東京大学大学院新領域創成科学研究科 社会文化環境学専攻

2018 年度 修 士 論 文

東京湾における水質と漁獲量の長期変遷に関する研究 Study on Long-term Transition of Water Quality and Fishery Production in Tokyo Bay

> 2018年1月21日提出 指導教員 佐々木 淳 教授

> > 古畑 亜佑美 Furuhata, Ayumi

目次

第1章 序論	1
1.1 研究の背景	1
1.2 東京湾の地形と水質	2
1.3 東京湾の水産と水質の変遷	3
1.4 既往研究	5
1.5 研究の目的	5
第2章 状態空間モデルを用いた水質の時空間変動特性の把握	7
2.1 状態空間モデルの概要	7
2.1.1 本研究に状態空間モデルを使用する利点	7
2.1.2 状態と観測値の基本モデル	8
2.1.3 パラメタ推定の手法	8
2.2 使用データの概要と解析手法	1 0
2.3 季節調整によるトレンドの把握	1 4
2.3.1 解析手法	1 4
2.3.2 結果と考察	1 4
2.4 気象場との比較検討	2 0
2.4.1 使用データと解析方法	2 0
2.4.2 水質への風の影響	2 0
2.4.3 風を考慮したモデルの作成	3 0
2.4.4 結果と考察	3 0
第3章 漁獲量推定への状態空間モデルの応用の検討	3 9
3.1 使用データと解析方法	3 9
3.2 農林水産統計年報データの概要と傾向把握	4 2
3.3 千葉県ノリ共販データの概要と傾向把握	4 5
3.4 ノリ収穫量と水質の値を用いた重回帰分析の結果	4 7
3.5 ヒアリングの結果と考察	5 0
3.6 ノリ収穫量を用いた状態空間モデル作成の検討	5 2
3.6.1 埋立効果を含むモデルの作成	5 2
3.6.2 結果と考察	5 3
第4章 結論	5 5
4.1 結論	5 5
4.2 今後の課題	5 5
参考文献	5 6
データソース	5.8

Appendix 作列	 	
* *	カルマンフィルタによる季節調整と結果の図示	
Appendix-2	MCMC 法による季節調整の状態空間モデル	I
Appendix-3	風効果を含めた状態空間モデル	V
Appendix-4	農林水産統計年報のファイル整理	IX
謝辞		XIV

表目次

表	1 -1	本研究の対象とする水産生物	4
表	1 -2	ノリの生育条件	5
表	2 -1	状態空間モデルのメリット・デメリット(馬場(2018)を改変)	8
表	2 -2	パラメタ推定法の違い(馬場(2018)を改変)	9
表	2 -3	比較対象年の 9 月底層DO観測値の平面図	2 4
表	2 -4	比較対象年 9 月の観測日と観測地点の概要	2 5
表	2 -5	比較対象年9月観測日前後の気象	2 6
表	3 -1	農林水産統計年報の集計項目	4 1
表	3 -2	ノリ養殖方式と収穫量の増減に関するヒアリング結果	5 2

図目次

図	1 -1	研究対象水域	3
図	2 -1	各データソースから得た観測点『東京湾 1』の位置(上)と,底層 DO(下).	1
	1		
図	2 -2	各データソースを合体して得た観測値(観測点『東京湾 1』)1	1
図	2 -3	公共用水域水質データの測定点	2
図	2 -4	地点『東京湾 1』における底層 DO の観測値(灰線)と年平均値(赤線) 1	3
図	2 -5	地点『東京湾 1』における底層 DO の月別箱ひげ図 1:	3
図	2 -6	「東京湾 1」の季節調整の結果 1 。	6
図	2 -7	季節調整値から算出した底層 DO の面積の月平均1	7
図	2 -8	カルマンフィルタ季節調整法(左)とベイズ型季節調整法(右)(安藤ら、2005	5)
	の比	較	7
図	2 -9	季節調整により分離された 1976 年~2017 年における 4 月の底層 DO のト	レ
	ンド		8
図	2 -10	5年ごとのトレンド時系列データの単回帰係数1	9
図	2 -11	9月底層DOの面積の年変動(左上:季節調整値,右上:観測値) 2	1
図	2 -12	9月底層DO面積の季節調整値と観測値の差分2	1
図	2 -13	9月の底層DOの季節調整値2	3
図	2 -14	9月の底層DOの観測値2	3
図	2 -15	底層DOと風速の比較2	7
図	2 -16	2011年の気象(風向・風速、気温、降水量)と浦安および千葉モニタリン	
	ポス	トの底層 D O	8
図	2 -17		
	リン	グポストの底層DO2 9	9
図	2 -18	MCMC法とカルマンフィルタにより推定された全観測点のトレンドの差分	分
	に関	する基本統計量3	1
図	2 -19	MCMC 法とカルマンフィルタにより推定されたトレンドの比較 3	1
図	2 -20	MCMC法とカルマンフィルタにより推定された観測ノイズの標準偏差の」	Ł
	較		2
図	2 -21	風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『東京湾 4』) 3 -	4
図	2 -22	風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『東京湾 8』) 3	5
図	2 -23	風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『St-35』) 3	6
図	2 -24	風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『中の瀬北』) 3 ′	7
図	2 -25	全観測点における回帰係数cwindの平面図	8
図	2 -26	観測値の観測ノイズσγの平面図3	8
図	3 -1	東京湾内の漁獲量 3	9

図	3 -2	各グループ地区における魚種別年間漁獲量(左:魚類,右:貝類) 4 3	
図	3 -3	千葉県の湾内におけるノリの収穫量の変遷4 4	
図	3 -4	ノリの収穫量と埋立面積の変遷(左:東葛飾地区,右:君津地区) 4 4	
図	3 -5	ノリ収穫量の最大月の変遷4 5	
図	3 -6	ノリ生産量の統計の比較	
図	3 -7	共販データから得たノリの生産と生産体制	
図	3 -8	公共用水域水質測定結果の観測点. 重回帰分析に用いた観測点は青丸の地点	
図	3-9 頁	東葛飾地区(上図)と君津地区(下図)の収穫量と水質の相関図.右下は相関図の	
	プロ	ットと回帰曲線,右上は相関係数の絶対値を示す.	
図	3 - 10	埋立効果を含むモデルにより推定されたトレンド(左上)と埋立効果(右上)	
		5 4	

第1章 序論

1.1 研究の背景

東京湾をはじめとする閉鎖性海域では、高度経済成長期以降の埋立による干潟や藻場等の浅海域の減少や河川水からの窒素やリンの流入増加により、長期に渡る海水の富栄養化が問題となっている。特に夏季には、富栄養化によりプランクトンが大量増殖する赤潮や、貧酸素水塊やそれに起因する青潮が慢性的に発生し、水生生物の生息を阻害する要因となる。我が国では、閉鎖性海域の環境対策として1979年に総量規制制度が導入され、現在ではCOD、窒素、リンに関して水質環境基準を設けられ工場などの排水に含まれる汚濁物質量の規制が行われている。

上記の総量規制の効果が表れ、近年では水質の改善傾向が見られる一方で、貧栄養化に よる漁業被害が深刻な問題となっている、特に瀬戸内海では、1985年以降マイワシなどの 魚類やアサリの漁獲量が激減し(反田ら、2014)、2000年代に入ってからは冬季の栄養塩不 足による養殖ノリの色落ちが漁業経済に深刻な被害を与えている(松岡ら, 2005).他の湾 と比較して富栄養化の傾向にあるといわれる東京湾においてもノリの色落ちの問題は顕著 である. 現在, 瀬戸内海では、2006年に策定された第6次総量削減以降, 栄養塩濃度の 「現状維持」が定められている.東京湾再生官民連携フォーラムでは,「快適に水遊びが でき、「江戸前」をはじめ多くの生物が生息する、親しみやすく美しい「海」を取り戻 し、首都圏にふさわしい『東京湾』を創出する」ことを目標に海域改善対策やモニタリン グの充実等に取り組まれ、各海域において、これまでの「きれいな海」から生物の種類や 量が多い「豊かな海」づくりへと方針が変わりつつあると言える.このような生態系や物 質循環において持続可能な環境再生の方法を打ち出すために,これまでの総量規制の効果 や、温暖化等により今後予測される海洋環境の変動等、水質の変動の定量的な把握が重視 されている. 東京湾では、様々な機関により得られた高度経済成長期からの長期的な現地 測定データが蓄積されつつある.例えば,モニタリングポストでは 2010 年から常時観測 が行われている.しかし,10 年単位の長期的な傾向を把握するには十分ではない.公共用 水域水質測定結果では 1970 年以降多くの項目の観測が行われているが、観測回数は月に 約1回程度であり,観測値は観測日の気象や観測誤差の影響を大きく受ける.よって,水 質の長期トレンドの把握には,気象等による観測誤差を考慮できる統計的手法を用いるこ とが有効であると考えられる. 安藤(2016)は, 季節調整法を用いて東京湾の月別の時系列 観測データをトレンドと季節成分,観測ノイズに分離し,長期トレンドを評価した.しか し、観測ノイズに大きく影響する要因を考慮した統計モデルは確立していない、よって、 水質や気象を始めとする長期的なデータの蓄積がある東京湾のデータを用いて変動の把握 と統計モデリングを行うことで、台風などのイベントを考慮した長期トレンドの評価が可 能であると考えられる.

1.2 東京湾の地形と水質

東京湾(図 1-1)は、南関東に位置し、東から西にかけて千葉県、東京都、神奈川県の 3 県に囲まれた内湾である。南側は狭い浦賀水道によって太平洋に繋がっている。千葉県の富津岬と神奈川県の観音崎を結ぶ線を境に、北の海域を内湾、南の千葉県の洲崎と神奈川県の剣崎を結ぶ線までを外湾と呼ぶ。

東京湾の地形的特徴としては、閉鎖性の高い水域であることが挙げられる。湾の長さは、 東西に約20km、南北に約70kmと南北に長い、内湾と外湾の境である湾央狭窄部では、そ の幅は約7kmと非常に狭く、特に内湾において外海との海水交換が制限された閉鎖性の強 い海域となっている。内湾は平均水深約15mと浅いのに対し、外湾は平均約45mと急激に 深くなり、陸から離れたところに存在する海底谷には深海性の生物等が存在し、湾の北方と 南方で水質や生態系が大きく異なる。

東京湾の水質汚染の歴史的経緯を述べる。東京湾で漁業が発展した江戸時代には遠浅の海が広がっていた。東京都水環境再生計画(2015)によると、多摩川や隅田川などから流入する淡水や、湾口からの外洋水の流入が、多様な塩分分布を作り出し、また、周囲の人口が増え豊富な栄養塩が流入したことにより、多様で豊かな生態系を形成していたと考えられている。戦後の高度経済成長期に入ると、流域の人口は1000万人を超えてさらに増加し続け、産業発展により東京湾の1割超に相当する規模の埋立が進められた。このことから、東京湾の汚染のプロセスは、工業化に伴い産業排水が十分に処理されずに河川に放流されたことと、浅瀬が埋め立てられ浄化作用が減少したことによるといえる。現在も水質汚濁が慢性化しているという現状があり、富栄養化による赤潮や貧酸素水塊による青潮が毎年のように発生し、漁業被害や生活に影響を及ぼしており、1.1で述べた総量規制を始めとする対策が行われている。

現在の総量規制には、水域ごとに COD と栄養塩項目である全窒素(TN)・全リン(TP)に基準値が設けられている。COD は湾口から湾央にかけて沖側で 2.0mg/L 以下、湾口の陸側から湾奥の沖にかけて 3.0mg/L 以下、それ以外の湾央から湾奥の沿岸域で 8.0mg/L 以下となっている。栄養塩に関しては、外湾域で TN は 0.30mg/L 以下、TP は 0.030mg/L 以下、内湾の沖側で TN0.60mg/L 以下、TP0.050mg/L 以下、その他の主に沿岸域で TN1.0mg/L 以下、TP0.090mg/L 以下と定められている(東京湾岸自治体環境保全会議、2018).

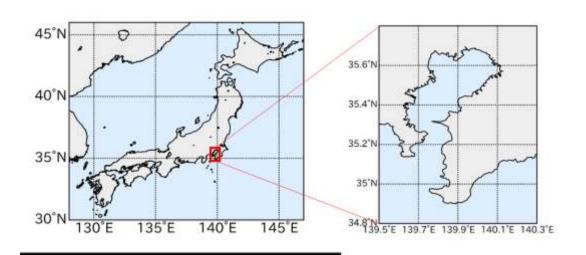


図 1-1 研究対象水域

1.3 東京湾の水産と水質の変遷

東京湾の漁獲量は,1960年に貝類や藻類を含め約18万トンの最大を記録して以降,埋立や富栄養化に伴う赤潮や貧酸素化の増加によって減少している.

表 1 に東京湾内広い範囲で漁獲が行われている魚種とその生息場等の概要をまとめた.東京湾でとれる漁獲物の生態は様々である.松川(1987)の分類によると、一生を湾内で送る生物(I型)として、アサリやハマグリ、アカガイ、バカガイ、トリガイ、タイラギを始めとする貝類、魚類ではイシガレイやマコガレイなどのカレイ類、甲殻類ではクルマエビやシャコ等、移動性の小さい生物が挙げられる.次に産卵場が湾内にあり成体になると湾内外を移動する生物(II型)として、魚類ではサヨリやコノシロ、カタクチイワシ、ウルメイワシ、アカエイ、頭足類ではコウイカ等がある.移動性はI型と比べると大きくなるが、産卵場が洲にあるため浅場への依存が高い生物である. II型とは反対に、産卵場を湾外にもち成長期を湾内で過ごす(III型)としては、スズキやクロダイ、ボラ、ヒラメ、マアジなどのアジ類が挙げられる. これらは仔魚期や稚・幼魚期を湾内の洲で過ごすものが多い. また、産卵場や成育場も湾外にあり一時的に富栄養化した湾内を回遊する魚類として、マダイやブリ、サバ、マイワシ等がある. 湾内で完結する種や産卵期や成長期を湾内で過ごす種にとって、富栄養化による底質環境の悪化はその生育に大きな影響を及ぼす.また、湾内のみでは生活史を完結しない種は、湾内外で漁業の対象となり、富栄養化した湾奥が漁業に与える影響は富栄養化している範囲のみにとどまらない(村上、1986).

そこで、表 1-1 に挙げるような魚種は東京湾の湾口から湾奥にかけて広い範囲で多く漁がおこなわれている。その漁獲量の変動に注目することで、水質の変動が生物にどのように影響するのかを追うことができると考えられる。

表 1-1 本研究の対象とする水産生物 (概要は漁業情報サービスセンター(2005)参照)

	対象種	概要	
魚類	コノシロ	4月~7月に湾奥部、湾央部の西側に多く生息する.成	
		魚は冬季に湾外で越冬するものと湾内に滞留するもの	
		がある.	
	イワシ	5月頃から東京湾へ回遊する. 冬季には産卵に向けて湾	
	(マイワシ)	外へ移動する. 漁期は, 9月~11月である.	
	アジ	湾外で産卵し東京湾に回遊するものと, 内湾に定着する	
		ものがおり、漁期は5月~7月である.	
	ヒラメ・カレイ	砂浜浅海域で産卵し、成長とともに深場にも分布する.	
	(ヒラメ)	種苗放流が盛んである. 漁期は冬期である.	
	スズキ	外海で孵化後, 浅海域・汽水域へ来遊し, 成長とともに	
		外海へ移動する. 漁期は春~秋で夏が旬である.	
貝類 アサリ 水深 5m を中心に、10m 程度までの範囲に生息す		水深 5m を中心に,10m 程度までの範囲に生息する.	
		種苗放流が盛んである. 漁期は春~秋である.	
藻類	ノリ	現在は主に、湾奥の船橋・市川や湾口の木更津、富津の	
		沿岸で養殖が行われている. 漁期は 10 月~4 月である.	

ノリの養殖工程の概要としては、9月から10月の間に陸上で網にノリの種を付ける採苗が行われる.種網は一時冷蔵庫で保管された後11月頃まで、海中に網を張り、葉体が数cmになるまで育成する育苗の期間に入る.育苗後は、成長した網から冷蔵庫に収容し、最後に残った網からノリを海中で成長させる養成の期間に入る.葉体が20cm前後になると収穫される.また、地域によってことなるが、2、3度収穫が繰り替えされたノリ網は、冷凍保存された新しい網と取り換えられる.この養成~摘採の工程が11月から翌年の4月まで繰り返される.

水質のノリへの影響を見るために、水質に関連する生育条件を文献からピックアップした(表 1-2). ノリの成長には、水質の条件や成長阻害の閾値が存在する. 例えば、水温が 23℃ 以下になるのを目安に採苗が始まり、冷凍網との張替えを行う 13 度頃が適正温度であるが、10 度以下になると生長阻害が見られ始める.

表 1-2 ノリの生育条件

①工藤(2003), ②石井ら(2008), ③渡辺ら(2004), ④ 環境省水環境部閉鎖性海域対策室 (2003)を参照

項目	条件	
水温	・5°C以下ではほとんど成長しない(①)	
	・10℃以下になると育ちが悪くなる(①)	
	・13℃を目安に冷凍網との張替えが行われる(①)	
	・23℃以下になると採苗が行われる(①)	
塩分	・アマノリは 18 以下で障害が現れ, 9 以下で生存不能となる(①)	
	・採苗期では 28~34,育苗期には 25~35,養成期には 22~33 が	
	適切(④)	
COD	・1.5~2mg/L が適切(④)	
	・2mg/L で病害の兆しが顕著となる(①)	
	・3mg/L 以上で養殖不可(①)	
窒素	・NH ₄ -N が 300~600μg/L で病害の兆しが顕著となる(①)	
	・NH ₄ -N が 1000μg/L 以上で養殖不可となる(①)	
	・DIN は 7μM 以下が色落ちの目安となる(②,③)	
	・TN で 70μg/L 以下で色落ちが起こる(④)	
リン	・DIP は 0.5µM 以下で色落ちが増加(②)	
	・TP で 7~14μg/L で色落ちが起こる(④)	

1.4 既往研究

水質の長期変動に関する研究例を示す.

安藤ら(1999)は、約20年間の水質時系列データから大局的な変動傾向を把握する手法としてベイズ型季節調整法を用い、河川および海域の水質のトレンドに関する考察を行った。これにより、河川では総量規制による負荷量削減の効果が見られたが、海域では同様の傾向が見られないことを示した。また、安藤ら(2002)は、長期的かつ空間的な変動の把握を目的に、先述のベイズ型季節調整法に加え平面補間法を用いた解析をおこなった。これにより、季節調整法と平面補間法を用いることで、観測点によって調査日が異なる時系列データにおいても平面濃度分布を推定することが可能であることを示した。また、安藤ら(2005)は、同様の手法を用いて、水産生物の生息に最も重要な項目である溶存酸素量(DO)について解析をおこない、貧酸素水塊の規模に改善傾向がみられないことを示した。

1.5 研究の目的

本研究では、東京湾を対象に状態空間モデルを用いた水産に関連する水質項目の長期変

動の解明を目的とする. まず,季節変動やその他の短期的な変動を除いたモデルの推定により,水質のトレンドを把握する. ここでの水質項目は,底生生物の生息へ影響を及ぼす底層 DO を対象とする. 次に,季節調整モデルの観測ノイズに大きく影響を与えると予想される気象の項を含めたモデリングを行い,その水質の変動への寄与を明らかにする. 最後に,漁獲量のトレンド推定のためのモデルについて検討を行うために,統計手法や漁業者へのヒアリングをおこなうことで漁獲量へ影響を及ぼす水質項目について考察する.

第2章 状態空間モデルを用いた水質の時空間変動特性の把握

2.1 状態空間モデルの概要

2.1.1 本研究に状態空間モデルを使用する利点

状態空間モデルとは、目に見えない「状態」があることを仮定した時系列モデルである. 今回用いる水質の時系列データは、月に 1 回程度の現地観測の結果であるため、一時的な 天候の変化によるばらつきを含んでいると考えられる.もっとも、観測の結果とは無数にあ る水質の値のうちの一つを得ることで、もし仮に同じ時間に同じ場所で観測を行ったとし ても、その結果は毎回異なる.したがって、真の水質を知るためには、観測により得た無数 にある水質の値のうちのひとつから母数を推測することになる.そこで、その月を代表する 水質を「状態」であり、「状態」にある確率分布に従って発生する観測誤差が加わった値が 「観測値」として観測されると仮定し、状態の変化と観測誤差を切り離して考えることで、 本当に水質が変化したのか、それとも観測誤差による変化であるのかを明確にすることが できる.

状態空間モデルのメリットとデメリットを下の表 2-1 に示す. 古典的な時系列分析手法 である Box-Jenkins 法は、時系列を効率的に分析するためのフレームワークが定まってお り、データを分析しやすいように定常過程への変換、ARIMA モデル(Auto Regressive Moving Average model)やそれに準ずるモデルの適用,推定されたモデルの整合性,モデル の予測精度の評価、といった手順で分析をおこなう.一方、状態空間モデルでは、モデルの 構築の方法を自分で決める必要があり,属人性が大きいといえる.裏を返せば,状態空間モ デルでは古典的な時系列モデルだけではなく、過去の知見や自身の直感を自由に表現でき る. たとえば、樋口(2018)は、レストランの売り上げデータをもとに、祝日を含む曜日の効 果や雨が降ると客足が減るといった天候の効果等,当事者の感覚を組み込んだモデリング の例を示している. これにより, 本研究で用いる水質データにおいて, 気象の違いや台風な どの突発的なイベントの効果を含んだ分析が可能となる. また, 状態空間モデルは欠損値が 含まれていても分析が可能である. 先述した Box-Jenkins 法や要因分析に多く用いられる重 回帰分析を含む多くの統計分析では、欠損値の削除または補間の工程が必要となる.しかし、 乱数発生により観測値を推測する状態空間モデルでは,欠損値を補った分析が可能となる. このことは、本研究で扱う水質データのように異なる地点において異なる時期に欠測が存 在する場合には特に有用である.

表 2-1 状態空間モデルのメリット・デメリット(馬場(2018)を改変)

メリット	デメリット
・過去の知見や自身の直感を,自由に表	・分析のルールが定まっていない
現してモデル化できる	
・推定されたモデルの解釈が容易である	
・差分をとるといった前処理が不要であ	
3	
・欠損値が含まれていてもそのまま分析	
できる	

2.1.2 状態と観測値の基本モデル

状態を表すモデルをシステムモデル, 観測を表すモデルを観測モデルと呼ぶ.

システムモデルでは、ある時点の状態値は一つ前の時点の状態値に似ている、すなわち t 時点の状態と t-1 時点の状態の差は小さい値 ϵ_μ になるとする。ここでは、一般的な方法(松浦(2017)参照)に習い、この差を平均 0、標準偏差 σ_μ の正規分布に従うとする 1 階差分のトレンド項として扱う、式にすると以下のようになる。

$$\mu[t] = \mu[t-1] + \epsilon_{\mu}[t]$$
 $t = 2, ..., T$ (1)

$$\epsilon_{\mu}[t] \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\mu})$$
 $t = 1, ..., T - 1$ (2)

μ : 状態, ϵ_u : 状態の観測ノイズ, σ_u : 状態の標準偏差

観測モデルでは、ある時点での観測値は、同時点の状態値に平均 0、標準偏差 σ_γ の正規分布に従う観測ノイズ ϵ_γ が加わった値であるとする.式にすると以下のようになる.

$$\gamma[t] = \mu[t] + \epsilon_{\gamma}[t] \qquad t = 1, ..., T \tag{3}$$

$$\epsilon_{\nu}[t] \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\nu}) \qquad t = 1, ..., T$$
 (4)

γ : 観測値, ϵ_{v} : 観測値の観測ノイズ, σ_{v} : 観測値の標準偏差

2.1.3 パラメタ推定の手法

状態空間モデルにおけるパラメタ推定の手法には、カルマンフィルタと HMC 法 (Hamiltonian Monte Carlo Method)を用いることとする。カルマンフィルタは、フィルタリング系の推定方法の一種である。状態空間モデルでは、過去の状態を用いて未来の状態を予

測するという手順で状態の推定をおこなう。フィルタリングとは、状態値が予測された後に 観測値を用いてその状態値を補正することである。この動作により最新の観測値を用いて 即座に補正し、次の予測を行うことができる。この計算を効率よく行うアルゴリズムがカル マンフィルタである。一方、HMC 法とは、MCMC 法(Markov Chain Monte Carlo method) という推定方法の一種で、乱数を生成するアルゴリズムで、ベイズ推論ともに用いることに よって推定するパラメタが多く複雑な数式においてもパラメタ推定を行うことができる。

カルマンフィルタと HMC 法の違いは下の表 2-2 のとおりである。HMC 法では、新しいデータが得られたら、そのたびにフィルタリングと次の状態推定値の予測を逐次的に行っているため、1 回の計算量は少なく高速である。一方、HMC 法ではそれを一度にまとめて計算を行うため、計算の終了までに時間を要する。よって、正規分布を仮定する簡単な構造の時系列分析にはカルマンフィルタを用い、パラメタや想定する分布が複雑な時系列分析には HMC 法を用いることが適切である。

そこで、本研究では、正規分布を仮定し季節成分とトレンドの分離のみをおこなう季節調整ではカルマンフィルタを用い、その他の分析には HMC 法を用いることとする。カルマンフィルタによるパラメタ推定を用いた状態空間モデルには、Python 言語の Statsmodel ライブラリより、UnobservedComponents 関数を用いた。コードは、馬場(2017)を引用した。また、HMC 法を用いた状態空間モデルには、R 言語の Rstan パッケージを用いた。Stan には、HMC の一つである NUTS(No-U-Turn Sampler)が実装されており、更新ステップ数を自動的に決定することで、パラメタ数が多い場合でも効率的にサンプリングできるという利点がある。モデルや描画に関するコードは松浦(2016)を参考にした。

表 2-2 パラメタ推定法の違い(馬場(2018)を改変)

	カルマンフィルタ	HMC 法
計算方法	逐次処理	バッチ処理
計算量	一回の計算量は少なめ	一回の計算負荷が高い
状態の推定	フィルタリングをした後、平滑化	フィルタリングはなく,最初から
	を行う	平滑化を行われている
パラメタ推定	状態の推定とは別に最尤法で推	状態推定とパラメタ推定を同時に
	定する必要がある	行う

2.2 使用データの概要と解析手法

公共用水域水質測定は、水質汚濁防止法に基づき、水質汚濁に関わる環境基準が定められている項目について、昭和 46 年度より各地方自治体が毎年定める測定計画に従って実施されている。東京湾では、東京都、神奈川県、千葉県の3自治体にて、月一回程度の頻度で観測が行われている。測定結果は各都道府県や国のWeb上で公開されているが、収録されているデータの期間はそれぞれ異なる。そこで、複数の機関(国立研究開発法人国立環境研究所環境数値データベース https://www.nies.go.jp/igreen/、環境省水環境総合情報サイトhttps://water-pub.env.go.jp/water-pub/mizu-site/ 、 千葉県ホームページhttps://www.pref.chiba.lg.jp/suiho/kasentou/koukyouyousui/index.html,東京都ホームページhttp://www.kankyo.metro.tokyo.jp/water/tokyo_bay/measurements/measurements/index.html)からデータを入手することで、1982年度から2017年度までのデータを収集した。また、千葉県環境センター水質環境研究室より、1976年度以降の千葉県の観測地点における測定結果を提供していただいた。

まず、各機関から収集したデータ一つの時系列データとして扱うための整理を行った. データは各機関より csv または txt の形式でダウンロードできるが、水質項目の名称や観測地点の名前はデータソースごと又は年度ごとに異なる場合がありその統一を行った. また、公共用水域水質データでは、水質項目ごとに測定値の下限値や上限値が設定されており、下限値未満または上限値より大きい値は示されていない. そこで本研究では、下限値未満の検体値を下限値と 0 の間の中間値、上限値より大きい検体値を上限値の値として与えた. 各データソースの値を確認した例として、千葉県に属する測定地点『東京湾1』に関する位置と底層(水深約 6m)DO の値(図 2-1)をみると、国立環境研究所と環境省、千葉県それぞれデータソースの値はほとんど一致していることが確認できた. また、データソースにより稀に不足や値の違いが存在した. 例えば、1980 年代には底層において千葉県データベースにはなく、国立環境研究所のデータには存在する値があった. どのデータソースの値が正しいかについては確認できていないが、本研究では同じ日時で異なる観測値が記録されている場合はデータの不足や更新履歴が明らかである方を優先し、国立環境研究所、環境省、各地方自治体の順に値を採用した(図 2-2).

次に、時系列データの周期をひと月に揃えるための処理を行った。本研究では、水質の季節性を含めた時間的変動をとらえるために、東京湾内に存在しかつ 1 ヶ月に 1 回以上観測が行われている観測地点を抽出した(図 2-3)。一部の観測地点は、年度により位置が若干異なる。しかし、本研究で扱うデータの期間内では観測点の移動は小さいため、移動による水質への影響は無いものと見なして扱った。また、ひと月の中でも、地点により観測日時は異なる。本研究では、得られた観測点ごとの時系列データを月平均し、これをその月を代表する値として用いた。

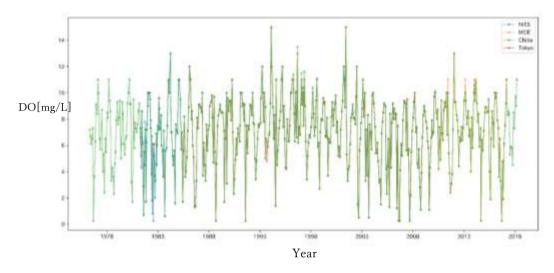


図 2-1 各データソースから得た観測点『東京湾 1』の位置(上)と,底層 DO(下) (NIES: 国立環境研究所, MOE: 環境省, Chiba: 千葉県, Tokyo: 東京都)

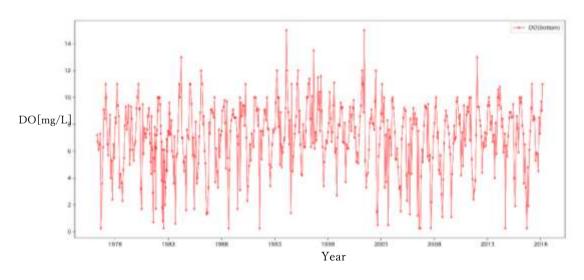


図 2-2 各データソースを合体して得た観測値(観測点『東京湾1』)

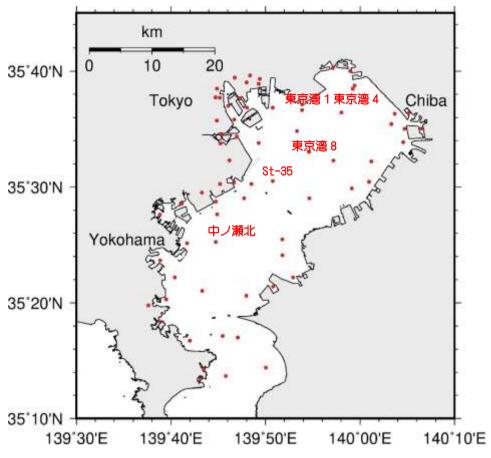


図 2-3 公共用水域水質データの測定点 陸上のプロットは運河の観測点を示す.

結果を 2 次元的に描画する際には、ハワイ大学で開発された GMT(Generic Mapping Tools)を使用した。等高線間の面積を求めるコマンドとして、GMT の grdvolume コマンドを使用した。

各地点の時系列データをみると、例えば、図 2-4 に示す地点『東京湾 1』の観測値は、6mg/Lの幅で増減する1年周期の小さな変動と、十数年単位の大きな変動が含まれている。これを年平均した値を同じ図に示すと、長期なトレンドとしては約6~8mg/Lの間で10数年にかけて上下に変動している。しかし、観測していない月も存在するため、夏の最もDOの低い時期や冬期の高い時期に欠測月が存在する場合、年平均した値と平年値の差は大きくなることが考えられる。

図 2-5 に、全期間の地点『東京湾 1』における月別の箱ひげ図を示す。底層の DO は 2 月 や 3 月頃に向けて増加し、8 月や 9 月に向けて減少する傾向があることが明確である。また、もう一つの特徴として、夏季ほど DO のばらつきの幅が大きいことが挙げられる。これは、冬季には貧酸素水塊が解消されるため DO の値は下がらない一方で、夏季には成層化により DO の値が上がりにくいときと、台風などの一時的な要因により湾の水全体がか

き混ぜられDOの値が高くなるときがあるためであると考えられる.

これらのことから、公共用水域水質データの底層 DO のデータからは、底層 DO の特徴として十数年単位の長期的な変動と季節変化である短期変動の両方を含んでいることが予想された。また、季節変動については、冬季に向けて高くなり夏季には低くなる傾向があるが、夏季の方が値にばらつきが見られた。

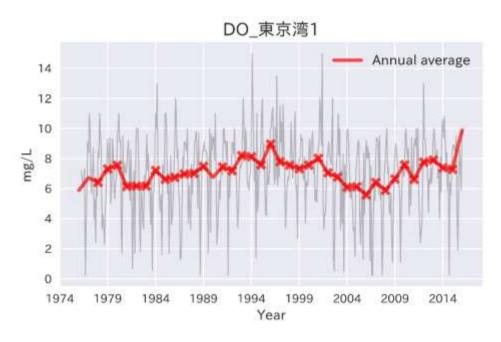


図 2-4 地点『東京湾1』における底層 DO の観測値(灰線)と年平均値(赤線)

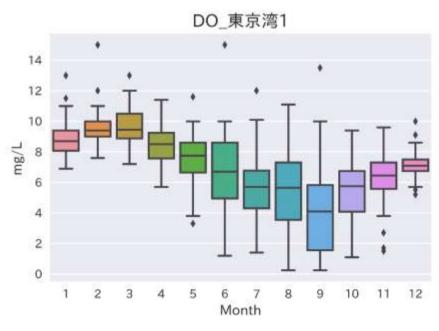


図 2-5 地点『東京湾1』における底層 DO の月別箱ひげ図

2.3 季節調整によるトレンドの把握

2.3.1 解析手法

季節調整により、観測値 $\gamma[t]$ をトレンド $\mu[t]$ と季節項season[t]と観測ノイズ $\epsilon_{\gamma}[t]$ に分解する.季節調整項は、周期Lの周期性を持ち、任意のL個の連続した季節調整値の和は常に小さい値になると考える.基本モデル(3.1.2)同様に、この小さい値を、平均 0、標準偏差 σ_{season} の正規分布に従うとすると、季節調整項は下式のように表現できる.

$$season[t] = -\sum_{l=0}^{L-1} season[t-l] + \epsilon_{season}[t]$$
 (5)

$$\epsilon_{\text{season}}[t] \sim Normal(0, \sigma_{\text{season}})$$
 (6)

season: 季節調整値, $\epsilon_{
m season}$: 季節調整値の観測ノイズ, $\sigma_{
m season}$: 季節調整値の標準偏差

季節調整項を含めたモデル式は以下のようになる.

$$\mu[t] = \mu[t-1] + \epsilon_{\mu}[t]$$
 $t = 2, ..., T$ (7)

$$season[t] = -\sum_{l=0}^{L-1} season[t-l] + \epsilon_{season}[t] \qquad t = L, ..., T$$
 (8)

$$\gamma[t] = \mu[t] + \operatorname{season}[t] + \epsilon_{\gamma}[t] \qquad t = 1, ..., T$$
 (9)

$$\epsilon_{\mu}[t] \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\mu})$$
 $t = 1, ..., T - 1$ (10)

$$\epsilon_{season}[t] \sim \text{Normal}(0, \sigma_{season})$$
 $t = 1, ..., T - (L - 1)$ (11)

$$\epsilon_{\gamma}[t] \sim \text{Normal}(0, \sigma_{\gamma})$$
 $t = 1, ..., T$ (12)

水質データは月別値を用いるため、周期 L は 12 とする.

2.3.2 結果と考察

季節調整の結果の例として、測定地点『東京湾 1』のケースを示す(図 2-6). トレンドは、季節的な細かい変動が取り除かれたなめらかな変動として分離された。また季節項は、1年の間にゼロを中心として約 3mg/L ずつ上下する、周期的な変動として分離された。トレンドの変動については、1980 年から 1997 年にかけて 1.3mg/L 程増加した。その後は 2006 年に向けて 1.7mg/L ほど減少した後、2010 年以降は小さく上下に変動しているが約 7.2mg/Lのオーダーとなっている。トレンドの増加については、DOのトレンドが最も高い 1995~

1996年にかけては夏期の観測値が他の年のように減少せず、高いままであったことが影響していると考えられる。このことは、2011年~2014年においても同様の状態がみられる。通常夏期には湾奥部の下層で貧酸素や無酸素となるが、台風により湾全体の海水が混ぜられたり、南風が吹きDOを多く含む表層の海水が下層に沈降したりすることで、一時的に高くなることがある。よって、観測日の前の気象がトレンドに影響を及ぼしていることが考えられる。

カルマンフィルタによる季節調整法により、貧酸素水塊の面積は平均的に 9 月が最も大きくなり(図2-7).このことはベイズ型季節調整法を用いた安藤ら(2005)と一致した.また、季節的な傾向として、貧酸素水塊は 6 月に発生し始め、10 月頃に急激に収束する様子がみられた.最も D O の値が低くなる 9 月の底層 D O について本研究の季節調整結果を平面図にしたものと安藤(2016)の結果を比較する(図 2-8)と、D O の値が 3 以上と比較的高い場所や、2006 年以降に千葉側から底層 D O の改善が見られるといった一部の傾向は一致した.しかし、1~2mg/L あたりの底層 D O が低い範囲は安藤らの結果と比べ小さい.平面補完の違いや、千葉県側に安藤らの解析に含まれていない D O の高い地点があることもやや影響していることも考えられるが、カルマンフィルタによる季節調整では季節項の振れ幅が小さく算出される結果となった.

季節調整により抽出した 4 月のトレンドの値を用いて平面図(図 2-9)を作成した. 空間的特徴としては、東京側の湾奥では約 4mg/L と最も値が低く、その沖で 5mg/L、富津や横浜付近で 6mg/L と湾口に向かうに従って高くなる傾向にある。千葉側の湾奥では、西側と比べると高い値を示しているが、他の地点と比べてその変動は $5\sim7mg/L$ と幅が広い。また、千葉市周辺については、海岸沿いに小さくDOの小さい水域がある。時間的変動に着目すると、DOが 4mg/L となる水域の範囲は、2005 年頃までは拡大し東京湾の真ん中程まで張り出しているが、その後は河口に向かって縮小している。また、湾口側においても、2000 年頃まではDOの値が 6mg/L、7mg/L となる高い水域は湾外に向かって縮小する傾向にあるが、それ以降は高くなり 2015 年には富津の岬より内側までDOの高い水塊が侵入している。これより、底層のDOが最も低いのは 2000 年~2005 年頃で、そこから後は改善傾向にあることが把握できた。

トレンドの変動の大きさを調べるために、トレンドの時系列データを 5 年ごとに区切って直線回帰し、その回帰係数を求めた(図 2-10). この回帰係数は、1ヶ月あたりどのくらい変動しているかを示し、マイナスであればその 5 年内においてDOの値は減少傾向にあるということになる. 変動の幅は大きくて 0.01mg/L 超となりオーダーと比較すると小さいといえる. しかし、その変動は一定ではなく、増減を繰り返していることが見て取れた. 1976年~1979年にかけては、千葉県側のみの値でのみの結果となるが、沿岸でのみDOは減少し、湾口と沖合の広い範囲で増加が見られた. しかし、次の 5 年では東京側の沿岸と東京湾の中央という広い範囲で減少している. 最もDOの値が大きく減少したのは 1995年から1999年の期間であった. それ以降は東京や千葉の沿岸水域を除いて全体として改善傾向に

ある。また、2010年から2014年にかけては、最もDOの値が大きく上昇した。以上より、季節調整より明らかとなった東京湾における底層DOのトレンドは、小さな増減を繰り返しながらも1995年~2000年に向けて減少の傾向が大きくなり、その後はDOの上昇が見られ上昇傾向のピークは2010年~2014年であることがわかった。その後もDOの値は上昇しているが、前5年ほどの変動はみられなかった。

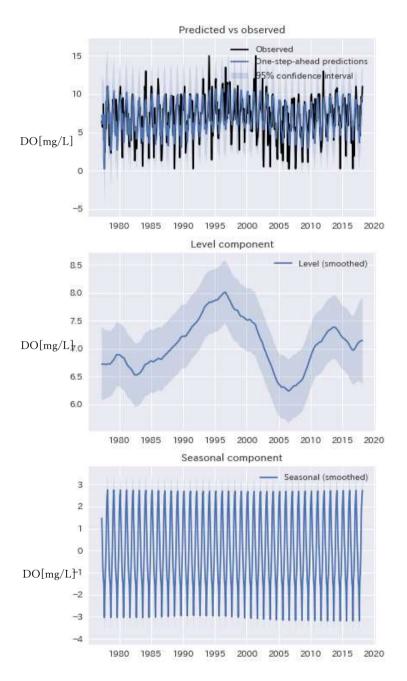


図 2-6 「東京湾1」の季節調整の結果

(上:観測値(黒線)と予測値(青線),中:_{Year}レンド,下:季節項) 薄青の陰影は95%信頼区間を示す.

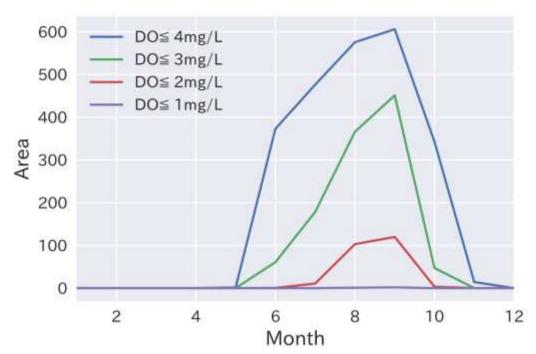


図 2-7 季節調整値から算出した底層 DO の面積の月平均

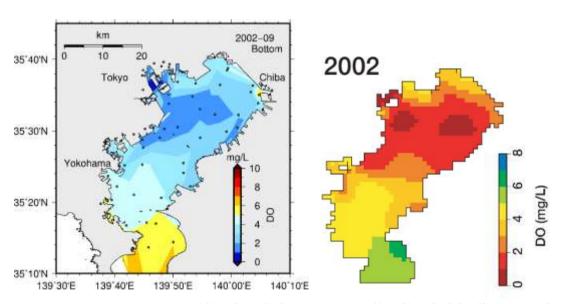


図 2-8 カルマンフィルタ季節調整法(左)とベイズ型季節調整法(右)(安藤ら, 2005)の比較

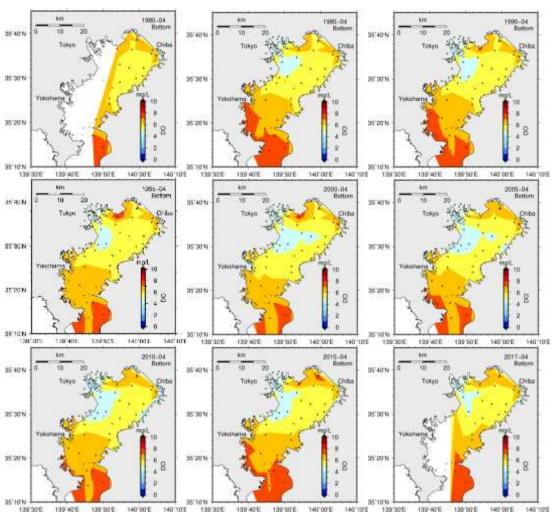


図 2-9 季節調整により分離された 1976 年~2017 年における 4月の底層 DO のトレンド

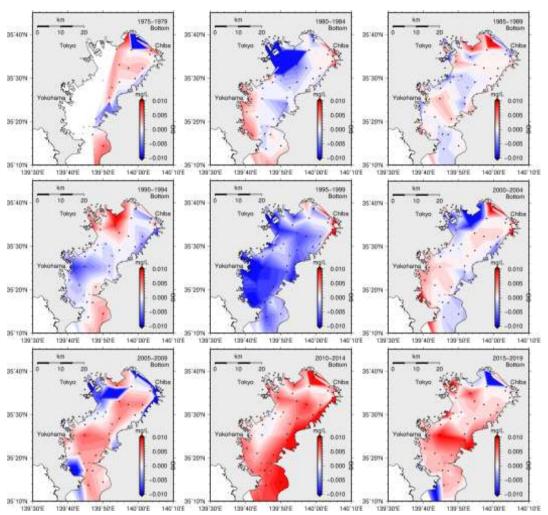


図 2-10 5年ごとのトレンド時系列データの単回帰係数

2.4 気象場との比較検討

2.4.1 使用データと解析方法

まず、トレンドに季節成分を加えた季節調整値と観測値の差が大きく、台風が多く接近・上陸する 9 月の季節調整と観測値を比較し、特に観測誤差が大きく現れた年について、観測されたDOの値と観測日の前の風向・風速を照合し、何日前の風が底層DOに影響するかを 調 べ た . 気 象 デ ー タ に は , 気 象 庁 よ り 『 過 去 の 気 象 デ ー タ 』 (https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php)の千葉観測所(北緯 35 度 36.1 分、 東経 140 度 6.2 分、高さ 4m)における風向と風速、降水量、気温の時別値を用いた.

2.4.2 水質への風の影響

底層DOについて、9月の季節調整値(図 2-11)と観測値(図 2-12)を比較すると、特に湾央から湾奥の水域ではほとんどの年度において観測値の方が季節調整値よりDOの値は小さく、観測値に存在するDOが 1mg/L 未満となる範囲は季節調整値には存在しない。一方で、特に 1979年と 2004年には千葉の沿岸の値が高く、湾全体としても平年に比べて高い傾向にある。また、1996年~1997年と 2015年には湾央の東京側に貧酸素水が分布しているが、千葉県側に部分的に高いDOの高い水塊があるため、湾全体の貧酸素水塊の面積は小さくなっている。この比較により、DOの値が一時的に高い空間範囲は勿論、観測値ではよくみられるDOが 1mg/L 未満の範囲が観測ノイズと見なされていることがみてとれた。また、DOが気象などのイベントの影響を受けて一時的に高い年を区別してモデリングを行うことで、貧酸素水の値を反映したより実際の観測値に即した推定ができることが考えられた。

次に、9月に貧酸素水塊が発達した年と解消された年を比較する。そのためにまず、底層DOが高い年と低い年の選択を行った。底層DOの範囲大小の基準として、観測値と季節調整それぞれの9月における貧酸素水塊の面積を計算し(図 2-11)、季節調整値の面積から観測値の面積を引き差分を求めた(図 2-12)、つまり、正の値が大きければ観測値のDOの値は季節調整によるDOの値と比べて高いことを示す。なお、貧酸素水塊とは一般的にDOが3mg/L以下であると定義される。図を見ると、DOの値が特に高い年は、1981、1982年、2004年、2009年、2015年、2017年で、DOが3mg/L以下である面積の差が200km²以上あった。一方、DOの値が低く貧酸素水塊が特に発達していたと考えられる年は、近年では2002年と2006年、2012年が当てはまり、DOが1mg/L以下となる面積の差分は一200km²以上となった。そこで、神奈川県の観測点が含まれていない2017年を除外し、2000年以降においてDOの値が高い2004年、2009年、2015年、DOの値が低い2002年と2006年と2012年の9月における気象の比較を行うことにした。

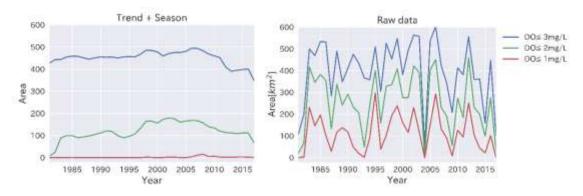


図 2-11 9月底層DOの面積の年変動(左上:季節調整値,右上:観測値)

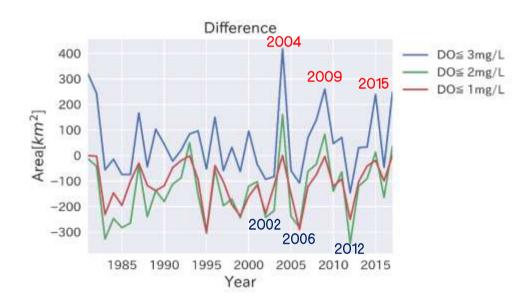


図 2-12 9月底層DO面積の季節調整値と観測値の差分

選択した年について、底層DOの変動に影響しうると考えられる 8 月中旬から 9 月末までの風向・風速、降水量、気温の気象項目を比較した。各年 9 月の観測値の平面図を表 2-3、観測日と観測地点の概要を表 2-4、気象を表 2-5 に示す。まず、湾全体として DO の値が高い 2004 年には、DO が特に高い千葉市沿岸では 9 月 7 日に観測が行われたが、約 6 日前の 9 月 1 日には、台風第 16 号が通過した影響により風速 15m/s を超える南風が吹いていた。このことは、千葉県水産総合研究センターが関連機関と協同で発行する同年 9 月 1 日の貧酸素水塊速報にも、台風によって上層と下層の海水が混合し貧酸素が解消した旨が記されている。また、14 日には千葉県側の沖で『東京湾』測定点にて観測が行われたが、その 5 日前にも台風第 18 号の本島上陸による強い南風が吹いた。2009 年には、千葉県側の内湾で観測が行われた 9 月 2 日~4 日には、8 月 30 日から 2 日間に渡り連続する北寄りの風が吹いたことにより青潮が起こり、貧酸素水塊が解消されたことが考えられる。同様に、内湾の主要地点の観測が行われた 9 月 1 日~4 日についても、その前に 1 週間以上にわた

り吹いた北風により青潮が発生しており、底層の貧酸素水塊が解消したことが考えられる. しかし、2009 年 9 月 7 日、15 日の貧酸素水塊速報では、貧酸素・無酸素水塊が広がっている記載があり、表 2-3 の平面図にあるような東京側での貧酸素解消の傾向はみられなかった. このことから、およそ 1 週間以内の上下層を混合させるほどの強風、又は、連続した北風が底層 DO に影響しうることが考えられた. 一方、貧酸素水塊の面積が大きい年については、いずれも観測期間中に 2004 年のような強風は見られない. しかし、2002 年や 2012年の 8 月末から 9 月初めにかけて南風が続いたが、公共用水域水質データには貧酸素水塊の解消は見られなかった.

そこで、各観測点における 9 月の底層 D O の観測値と観測時点から過去 1 週間の風と底層 D O の値を比較した. 比較対象は、風の強さ及び継続期間を考慮するために、観測時より過去一週間における平均風速、最大風速、風速が 10m/s を超える時間の長さとした. 図 2-17 に、内湾の中心を北東から南西に横断する測定点『東京湾 4』、『東京湾 8』、『St-35』、『中の瀬北』における比較結果を示す. 平均風速や最大風速、または風速が 10m/s を超える時間の長さと DO の値は、ほとんどが正の回帰係数となったが、いずれも相関係数の大きさは 0.2 未満と強い相関は見られず、湾奥側 3 点の測定点に関しては風速が大きくても無酸素状態の年も多い. この図 2-15 の左列より、9 月の平均風速は平均的に南風が卓越している. しかし、中・右列に示される列の最大風速や 10m以上の風が吹いている時間は北風の割合が多く、北風が強く吹いても DO の値は大きくならない. このことから、北風が強く吹いても南風ほどの底層水の混合にはつながらないことが予想できた.

公共用水域水質データのような月別値では、風速と底層DOの傾向を把握するのは困難 であったため、常時観測が行われているモニタリングポストによる底層DOの値と気象庁 の気象の値を照合した(図 2-16, 図 2-17). 使用したモニタリングポストは, 湾奥から, 浦 安沖(北緯 35 度 38 分 24 秒,東経 139 度 56 分 30 秒),千葉港口第一号灯標(北緯 35 度 32 分 13 秒, 東経 139 度 57 分 15 秒), および川崎人工島(北緯 35 度 29 分 25 秒, 東経 139 度 50 分 2 秒)である.浦安市付近の最も沿岸に位置する浦安沖の観測点では,風の底層DOへ の影響は顕著で, 南寄りの風が吹くと底層DOが回復し, 北風が吹くと底層DOが低くなる 傾向がみられる. 例えば 2011 年 9 月 8 日頃から南風が吹くと底層DOの値はほぼ 0mg/L から約 6mg/L まで上昇した.9 月 23 日頃から北風が吹くと,底層DOが一気に 0mg/L 付 近まで低下した. これは, 南風が吹くとDOの高い表層の水が沿岸で沈み込み底層DOの値 が高くなるのに対し,北風が吹くと沖側の底層の貧酸素水が岸側へ運ばれることにより底 層DOが低くなる影響を反映していると考えられた. 一方で, 湾奥の沖側に位置する千葉港 口第一灯標では、浦安沖ほどの明確な傾向は見られなかった. 底層DOについては、いずれ の年においても月末の北風により貧酸素水が解消される傾向があった。この時期には気温 の急激な低下も見られており,強い成層が解消された影響が考えられた.中層のDOに着目 すると, 風の方角による変化は明確にはみられないが, 風速の高い時期に解消される傾向に あった.

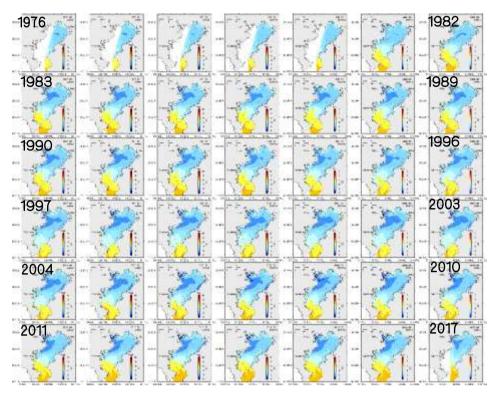


図 2-13 9月の底層DOの季節調整値

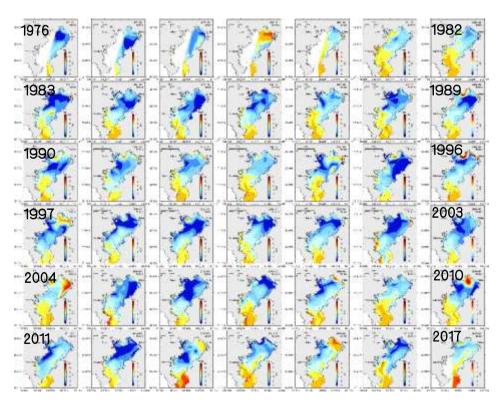


図 2-14 9月の底層DOの観測値

表 2-3 比較対象年の9月底層DO観測値の平面図

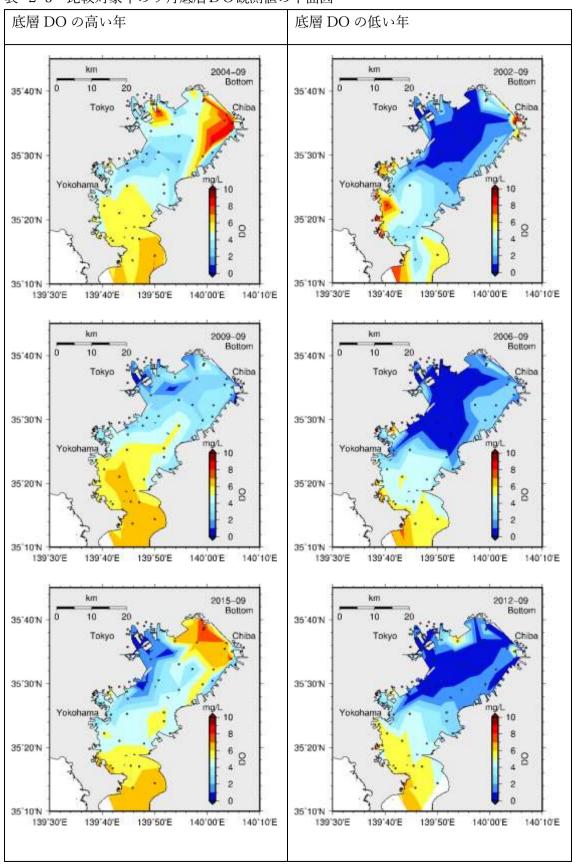


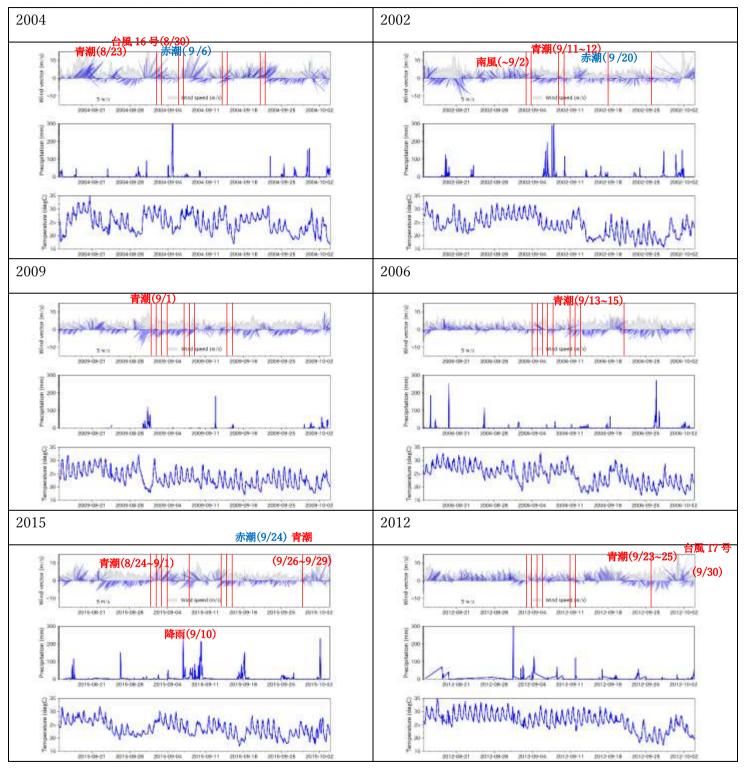
表 2-4 比較対象年9月の観測日と観測地点の概要

2002年9月	3日~4日:内湾・外湾の東京・神奈川側,千葉・船橋測定点	
	9日~10日:内湾の千葉側	
	18 日:外湾の千葉側	
	26 日:東京沿岸	
2004年9月	2日~3日:内湾の東京側	
	6日~7日:内湾・外湾の神奈川側,千葉・船橋測定点	
	14 日~15 日:内湾・外湾の千葉側	
	21~22 日:東京沿岸	
2006年9月	4日~5日:千葉・船橋測定点	
	6 日~8 日:内湾・外湾の東京・神奈川側	
	11 日~13 日:内湾・外湾の千葉側	
	21 日:東京沿岸	
2009年9月	2日~4日:内湾の神奈川・千葉側	
	7日~9日:船橋測定点,内湾の東京側,外湾の神奈川側	
	15 日~16 日:千葉観測点,東京沿岸	
2012年9月	3日~4日:内湾の千葉側,千葉測定点	
	5日~6日:内湾・外湾の東京・神奈川側	
	11 日~12 日:東京沿岸	
	26 日:船橋測定点	
2015年9月	1日~4日:内湾の千葉・東京・神奈川側	
	8日:千葉測定点	
	14 日~16 日:東京沿岸,外湾の神奈川側,船橋測定点	
	29 日:外湾の千葉側	

表 2-5 比較対象年9月観測日前後の気象

(各年上から風向・風速,降水量,気温.赤線は観測日を示す.)

貧酸素水塊速報を参考に、貧酸素水塊の拡大要因を青文字、解消要因を赤文字で示す



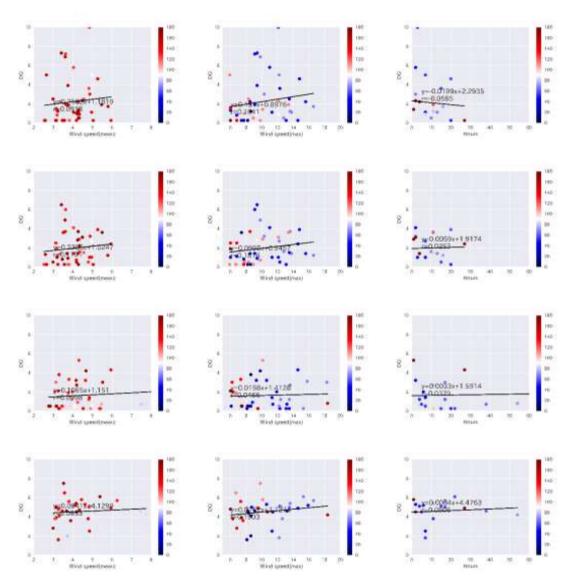


図 2-15 底層DOと風速の比較

(上段から順に測定点『東京湾 4』,『東京湾 8』,『St-35』,『中ノ瀬北』)

横軸は左列が観測前 1 週間の平均風速,中列が観測前一週間の最大風速,右列が観測前一週間の風速 10m/s 以上であった時間である. 図中に回帰直線および回帰式,相関係数を示す. また,プロットの色は 0 が北風,90 が東又は西風,180 は南風を示す.

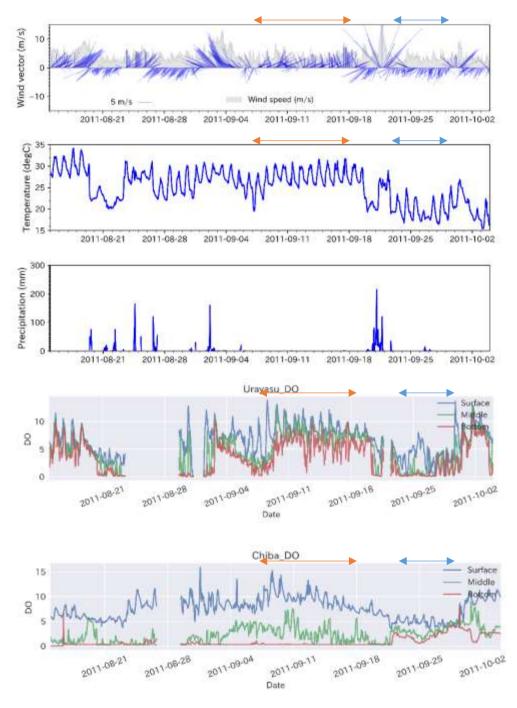


図 2-16 2011 年の気象(風向・風速,気温,降水量)と浦安および千葉モニタリングポストの底層DO

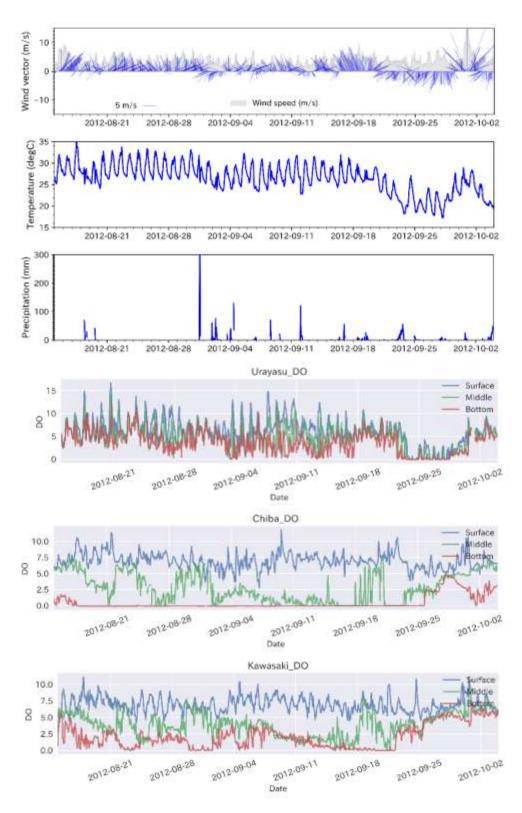


図 2-17 2011 年の気象(風向・風速, 気温, 降水量)と浦安, 千葉および川崎モニタリングポストの底層DO

2.4.3 風を考慮したモデルの作成

状態空間モデルを用いて、観測値 $\gamma[t]$ をトレンド $\mu[t]$ 、季節項season[t]、風効果wind[t]、観測ノイズ $\epsilon_{\gamma}[t]$ に分解する。風効果については、観測前 1 週間内に 10m 以上の風が吹いた時間 Obs_{wind} に未知の回帰係数が架けられた式を与えた。

$$wind[t] = c_{wind} \times Obs_{wind}[t]$$
 (13)

トレンド項および季節調整項は 2.3.1 と同様に表現する. 観測式は次のようになる.

$$\gamma[t] = \mu[t] + \operatorname{season}[t] + \operatorname{wind}[t] + \epsilon_{\nu}[t] \qquad t = 1, ..., T$$
 (14)

2.1.3 で記述した理由から、風を考慮したモデルの推定には Rstan に実装されている MCMC 法を用いる. そのため、まずカルマンフィルタと MCMC 法の推定結果の違いを確認するために、MCMC 法を用いて季節調整を行い、推定されたトレンドと 2.4.2 のカルマンフィルタにより推定されたトレンドを比較した. 次に、上の式を用いたモデルを推定し、推定された風効果について考察を行った.

2.4.4 結果と考察

季節調整法について MCMC とカルマンフィルタの推定値の違いを調べるために、両手法でトレンドを推定し、その差分を求めた。図 2-18 のように、全観測点におけるトレンドの差分について時点ごとに基本統計量を調べると、トレンドの差は、平均で ± 0.01 、最大で \pm 約 0.25 であり、標準偏差にして約 0.03 のばらつきがあった。全 76 地点中、ばらつきが \pm 0.1 を超える観測点は 9 地点あり、うち 4 点は東京都の運河内、3 点が川崎市沿岸、1 点が千葉市沿岸と、ほとんどが岸に近い観測点であった。その一例を図 2-19 に示す。これを見ると、長期的な増減傾向は概ね一致している。しかし、『東雲橋』や『京浜運河観測点』ではカルマンフィルタのトレンドは MCMC 法のトレンドより滑らかな曲線で表されるのに対し、『千葉 1』や『東京湾 8』では逆に MCMC 法のトレンドの方が滑らかな曲線で表された。また、両手法により推定された観測値、トレンド、季節成分それぞれの観測ノイズの標準偏差 ϵ_{γ} 、 ϵ_{μ} 、 $\epsilon_{\rm season}$ を調べる(図 2-20)と、湾奥については、観測値の観測ノイズはカルマンフィルタの方がばらつきが大きく推定される傾向があるが、その他の観測ノイズはMCMC法の方が大きく推定されている。よって、カルマンフィルタによる推定結果と MCMC 法による推定結果には、観測ノイズの標準偏差に違いがあることが確認できた.

また,MCMC 法においてモデルが収束したかどうかは全てのパラメータの Rhat が 1.1 未満になっているかどうかで判断するが、今回これを満たしたのは 1 地点のみであり、今後収束のための対処が必要である.

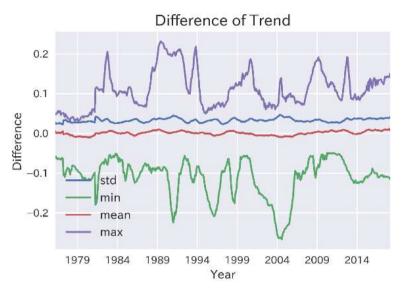


図 2-18 MCMC法とカルマンフィルタにより推定された全観測点のトレンドの差分に関する基本統計量

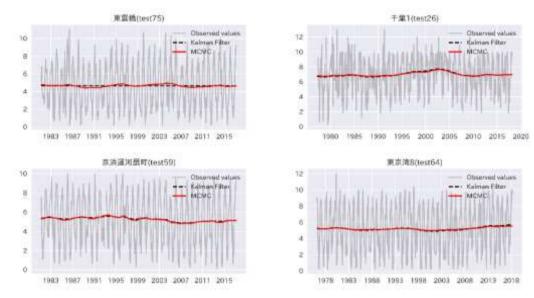


図 2-19 MCMC法とカルマンフィルタにより推定されたトレンドの比較 赤線は MCMC法によるトレンド, 黒点線はカルマンフィルタによるトレンド, 灰線は観測 値を示す.

左上:東雲橋(東京都運河観測点),右上:千葉 1(千葉市沿岸観測点),左下:京浜運河扇町 (川崎市沿岸観測点),右下:東京湾 8(湾奥沖観測点)

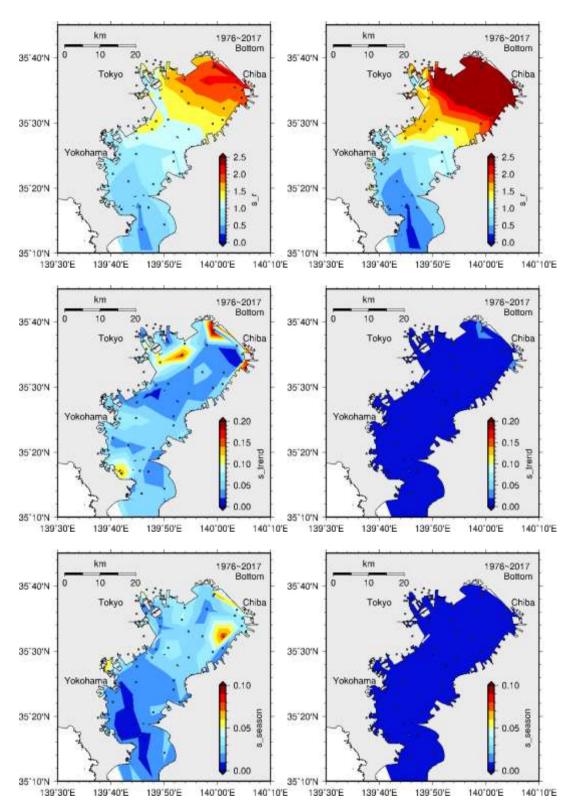


図 2-20 MCMC法とカルマンフィルタにより推定された観測ノイズの標準偏差の比較上から観測値の観測ノイズ,トレンドの観測ノイズ,季節成分の観測ノイズについて,左列に MCMC法,右列にカルマンフィルタによる推定結果を示している.

次に、風効果を含めた状態空間モデルの推定をおこなった.一例として、図 2-21~図 2-24 に『東京湾 4』、『東京湾 8』、『St-35』、『中の瀬北』におけるトレンド、季節成分、風効果の推定結果を示す.各観測点において強風の日数の正の回帰係数 c_{wind} が推定されたが、その大きさは地点により異なる.推定された全観測点の c_{wind} を平面図する(図 2-25)と.係数 c_{wind} は湾奥の沖と千葉県の船橋市から市原市の沿岸にかけての最も値が高く、0.04 以上であったが、それ以南では急激に減少し、横浜市・君津市沖で 0.01 未満となっている.これより、湾奥東側の沿岸と湾奥沖で風効果は大きく、湾口側の水域ほど風の影響は小さい結果となった.

最後に、風効果をモデルに含むことによる観測式の観測ノイズのばらつきの変化を調べるために、観測ノイズの標準偏差 σ_{γ} の違いを調べた。図 2-26 に、風効果を含めたモデルの σ_{γ} と、それと MCMC 法により推定された季節調整モデルの σ_{γ} (図 2-20 左上)との差分を示す。これより、風効果を含むことにより観測ノイズのばらつきは内湾全体としては減少傾向にあり、特に湾奥沖と千葉側の沿岸で減少傾向は強い傾向を示した。しかし、差分は最も大きくて約 0.04 と小さく、本モデルによる推定の改善傾向はみられなかった。本モデルの風効果には、季節による風効果の変動や、北風や南風の違いを考慮していないため、観測月や風向きに関する制限をかける等の検討の余地がある。

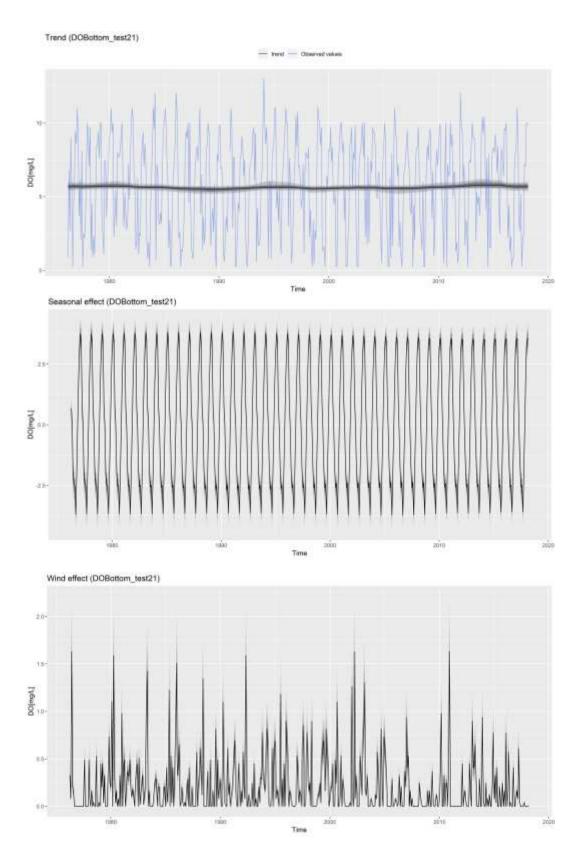


図 2-21 風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『東京湾 4』) 上:観測値とトレンド、中:季節成分、下:風効果

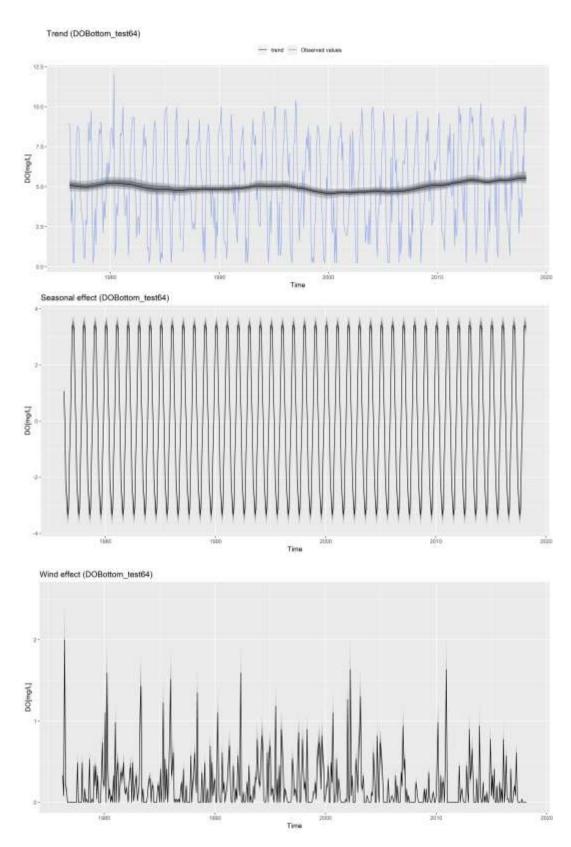


図 2-22 風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『東京湾8』) 上:観測値とトレンド、中:季節成分、下:風効果

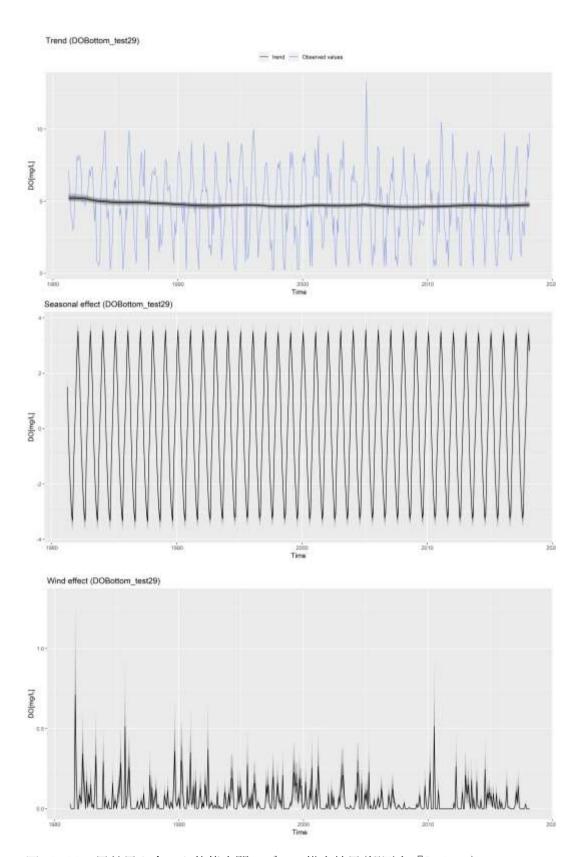


図 2-23 風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『St-35』) 上:観測値とトレンド,中:季節成分,下:風効果

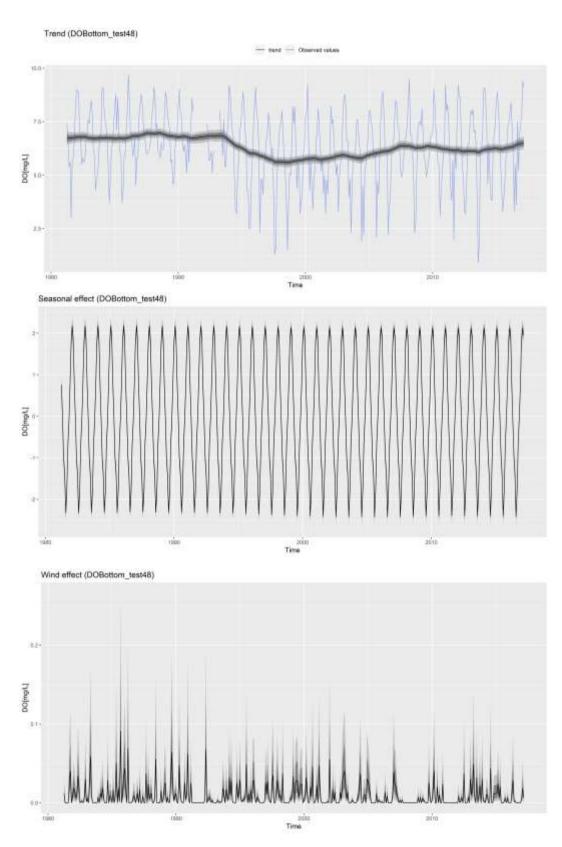


図 2-24 風効果を含めた状態空間モデルの推定結果(観測点『中の瀬北』) 上:観測値とトレンド,中:季節成分,下:風効果

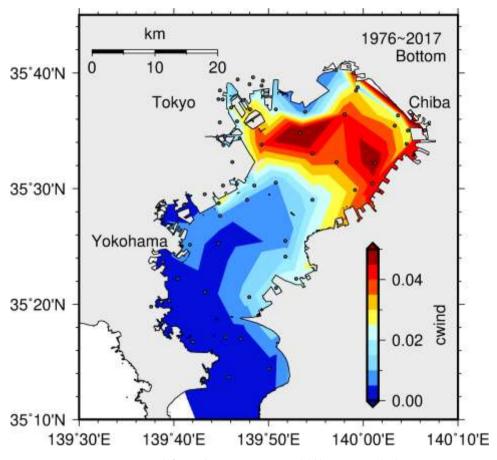
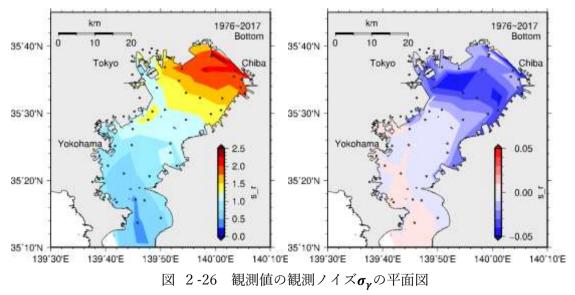


図 2-25 全観測点における回帰係数 c_{wind} の平面図



左:風効果を含むモデル、右:風効果を含むモデルと季節調整のみのモデルの差分

第3章 漁獲量推定への状態空間モデルの応用の検討

3.1 使用データと解析方法

東京湾における漁獲量の時系列データを収集するために、毎年、農林水産省が統計調査を実施し、関東農政局によって編集されている農林水産統計年報(関東農政局http://www.maff.go.jp/kanto/to_jyo/nenpou/index.html#nenpoに一部年度掲載)より、水産の部の海面漁業の項より、魚種別漁獲量の値を用いた。下の図 3-1 は、東京湾環境情報センターのホームページに掲載されている東京湾内の海面漁業の漁獲量と、本研究で使用するために収集した東京湾内且つ千葉県のみの漁獲量を比較したものである。どちらも同じデータソースを使用している。比較すると、東京湾内における3都県の集計と千葉県のみの集計値は差が小さく、東京湾内の大部分の漁獲量を千葉県で占めており、東京湾内の漁獲量の変動が千葉県の値のみでほとんど表されている。そこで本研究では、千葉県のみの値を用いることとする。

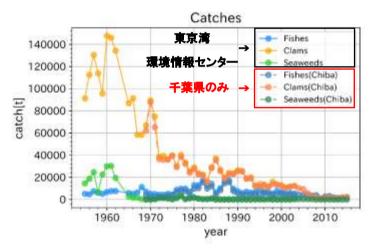


図 3-1 東京湾内の漁獲量

Fishes, Clams, Seaweeds は、東京湾内全体の魚類、貝類、藻類それぞれの総漁獲量を示す (データソース:東京湾環境情報センター). Fishes(Chiba), Clams(Chiba),

Seaweeds(Chiba)は、千葉県農林水産統計年報より得た東京湾内の千葉県のみの魚類、貝類、藻類それぞれの総漁獲量を示す。

まず、対象とする地域・魚種を得るために、項目を整理し(表 3-1)、それぞれの漁獲量の傾向を把握した。対象種は、東京湾内で漁獲が行われている魚類として、このしろ、いわし類、あじ類、ひらめ・かれい類、すずき類とする。また、東京湾で採集が行われている貝類として、あさり類を対象に加える。さらに、同年報の海面養殖業の項より、湾内でもっとも盛んな養殖対象種であるノリの収穫量の値を用いた。対象地域について、それぞれのデータは、海面漁業において 2005 年以前は漁業地区別、2006 年以降は市町村別に集計が行われている。そこで、東京湾内での漁獲量を得るために、最近の集計単位である市町村ごとに集計し直し、東京湾内に面する市町村のみを抽出した。対象とする市町村について、湾内は浦安市から海岸線沿いに鋸南町まで、湾外と湾内をまたがる地点として南房総市と館山市を選択した。選択した市町村をさらに、海域の特徴を踏まえてさらに4つに分けて集計した。海面養殖業においては、2010 年以降は市町村ごとに集計されているが、2009 年以前は市原市以北の市町村が含まれる東葛飾地区と、袖ケ浦市から富津市までを含む君津地区の2つの農業地区に大きく分けられ集計されている。そのため、集計単位を農業地区に合わせて集計し直した。

特に、長期的に見るとノリ収獲量の変動は水質のみならず経営規模の影響をかなり受けていることが考えられる。水質との関係を明らかにするには、収穫水域がはっきりしており、柵数や漁業者数といった経営規模の集計も行われているノリの値を用いることが有用であると考えられた。しかし、農林水産統計年報のノリの収穫量には、非公開等の項目が多く含まれている。そのため、千葉県水産総合研究センターの林様より、千葉県漁業協同組合連合会よりノリの共販のデータを提供していただいた。このデータには、共販にかけられたノリの枚数の他に、等級や単価等の質に関する項目や、漁業者数や海苔柵数などの漁業規模に関する項目が含まれている。

次に、ノリの養殖方法の違いや収穫量の変動要因の見当をつけるために、漁業者の方にインタビューを行った。対象者として船橋市と富津市それぞれの海域で海苔養殖の道で活躍されている 2 人の方にご協力いただき、それぞれの養殖方法や海域の特徴、そしていつが不漁であったか、その原因は何と考えるかといった漁業者の勘についてヒアリングをおこなった。

最後に、上記の結果を踏まえ、水質がどのように漁獲量に影響しているかについてまとめ、 状態空間モデルの適用に向けての考察をおこなった.

表 3-1 農林水産統計年報の集計項目

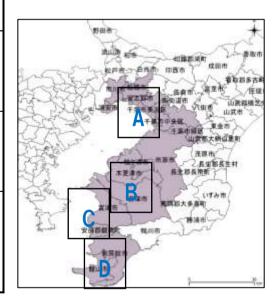
海面漁業・魚種別漁獲量

対象魚種

魚種	項目名
このしろ	
いわし類	うるめいわし,かたくちいわし,まいわし含む
あじ類	まあじ・むろあじ類含む
ひらめ・かれい	かれい類・ひらめ含む
すずき類	

対象地域

対象地域		
グループ	市町村	漁業地区
Α	浦安市	浦安
	市川市	南行徳,行徳
	船橋市	船橋
	習志野市	習志野
	千葉市	幕張,検見川,稲毛,千葉
	市原市	市原
В	袖ケ浦市	袖ケ浦、蔵波、奈良輪
	木更津市	牛込,金田,久津間,江川,
		中里,木更津,桜井,畑沢
	君津市	
С	富津市	青堀, 青堀南部, 新井, 南部,
		富津, 下洲, 大佐和, 天羽,
		大貫,湊,竹岡,荻生,金谷
	鋸南町	保田,勝山
D	南房総市	富山,岩井,富浦,高崎
		(太平洋側の地域を除く)
	館山市	館山船形, 船形, 館山, 西岬東部,
		波左間,西岬,香,西岬西部,
		洲崎,相浜,布良,富崎



海面養殖業・ノリ養殖

対象地域

農業地区	市町村
東葛飾地区	浦安市,市川市,船橋市,
	習志野市,千葉市,市原市,
君津地区	袖ケ浦市,木更津市,君津市,富津市

3.2 農林水産統計年報データの概要と傾向把握

漁業地区や市町村をグループ地区に分け、それぞれのグループにおける対象魚種の年間 漁獲量を図 3-2 に示す.

魚類に注目すると、今回対象としている魚類に関しては、いずれの地区も 1980 年代後半に漁獲量のピークを迎え、以降減少している傾向が見られる。 1980 年代には漁業者の減少は始まっており、この時期の漁獲のピークは漁業技術の発展による物が大きいと考えられる。地区ごとの特徴をみると、採貝が優勢であるB地区を除き、いわし類がもっとも多く漁獲されている。さらに、いわし類は魚漁獲の変動が大きく、総漁獲量の変動はこれに依存しているといえる。また、湾奥から湾央にあたる地区A、Bでは、1990 年台からスズキ類の漁獲が大きくなっており、他の魚種に比べ安定して獲れている。いずれの地区も 2000 年代においては減少しつつも 2008 年頃に一度豊漁の時期がある。

同じ図の貝類の漁獲量に注目すると、地区ごとにピークの差がある。例えば、地区AやBではデータ始めである 1970 年初期にピークを迎えた後減少し続けている野に対し、富津地区ではそのような傾向はみられず、アサリ類に関しては 10 年ほどの周期で増減を繰り返ししている。これは、地区AやBにおいては、埋立による漁業権放棄が直接的に影響している様子が見られる、1986 年や 2002 年にはいずれの地区でも平年以上の貝の漁獲があった。アサリは湾奥で優勢であり、外湾へ向かうほど他の種の漁獲が優勢となる。

漁獲量の変動をみると、水質以上に技術の向上や漁業規模の減少などの漁撈に関する変動が大きく関わっていることがわかる。また、乱獲による変動の可能性もある。そこで、水質の資源量への変動を調べるには、漁撈や漁場が明確である種を用いる必要があると考えられる。

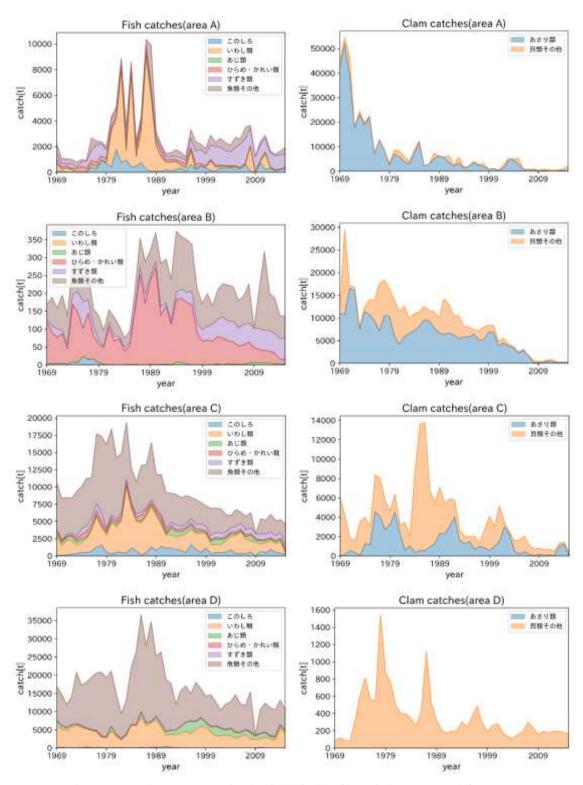


図 3-2 各グループ地区における魚種別年間漁獲量(左:魚類,右:貝類)

ノリに着目すると、東京湾全体では、2000 年初頭までは豊作と不作の年を繰り返しながら約6億枚の安定した収獲を得ている(図 3-3). 2000 年以降は急激に減少し、2010 年には3億枚以下と過去の水準の半分まで減少した。2012 年には4億枚近くまでやや持ち直しているが、それ以降は再び減少した。

湾奥の地域を中心とする東葛飾地区と湾央から湾口の地域を中心とする君津地区を比較すると、その現象の様子が異なることが判る(図 3-4). 東葛飾地区では、データは始めの 1970年以降 1975年頃までに急激に減少している. 同年における埋立面積と比較すると減少の時期は一致しており、東葛飾地区におけるノリ収穫量の減少の要因は、沿岸開発が進み養殖場の多くを失ったことが大きく関連していることがわかる. 一方、君津地区では東葛飾地区のような 1970年代の急激な減少はみられない. このことにより、君津地区では東葛飾地区と異なり、漁場の減少ではなく、水質の影響をより大きく反映していることが考えられる.

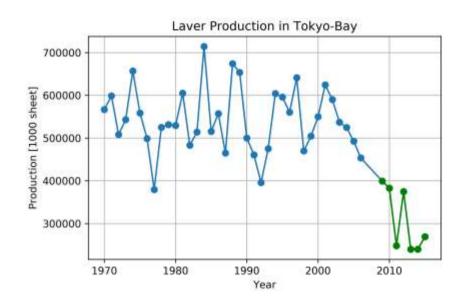


図 3-3 千葉県の湾内におけるノリの収穫量の変遷

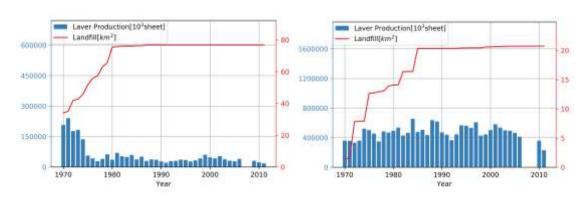


図 3-4 ノリの収穫量と埋立面積の変遷(左:東葛飾地区,右:君津地区)

また、ノリの収穫量の変遷で特徴的なものとして、収穫時期の遅れがある。図 3-5 は、各年度におけるノリの収穫量が最も大きい月を示している。東葛飾地区では 1990 年代までは12 月や1 月に最も収穫量が大きくなっているが、2000 年以降は収穫量のピークは2 月頃まで遅れている。君津地区においては、1990 年代後半までは3 月に最も収穫量が大きかったが、年によってばらつきがあり、12 月や1 月がピークとなる年もあった。しかし、2000 年以降は早くて3 月に最も多く、遅れた年には漁期の最終月である4 月まで収穫量が上がらない年も存在した。これらの結果より、東葛飾地区と君津地区いずれにおいても収穫量の時期に遅れがあることがわかる。この原因として、温暖化により海水温が上昇し、12 月や1月までにノリの成長に適切な温度まで下がらないことが挙げられている。

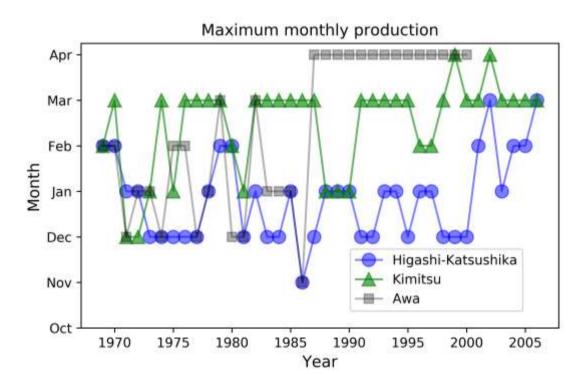


図 3-5 ノリ収穫量の最大月の変遷

3.3 千葉県ノリ共販データの概要と傾向把握

提供していただいた共販データの期間および項目等は下表の通りである。共販データの 出荷枚数の月間値と農林水産統計年報に収録されているノリの収穫量の値を比較すると、 年による増減の傾向は概ね一致するが、農林水産統計年報の方が値が高いことが確認できた。

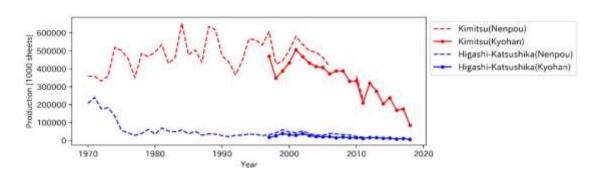


図 3-6 ノリ生産量の統計の比較

農林水産統計年報(点線)と共販データ(マーカー付実線)について君津地区(赤線)と東葛飾地区(青線)に分けて示す

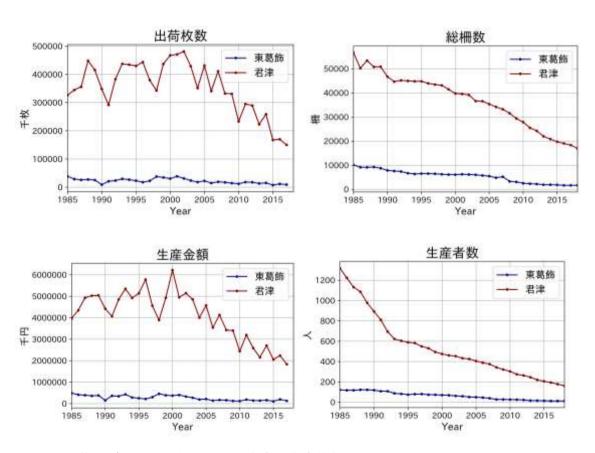


図 3-7 共販データから得たノリの生産と生産体制

(左上:生産枚数,左下:生産金額,右上:総柵数,右下:生産者数)

3.4 ノリ収穫量と水質の値を用いた重回帰分析の結果

地区ごとの収穫量とそれに影響する要因を簡単に調べるために、収穫量と水質のデータを用いて重回帰分析を行った。収穫量は農林水産統計年報の海面養殖業収穫量の項より、ノリ養殖の暦年(1月~12月)の合計値を用いた。また水質については千葉県公共用水域水質測定結果より、東葛飾地区には観測点「東京湾3」と「東京湾4」、君津地区には「東京湾18」、「東京湾19」を選択(図1)し、水温、塩分、COD、TP、TNの各項目について各年のノリの漁期(1月~4月と10月~12月)の表層の値の平均値を求めた。

農林水産統計年報からは、各地点の 1970 年から 2011 年までの年間値を知ることができる. 2006 年以前は漁期(10 月~翌 4 月)のみの集計値が掲載されているため、同年の月間値を合計して求めた. また、2006 年以前は農業地区(東葛飾地区:浦安市~市原市、君津地区:袖ケ浦市~鋸南町)ごと、2009 年以降は市町村別に集計が行われており、今分析では農業地区に合わせて値を合計した. 2012 年以降は富津市や船橋市などの主要な養殖地域の収穫量の値が未公開となっているため、今回の分析では除外した.

まず、各地点の収穫量と説明変数となる水質のデータの相関係数を求めた(図 3-9). 東葛飾地区では、収穫量と最も相関が高い変数は COD(|相関係数|=0.443)で、次いで水温、塩分、全リン、全窒素となった。君津地区では、全窒素(|相関係数|=0.322)、気温(|相関係数|=0.321)と相関が高く、次いで COD、塩分、リンと相関があるという結果となった。気温、塩分、全リン、全窒素の相関の正負は妥当であったが、いずれも相関は大きくなかった。また、一般に高 COD はノリの病害や質の低下を引き起こすとされており、COD との相関はそれとは反対の結果となった。また、いずれの地域においても全窒素と全リンには他の項目より強い正の相関があることが示された。これらの項目を用いて重回帰分析をおこなった。重回帰分析の手法として、全ての変数を用いた式から変数を増やしたり減らしたりして AIC が最も小さい値をとるモデルを選ぶ、後進の変数増減法を用いた。回帰式は下記の通りとなった(()内は p 値を示す)。

東葛飾地区: 収穫量=-0.426+0.050×塩分 Adjusted R^2=0.042 (6.847E-11) (0.166)

君津地区: 収穫量=-0.028+0.293×塩分+0.626×TN Adjusted R^2=0.297 (0.873) (0.101) (0.006)

2つの地区における水質を説明変数とした収穫量のモデル式をみると、説明変数として塩分が両方に採用された。それに加え、君津地区では全窒素が説明変数として採用されている。しかし、モデルの当てはまりに注目するとその変数が有意であるとは言い難いものもある。改善点としては、全窒素と全リンの多重共線性を排除するために変数をどちらかにすることが挙げられる。しかし、間欠的な水質の変化が収穫量に影響を及ぼすことから、重回帰分析のみでは定量的な分析は難しいことがわかる。

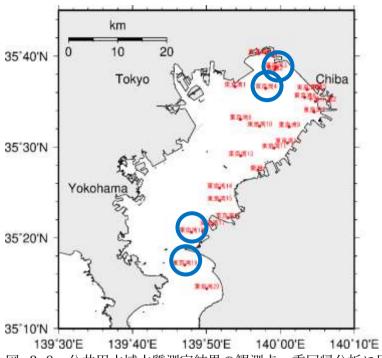


図 3-8 公共用水域水質測定結果の観測点. 重回帰分析に用いた観測点は青丸の地点

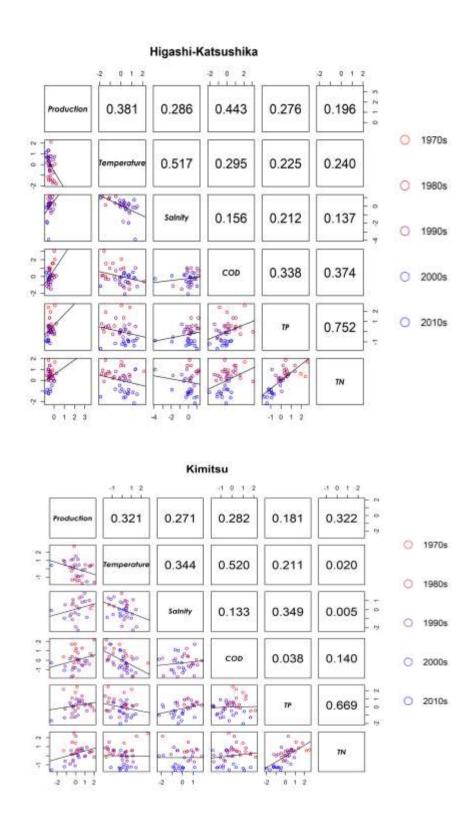


図 3-9 東葛飾地区(上図)と君津地区(下図)の収穫量と水質の相関図. 右下は相関図のプロットと回帰曲線, 右上は相関係数の絶対値を示す.

3.5 ヒアリングの結果と考察

東葛飾地区と君津地区の養殖方式の違いや収穫量の増減に対する漁業者としての勘を得るため、10月26日と29日に富津市と船橋市でインタビュー調査をおこなった。インタビュー対象者として、新富津漁業協同組合に所属し、若手ノリ漁師として新富津浅海増殖研究会で活躍されている鈴木和正氏および、船橋漁業協同組合に所属し、長年ノリ漁に携わりながら千葉県浅海増殖研究会連合会の副会長も務められる滝口光宏氏に協力をいただいた。

まず、養殖作業の流れについて日数や量など数値的なことを含めうかがった、富津では、 種付けを 9 月中旬におこなう.屋外のドラムで網を巻き付けノリの胞子をつける作業であ るが、一度にドラムに巻くことのできる網は120枚ほどであり、3日ほどかけて全ての網に 種付けを行う. 富津ではこの作業が終わってから育苗用の施設を海上に設置するが, 船橋等 では種付けと同時進行で行うところもある.船橋では,一昨年までは彼岸の9月 23 日頃に 種付けを始めていたが、現在は水温が下がらないことがあり 10 月頃まで行わないという. 育苗については,富津では昔は 10 月初頭に開始していたが,近年は水温の上昇により遅れ ており、今年度(2018年)の育苗は 10月 14日に開始した、育苗に関しては、木更津では一 部支柱柵式で行っている人もいるが, 新富津漁協の漁業者は全て浮き流し式, 船橋では支柱 柵式で行っている. 育苗ではまず胞子の付いた網を 12 枚重ねで全て張りノリを育てる. 鈴 木氏は約 1100 枚の網を使用しているが,新富津漁業協同組合に所属する漁師は少なくても 700 枚,多いと 1400 枚もの網を使用して生産を行っている.ひと月ほどしたら,育った網 を冷凍保存し、網を重ねずに張って育てる.一度に張ることができる網は 300 枚ほどで、 鈴木氏は 3~4回網の張り替えを行っているが,新富津の漁業者には4期~5期とこまめに 張り替える人もいる.鈴木氏は1期分の網で8~9回収穫を行っており,ほぼ週に1回のペ ースとなっている. 船橋でも、網の張替えは多いところで4,5回、少ないところで2,3回 である. 浮き流し式ではノリが伸びるのが早く固くなる傾向があるため, 多く網を張り替え るが、浅い水域で行われる支柱柵式は、時期により水温が下がり過ぎて伸びが悪くなるため、 張替えの回数が少なくなる.船橋では一つの網で少なくとも 3 回収穫をおこなう.収穫し たノリは、 昨年までは各自の家にある機械で加工を行っていたが、 今年より共同の加工場で 行われるそうである. できあがった製品は組合で検査された後, 組合がまとめて共販に出さ れる.共販に出されるノリは,長くとも 10 日前以降,早くて共販の前日に収穫されたノリ が出される.ノリも時間が経つとだめになることから,あまりにも遅れて共販に持ち込まれ ることはないという.

次に、海域の特徴がノリの生育に及ぼす影響について把握するために、漁場の傾向について伺った。新富津では、漁場が1区画7200㎡で区切られる。比較的人気が高いのは、西側の岬の方で、栄養塩があるため良い色のノリがとれる。しかし、西側は流れがあることから固めのノリができやすいため、中には、川がなく栄養塩も少ないが、流れが弱いためやわらかく切れやすいノリを生産できる内側の地点を好む人もいる。なお、ノリの等級の良悪しに影響するのは主に色で、固さは影響しないという。一方で、船橋では経営体数が少ないこと

もあり漁場の良し悪しの差は特段見られないが、航路際の潮がよく引く場所を育苗用に私 用したり、真冬には水深が深く水温が下がり過ぎない航路の西側を優先して使用したりと、 各経営体によって調節はおこなっている.

最後に、近年豊作、もしくは不作であった年とその原因についてどのように考えるかをう かがった. 富津では, 特に 2017 年度までの 3 年間不作が続いており, 一番の原因は魚によ る食害であると考えられている. 3 年前までは原因が食害であると認知されておらず,「何 でかわからないけど、朝採りに行ったら海苔がなかったしという状況であったが、愛知の漁 協の方に魚による食害の影響ではないかと指摘されたのがきっかけで原因が判明したとい う.食害は,原因となる生物は魚類やカモなどの鳥類と地域によって異なるが,愛知や伊勢 をはじめ全国的に発生している. その中で, 富津では主にクロダイやキビレといった魚類が 原因となる. 富津では皆, 食害対策用の網を設置することで対処をおこなっている. しかし, この網を導入することで収穫前に網を外す作業を行わなければならなくなった.これによ り、網を導入する前は1日に4、5コマ(1コマあたり網12枚)収穫をおこなっていたが、 現在は1日に2,3コマ程に収穫できる量が減り,体力的にも大変であるという.新富津浅 海増殖研究会では、食害対策用網の取り外しの省力化に向けての開発に取り組んでいる.ま た、現在安全のためにノリ漁期に禁止されている刺し網の解禁し、クロダイの数を調整する ことも検討されている.また、水温は確実に上がっており、影響があるという.ノリの育苗 の基準が水温 23℃となっているが、水温は漁期が始まったらなだらかに下がるのが理想で あるという. また, 鈴木氏が 10 年間ノリ漁に携わった感覚として, 3~4 月の風が強くなっ ているという. 強風により漁ができないだけではなく, 漁具が壊滅してしまうことがあるた め, 時化が予想される時には事前にノリを刈り取り, 網を軽くすることで対策をとっている. 一方、船橋でもここ数年の収穫は良くないという、昨年度は、10月の台風の出水と翌年 2月の大雨による出水の影響があった. ノリは, 海水の比重が低くなると病気を発生しやす くなる. この対策として、秋には網を一度海からあげ冷凍入庫する避難入庫をおこなうが、 この影響で収穫の日付は遅れた.また、冬期終わりの出水については漁期が後半であること から対策が難しく,病気でこれ以上ノリが生えてこなくなった網は新しく予備網に張り替 えるか、漁期を早めに終わらせることになる。また、2011年には津波の影響を受け漁期が 途中で終わったため収穫が少なかった.湾奥の船橋でも津波の高さは 2m40cm あり,漁港 の陸上採苗用の設備用モーターが全滅するほどの被害を被った.一方で,震災翌年の 2011 年度は豊漁だった.「瀬戸内の漁師の方に『震災のあった年は絶対とれるから』といわれて おり半信半疑であったが,2011 年度はノリも(質が)良くて量も多かった」という.理由は 津波により底層がかき回されて栄養塩が増えるからと聞いているという. しかし, 翌年には 収穫量はかなり減り、2、3年後には元の水準に戻っている。また、近年の不漁の原因は富 津同様, 水温であると考えている. 船橋では, 冬の水温は低くて 6℃くらいとあまり変わっ ていないが,秋の水温が上がっており,以前はなだらかなカーブ状に水温が下降していたが 現在は階段状になっておりなかなか下がらない傾向にあるという. また, 食害については富

津ほど極端な事例は発生していないことと、支柱柵式の場合には対策を行わないが、浮き流し式においては鉛によって網を沈ませる昔ながらの方法によりカモなどに対する食害対策を行っている。この方法は、雨や河川水の影響で比重が低くなりやすい表層を避けるという意味でも有用な方法である。船橋における食害の原因となる魚類には、クロダイの他に、ボラやメジナ、トラフグ、アイゴが考えられている。

以上より、湾奥・湾口いずれの水域においても、海で網を張る期間は 10 月以降であり、その時期の水質が全体の生産量に影響を及ぼしていることが予想された。また、湾奥と湾口の水域では、浮き流し式と支柱柵式の方式の違いにより、生産量に違いがある可能性があることが判った。また、生産方式の違いは主にノリの硬さに現れ、質を表す等級には影響しないことが予想された。また、豊漁や不漁の時期とその原因については、船橋と富津両地区において秋期の水温の低下がスムーズに減少しないことにより漁期に遅れが出ていることが挙げられる。2010 年度の不漁は、2011 年 3 月の津波による施設被害が漁期の早期終了の原因となっており、翌年度は両地区において豊漁となっている。また、船橋では 2017 年度の複数回の出水による塩分低下が不漁の原因となっている。富津では、2017 年度までの 2、3 年間で食害による被害が顕著となっている。なお、色落ちについては、いずれの地区も大きな被害は見られていないが、湾口では外洋水の侵入により多少の被害が発生することがある。

表 3-2 ノリ養殖方式と収穫量の増減に関するヒアリング結果

	船橋	富津			
養殖方式	・支柱柵式と浮き流し式の両方おこなう。 ・水温が下がりやすく、網の張替えが少ない	・浮き流し式がほとんどである。 ・網の張替えや1期の網の収穫回数は多い。			
近年の収穫	・昨年度(2017年度)は台風と、出水による塩分の 低下が影響	・ここ3年(2015~2017年)で激減. 一番の原因は 食害			
量の増減と	・2011年には震災による施設被害、翌年はよく獲				
その原因	れた。 ・秋の水温上昇	・最近はきれいに水温が下がらない ・3, 4月の風が強くなっている			

3.6 ノリ収穫量を用いた状態空間モデル作成の検討

3.6.1 埋立効果を含むモデルの作成

まず、ノリの収穫量には 10 月に始まり 12 月頃に向けて大きくなり、翌年 4 月に向けて少なくなる周期的な傾向があるため、収穫量の月別値からこの周期的な成分を除いてトレンドを抽出するモデルを作成した。モデル式は、2.3.1 で述べた季節調整と同様に組み、周期 L を 10 月から 4 月の 7 とした。ここでは、観測値に農林水産統計年報のノリの月別収穫量を用いた。

次に、収穫量の長期変動に対し最も相関があると考えられる生息場に関するパラメータ を用いた解析を行った.ここでは、観測値に農林水産統計年報のノリの年間収穫量、生息場 パラメータとして農業地区の埋立面積を用いた.モデル式は次のように組み立てた. まず、埋立効果[t]は、埋立面積[t]に未知の回帰係数 α がかけられた値であるとし、次のように式を立てた。なお、生息場の減少により生産量が減少するのは自明であるので、回帰係数の値は負であると宣言した。

$$l[t] = \alpha \times Landfill[t] \tag{15}$$

ノリ収穫量のトレンドは2階差分のトレンド項として、次のように示した.

$$\mu[t] = 2\mu[t-1] + \mu[t-2] + \epsilon_{\mu}[t] \quad \epsilon_{\mu}[t] \sim Normal(0, \sigma_{\mu})$$
 (16)

観測式は、トレンドと埋立効果と観測ノイズ ϵ_{λ} が加わった値を $\lambda[t]$ とした.

$$\lambda[t] = \mu[t] + l[t] + \epsilon_{\lambda}[t] \qquad \epsilon_{\lambda}[t] \sim Normal(0, \sigma_{\lambda})$$
(17)

ノリ収穫量は非負の値であるため、観測値Y[t]は正規分布ではなくポアソン分布に従うとした。

$$Y[t] \sim Poisson(exp(\lambda[t]))$$
 (18)

3.6.2 結果と考察

埋立効果を含めたモデルは、推測された全てのバラメータの Rhat は 1.1 未満となり収束した。図 3-8 に推定されたトレンドと埋立効果それぞれの自然対数eのべき乗を計算したものを示す。トレンドは、100 万枚前後であったのが 1980 年代前半に向けて倍の 200 万枚に増加し、以降 10 年ごとに増加と減少を繰り返す値として推定された。埋立効果は、1970 年から 1980 年の間に 0.2 から 0.025 へと変動する値として推定された。観測値はボアソン分布であると推定したため、状態値は e^{FLVF} に e^{ED} 年 ED 年 ED

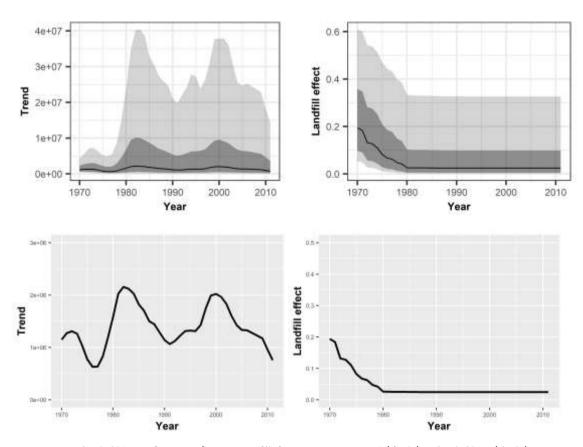


図 3-10 埋立効果を含むモデルにより推定されたトレンド(左上)と埋立効果(右上) 薄い灰色は 80%ベイズ信頼区間,濃い灰色は 50%ベイズ信頼区間を示す。それぞれを拡大 したグラフを下段に示す。

第4章 結論

4.1 結論

本研究の成果を以下に示す.

- ・公共用水域水質測定結果に季節調整モデルを用いてパラメータ推定を行うことにより、長期的なトレンドを可視化することができた。底層DOのトレンドに着目すると、1990年代以前は減少しており以降改善傾向にあることや、2010年から2014年にかけてDOの値が大きく上昇する傾向がとらえられた。
- ・気象庁とモニタリングポストの時系列データの比較により、風の場が底層DOに影響を及ぼしていることが把握できた。また、強風の吹いた日数を用いて風効果を含む状態空間モデルを作成することで、湾奥部の中央と北東側沿岸で風の影響が強いことを推定できた。
- ・ノリ漁業者へのヒアリングにより、秋の水温低下がなだらかでないことが船橋と富津の両海域で問題視されていることを得られた。また、近3年程の収穫量の変動に塩分や食害が大きく影響していると考えられていることを把握できた。また、震災の影響が収穫量に反映されていることが確認できた。

.

4.2 今後の課題

今後考え得る課題を以下に示す.

- ・今後は、モニタリングポストを初めとするより高精度の水質データが蓄積されていく。本研究では長期的なトレンドを捉えるために公共用水域水質データを選択したが、気象等の要因を含めた状態空間モデルの構築には、これらのデータも取り入れていくことが望ましい。
- ・風効果を含めた状態空間モデルの作成において、本研究では風の方角を含めなかった.しかし、湾奥では北東風、又は南西風の底層DOへの影響は大きく、これを取り入れることにより改善の余地があると考えられる.イベントの有無を考慮できる状態空間モデルの利点を活用してモデルの構築を行うことが望ましい.
- ・現地観測結果を用いて状態空間モデルを推定する際にネックとなる課題の一つがモデルの収束に関する問題である。この対処法として、モデルを作成する際に知見を用いてパラメータに上限や下限値を指定したり、モデル実行の際に行うステップ数に関する数値を調整する等による改善策が必要である。
- ・水産生物の変動には、水質のみではなく資源量そのものの変動や漁撈等の影響が複雑に絡み合っており、その総合的な解析が望ましい。そのためには、CPUE等の情報が得られる生物を対象にして、生態系モデルと漁業動態モデルを組み合わせる等の検証の方針が挙げられる。

参考文献

- 1) 安藤晴夫(2016):東京湾の水質と赤潮,底層 DO および透明度の長期変化,水環境学会誌, Vol. 39(A), No. 5, pp.169-173.
- 2) 安藤晴夫,柏木宣久,二宮勝幸,小倉久子(1999):東京都内湾の水質の長期変動傾向について,東京都環境科学研究所年報,pp.60-67.
- 3) 安藤晴夫,柏木宣久,二宮勝幸,小倉久子,川井利雄(2005):1980 年以降の東京湾の水質汚濁状況の変遷について―公共用水域水質測定データによる東京湾水質の長期変動解析―,東京都環境科学研究所年報,pp.141-150.
- 4) 安藤晴夫,柏木宣久,二宮勝幸,小倉久子,山崎正夫(2002):東京湾における水質平面 濃度分布の変遷と特徴,東京都環境科学研究所年報,pp.97-104.
- 5) 石井光廣,長谷川健一,松山幸彦(2008):東京湾のノリ生産に影響を及ぼす環境要因: 栄養塩の長期変動および最近の珪藻赤潮発生,水産海洋研究,72(1),pp.22-29.
- 6) 環境省水環境部閉鎖性海域対策室(2003):第 6 回有明海·八代海総合調査評価委員会会議録, http://www.env.go.jp/council/20ari-yatsu/y200-06a.html (2018 年 9 月 25 日 参照)
- 7) 漁業情報サービスセンター(2005): 平成 16 年度資源評価調査委託事業報告書, 浅海資源生態知見整理調査, 東京湾水産資源生態調査, 東京湾の漁業と資源: その今と昔, 273pp.
- 8) 工藤盛徳(2003):ジョイントシンポジウム「ノリ養殖と沿岸環境」2. ノリの養殖環境と生産技術, 日本水産学会誌, 69(3), pp.420-421.
- 9) 国土交通省関東整備局(2015):東京湾水環境再生計画本文, http://www.ktr.mlit.go.jp/chiiki/chiiki00000083.html (2019年1月21日参照)
- 10) 東京湾岸自治体環境保全会議(2018):東京湾水質調査報告書(平成 28 年度) 2016, http://www.tokyowangan.jp/top.html (2019 年 1 月 21 日参照)
- 11) 馬場真哉(2018):時系列分析と状態空間モデルの基礎 Rと Stan で学ぶ理論と実装,プレアデス出版, 180pp.
- 12) 馬場真哉(2017):Python による状態空間モデル https://logics-of-blue.com/python-state-space-models/(2018 年 12 月 28 日参照)
- 13) 反田實,赤繁悟,有山啓之,山野井英夫,木村博,團昭紀,坂本久,佐伯康明,石田祐幸,壽久文,山田卓郎(2014):瀬戸内海の栄養塩環境と漁業,水産技術,7(1),pp.37-46.
- 14) 樋口知之(2018):予測に活かす統計モデリングの基本,講談社,pp.95-109.
- 15) 松浦健太郎(2017):Wonderful R 2 Stan と R でベイズ統計モデリング, 共立出版株式 会社.
- 16) 松川康夫(1987):東京湾の埋立と自然,水質汚濁研究,10巻,8号,pp.465-469.

- 17) 松岡聡, 吉松定昭, 小野哲, 一見和彦, 藤原宗弘, 本田恵二, 多田邦尚(2005):備讃瀬 戸東部(香川県沿岸)におけるノリ色落ちと水質環境,沿岸環境研究,第43巻,第1 号,pp.77-84.
- 18) 村上彰男(1986):漁業からみた閉鎖性海域の窒素・リン規制, 恒星社厚生閣, p.61.
- 19) 渡辺康憲, 川村嘉応, 半田亮司(2004): ノリ養殖と栄養塩ダイナミクス, 沿岸海洋研究, 42(1), pp.47-54.

データソース

- 1) 独立行政法人国立環境研究所環境数値データベース https://www.nies.go.jp/igreen/.
- 2) 環境省水環境総合情報サイト https://water-pub.env.go.jp/water-pub/mizu-site/.
- 3) 千葉県ホームページ 公共用水域及び地下水の水質測定結果 https://www.pref.chiba.lg.jp/suiho/kasentou/koukyouyousui/index.html.
- 4) 東京都ホームページ 公共用水域水質測定結果 http://www.kankyo.metro.tokyo.jp/water/tokyo_bay/measurements/measurements/in dex.html)
- 5) 千葉県ホームページ 貧酸素水塊速報 https://www.pref.chiba.lg.jp/lab-suisan/suisan/suisan/suikaisokuhou/index.html
- 6) 気象庁ホームページ 過去の気象データ https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/index.php
- 7) 関東農政局ホームページ 農林水産統計年報・統計資料 http://www.maff.go.jp/kanto/to_jyo/nenpou/index.html#nenpo

Appendix 作成したプログラム例

本研究では、データの整理や統計モデルの推定用に様々なプログラムを作成した. ここでは、本論で特に使用したコードの例を掲載する.

Appendix-1 カルマンフィルタによる季節調整と結果の図示

Python 言語による季節変動を取り込んだ状態空間モデルの推定には、下のようなスクリプト作成した。今回読み込むデータは、'Datetime'と'DO'というヘッダー名の日付とDOの値の二つの列から構成されるデータフレームである。

```
### 基本のライブラリの読み込み、初期設定
import numpy as np
import pandas as pd
from scipy import stats
# グラフ描画に関するライブラリの読み込みと設定
from matplotlib import pylab as plt
import seaborn as sns
sns.set()
%matplotlib inline
# グラフを横長にする
from matplotlib.pylab import rcParams
# 統計モデルライブラリ
import statsmodels.api as sm
### データの読み込み
data = pd.read csv("ファイル名", index col='Datetime', parse dates=['Datetime'])
ts = data[item]
### 季節変動ありのローカルレベルモデル
mod_season_local_level = sm.tsa.UnobservedComponents(
   ts,
   'local level',
   seasonal=12)
### 最尤法によるパラメータ推定
#まずはNelder-Meadでパラメタを推定し、その結果を初期値としてまた最適化する.2回
```

```
目の最適化には BFGS を使用.
res_season_local_level = mod_season_local_level.fit(
    method='bfgs',
    maxiter=500,
    start_params=mod_season_local_level.fit(method='nm', maxiter=500).params
)
### 推定されたパラメタの一覧や AIC などの情報表示
print(res_season_local_level.summary())
### 推定された状態・トレンド・季節成分の描画
rcParams['figure.figsize'] = 15, 20
fig = res_season_local_level.plot_components()
```

Appendix-2 MCMC 法による季節調整の状態空間モデル

R言語と Rstan ライブラリを用いて、MCMC 法による季節成分を含んだ状態空間モデルを作成した。まず、下のようなモデル式を Stan ファイルで作成した。なお、観測値に欠損値が存在する場合にも対処できるように、欠損値が存在しないケース、欠損値が一つだけ存在するケース、欠損値が複数存在するケースの3種類の Stan ファイルを作成した。

まず、欠損値が存在しないケースの Stan コードを次のように作成した. これを"1dtrend season.stan"というファイル名で保存する.

```
data { //与えるデータ
    int<lower=1> T; //日時データの数
    int<lower=1> T_obs; //欠損値でない観測値の数
    int<lower=1> Idx_obs[T_obs]; //欠損値でない観測値の行番号
    vector<lower=0>[T_obs] Y_obs; //欠損値でない観測値
}

parameters { //推定するパラメータ
    vector[T] trend; //トレンド
    vector[T] season; //季節成分
    real<lower=0> s_trend; //トレンドの観測ノイズの標準偏差
    real<lower=0> s_season; //季節成分の観測ノイズの標準偏差
    real<lower=0> s_r; //観測値の観測ノイズの標準偏差
}

transformed parameters {
```

```
vector[T] y_mu;
y_mu = trend + season;

model {
    trend[2:T] ~ normal(trend[1:(T-1)], s_trend);
    for(i in 12:T)
        season[i] ~ normal(-sum(season[(i-11):(i-1)]), s_season);
    for(i in 1:T_obs)
        Y_obs[i] ~ normal(y_mu[Idx_obs[i]], s_r);
}
```

次に、欠損値が一つのみ存在するケースの Stan コードを次のように作成した. これを"1dtrend_season_1nan.stan"というファイル名で保存する.

```
data { //与えるデータ
    int<lower=1> T; //日時データの数
    int<lower=1> T_obs; //欠損値でない観測値の数
    int<lower=0> T_na; //欠損値である観測値の数
    int<lower=1> Idx_obs[T_obs]; //欠損値でない観測値の行番号
    int<lower=1> Idx_na; //欠損値である観測値の行番号
    vector<lower=0>[T_obs] Y_obs;.//欠損値でない観測値
}

parameters { //推定するパラメータ
    vector[T] trend;
    vector[T] season;
    real<lower=0> y_na[T_na]; //欠損部分の観測値
    real<lower=0> s_trend;
    real<lower=0> s_season;
    real<lower=0> s_r;
}

transformed parameters {
```

また, 欠損値が複数存在するケースの Stan コードについては, "1dtrend_season_1nan.stan" の 6 行目にある欠損値の行番号の宣言を次のように書き換えた

```
int<lower=1> Idx_na[T_na];
```

そして、29、30行目の欠損する観測値の推定式を次のように書き換えた.

```
for(i in 1:T_na)
y_na[i] ~ normal(y_mu[Idx_na[i]], s_r);
```

これを"1dtrend season nans.stan"というファイル名で保存した.

上記の Stan モデルを実行する R スクリプトを下のように作成した. 読み込むテキストファイルは、図 1 のような年月と観測値を含むデータフレームである. 観測値の欠損している部分は何も入力せずにで R で読み込む.

```
### ライブラリの読み込み
library(rstan)
filename = '読み込むファイル名'
item = 'DO' #水質項目

### 文字列の足し算に+が使えるようにする
"+" <- function(e1, e2) {
```

```
if (is.character(c(e1, e2))) {
    paste(e1, e2, sep = "")
  } else {
    base::"+"(e1, e2)
### 入力ファイル名から'.txt'を削除し、保存ファイル名を作成
savename <- sub('\Y.[^.]*', "", filename) # ピリオド以降を切り取る("" に置換
### データの読み込みと Stan に渡すデータの作成
d <- read.csv('input/' + filename)</pre>
dT < -nrow(d)
Idx.na <- which(is.na(d[item]))</pre>
Idx.obs <- which(!is.na(d[item]))</pre>
Y.obs <- d[Idx.obs,item]
data <- list(T=dT,
           T_{obs} = length(Idx.obs),
           T na = length(Idx.na),
           Idx obs = Idx.obs,
           Idx na = Idx.na,
           Y obs=Y.obs)
### モデルを実行する
if (length(Idx.na) == 0) {
  stanmodel <- stan_model(file='model/1dtrend_season.stan')</pre>
} else if (length(Idx.na) == 1) {
  stanmodel <- stan model(file='model/1dtrend season 1nan.stan')
} else {
  stanmodel <- stan_model(file='model/1dtrend_season_nans.stan')
fit <- sampling(stanmodel, data=data, iter=4000, thin=5, seed=1234)
###結果の保存
save(d, data, fit, stanmodel, file='output/' +savename+ '_1dtrend_season.RData') #結果を
Rdata へ保存
print('Saved image ' + 'output/' + savename + ' 1dtrend season.RData')
```

```
Datetime,DO
1976-04-01.7.2
1976-05-01,6.7
1976-06-01,6.1
1976-07-01,6.5
1976-08-01,7.3
1976-09-01,0.25
1976-10-01,3.6
1976-11-01,6.3
1976-12-01,9.1
1977-01-01.8.4
1977-02-01,11.0
1977-03-01,10.0
1977-04-01,6.5
1977-05-01,5.7
1977-06-01,
1977-07-01,8.7
1977-08-01,4.0
```

図 1. 季節調整モデルで読み込むテキストファイルの例

Appendix-3 風効果を含めた状態空間モデル

本研究で用いた風効果を含む状態空間モデルの Stan スクリプトを示す. 下記は、水質の観測値に欠損値が存在しない場合のモデルで、これを"1dtrend_season_wind.stan"というファイル名で保存する. また、Appendix-3 と同様に水質の観測値に欠損値が一つだけ存在する場合と、欠損値が複数存在する場合のモデルスクリプトを作成し、それぞ

れ"1dtrend_season_wind_1nan.stan", "1dtrend_season_wind_nans.stan"というファイル名で保存した.

```
data {
  int<lower=1> T:
  int<lower=1> T_obs;
  int<lower=1> Idx obs[T obs];
  vector<lower=0>[T obs] Y obs;
  vector<lower=0>[T] Wind_obs;
parameters {
  vector[T] trend;
  vector[T] season;
  real<lower=0> cwind;
  real<lower=0> s trend;
  real<lower=0> s_cwind;
  real<lower=0> s_season;
  real<lawer=0 > s r;
transformed parameters {
  vector[T] y_mu;
  vector[T] wind;
  wind = cwind*Wind obs;
  y_mu = trend + season + wind;
model {
  trend[2:T] ~ normal(trend[1:(T-1)], s_trend);
  for(i in 12:T)
    season[i] ~ normal(-sum(season[(i-11):(i-1)]), s_season);
  for(i in 1:T obs)
      Y_obs[i] ~ normal(y_mu[Idx_obs[i]], s_r);
```

また、上記スクリプトを実行するため、Appendix-3のRスクリプトを少し改変する。まず、23~28 行目の Stan に渡すデータのリストを作成する箇所を下記のように書き換えた。

また、31~37行目のモデル選択の箇所を下記のように書き換えた.

```
if (length(Idx.na) == 0) {
    stanmodel <- stan_model(file='model/1dtrend_season_wind.stan')
} else if (length(Idx.na) == 1) {
    stanmodel <- stan_model(file='model/1dtrend_season_wind_1nan.stan')
} else {
    stanmodel <- stan_model(file='model/1dtrend_season_wind_nans.stan')
}</pre>
```

ここで読み込むテキストファイルは図2のように、年月と水質の観測値及び風効果に用いる観測値(本モデルでは観測時点から過去1週間以内に10m/s以上の風が吹いた日数)を含むデータフレームである。なお、風の観測値の欠損には対応していない。

```
Datetime, DO, windhours
1976-04-01,7.2,8.0
1976-05-01,6.7,2.0
1976-06-01,6.1,40.0
1976-07-01,6.5,5.0
1976-08-01,7.3,4.0
1976-09-01,0.25,0.0
1976-10-01,3.6,0.0
1976-11-01,6.3,0.0
1976-12-01,9.1,0.0
1977-01-01,8.4,0.0
1977-02-01,11.0,0.0
1977-03-01,10.0,0.0
1977-04-01,6.5,0.0
1977-05-01,5.7,0.0
1977-06-01..0.0
1977-07-01,8.7,0.0
1977-08-01,4.0,12.0
```

図 2. 風効果を含むモデルで読み込むテキストファイルの例

Appendix-4 農林水産統計年報のファイル整理

関東農政局のホームページ上で公開されている農林水産統計年報の漁獲量データは、Excel ファイルとしてダウンロードすることができる。この Excel ファイルの表を、Python 言語の Pandas ライブラリを用いて行名が魚種、列名が地域名となるデータフレームとして扱うことができる形に整理するためのスクリプトを作成した。ここでは一例として、平成23~24 年千葉県農林水産統計年報に収録されている市町村別魚種別漁獲量(平成22年)のExcel ファイルを扱う場合を示す。

該当するデータは図のような形式の表として掲載されている。表は一つではなく,横に4つに分割され,分割された表は元の表のセルのさらに下に存在する。ここで必要な処理を挙げる。まず分割された表を横に連結する。次に,列名を整理する。列名は,1行目が魚類・貝類・海藻類といった最も大きな区分,2行目がまぐろ類・かじき類等の魚種別,3行目がくろまぐろ・みなみまぐろ等の2行目をさらに細かくした区分となっているが,横に複数のセルにまたがって入力されている項目はPandasで読み込むと1つ目のセル以外空欄となる。そのため,1つめのセルの項目を用いて空欄を補完する必要がある。次に,行名については,県名および市町村名以外の空欄等は削除する。最後に,データの値については,実績なしを示す『-』を0,未公開であることを示す『x』を欠損値に置き換え

る.

以上の処理をおこなうために作成したスクリプトを下に示す.

		_	_	F	G	H	1:	J	K	L	M	N	0 1	C R	S	T
х	2	海	面	魚業		(統含) (市町村県	11 + 平成	99年)								
		er.			10.72.25				m							
		ET A		10 H E		ž		c 3		ER .		D)	U	. 8	XR.	
	- 80				舎 計	争規計	(3 \$03	みなみ まぐろ	ひんなが	めばち	きはだ	その他の まぐろ類	まかじき	めかじき	くろか じき鎖	その他のかじき数
	Ш				(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
F	3	Œ O		(1)	162,634	155, 014	69		239	116	66	0	137	77	38	1
-		-	-													
					0.700		- 2	-		-				-	-	-
		ш	m'	(6)	3,531	3, 406	16	- 1	4	5	1	- 1	0	0	1	0
*	•		m'	(7)	753	212		**			-	-	-00			,
加			市"	(8)	31,893	31,851	-			-	-	-	-	-	-	-
8	7	#	m'	(9)	ж	107	2	2	727	- 12	-	100	207	12.1	- 2	1 2
100		ñ	m	(10)	1,950	1,272	12	23	5	26	24	-	56	1	11	-
市		廣	Ħ,	(11)	9.	1.0	÷	**		-		*	5	-	9.5	
	千 4 4 市 6 6 6 木 地 智 勝	() · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	(3) 区 千葉 千葉 千川 前 間 総 山 油 を 海 瀬 瀬 瀬 瀬 瀬 瀬 瀬	(3) 条.	(3) 魚種別 区 分 年 本 市 (3) 市 川 市 (4) 船 市 市 (5) 総 山 市 (6) 木 東 油 市 (7) 地 市 (9)	区 分 境 賽 量 計 区 分 境 賽 量 計 (1) 162,634 千 篤 市 (2)	(3) 魚種別漁獲量(市町村分 (3) 魚種別漁獲量(市町村分 (4) (5) 無期計 (1) (2) (2) (2) (3) (4) (4) (5) (6) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4	(3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成 医 分 造 葉 章	(3) 魚種別漁選量(市町村別・平成22年)	(3) 金種別漁獲量(市町村別・平成22年) 図 分 慢 質 量	(3) 魚種別漁選量(市町村別・平成22年) B	(3) 魚種別漁選量(市町村別・平成22年) (3) 魚種別漁選量(市町村別・平成22年) (4) 第 2	(3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) B	(3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) (3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) (4) まな で ろ 殿 の まかじきまぐろ まぐろ 球 の のはち きはた まぐろ類 まかじきまぐろ まぐろ がんなが のはち きはた まぐろ類 まかじきまぐろ まかじきまかって で で で で で で で で で で で で で で で で で で で	(3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) S (3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) (4) まで カ	(3) 魚種別漁獲量(市町村別・平成22年) B

図2 2010年市町村別魚種別漁獲量のエクセルファイル

```
### 基本ライブラリの読み込み・初期設定
```

import pandas as pd

import numpy as np

fname = './2412_12_25_n2.xlsx' #読み込むファイル名

fo = "./df2010chiba fishery.csv" #処理したデータフレームの保存名

statename = "千葉県" #県名

#下記は Excel ファイルの中身を確認して設定する項目

sheetstrt = 10

#読み込む表が存在する最初のシート番号(0から数える) sheetend = 10#読み込む表が存在する最後のシート番号(0から数える)

rows = [[6,8],[54,56],[102,104],[150,152]] # 表のヘッダーの最初と最後の列番号(0 から 数える)をリストにして入れる.

Excel シートを読み込む

表のヘッダーとそれ以外の部分を別々に読みこみ、のちに結合する

ヘッダーの読み込み

for n in range(sheetstrt, sheetend+1):

for m in range(len(rows)):

header1 = pd.read_excel(fname, sheetname=n,

header=None).iloc[rows[m][0]:rows[m][1]+1,1:].ffill(axis=0)

header1=header1.reset index(drop = True)

```
if m == 0 and n == sheetstrt:
           header = header1
       else:
           header = pd.concat([header, header1], axis=1,ignore index=True,)
header = header.ffill(axis=1) #空欄のセルには、左隣のセルと同じ文字列を入れる
# ヘッダー以外を読み込む
for n in range(sheetstrt, sheetend+1):
   for m in range(len(rows)):
       if m != len(rows)-1:
           df2 = pd.read excel(fname, sheetname=n,
header=None).iloc[rows[m][1]+1:rows[m+1][0],1:]
       else:
           df2 = pd.read excel(fname, sheetname=n,
header=None).iloc[rows[m][1]+1:,1:]
       df2 = df2.reset index(drop = True)
       if m == 0 and n == sheetstrt:
           df1 = df2
       else:
           df1 = pd.concat([df1, df2], axis=1,ignore_index=True,)
# ヘッダーとそれ以外の部分の結合
df1.columns=pd.MultiIndex.from_arrays(header.values)
### ヘッダー (列名) の整理
col index0 = [row[0] for row in df1.columns.values]
col index1 = [row[1] for row in df1.columns.values]
col index2 = [row[2] for row in df1.columns.values]
# 改行("\n")等の不要な文字列を削除し、きれいにしていく
def clean_col_index(col_index: list):
    ""不要な文字列の削除を行う関数""
   col_index = [str(s).strip() for s in col_index] #s が文字列になっていない場合への配
慮で str を適用
   col_index = [s.replace("\n", "") for s in col_index] #改行文字を消去
   col_index = [s.replace("¥u3000", "") for s in col_index] #スペース文字を消去
   col_index = [s.replace(" (続き) ", "") for s in col_index] #『(続き)』を消去
   col_index = [s.replace("(続き)", "") for s in col_index] #『(続き)』も消去
```

```
col index = [s.replace("", "") for s in col index] #スペースも消去
   return col index
li = [col index0, col index1, col index2]
col index = []
for li in li:
   col index.append(clean col index(li))
col index0, col index1, col index2 = col index[0], col index[1], col index[2]
#整理された文字列でヘッダーを置き換える
df1.columns = [col index0, col index1, col index2]
""表の区切り位置によりヘッダーの 1 行目の文字列が『魚』『類』と分かれてしまうことが
あるが、その場合は手動で修正する必要がある""
### インデックス (行名) の整理
#二つのカラムから県市町村名のインデックスを作る
#まず、都道府県の列から県名が出てくるインデックス番号を調べる
stacked df1 = df1.iloc[:.0]
i=0
for n in range(len(stacked df1)):
   if stacked df1.iloc[n] == statename:
      break
   else:
      i = i + 1
print("Index of Statename is", i)
#次に、県名カラムと市町村名カラムを結合する
new_index=np.array("Num") #(["Num", "N"])
a = df1.iloc[:,0].values[1:i+1] #都道府県の列の 2 番目から県名まで
b = df1.iloc[:,1].values[i+1:] #市町村の列の続きから最後まで
if all(b!=b): #都道府県列の右隣の列が全て NaN のとき, 市町村列はその次の列を読み込
む
   b = df1.iloc[:,2].values[i+1:]
a = np.append("Num", a) #初めの行に"Number"を追加
new_index=np.append(a, b) #ふたつのカラムを結合する
#整理された新しいインデックスに置き換える
df1.index = new\_index
df1.index.name='city'
```

不要な行および列を削除する

df1.drop('区分', level=0, axis=1, inplace=True) # 第 2 レベルのカラム名に'区分'を含むカラムを削除する

df1=df1.loc[:, df1.loc["Num"].notnull().values] #"Num"行が NaN の列を削除するdf1=df1.loc[df2.iloc[:, 0].notnull().values, :] #空白行を削除する

『実績なし』および『未公開』値の置き換え

df = df.replace('-', 0) #"事実のないもの"を 0, "公表しないもの"を NaN にする df = df.replace('x', np.nan)

作成したデータフレームを保存 df.to_csv(fo)

謝辞

本論の執筆にあたりご指導いただきました佐々木先生に深く感謝申し上げます. 先生には、国内外のご出張や会議でどんなにお忙しいときでも、お時間を見つけてミーティングの場を設けていただいたり、プログラミングの課題点に迅速にご対応くださいました. また、水質データの件で稲毛の千葉県環境研究センターへ同行させていただいたおかげで、貴重なデータを活用することができました. 他にも、先生が P T 長をされている東京湾再生官民連携フォーラムの生き物生息場 P T や、箱根での DNA 解析のワークショップ等、学内外で多くの貴重な体験をさせていただきました. 修士課程の 2 年間で学んだことを今後活かしていきたいと思います.

次に、副指導教員である佐藤先生に感謝申し上げます。先生の演習で下水道からの栄養塩について聞いて興味をもったことが、本研究のテーマを決めるきっかけとなりました。佐藤先生の研究とは分野は異なりますが、授業を通じて水質について海域のみではなく陸域を含めた水の循環として見る機会を与えていただきました。先生におすすめしてくださった水環境に関する講演会も大変興味深かったです。ありがとうございました。

そして、本研究においてデータの収集にあたり御対応いただいた方々に感謝致します。まず、ノリの共販データをご提供いただきました千葉県水産総合研究センターの石井様、林様に御礼申し上げます。お二人には、研究の相談や参考資料のご紹介、さらには海洋アライアンスの演習でも大変お世話になりました。これまであまり知ることのなかった千葉県の海産物の現状について、現場を見ながら学ぶことができました。次に、千葉県公共用水域水質測定結果の収集にあたり、ご対応いただきました千葉県環境研究センターの飯村様に御礼申し上げます。Web 上で公開されていない過去の貴重なデータを使用することができました。そして、海苔養殖に関するヒアリングにご協力いただきました、船橋漁業協同組合の滝口様、新富津漁業協同組合の鈴木様に御礼申し上げます。漁期が始まりお忙しい中にも関わらず、快くインタビューや施設・漁場見学の場を提供してくださいました。誠にありがとうございました。

また、東京海洋大学の山崎先生、長井先生をはじめ、資源動態学研究室の皆様に感謝申し上げます。海洋大で海について知ることが面白いと感じた経験が、現在の私の基礎になっております。長井先生の元で培った海洋学やプログラミングの知識から、観測の経験、観測中船酔いしないコツまで、この2年の内に多くのことを活かす機会がありました。申し訳無いことに、学部生の時には発表直後から卒業間際まで海外に飛び立ってしまい、まともに感謝の気持ちをお伝えできずに来てしまいました。当時の分も含め、皆様に誠に御礼申し上げます。

また、大学の OB にあたる森田さん、現東洋大学で講師をされている呉さん、現横浜国立大学助教の比嘉さんにも大変お世話になりました。皆様には、拙いながら研究を簡単に紹介する機会をいただき、その際に貴重なご意見も頂戴しました。また、皆様の研究活動の様子

を聞いて、沿岸環境の研究の奥深さを感じ刺激を受けたことを今でも覚えております. 誠にありがとうございました.

そして, 同じ研究室の皆様に御礼申し上げます. まず, 博士課程の遠藤さんには, 私が M1 の時から研究や学生生活の面で大変お世話になりました。研究の方針について相談させて いただいた際には、ご自身の豊富な経験をもって、白板が真っ黒になるほど丁寧にご助言く ださいました.遠藤さんの研究で船橋の観測に同行できたことも貴重な経験となりました. 大学での海洋観測ではただ船に乗りただ機器をレッコするだけでしたが、その元には綿密 な観測計画や準備の積み重ねがあることを知りました. 誠にありがとうございました. 次に 同期の藤崎さん、北條君にもお世話になりました、藤崎さんは一番の相談相手で、研究等で 不安になった際にはたくさんの激励とお菓子をいただきました。北條君はあまり話さなか ったけれども、専攻で一番授業が被っていましたし、私が携帯番号を机に置き忘れて帰った 際に目立たないところに避難しておいてくれた恩は忘れません.お二人ともありがとうご ざいました. また, 現 M1 の Qin さんにもお世話になりました. 初めてのチューターを担 当したのが Qin さんでしたが,チューターがいなくても様々な日常の困難を乗り越えてい くたくましさと、日本語の堪能さに大変感心させられると共に、自分も頑張らなければと奮 い立たせることができました、また、同じく研究室のメンバーの Sameera さん、Liu さん、 Parastoo さん, Wang さん, Rakib さん, Samad さんにもお世話になりました. 英語が苦手 であまり話すことができませんでしたが, ゼミで多くのアドバイスをいただきました. また, 昨年9月からメンバーになった Chen さん,Win さん,Xu さん,Hanchen さんにも御礼申 し上げます. 皆さんが来て5階学生室が明るくなった気がします. また,卒業された Erick さん、UTSIP プログラムで来日した Hannah さんにも大変お世話になりました。お二人と も明るく優秀でたくさんお話できたのが楽しかったです. Hannah さんは来日中に私の研究 内容と同じ手法を使っていましたが、これやはり難しかったです. 皆さんと研究室生活を送 ることができとても嬉しかったです. ありがとうございました.

最後に、日常面から大学院生活を支えてくれた両親や兄に心より感謝致します.

2019 年 1 月 21 日 古畑 亜佑美