

重回帰分析を用いた 福島県北部海域のコウナゴ漁況予測手法の検討

早乙女忠弘・千代窪孝志・岩上哲也

Catch forecast of Larval Sandeel *Ammodytes personatus* in the Waters
off Northern Fukushima by Multiple Regression Analysis

Tadahiro SOHTOME, Takashi CHIYOKUBO and Tetsuya IWAKAMI

ま え が き

福島県沿岸で漁獲されるイカナゴ *Ammodytes personatus* は、宮城県仙台湾から茨城県沿岸で漁獲対象となる仙台湾系群に属し¹⁾、福島県で 2 月下旬から 4 月中旬に漁獲される孵化後数ヶ月の当歳魚（稚魚）は「コウナゴ（以下、コウナゴ）」、4 月中旬から 5 月に漁獲される 1 歳以上の成魚は「メロード（以下、メロード）」と呼ばれ、いずれも機船船びき網で漁獲される。特にコウナゴは沿岸漁業の基幹対象種であるにもかかわらず、2000 年～2009 年の漁獲量は 590 トン～7,125 トン、漁獲金額は 2.6 億円～10.9 億円²⁾と大きな年変動がみられ、漁業経営の安定化には喫緊の課題として資源管理や漁況予測が強く求められている。

江部ら³⁾は福島県属地水揚量から推定したメロード漁獲尾数を用いてシングルコホート解析を行い、メロード資源が減少傾向にあり漁獲圧を低減する必要を示した。一方、コウナゴについては、仙台湾系群では産卵量と加入量の間に関係が認められず⁴⁾、資源量推定や資源管理に至っていない。福島県沿岸においても、再生産率（仔稚魚分布量/総産卵数）の年変動を調べた結果、1～100 倍の範囲で変動していると推察され⁵⁾、親子関係以外の変動要因が大きく影響していると考えられる。

コウナゴ漁獲量の変動要因については、宮城県及び茨城県のコウナゴ漁獲量変動と水温の関係が検討され、いずれの県も春季に低水温だと豊漁になる傾向が報告されているが^{6,7)}、福島県沿岸においては未検討である。そこで、福島県北部海域の漁獲量及び標本船日誌に基づく CPUE データを用いて、水温を中心とした海洋環境データとの相関分析を行い、福島県沿岸における漁況の変動要因を考察するとともに、重回帰分析による漁況予測手法を検討した。

材料および方法

コウナゴ漁獲量

コウナゴ漁獲量は、1995～2008 年における、県北部の 3 産地市場（新地、相馬原釜、磯部）の県統計から次の方法で整理した。県統計のコウナゴ漁獲量は、当歳魚の中でも成長の進んだ非食用向けのコウナゴ（通称ジャンボコウナゴ）を含んでいる年がある。ジャンボコウナゴを含む年は、コウナゴ漁獲量が著しく増加し、そのままでは年比較に支障があるため、コウナゴ漁獲量からジャンボコウナゴ漁獲量を除いたデータセットを作成した。福島県資源管理支援システムから

月別・地区別漁獲量及び漁獲金額を抽出し、4月以前のコウナゴ漁獲量は全て食用向けのコウナゴとしてそのまま適用した。5月以降のコウナゴ漁獲量は、価格が100円/kgを下回る場合は全て餌料向けのジャンボコウナゴとみなして除いた。以上により修正した月別コウナゴ漁獲量を作成した。

コウナゴ CPUE

コウナゴ CPUE は、1995～2008年に沿岸漁業を営む漁船に依頼した標本船日誌データを用いて、緯度経度5分区画平均の1曳網あたりコウナゴ漁獲量を年別・月別に求め、さらに県北部海域での主漁場である北緯37度40分～55分、東経141度00分～10分で囲まれる海域(図1)で平均した値を作成した。

海洋環境等データ

海洋環境等データセットは、イカナゴの産卵期～仔稚魚期を中心に、水温のほか、漁況への関与が推測されるクロロフィルa濃度及び微小動物プランクトン量、漁獲加入前の仔魚分布データとして漁期前ネット調査入網尾数を以下のとおり整理した。

1) 水温 主漁場である仙台湾～県北部沿岸の代表値として、1995～2008年に福島県水産試験場が実施した海洋観測で得られたU1～U3定点(図1)の10m深水温月別平均値(以下、水温)を整理した。

2) 親潮南限緯度 1999～2008年3,4月の第二管区海洋速報⁸⁾から東北太平洋海域の東経143°以西における5℃台水温の最南端緯度(以下、親潮南限緯度)を緯度方向に0.1度単位で読み取った。

3) クロロフィルa濃度 1995～2008年に福島県水産試験場が実施した海洋観測において、U1～U3定点の0～30m深でマルチボトルサンプラーにより採水し、冷蔵状態で実験室に持ち帰った後、定法⁹⁾に従いアセトン抽出し、蛍光光度計(ターナーデザイン社10-AU)で測定した。得られたクロロフィルa濃度について各定点・各層ごとにコウナゴの漁期前から漁期中にあたる1～4月の月別年時系列データセットを作成した。また、統計解析ソフト(Kyplot)によりユークリッド距離を用いた最長距離法によるクラスター分析を行い、得られた各クラスターのクロロフィルa濃度の月別平均値から季節変動及び経年変動を確認した。

4) 微小動物プランクトン量 1995～2000年に実施された調査¹⁰⁾において、U1～U3定点で改良型ノルパックネット鉛直曳きにより得られた月別微小動物プランクトン湿重量のうち、カイアシ類ノープリウス幼生とコペポダイト幼生の合計湿重量(g/m^2) (以下、カイアシ類湿重量)を整理した。

5) 漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数 1995年～2008年の1月下旬から2月上旬に福島県水産試験場調査船「拓水」(30トン)及び各地区の漁船により鶴ノ尾埼沖の定点(37°50'Nライン、図1)で実施されたコウナゴ漁期前調査(口径130cm、袋網目合335 μ mの丸稚ネットを曳網速度1.5ノット程度で10分間曳網)による仔魚入網尾数を整理した。

相関分析

相関分析は、漁獲量(3月、4月、年合計)及びコウナゴ CPUE(3月、4月)と海洋環境等データについて表計算ソフト(Microsoft Excel2007)を用いて行い、相関の有無については相関係数

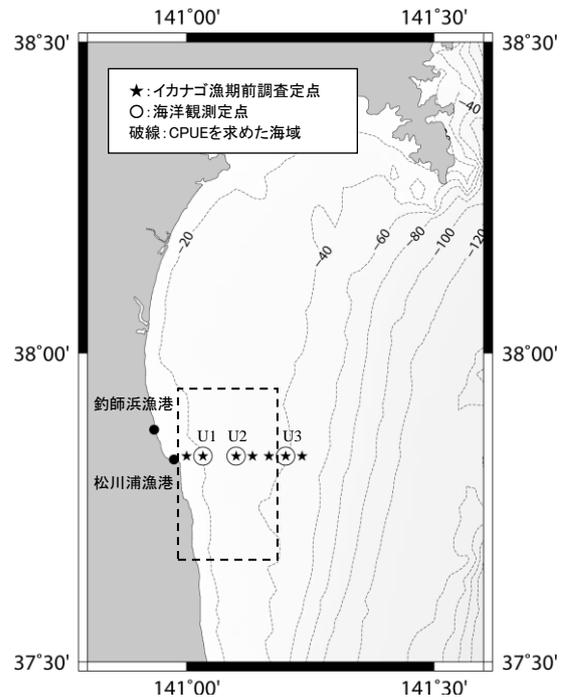


図1 調査定点

$r=\pm 0.4$ を基準に判断し、 p 値により有意性を確認した。併せて、各データを散布図に描き、分布の傾向を確認した。

重回帰分析を用いた漁況予測

漁況予測は、漁業者がコウナゴ漁解禁等を協議する2月下旬の段階で、漁期全体の予測が求められている。そこで、重回帰分析の従属変数は年計漁獲量及び主魚期である4月CPUEとし、説明変数は海洋環境等データのうち相関がみられたデータから2月までに入手可能なものから任意に抽出した。説明変数の選択は各説明変数間の相関係数及び得られた重回帰式の赤池情報量基準(AIC)で判断した。重回帰分析は表計算ソフトの分析ツールを用いた。

結 果

漁獲量及びCPUE

コウナゴ漁獲量は、ジャンボコウナゴを含む修正前と比較すると、2000年で1,713トンの減少、2008年で1トンの減少となった(表1)。コウナゴ漁獲量とCPUEの相関係数は、3月同士で $r=0.60$ 、4月同士で $r=0.90$ 、年計漁獲量と4月CPUEで $r=0.79$ であった(いずれも $p<0.05$ 、両側)。

表1 修正したコウナゴ漁獲量及びCPUE

年	漁獲量 (トン)			合計	CPUE (kg/1曳網)	
	3月	4月	5月		3月	4月
1995年	211	498	94	803	82	215
1996年	241	756	364	1,361	140	221
1997年	69	1,300	313	1,683	171	365
1998年	4	653	218	875	11	265
1999年	355	541	88	984	172	200
2000年	232	1,652	400	2,284	173	475
2001年	528	882	21	1,430	126	242
2002年	324	535	0	859	100	182
2003年	172	433	26	631	119	147
2004年	414	748	48	1,209	157	330
2005年	82	988	834	1,903	64	203
2006年	97	279	29	405	149	124
2007年	166	290	0	456	78	117
2008年	750	1,183	420	2,353	220	332

相関分析と海洋環境等データの季節変動

漁獲量及びCPUEと海洋環境等データの相関係数及び p 値は表2のとおりで、特徴は次のとおりであった。

1) 水温 前年7月水温と3月漁獲量、前年12月水温と4月漁獲量及び漁期計漁獲量の間には有意な正の相関がみられた($r=0.63\sim 0.68, p<0.05$)。また、有意ではないが、1月水温と4月漁獲量及び4月CPUEの間には正の相関($r=0.42\sim 0.50$)、前年7月水温と4月漁獲量及び漁期計漁獲量の間には正の相関($r=0.42\sim 0.54$)がみられた。水温の季節変動は、3月が最低、9月が最高となり、年計漁獲量との相関がみられた7月は昇温期であった(図2)。

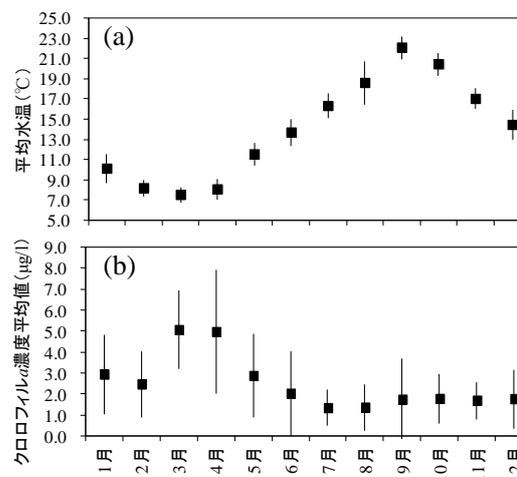


図2 水温(a)及びクロロフィルa濃度(b)の季節変動(垂線は標準偏差)。

表2 漁獲量及びコウナゴCPUEと海洋環境等データの相関係数及びp値（両側分布）

データ種類	漁獲量						コウナゴCPUE				
	3月		4月		漁期計		3月		4月		
	r	p値	r	p値	r	p値	r	p値	r	p値	
U1～U3定点10m深水温平均	1月	-0.184	0.567	<u>0.502</u>	0.096	0.323	0.305	0.164	0.610	<u>0.427</u>	0.166
	2月	0.195	0.523	0.237	0.435	0.288	0.340	0.393	0.184	0.157	0.609
	3月	0.043	0.888	-0.011	0.971	0.027	0.931	0.038	0.903	0.111	0.719
	4月	-0.182	0.551	-0.097	0.753	-0.188	0.538	-0.092	0.765	0.034	0.911
	前年5月	-0.301	0.317	0.200	0.513	0.132	0.668	-0.358	0.229	0.161	0.598
	前年6月	-0.124	0.685	0.116	0.707	0.088	0.774	0.215	0.480	0.029	0.925
	前年7月	<u>0.662</u>	0.014	<u>0.425</u>	0.148	<u>0.543</u>	0.055	0.397	0.179	0.366	0.219
	前年8月	<u>0.431</u>	0.142	-0.004	0.989	0.077	0.803	0.293	0.331	0.010	0.973
	前年9月	-0.005	0.988	-0.135	0.645	-0.180	0.537	-0.059	0.842	-0.165	0.574
	前年10月	0.139	0.651	0.109	0.722	0.051	0.869	0.204	0.504	-0.007	0.983
	前年11月	0.180	0.538	0.132	0.652	0.227	0.436	-0.093	0.751	0.029	0.922
	前年12月	-0.232	0.468	<u>0.689</u>	0.013	<u>0.639</u>	0.025	0.293	0.355	<u>0.614</u>	0.034
143℃以西の 表面5℃台水温南限緯度	3月下旬～4月上旬	0.153	0.674	-0.206	0.567	-0.297	0.405	-0.205	0.570	-0.010	0.978
	4月中旬～4月下旬	-0.246	0.494	<u>-0.490</u>	0.150	<u>-0.572</u>	0.084	<u>-0.417</u>	0.231	<u>-0.414</u>	0.235
コベボードノープリウス・ コベボダイト湿重量	1～3月合計	0.276	0.653	<u>0.849</u>	0.069	<u>0.893</u>	0.041	<u>0.729</u>	0.162	<u>0.815</u>	0.093
U1～3定点0～30m深 クロロフィルa濃度	1月	<u>0.462</u>	0.152	-0.126	0.713	-0.052	0.878	-0.126	0.712	-0.176	0.605
	2月	0.321	0.263	0.223	0.444	0.308	0.284	0.102	0.728	0.168	0.565
	3月	-0.146	0.635	<u>0.406</u>	0.169	0.331	0.270	0.253	0.405	0.196	0.520
	4月	0.121	0.681	-0.232	0.425	-0.187	0.523	-0.045	0.879	-0.350	0.219
	前年5月	0.000	0.999	-0.299	0.322	-0.183	0.549	-0.046	0.882	-0.300	0.319
	前年6月	0.018	0.953	-0.307	0.308	-0.272	0.369	-0.254	0.402	-0.312	0.299
	前年7月	<u>-0.472</u>	0.103	0.154	0.616	-0.004	0.990	-0.047	0.880	0.152	0.621
	前年8月	0.167	0.586	0.070	0.821	0.242	0.425	-0.129	0.673	-0.123	0.689
	前年9月	0.382	0.198	-0.253	0.404	-0.158	0.606	0.363	0.223	-0.146	0.633
	前年10月	-0.325	0.278	0.156	0.612	0.009	0.977	-0.091	0.768	0.050	0.872
	前年11月	-0.055	0.851	-0.180	0.538	-0.186	0.525	-0.030	0.920	-0.245	0.398
	前年12月	-0.284	0.371	-0.328	0.298	-0.186	0.562	-0.359	0.252	<u>-0.537</u>	0.072
U1～3定点0～30m深 クロロフィルa濃度(特異値除外)	2月	0.358	0.230	<u>0.472</u>	0.104	<u>0.593</u>	0.033	0.274	0.364	<u>0.406</u>	0.168
漁期前調査による イカナゴ仔魚入網尾数	U1	<u>0.593</u>	0.025	0.390	0.168	<u>0.551</u>	0.041	<u>0.493</u>	0.073	0.359	0.208
	U2	-0.088	0.764	-0.314	0.274	-0.315	0.273	0.006	0.985	-0.329	0.250
	U3	0.169	0.565	-0.204	0.485	-0.127	0.666	0.202	0.489	-0.197	0.500
	U4	-0.205	0.482	-0.253	0.384	-0.193	0.508	-0.152	0.604	-0.227	0.436
	U5	-0.083	0.777	0.124	0.674	0.212	0.467	0.259	0.372	-0.003	0.991
	U6	-0.139	0.636	-0.110	0.708	0.075	0.798	-0.188	0.520	-0.257	0.375
	U7	<u>0.585</u>	0.028	0.119	0.685	0.279	0.334	0.309	0.282	0.135	0.645
	全定点平均	0.094	0.749	-0.262	0.366	-0.130	0.658	0.157	0.592	-0.309	0.282

2) 親潮南限緯度 有意ではないものの、4月中旬～下旬の親潮南限緯度と4月漁獲量、漁期計漁獲量、3月CPUE及び4月CPUEの間に負の相関がみられた ($r = -0.41 \sim -0.57$)。コウナゴが豊漁であった2008年と不漁であった2009年の表面水温分布図を比較すると、2008年は、3月下旬～4月上旬に5℃未満の冷水が親潮第一分枝の南下に伴い宮城県沿岸まで波及し、4月中旬以降は5℃未満の冷水が茨城県境まで広がり、コウナゴ主漁期における親潮系冷水の勢力は強かった。一方2009年は、3月下旬～4月上旬の5℃未満の冷水は青森県沖で留まり、4月中旬以降も5℃未満の冷水は引き続き青森県沖に分布していたことから、コウナゴ主漁期における親潮系冷水の勢力は2008年に比べて弱かった。

3) クロロフィルa濃度
いずれのデータでも有意な相関関係はみられなかった。そこで、クロロフィルa濃度と漁獲量及びCPUEの関係を散布図で確認した結果、2月クロロフィルa濃度と漁期計漁獲量及び4月CPUEの関係において、2002年のクロロフィルa濃

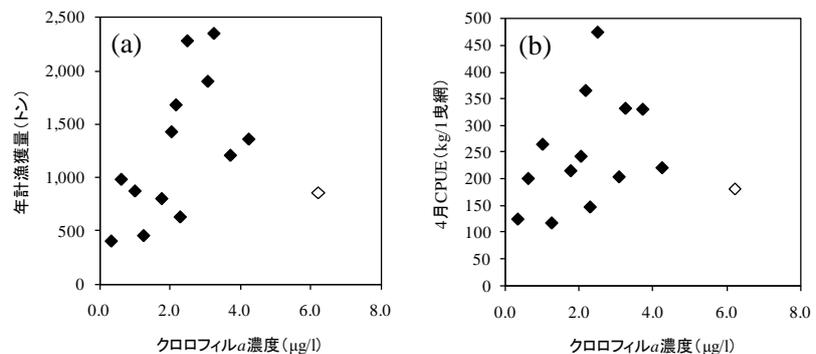


図3 2月クロロフィルa濃度と漁期計漁獲量(a)及び4月CPUE(b)の関係（白抜きは特異値；2002年）

度が特異的に高い傾向を示した（図 3）。そこで特異値を除外し再解析した結果、漁期計漁獲量との間に有意な正の相関 ($r=0.59$)、有意ではないが 4 月漁獲量及び 4 月 CPUE で正の相関 ($r=0.40\sim 0.47$) がみられた。

クロロフィル *a* 濃度の季節変動は、3,4 月に春季ブルーミングによるピークを示し、4 月、年計漁獲量との相関がみられた 2 月はピーク直前に該当した（図 2）。

4) 微小動物プランクトン量 年計漁獲量とカイアシ類湿重量の間に有意な正の相関がみられた ($r=0.89$)。また、有意ではないが 4 月漁獲量、3 月 CPUE 及び 4 月 CPUE との間に正の相関がみられた ($r=0.72\sim 0.84$)。

5) 漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数 U1 定点入網尾数と 3 月漁獲量及び漁期計漁獲量の間、U7 定点入網尾数と 3 月漁獲量の間有意な正の相関がみられた ($r=0.55\sim 0.59$)。また、有意ではないが、及び U1 定点入網尾数と 3 月 CPUE の間に正の相関がみられた ($r=0.49$)。

重回帰分析を用いた漁況予測

漁獲量及び CPUE と各海洋環境データの相関分析の結果、前年 7 月水温、前年 12 月水温、2 月クロロフィル *a* 濃度（特異値除外データ）及び漁期前調査 U1 定点イカナゴ仔魚入網尾数が抽出された。このうち前年 7 月水温は、各データ間の相関係数が比較的高く ($r=0.45\sim 0.69$)、重回帰分析を行ううえで多重共線性を避けるため除いた。

抽出された 3 データを説明変数とし、年計漁獲量及び 4 月 CPUE を従属変数として重回帰分析を行った結果（表 3,4）、いずれの従属変数においても、前年 12 月水温と 2 月クロロフィル *a* 濃度（特異値除外データ）を説明変数とした重回帰式は、AIC が最も低く、自由度調整済み決定係数（補正 R^2 ）が 0.64 と最も高く、 p 値が 5% 有意水準を満たしたことから、最も妥当と判断した。標準化偏回帰係数から得られた寄与率は、前年 12 月水温で 58~66%、クロロフィル *a* 濃度で 45%

表 3 年計漁獲量を従属変数とした重回帰分析の結果

X₁ 海洋観測U1~U3定点10m深水温平均（前年12月）
X₂ U1~U3定点0~30m深クロロフィル*a*濃度（2月、特異値除外データ）
X₃ 漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数

説明変数	データ数	補正R ²	p値	AIC	得られた回帰式の係数			
					切片	X1	X2	X3
X ₁ ,X ₂ ,X ₃	11	0.606	0.027~0.674	25.20	-0.003	0.639	0.511	-0.228
X ₁ ,X ₂	11	0.646	0.012~0.039	23.50	0.045	0.585	0.525	—
X ₂ ,X ₃	13	0.433	0.050~0.082	34.76	0.031	—	0.509	0.428
X ₁ ,X ₃	12	0.278	0.048~0.892	32.93	-0.185	0.611	—	-0.088
X ₂	13	0.391	0.013	36.84	-0.042	—	0.734	—

表 4 4月CPUEを従属変数とした重回帰分析の結果

X₁ 海洋観測U1~U3定点10m深水温平均（前年12月）
X₂ U1~U3定点0~30m深クロロフィル*a*濃度（2月、特異値除外データ）
X₃ 漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数

説明変数	データ数	補正R ²	p値	AIC	得られた回帰式の係数			
					切片	X1	X2	X3
X ₁ ,X ₂ ,X ₃	11	0.436	0.067~0.992	31.76	-0.003	0.666	0.453	-0.006
X ₁ ,X ₂	11	0.506	0.020~0.150	29.76	0.045	0.665	0.453	—
X ₂ ,X ₃	13	0.079	0.250~0.369	41.03	0.031	—	0.355	0.265
X ₁ ,X ₃	12	0.243	0.060~0.814	36.46	-0.185	0.610	—	0.178
X ₂	13	0.089	0.168	40.13	-0.042	—	0.417	—

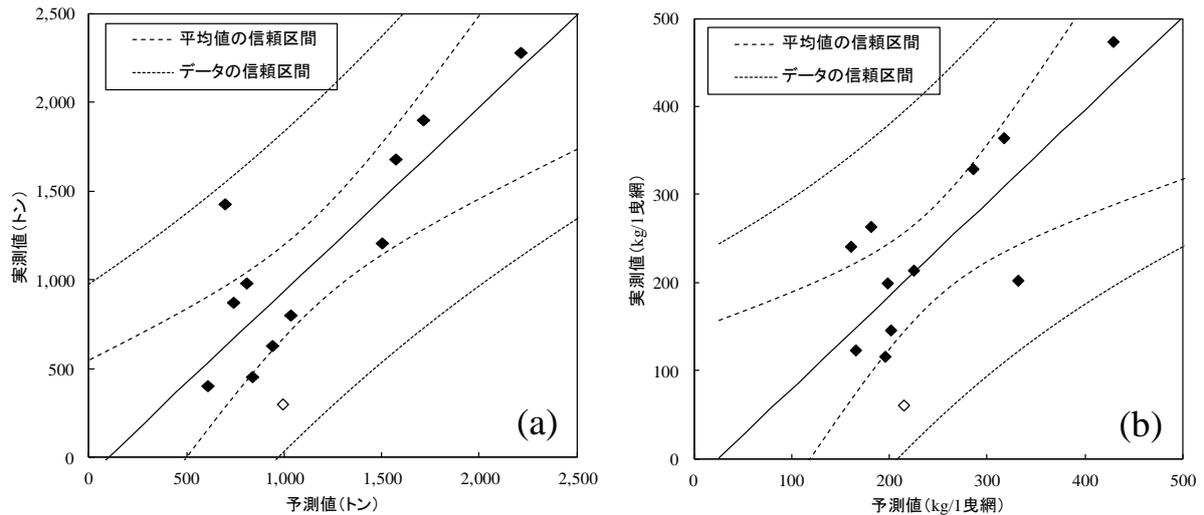


図4 得られた重回帰式による予測値と実測値の関係
(a)漁獲量、(b)CPUE. 白抜マーカーは2009年、信頼限界は95%

～52%であった。得られた重回帰式を用いて 2009 年の予測を行った結果、年計漁獲量は 993 トン、4 月 CPUE は 214kg/1 曳網と試算され、実測値との残差はそれぞれ+693 トン、+154kg であった(図4)。

考 察

水温と漁獲量の関係

漁獲量及び CPUE と水温の関係は、前年 12 月水温との間に正の相関、また漁獲量と前年 7 月水温との間に正の相関がみられた。仙台湾系群のイカナゴは、7 月中下旬から 12 月上旬までの約 5 ヶ月間潜砂夏眠し、覚醒後 1,2 ヶ月で産卵することが報告されている^{1,6)}。今回の結果は、夏眠の導入期及び覚醒期に当たり、7 月と 12 月の水温がそれぞれ高く夏眠期間が長い場合に、翌年のコウナゴ漁況が上向くという結果になった。仙台湾のイカナゴ夏眠に関する過去の知見では、夏眠期間は長いほど肥満度が低下し、肥満度が一定割合を下回ると産卵不能となる¹¹⁾。また、仙台湾内における夏眠期の当歳魚分布密度と 12 月から 3 月及び 7 月の底層水温の間に負の相関があり、特に夏眠移行期に仙台湾底層水温が高いと再生産上不利になると考えられている¹²⁾。今回得られた結果はこれらの知見と相違するが、夏眠場はほとんど無いと思われる福島県海域の水温が、イカナゴの夏眠に直接的な影響を及ぼしているとは考えにくいとため、他の間接的要因によるもの、例えば仙台湾・福島県北部海域における海洋環境の関係(水温にシーソー関係が認められるか、等)や、それに伴うコウナゴ漁場の南下による漁獲量変動の関係を確認する必要がある。

親潮南限緯度と漁獲量の関係

漁獲量及び 4 月 CPUE と 4 月の親潮南限緯度との間に有意ではないが負の相関がみられたことは、漁獲量は漁期中の親潮系冷水が強勢であるほうが上向くことを示唆している。同じ仙台湾系群のイカナゴでは、茨城県海域のコウナゴ漁獲量と水温の関係について、春季の親潮系冷水の勢力が強いほど漁獲量が増加する関係があることが示されている^{7,13,14)}。宮城県海域のコウナゴ漁獲量と水温の関係については、コウナゴ漁獲量と 5 月定地水温の間に負の相関関係がある⁷⁾。また、5 月の表面水温が低いと豊漁傾向だが、著しく低い年には逆に不漁になる傾向がみられる⁷⁾。親

潮の南下、あるいは低水温がコウナゴ豊漁に寄与する理由としては、親潮の南下により餌料環境が良くなること¹⁵⁾、低水温により飢餓耐性が高まること¹⁶⁾、あるいは仙台湾周辺の孵化海域から仔稚魚が親潮系冷水により輸送され漁獲加入すること⁷⁾、等が挙げられる。一方、親潮系冷水による輸送とは別に、仙台湾への沖合水流入のパターンがコウナゴの漁場形成に関与している可能性が示唆されており¹⁷⁾、福島県のコウナゴ漁況にも同様の影響が関与していると思われる。

クロロフィル *a* 濃度と漁獲量の関係

漁獲量及び CPUE と 2 月クロロフィル *a* 濃度と正の相関がみられたことについては、2 つの仮定が考えられる。1 つめは、コウナゴ孵化仔魚の初期餌料が珪藻類や渦鞭毛藻類等の植物プランクトンであり¹⁸⁾、その多寡はクロロフィル *a* 濃度に反映されることから、発生初期の餌料環境としてコウナゴ生残・漁況に関係する、という仮定である。2 月という時期も 1 月下旬～2 月がコウナゴ孵化・初期摂餌期であるという結果と一致する。また、データ期間が短いものの、珪藻類・渦鞭毛藻類に続く餌料生物であるカイアシ類湿重量と正の相関がみられたことでも説明できる。2 つめは、クロロフィル *a* 濃度が直接要因ではなく、見かけ上の関係である、という仮定である。3 月のクロロフィル *a* 濃度と親潮南限緯度の間に負の相関 ($r = -0.66$) があることや、伊勢湾産のイカナゴ仔魚では発生初期から優れた摂餌能力を持つうえ飢餓耐性も高いため、餌不足を直接的原因とする減耗は少ないと考えられている¹⁷⁾ことから、漁獲量とクロロフィル *a* 濃度やカイアシ類湿重量の相関関係は見かけ上の現象であり、餌環境ではなく主漁期の海況条件に起因した間接的関係の可能性が考えられる。要因の解明には、当該海域の動植物プランクトン出現相の調査を実施し、植物プランクトン環境とコウナゴの食性、クロロフィル *a* 濃度との関係を検討するとともに、水温や水塊変動とクロロフィル *a* 濃度の関係を明らかにする必要がある。

漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数と漁獲量の関係

イカナゴ仔魚入網尾数と漁獲量の関係については、鶴ノ尾埼沖の最も沿岸寄りの定点データと相関がみられたが、隣接する他の定点では相関がみられなかった。このことから、漁期前調査で得られる仔稚魚入網データは、定点間の変動が大きく、海域の仔稚魚分布量を十分に把握できていないと思われる。過去に当該データを含む漁期前調査によるイカナゴ仔魚入網尾数を用いて漁獲量予測が実施されていたが、ある程度の相関関係は認められるものの、定点間や時期のズレによる入網尾数の開きが大きく、予測精度を向上させるためには、発生仔稚魚量を適切に把握するための採集法や地点の検討、海況、移送、分布等の機構を踏まえる必要が示された¹⁹⁾。また、仔魚期における生残率の年変動も影響すると考えられ、定点設計に併せて調査時期も考慮すべきである。

重回帰分析によるコウナゴ漁況予測手法

今回の予測手法の検討は、漁期前の 2 月に予測が実施できることを前提に行った。得られた予測式は、自由度調整済み決定係数が漁獲量で 0.646、4 月で CPUE0.506 であり、高精度の予測には十分ではない。データの 95%信頼区間で判断した予測誤差は漁獲量で $\pm 1,000$ トン、CPUE で $\pm 200\text{kg}/1$ 曳網と大きく (図 4)、実際に運用した場合の誤差はそれ以上になると思われる。そのため、重回帰式で算出された数値をそのまま予測値とするのは現状では不適當であり、運用にあたっては工夫が必要である。例えば、予測結果を豊漁、中漁、不漁等に区分することや、前年漁期との相対予測が考えられる。また、漁期前に予測を行うという前提から、漁期中の親潮南限緯度など漁獲量と相関のある変数を用いながったが、漁期中に新たな変数を加えて予測結果を見直すことも有効な方法である。

要 約

1. 福島県沿岸におけるコウナゴ漁況の変動要因を調べるために、福島県北部海域のコウナゴ漁

況データ（コウナゴ漁獲量及びコウナゴ CPUE）と海洋環境データ（県北部沿岸 10m 深水温、親潮南限緯度、クロロフィル *a* 濃度、微小動物プランクトン量、漁期前調査イカナゴ仔魚入網尾数）の相関分析を行った。

2. 漁獲量及び CPUE と有意な相関がみられたのは、前年 7 月水温、前年 12 月水温、2 月クロロフィル *a* 濃度（特異値除外）及び U1 定点イカナゴ仔魚入網尾数であった。
3. 前年 7 月及び 12 月は親魚であるメロードの夏眠期前後にあたるが、隣接海域の結果と逆相関であるため、他の間接的影響と推測された。親潮南限緯度は仙台湾周辺の孵化海域からの輸送や低水温による仔魚生残への影響等が考えられた。クロロフィル *a* 濃度は、餌料としての直接的影響と、海況変動等に起因した見かけ上の影響が考えられた。
4. 漁獲量及び CPUE を従属変数、相関があり漁期前に得られるデータを説明変数として重回帰分析を行い、前年 12 月水温と 2 月クロロフィル *a* 濃度（特異値除外）を説明変数とした重回帰式が得られた（自由度調整済み $R^2=0.506\sim0.646$ ）。予測誤差が大きく注意を要するため、予測実施にあたっては、予測結果の表現方法の工夫や、漁期中データを用いた期中見直しが有効と思われた。

文 献

- 1) 橋本博明：日本産イカナゴの資源生態学的研究、J. Fac. Appl. Biol. Sci., Hiroshima Univ., 30, 135-192 (1991).
- 2) 福島県農林水産部水産課、平成21年版福島県海面漁業漁獲高統計、90頁 (2009).
- 3) 江部健一・立花一正・平川英人・石田敏則：福島県沿岸におけるイカナゴの資源動向、福島水試研報、6、141-146 (1991).
- 4) 児玉純一：産卵親魚の量がイカナゴ稚仔の発生量を左右するのか？、水産海洋地域研究集会、水産海洋研究、59 (3)、307-329 (1995).
- 5) 江部健一：イカナゴ稚仔の発生量はどのくらいの規模で変動するのか、水産海洋地域研究集会、水産海洋研究、59 (3)、307-329 (1995).
- 6) 小林徳光・永島 宏・児玉純一・菊池喜彦・小林一郎・佐藤孝三：仙台湾に生息するイカナゴの生態と資源、宮城水セ研報、14、37-49 (1995).
- 7) 堀 義彦：茨城県沿岸のイカナゴ漁況と海況について、茨城水試研報、33、11-19 (1995).
- 8) 第二管区海上保安本部：海洋速報 (1998~2008).
- 9) 齊藤宏明：日本周辺海域における低次生態系モニタリングにおける蛍光法によるクロロフィル*a*分析マニュアル (2002).
- 10) 東北区水産研究所他：漁場生産力モデル開発基礎調査（三陸～常磐沿岸海域）調査研究報告書、63-95 (2001).
- 11) 鶴田義成：栄養蓄積の不十分なイカナゴは産卵不能になる？、水産海洋地域研究集会、水産海洋研究、59 (3)、307-329 (1995).
- 12) 永島 宏：仙台湾におけるイカナゴの資源変動について、宮城水セ研報、4、51-60、(2004).
- 13) 富永 裕：茨城県沿岸海域におけるイカナゴについて第3報（隣接海域からのコウナゴ来遊量の推定）、茨城水試研報、27、103-112 (1989).
- 14) 堀 直：鹿島灘における近年のイカナゴ資源動向と水温環境、水産海洋地域研究集会、水産海洋研究、56 (2)、142-145 (1992).
- 15) 児玉純一：産卵親魚の量がイカナゴ稚仔の発生量を左右するのか？、水産海洋地域研

- 究集会、水産海洋研究、59 (3)、307-329 (1995).
- 16) 山田浩且：餌が少なくても生き残る？イカナゴ仔魚の強靱な適応戦略とは、水産海洋地域研究集会、水産海洋研究、59 (3)、307-329 (1995).
 - 17) 永島 宏：沿岸性魚類資源の変動にかかわる短～長期的な水温の影響、月刊海洋、Vol.38、No.3、181-186 (2006).
 - 18) 佐藤智希・谷口旭：女川湾におけるイカナゴ仔魚の消化管内容物に関する研究、日本海洋学会大会講演要旨集、Vol.1998、204頁 (1998).
 - 19) 江部健一：コウナゴの漁況予測について、第2回常磐・鹿島灘の漁業を考える地域研究集会、水産海洋研究会報、50 (1)、29-31 (1986).