0 \tag{A.5}$$

ここで、 x_t^{ad} :時刻tにおけるxに対する制御変数の傾きである. (A.4)式で時間逆方向(初期時刻に向かう 方向)に伝播させ、(A.5)式で現在の時刻における値をクリアする. (A.4)~(A.5)式を Fortran で書くと以下 となる.

```
do t=NT, 1, -1

adfac=dt*ad_x(t)

ad_x(t-1)=ad_x(t-1)+dt*a*ad_x(t)

ad_x(t)=0.0d0

end do
```

(2) 状態変数 x の初期条件とパラメータ a の場合

・接線形モデル

$$x'_{t} = x'_{t-1} + \Delta t \left(a' x_{t-1} + a x'_{t-1} \right)$$
(A.6)

(A.6)式を Fortran で書くと以下となる.

```
do t=1, NT t|_x(t)=t|_x(t)+dt*(t|_a*x(t-1)+a*t|_x(t-1)) end do
```

・アジョイントモデル

$$x_{t-1}^{ad} = x_{t-1}^{ad} + \Delta t \cdot a x_t^{ad}$$
(A.7)

$$a^{ad} = a^{ad} + \Delta t \cdot x_{t-1} x_t^{ad} \tag{A.8}$$

$$x_t^{ad} = 0 \tag{A.9}$$

(A.7)~(A.9)式を Fortran で書くと以下となる.

```
do t=NT, 1, -1

adfac=dt*ad_x(t)

ad_x(t-1)=ad_x(t-1)+a*adfac

ad_a=ad_a+x(t-1)*adfac

ad_x(t)=0.0d0

end do
```

謝辞

本研究を遂行する上で、多くの方々に多大なご支援を頂きましたことをここに示します.

本研究は、大阪大学大学院工学研究科 西田修三教授のご指導のもとに行われたものです、学部4年生、 博士前期および博士後期課程までの6年間、研究室での生活から、研究に対する考え方の指針まで、多大 なご指導を賜りました.ここに深甚なる感謝の意を表します.

大阪大学大学院工学研究科 入江政安准教授には,研究内容の直接のご指導から留学に関するあらゆる 面でお世話になりました.ここに深く感謝の意を表します.大阪大学大学院工学研究科 青木伸一教授お よび大阪大学大学院工学研究科 荒木進歩准教授には,本論文をまとめるにあたり,ゼミを通して計画段 階から論文の修正にわたり,貴重なご指導・ご助言を頂戴しました.ここに深く感謝の意を表します.大 阪大学大学院工学研究科 中谷裕介助教には,研究内容全般から進路に関する相談まで多大なご助言をい ただきました.ここに深く感謝の意を表します.

低次生態系モデルの構築や統計的なデータ処理に関して、ダルハウジー大学理学部 Katja Fennel 教授, Arnaud Laurent 氏, Liuqian Yu 氏にご助言をいただき、留学生活のあらゆる面でお世話になりました.ここに深く感謝の意を表します.季節変動調整法による統計手法に関して、統計数理研究所 柏木宣久教授 にご助言をいただきました.ここに深く感謝の意を表します.データ同化に関する計算結果に対し、気象 研究所 蒲池正文氏、藤井陽介氏、九州大学応力研究所 広瀬直毅氏をはじめとする「データ同化夏の学 校」の参加者の方々に、多くのご助言・ご指導をいただきました.ここに深く感謝いたします.

最後に,研究室での密度の高い時間を共に過ごした諸先輩方,同期のみんな,後輩たち,さらに著者を 心身ともに支えてくれた家族に感謝いたします.