

【論文】

## 石川県沿岸の定置網における魚類相の変遷とその要因

原田 浩太郎<sup>1\*</sup>

マイワシとカタクチイワシの魚種交替に代表される魚類資源の変動は水産業全体に大きな影響を与える。この変動はレジーム・シフト等の環境変動に起因すると考えられているが、因果関係については不明な点が多い。一方、地域漁業を考える上でも魚種交替等の変動の影響は無視できないが、県単位のローカルな漁獲量や魚類資源の変動について、グローバルな環境変動との関係を研究した例は非常に少ない。本研究では石川県内の定置網の漁獲データより漁獲される魚類相の変動を調べ、その変動と環境要因との関係性について、多変量解析手法を用いて統計解析を行った。石川県沿岸の魚類相は10年程度の周期でシフトしており、その変動に対して全球規模の環境変動が影響していることが示唆された。この結果はローカルな魚類相に対してもグローバルな環境変動が大きく影響していることを示唆しており、漁業生産や資源管理を考える上で非常に重要な知見である。

定置網は沿岸海域における主要漁業の一つであり、石川県では定置網による漁獲が県内総漁獲量の約3割を占める<sup>1)</sup>。また、定置網漁は他の漁法と異なり、入網した魚群を受動的に漁獲するという特徴があるため、定置網の漁獲物の種組成を調べることは魚類の資源変動を把握する上で有用である。魚類資源の変動の中でも特徴的であるマイワシ・カタクチイワシの魚種交替現象については、全球規模の環境変動が関連している<sup>2)</sup>と考えられている。しかし、魚種ごとの最適水温の違いが気候変動に伴う魚種交替を引き起こしている<sup>3)</sup>等の仮説はあるものの、具体的なメカニズムについてはいまだ説明されていない。また、全球規模の環境変動について、魚類資源の変動に与える影響の研究例としてはTian *et al.*<sup>4)</sup>などがあるが、県レベルの地域的な魚類資源の変動に及ぼす影響を研究した例はほとんどない。資源管理や漁業生産を考える上で、地域的な資源変動を把握することは非常に重要であり、変動の要因の解明に対する社会的な要求も大きい。本研究では、石川県の定置網によって漁獲される魚類相の変遷とそれに関連する環境要因を明らかにすることを目的として、漁獲統計データ及び各種環境データに対して多変量解析等の手法を用いた解析を行った。

### 材料および方法

**漁獲量データ** 北陸農政局発行『石川県農林水産統計年報』より、1970年から2014年までの定置網による11魚種(まぐろ類, まいわし, うるめいわし, かたくちいわし, あじ類, さば類, ぶり類, たら, まだい, すずき, するめいか)の漁獲量(重量, 単位: t)を,  $\log(x + 1)$  の形に変換して利用した。

**環境要因データ** 石川県調査船白山丸による海洋観測データ(沿岸の観測点における0 m深, 50 m深の年平均水温), 気象庁がHP<sup>5)</sup>で公開している日本海・東シナ海・北太平洋の海面水温データ, 太平洋十年規模振動指数(PDOI: Pacific Decadal Oscillation Index), アリューシャン低気圧指数(NPI: North Pacific Index), 南方振動指数(SOI: Southern Oscillation Index)を用いた。なお、本解析では上記環境要因データについて、全て年平均値を用いた。環境要因データについては、標準化を行ったうえで下記の統計解析に利用した。

**解析方法** 上記11魚種の年別漁獲量について主成分分析を行い、次に、主成分得点に対して寄与率の高い上位主成分から計算したユークリッド距離を用いて、Ward法によるクラスター分析を行った。また、魚類相の変遷に対する環

2018年10月22日受付

キーワード: 魚類生態系, 資源変動, レジーム・シフト, 定置網, 多変量解析

<sup>1</sup> 石川県水産総合センター (〒927-0435 石川県鳳珠郡能登町宇出津新港3-7)

\* Tel: 0768-62-1324, Fax: 0768-62-4324, Email: kharada@pref.ishikawa.lg.jp

境要因の影響を評価するため、各年の主成分得点を応答変数とし、各環境要因データを説明変数とする重回帰モデルを作成した。説明変数の選択に当たっては総当たりによるモデル選択を行い、赤池情報量基準 (AIC: Akaike's Information Criterion)が最少となるものを採択した。重回帰式の説明変数の多重共線性の有無に対しては、分散拡大係数 (VIF: Variance Inflation Factor)を計算し、VIFが10を下回る場合多重共線性がないと判断した。すべての統計解析には、統計ソフトウェアR<sup>6)</sup>を用いた。

結果

各主成分の寄与率は表1の通りであった。また、各主成分に対する各魚種の主成分負荷量は表2の通りであり、絶対値で比較すると第一主成分に対してまだい・あじ類、第二主成分に対してうるめいわし、第三主成分に対してかたくちいわし、第四主成分に対してさば類・まぐろ類が特に高い値を示した。

各年の第一主成分と第二主成分の得点の分布を図1に示した。各年の分布位置は1970年から時系列に沿って時計回りに変化した。また、第一主成分から第四主成分までの、主成分得点の時系列図を図2に示した。

第四主成分までの累積寄与率は0.76と高い値が得られたため、各年の第一主成分から第四主成分までの主成分得点を用いてクラスター分析を行った結果、5つのクラスターに分けられた(図3)。各クラスターにおける年平均漁獲量を表3に示した。また、クラスター毎の水揚量と比較するために、水揚量データについて10年移動平均処理

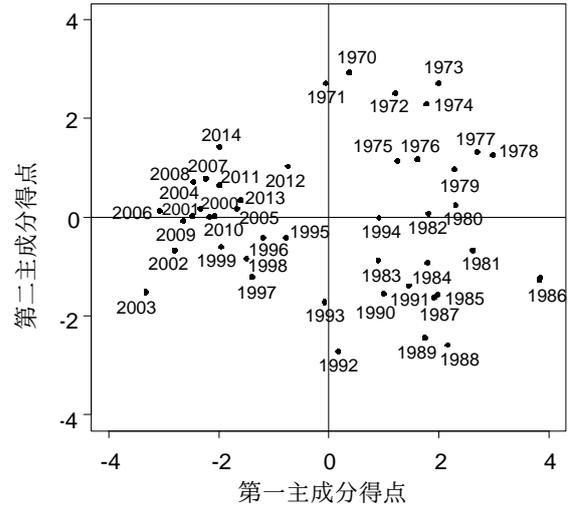


図1. 主成分分析結果散布図

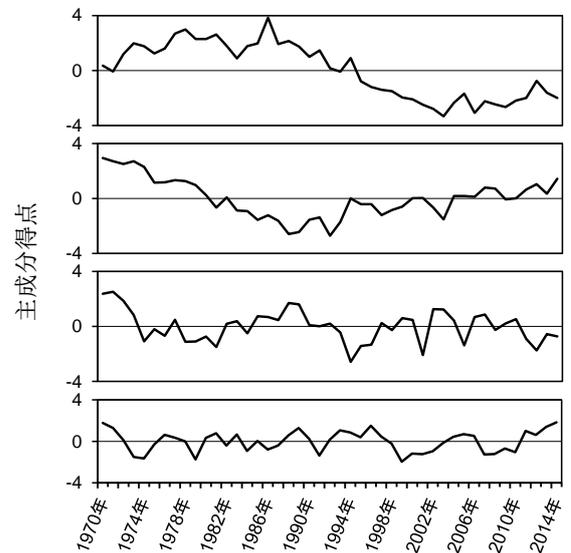


図2. 第一～四主成分得点時系列図

表1 主成分分析結果 各主成分 (PC)の標準偏差・寄与率・累積寄与率

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10	PC11
標準偏差	2.01	1.42	1.14	1.01	0.78	0.76	0.72	0.60	0.50	0.42	0.33
寄与率	0.37	0.18	0.12	0.09	0.06	0.05	0.05	0.03	0.02	0.02	0.01
累積寄与率	0.37	0.55	0.67	0.76	0.82	0.87	0.92	0.95	0.97	0.99	1.00

表2 各魚種主成分負荷量

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	PC9	PC10	PC11
まぐろ類	0.24	0.39	-0.51	-0.62	0.28	-0.07	0.17	-0.18	-0.09	0.00	-0.05
まいわし	0.73	-0.44	-0.21	0.05	0.37	0.02	-0.06	-0.03	0.22	-0.01	0.18
うるめいわし	0.01	-0.84	-0.30	-0.16	0.05	-0.15	-0.12	0.30	-0.23	0.08	-0.02
かたくちいわし	-0.40	0.07	0.72	0.02	0.52	-0.11	0.10	0.05	-0.13	-0.01	0.01
あじ類	-0.83	0.12	-0.15	0.03	0.10	-0.37	-0.11	0.02	0.25	0.21	-0.07
さば類	0.37	0.44	-0.35	0.63	0.04	-0.31	0.04	-0.06	-0.20	0.04	0.06
ぶり類	-0.68	0.26	-0.34	0.16	0.25	0.22	-0.42	0.04	-0.02	-0.18	-0.04
たら	0.80	0.27	0.03	0.17	0.17	0.39	-0.07	0.09	0.00	0.24	-0.11
まだい	-0.83	-0.27	-0.02	-0.02	-0.04	0.23	-0.10	-0.32	-0.15	0.18	0.12
すずき	-0.69	0.45	-0.24	-0.06	-0.01	0.20	0.28	0.33	0.02	0.04	0.14
するめいか	-0.45	-0.58	-0.28	0.38	0.14	0.15	0.41	-0.09	0.05	-0.05	-0.12

定置網魚類相の変遷とその要因

表3 クラスタ別年平均漁獲量

クラスター	まぐろ類	まいわし	うるめいわし	かたくちいわし	あじ類	さば類	ぶり類	たら	まだい	すずき	するめいか
(i)	113	709	43	2,780	1,393	1,632	1,665	225	126	32	206
(ii)	264	12,569	291	835	1,485	1,925	1,627	290	93	36	566
(iii)	120	17,208	659	1,248	817	944	1,338	133	152	13	619
(iv)	106	6,863	409	1,231	3,364	1,493	2,674	54	273	71	1,137
(v)	149	445	333	2,970	4,357	646	2,282	24	329	85	850

表内(i)~(v)は図2の区分に対応したもの 単位: t

表4 十年移動平均水揚げ量の最大値と最小値

	まぐろ類	まいわし	うるめいわし	かたくちいわし	あじ類	さば類	ぶり類	たら	まだい	すずき	するめいか
最大	260.4	18872.5	672.3	2824.7	4642.9	1763.4	2981.5	316.9	354.5	98.4	1026.9
最小	112.2	216.6	160.2	837.3	604.1	829.3	1255.8	8.2	88.4	10.2	299.6

単位: t

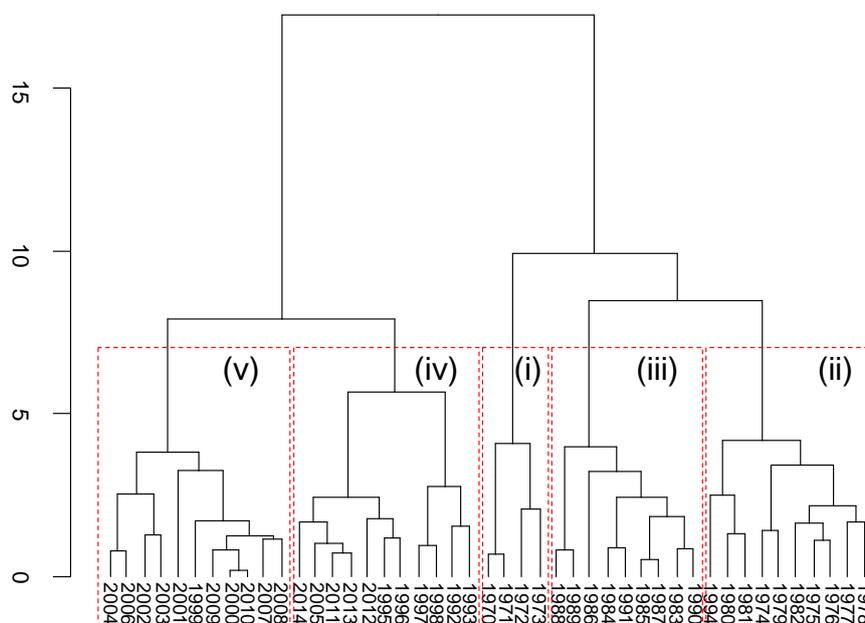


図3. クラスタ解析結果樹形図

図内(i)~(v)は表3の区分に対応したもの

を行い、その10年移動平均値の最大値と最小値を表4に示した。第一主成分から第四主成分までの年別主成分得点データを目的変数、環境要因データを説明変数とする重回帰分析の結果を表5に示した。複数の説明変数からなるモデルが採用された第一主成分得点・第二主成分得点・第四主成分得点の重回帰式についてVIFを計算したところ、すべての説明変数でVIFは2を下回ったため、多重共線性は生じていないと判断された。また、主成分に対して有意に寄与しているという結果が得られた東シナ海水温、北太平洋水温、石川県沖0 m水温及びPDOIについて、時系列図を図4に示した。

考 察

**魚類相の変遷** 主成分分析では時系列に沿って年別魚類相が変化してきた様子が示された。今回の漁獲データの期間である45年程度のスケールでみると、魚類相はある程度の連続性をもって、少しずつ変化しているといえる。一方、クラスタ分析で得られた各クラスターの年数について、70~73年を除いた4クラスターを平均すると10.25となり、おおむね10年に一度程度魚類相の不連続な変化が起こってきたことが明らかになった。また、各クラスターの魚種別漁獲量は大きく異なっていた。さらに、各クラ

表5 重回帰分析結果

	説明変数					R <sup>2</sup>	AIC
	ECSS	NP	ISK 0 m	PDOl	SOI		
PC1	***	***	-	+	+	0.61	154.6
PC2	+	-	-	***	-	0.27	150.0
PC3	-	+	-	-	-	0.03	142.3
PC4	-	+	+	-	-	0.15	126.3

モデル選択に利用した変数のうち、いずれかの主成分の説明変数として採択されたものを示した。

略語はそれぞれ以下の通りである。

ECSS: 東シナ海南部水温, NP: 北太平洋水温, ISK 0 m: 石川県沿岸 0 m 深水温。

採択されたものは"+", 採択されなかったものは"-“で示しており,添字は次の有意確率を表す。

\*\*\*:  $p < 0.001$ , \*\*:  $0.001 < p < 0.01$ , \*:  $0.01 < p < 0.05$

スターの水揚量と表4の水揚量移動平均の最大値・最小値とを比較すると,いずれの魚種でも,クラスター分析によって抽出された高位期や低位期の水揚量が移動平均による最大値・最小値とよく一致していた。これらから,今回のクラスター分析によって魚類相のシフトが高精度に検出できたといえる。

また,今回の結果ではクラスター間の距離が最大となるシフトは91/92年に発生したが,その際のクラスター間距離はその他のシフトの際のクラスター間距離よりかなり大きかった。このことより,魚類相のシフトには10年程度の周期の小規模なもの,それよりも周期の長い大規模なものが存在することが示唆された。また,第一主成分負荷量を見ると,暖水系の魚種で主成分負荷量が負となり(e.g. かたくちいわし・あじ類・ぶり類・するめいか),冷水系の魚種で主成分負荷量が正となる(e.g. まいわし・たら)傾向がみられた。上記のような魚類相の変動は,水温の変動に関連して発生してきたことが示唆された。

**クラスターのシフト** クラスター分析の結果では,前後の年のいずれとも異なるクラスターに属した”外れ値”となった年は,1994年と2005年の二年であり,1970年から2014年までの45年分のデータを用いて外れ値が2つのみと良好な結果が得られた。上記以外の年でクラスター間のシフトのタイミングを見てみると,クラスターがシフトしたのは1970年以降では1973/74年,1982/83年,1991/92年,1998/99年,2010/11年であった。気象庁HP<sup>5)</sup>ではエルニーニョ現象が1972~1973年,1982~1983年,1991~1992年,1997~1998年,2009~2010年に発生したとされており,今回検出された魚類相クラスターのシフトの当年もしくはその前年には,毎回エルニーニョ現象が発生していた。エルニーニョが発生していてもシフトが発生していない場合もあるため,

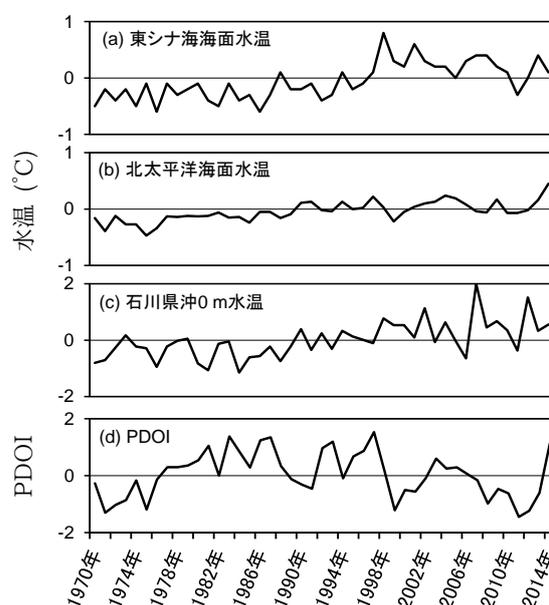


図4. 主要環境データ経年変動

このことが直接の因果関係を示しているとするには根拠が薄いが,例えばサンマではエルニーニョが資源に大きな影響を及ぼす<sup>7)</sup>ことを考慮すると,魚類生態系の変動を考える上でエルニーニョ現象は注目すべき重要なイベントであるといえる。

**変動要因** 各主成分を応答変数とする重回帰モデルでは,東シナ海南部表面水温・北太平洋表面水温・PDOIがそれぞれ二つの主成分に対して採択されたが,一方で日本海の水温は採択されなかったほか,石川県周辺の水温では石川県沖0 m深水温が第四主成分の説明変数として採択されたに留まった。モデルによる選択結果が直接の因果関係を示すものではないが,この結果は,石川県沿岸の魚類相の変動に対しては,石川県周辺海域の環境変動の影響よりも,東シナ海や全球規模の環境変

動の影響の方が相対的に大きいことを示唆している。東シナ海は石川県周辺海域で多く漁獲されるブリ・マアジ・マサバ・スルメイカ等回遊性浮魚類の重要な産卵場である<sup>8-11)</sup>ため、東シナ海の水温は石川県に來遊する浮魚類の資源量を定める重要な要因であると考えられる。今回説明変数として東シナ海南部水温が採択されたのはこれを裏付ける結果と考えられる。

また、各主成分得点の経年変動を見ると(図2)、第一主成分及び第二主成分はどちらも比較的長周期の変動であり、位相が異なっていた。一方で、第三主成分及び第四主成分はどちらも比較的短周期の変動であった。第一主成分、第二主成分に対しては比較的広範囲の変動である北太平洋水温やPDOIが説明変数として採択されており、第四主成分には相対的に局所的な変動である石川県沖の水温が採択された。これらから、浮魚類資源の変動に対しては、全球規模の長周期な環境変動の影響が支配的であり、それに比較的短周期の局所的な環境変動の影響が加わっていると考えられる。魚類相のシフト等、中長期的な変動を考えるにあたっては広範囲の環境変動の影響が大きい。一方、漁獲量予測等で求められる短期的な変動を考えるにあたっては、局所的な水温変動や周辺海域の水塊配置等のローカルな環境変動も一定の影響をもつと考えられる。

**課題と展望** 今回の解析では漁獲量や変動要因となる環境変数について、年平均値を用いて解析を行った。しかし、たとえば海面の水温は、日本海中部では冬季に、日本海南部では秋季に上昇率が大きくなっている<sup>12)</sup>などの季節的な変動の違いがある。また、暦年区切りで集計した漁獲量を利用しているため、特に主漁期が冬期であるぶり類等の魚種については、短期的な経年変動が正確に解析できていないことが考えられる。本論文では、長期的な魚類相と海洋環境との関連について、俯瞰的にまとめて今後の研究の下地となる知見を発掘することを目的としたため、簡潔のためにすべて年単位のデータに統一して解析した。今後本研究をさらに発展させていく際には、魚種ごとの産卵期の違いや環境データの季節性にも留意した解析を行っていくことで、さらに詳細な因果関係について論じることが可能となるだろう。

**結論** 石川県周辺海域の定置網の漁獲量から魚類相の変動を抽出したところ、約10年周期で魚類相がシフトしていた。一方で、それよりも長い周期で、より大きな魚類相のシフトが起こっていることも示唆された。重回帰分析からは、石川県の魚類相の変動に対しては東シナ海南部の水温変動が最も大きく寄与しているという結果が得ら

れ、石川県の定置網で漁獲される多くの魚種の産卵場となっている東シナ海海域が実際に石川県の魚類相に対して大きな影響をもっていることが示唆された。また、他に寄与の高かった環境要因としては全球規模の環境要因が多く、ローカルな魚類相の変動に対してもグローバルな環境変動が大きく影響していることが明らかになった。

今回の結果は、石川県沿岸という狭い目で見えた魚類相について考える際にも、石川県周辺だけでなくより広範囲の環境条件について検討する必要があることを示しており、今後の研究においてはそのような点を念頭に入れて進めていくことが求められる。

## 謝 辞

本論文の査読にあたって、有益なコメントを多くいただいた九州大学応用力学研究所の千手智晴准教授にこの場をお借りして御礼申し上げます。また、本研究に利用したデータの一部は、「我が国周辺水産資源調査・評価等推進委託事業」により得られました。

## 文 献

- 1) 石川県農林水産部水産課: 海面漁業・海面養殖業漁業種類別生産量。「石川県水産統計指標」, 2015, p.26-27.
- 2) 川崎健, 花輪公雄, 谷口旭, 二平章: レジーム・シフト-気候変動と生物資源管理-. 成山堂書店, 2007, p216.
- 3) Takasuka, A., Y Oozeki, I. Aoki: Optimal growth temperature hypothesis: Why do anchovy flourish and sardine collapse or vice versa under the same ocean regime?. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 2007, **64**, p.768-776.
- 4) Tian, Y., K. Uchikawa, Y. Ueda, J. Cheng: Comparison of fluctuations in fish communities and trophic structures of ecosystems from three currents around Japan: synchronies and differences, *ICES J. Marine Sci.*, 2014, **71**, P.19-34.
- 5) 気象庁: 各種データ・資料. 気象庁ホームページ, <http://www.jma.go.jp>, (2016年9月14日閲覧).
- 6) R Core Team: R: A language and environment for statistical computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria(2016).

- 7) 田永軍, 赤嶺達郎, 須田真木: 北西太平洋におけるサンマ資源の長期変動特性と気候変動. 水産海洋研究, 2002, **66**, p.16-25.
- 8) 村山達朗: 日本海におけるブリの資源生態に関する研究. 島根水試研報, 1992, **7**, p.1-64.
- 9) Sassa, C., Y. Konishi, K. Mori: Distribution of jack mackerel (*Trachurus japonicus*) larvae and juveniles in the East China Sea, with special reference to the larval transport by the Kuroshio Current, *Fish. Oceanogr.*, 2006, **15**, p.508-518.
- 10) Yukami, R., S. Ohshimo, M. Yoda, Y. Hiyama: Estimation of the spawning grounds of chub mackerel *Scomber japonicus* and spotted mackerel *Scomber australasicus* in the East China Sea based on catch statistics and biometric data, *Fish. Sci.*, 2009, **75**, p.167-174.
- 11) 森賢: スルメイカ冬期発生系群の初期生態と資源変動機構に関する研究. 北海道大学博士号論文, 2006, p.172.
- 12) 気象庁: 日本近海の海面水温. 「海洋の健康診断表 総合診断表 第2版」, 2013, p.41-51.