

太平洋南西沿岸海域におけるウルメイワシ漁況と 黒潮流軸変動との関連

大西修平*・小出水規行**・松宮義晴**・伊東和雄***

Relationship between Fishing Conditions of the Japanese Round Herring and Fluctuations of the Kuroshio Axis on the Pacific Coast of the Southwest of Japan

Shyuhei OHNISHI*, Noriyuki KOIZUMI**, Yoshiharu MATSUMIYA** and Kazuo ITO***

Abstract

In this study, we discussed a relationship between fishing conditions of the Japanese round herring and fluctuations of the Kuroshio axis on the Pacific coast of the southwest of Japan with multiple regression analysis from 1978 to 1989. *Biomass Index, BI*, of the round herring was calculated from the statistical catch data as an index of the fishing condition. The yearly ε , effectiveness of effort for the round herring was calculated to select the catch data in the whole area of fishing grounds. On the basis of this calculation, the catch data of the round herring in the areas were used when they were greater than the other species of sardines. The distances from seven stations (*Amami Oh-shima, Yakushima, Toi-misaki, Ashizuri-misaki, Muroto-misaki, Shiono-misaki, and Daioh-zaki*) to the Kuroshio axis were defined as an index of the fluctuation of the Kuroshio axis.

Data sets of the multiple regression analysis were composed of *BI* and the distance from the stations to the Kuroshio axis as the criterion and explanatory variables, respectively. This analysis was applied for data sets in five areas of the fishing ground during four catch periods (three months, two months, one month, and a year). The step wise method based on *Akaike Information Criterion, AIC*, was used to select important explanatory variables in multiple regression equations. The results showed that the most of the multiple regression equations were significant, but the coefficient of determination of equations were low. It is suggested that the distances from the shore to the Kuroshio axis did not fully explain the variation of *BI*. For some catch periods, however, the coefficient of determination of equations were increased on each fishing ground. In particular, the distances from *Toi-misaki* and *Ashizuri-misaki* to the Kuroshio axis were significant variables in the equation of March on the northwestern area of the fishing ground. This equation means that these distances explain about 71% variation of *BI*. Signs of the partial regression coefficient of the both distances indicate that the *BI* becomes higher when the Kuroshio axis is farther from *Toi-misaki* and closer to *Ashizuri-misaki*.

1. はじめに

イワシ類の仲間であるウルメイワシ *Etrumeus teres* は、日本の地域的な特産魚種として珍重されている。

1995年6月26日受理

*東京水産大学 Tokyo University of Fisheries, Konan, Minato, Tokyo 108, Japan.

**東京大学海洋研究所 Ocean Research Institute, University of Tokyo, Minamidai, Nakano, Tokyo 164, Japan.

***三重大学生物資源学部 Faculty of Bioresources, Mie University, Kamihama-cho, Tsu, Mie 514, Japan.

本種の漁獲量は海域によって異なり、年々大きく変動することが知られている。近年、マイワシ *Sardinops melanostictus* の減少やウルメイワシの市場価値が高いことから、本種に対する産業的需要は一層高まりつつある。ウルメイワシもマイワシと同様に、今後の資源動向や資源管理が注目されている魚種である。

ウルメイワシを対象とした研究例はマイワシと比較して極めて少ない。既報 (CHULLASORN *et al.*, 1977, HARA, 1977, 落合・田中, 1986, 山田, 1994) では主として、個体の成長や成熟に関する地域的な生物学的

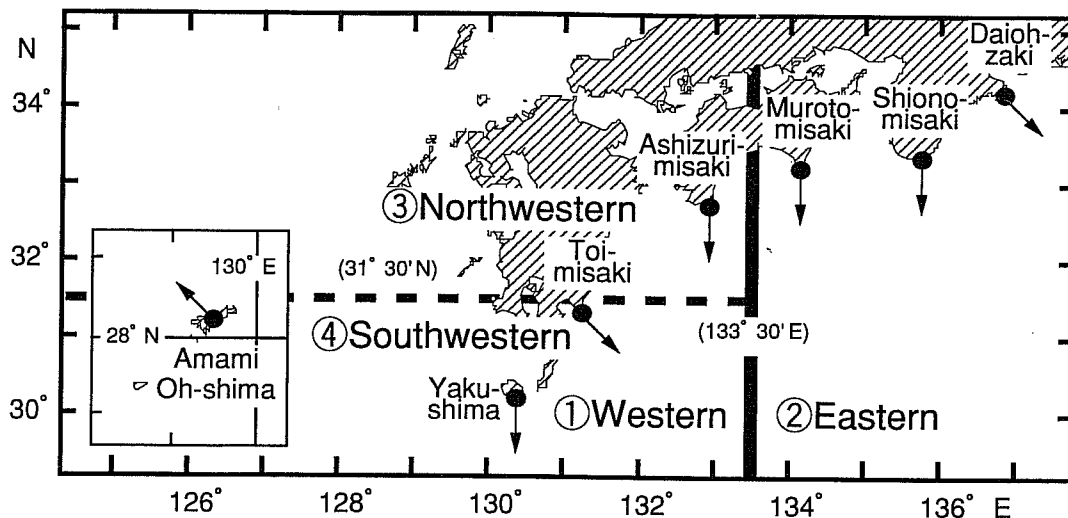


Fig. 1. Areas of fishing grounds for the Japanese round herring, and locations of seven stations (●) to measure distances from the shore to the Kuroshio axis on the Pacific coast of the southwest of Japan. The fishing grounds were classified into ① Western area, ② Eastern area, ③ Northwestern area, and ④ Southwestern area. Arrows at stations indicate direction of measurement.

知見が得られているに過ぎない。本種の資源変動機構や海洋環境変動に対する応答過程、さらに卵稚仔分布や初期減耗過程については、ほとんど研究されていない。

本研究では、ウルメイワシをはじめとする、太平洋の沿岸海域における浮魚資源の漁況（漁獲量変動）が、海況（海洋環境変動）に大きく依存すると指摘されていることから（関根，1989，KOMATSU *et al.*, 1994a, 1994b），漁況と海況の関連性を統計的に精査した。本種の資源変動機構の解明やそれに基づく漁況予測モデルの開発，さらに適正な資源（漁業）管理方策を構築するための端緒を模索することを大きな目標とした。ウルメイワシの代表的な漁場である，九州から紀伊半島にかけての太平洋沿岸海域を対象として，漁獲統計資料に基づくウルメイワシ漁況と，黒潮流軸の離岸距離を用いた海況との関係を重回帰分析により検討した。

2. 基礎資料

2.1. ウルメイワシ漁況

漁況の資料として，1978～89年（12年間）の200カイリ水域内漁業資源調査記録（水産庁）を利用した。資料は全海域を通して磁気テープに記録されているため，対象データを検索・抽出する必要がある。本研究では，鹿児島県から三重県にかけての太平洋沿岸海域

における，中型まき網漁業に関する情報を抽出した。抽出項目として，漁獲年月日，漁区（緯度・経度10'マス）番号，漁船隻数，ウルメイワシの漁獲量，ウルメイワシを除いたイワシ類の漁獲量，イワシ類以外の魚類も含めた総漁獲量（漁獲量はすべてkg単位）をとり挙げた。

2.2. 黒潮流軸

黒潮に関する資料として，漁況に対応する1978～89年の海洋速報（海上保安庁水路部発行）を利用した。ここでは，奄美大島，屋久島，都井岬，足摺岬，室戸岬，潮岬，大王崎を観測定点（Fig. 1）とし，黒潮流軸までの距離（5マイル単位）を流軸変動の指標としてとり挙げた。資料の観測期間は6～25日間におよぶが，ほとんどが約15日（半月）間である。年間の観測回数は1979年のみ25回，他の年は24回である。

観測定点から黒潮流軸までの距離が資料に記載されていない場合は，同資料の海流図の黒潮流路からの距離を計測し，流路も示されていない場合は欠測値とした。各年の欠測値の割合は，1978～82年は20～30%，1983年以降は10%以下である。欠測値となった黒潮流軸までの離岸距離は，奄美大島と屋久島の観測定点からのものが多かった。

3. ウルメイワシ漁況の検討

3.1. 混獲データの除去

一般にウルメイワシは混獲による漁獲が多い。本研究の混獲による漁獲データを可能な限り解析対象から除くため、操業がどの程度ウルメイワシを狙ったものであるかを、年別の努力量の有効度 ε に基づき評価した。

本研究では、ウルメイワシの漁獲データが条件の設定によって、3つのパターンに分類できることを前提とした。それぞれの ε を比較することで、どの条件が解析対象に最もふさわしいか判断した。用いた条件は、条件A：ウルメイワシの漁獲量が記載されていること
条件B：ウルメイワシの漁獲量が他のイワシ類の漁獲量を上回ること

条件C：ウルメイワシの漁獲量が第1位である（他のイワシ類とイワシ類以外の魚類の漁獲量を上回る）こと

である。

各漁区の面積が等しい場合、年別の努力量の有効度 ε_y は、

$$\varepsilon_y = \frac{A_y \sum_{a=1}^{A_y} C_{y,a}}{\sum_{a=1}^{A_y} \frac{C_{y,a}}{S_{y,a}}} \frac{1}{\sum_{a=1}^{A_y} S_{y,a}}$$

で計算される。ここで、 A_y は y 年に漁獲があった漁区数、 $C_{y,a}$ は y 年 a 漁区のウルメイワシ漁獲量、 $S_{y,a}$ は y 年 a 漁区の漁船隻数である。

努力量の有効度 ε は、平均してどのくらいウルメイワシの多い魚群をねらって操業しているか、という大きな目安を与え、 ε の値が大きいくほど、単位努力量の効果が大きいことを意味する（田中，1957，松宮，1983）。

無作為に選んだ1982，83，84，86年について、全海域の ε の計算値をTable 1に示す。各年の ε のうち、1982年を除いて条件Bの ε が最大となった。条件Cの ε も条件Bと大差ないが、データ数（Table 1の括弧内の数値）が条件Bから約30%減少し、多くの情報が損失されることになる。全体の漁場面積を把握できないことは資源量指数値に大きな影響を及ぼすため、下記の解析には条件Bを満たすデータを用いることにした。

3.2. ウルメイワシ漁況の指標

条件Bに該当するデータを用いて、資源量指数を漁況データの期間（ほとんどが半月）にあわせて算出し

Table 1. Yearly ε , effectiveness of effort for the Japanese round herring on categories of A^{*1}, B^{*2}, and C^{*3} in the whole fishing ground in 1982, 83, 84, and 86

Year	Category		
	A	B	C
1982	0.370 (1678)	0.592 (588)	0.829 (223)
1983	0.795 (1524)	0.925 (583)	0.877 (174)
1984	0.990 (1476)	1.082 (619)	1.029 (244)
1986	0.444 (921)	0.591 (486)	0.506 (146)

*1A: All of the catch data of the round herring.

*2B: Catch data of the round herring greater than that of sardine.

*3C: Catch data of the round herring the greatest among the fish.

Numbers in parenthesis are those of data.

た。本研究では資源量指数 (BI) を、

$$BI_{y,t} = n_{y,t} \frac{\sum_{i=1}^n C_{y,t,i}}{\sum_{i=1}^n S_{y,t,i}}$$

と定義した。ここで、 t は y 年の観測期の番号、 $n_{y,t}$ は y 年 t 期で漁獲のあった漁区の数である。 S は漁船隻数で代表した漁獲努力量である。なお、各漁区的面積はほぼ等しいことから、本指数では1漁区的面積を1として取り扱った。

上式の資源量指数 (BI) は対象海域の単位である、漁区の平均 $CPUE$ (単位努力量当たり漁獲量) を漁獲のあった漁区数 n で引き伸ばし、漁場面積の概念を取り入れたものである。本指数 (BI) は、漁区ごとの $CPUE$ の和を用いた田中 (1957) の資源量指数と若干異なるが、田中 (1957) の資源量指数の概念「魚群と漁獲努力量の分布の偏りを補正し、漁場面積の概念を導入したもの」と基本的には一致する。

4. 重回帰分析

ウルメイワシ漁況と黒潮流軸変動の関係を定量的に評価検討するため、資源量指数を目的変数とし、7つの観測定点の流軸離岸距離を説明変数とする重回帰分析を行った。重回帰モデルの変数選択には、情報量規準 AIC による変数増減法 (柳井・高木, 1986) を用いた。最初に、全海域に関する各変数の時系列の態様

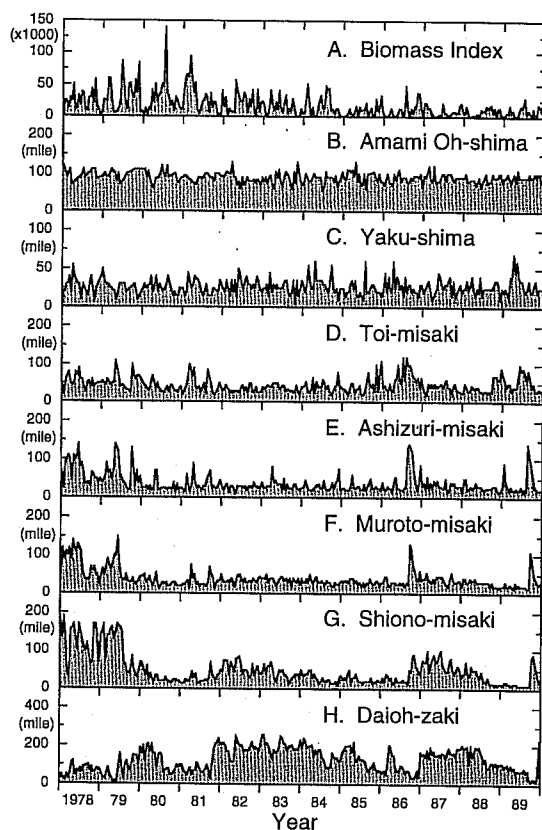


Fig. 2. Time series of biomass index of the Japanese round herring (A) and distances from seven stations to the Kuroshio axis (B, C, D, E, F, G, and H) on the Pacific coast of the southwest of Japan from 1978 to 1989. See text for calculation on biomass index.

を吟味し、次に海域や漁獲時期を考慮して分析するための層別基準について検討した。

4.1. 目的変数と説明変数の時系列

全海域を対象とする目的変数と説明変数の1978~89年(12年間)の時系列をFig. 2に示す。資源量指数には1979~81年に大きな変動が現れたが、ほぼ 50×10^3 以下で定常的に変動している(Fig. 2-A)。

黒潮流軸の離岸距離の変動は、視覚的にみて下記の3型に分けられる。奄美大島・屋久島にみられる定常的な変動をする型(Fig. 2-B, C)、都井岬・足摺岬・室戸岬にみられる、定常的な変動に一時的に大きな離岸(距離が増大)が含まれる型(Fig. 2-D, E, F)、潮岬・大王崎の変動のように離岸期と接岸(距離が減少)期が交互に存在する型(Fig. 2-G, H)である。流軸の時系列は黒潮が大蛇行している状況なども反映して

いる。その一例としては、1978~79年の潮岬と大王崎が挙げられる(Fig. 2-G, H)。

4.2. 海域と漁獲時期の層別化

ウルメイワシの漁場は、西から鹿児島県の沿岸海域、豊後水道、紀伊半島の周辺海域の3ヶ所に集中していたため、海域を漁場分布に基づいて次のように層別化した。133°30' Eを境に西側と東側に、さらに西側については31°30' Nを境に西側北部と西側南部に層別化した(Fig. 1)。漁獲時期は、3ヶ月(この場合の期間は春夏秋冬に対応する)、2ヶ月、1ヶ月に層別化した。

重回帰分析にあたっては、海域別漁獲時期別の資源量指数を目的変数とし、層別化した海域内で観測される黒潮流軸の離岸距離を説明変数とした。説明変数は東側と西側海域では4個、西側北部と西側南部海域では各々3個の観測点からなる。層別化した海域における1978~89年の資源量指数の時系列は、全海域(Fig. 2-A)と類似した変動の傾向を示した。

4.3. ウルメイワシ漁況と黒潮流軸変動との関連性

重回帰モデルの有意性や寄与率、選択された説明変数の有意性と係数の符号や大きさについて吟味した。Table 2に、有意でかつ寄与率が最大となるモデルを海域と漁獲時期に整理して示す。

重回帰式は統計的に有意なものが多いが、寄与率の高いものはほとんど得られなかった。多くのモデルに有意性が認められたのは、データ数(観測期数)が多かったことに起因すると思われる。回帰式の寄与率が全般的に低いことは、ウルメイワシ漁況は黒潮流軸変動では十分に説明できないことを示唆している。

漁獲時期の層別化により、寄与率の増加が認められた(Table 2)。西部海域のモデルがその好例であり、6月(層別時期が1ヶ月)のモデルの寄与率($R^2=0.634$)は、7~9月(層別時期が3ヶ月)のもの($R^2=0.126$)と比較して、0.508ポイント上昇した。ウルメイワシ漁況と黒潮流軸の変動は、特定の漁獲時期において対応関係が見い出される可能性が示唆される。一方、回帰式の寄与率が最大となる時期については、海域や時期の層別化の基準によって異なり、西側北部海域を除いて特定できなかった。

西側北部海域では、寄与率の比較的高いモデルが得られ、有意な変数として都井岬と足摺岬の黒潮流軸変動がとり挙げられた。最大の寄与率をもつ3月(Table 2のMar.)に関する回帰式では、都井岬と足摺岬からの離岸距離によって、資源量指数の変動の約71%を説明することができた。両岬の係数の符号は、

太平洋南西沿岸海域におけるウルメイワシ漁況と黒潮流軸変動との関連

Table 2. Result of multiple regression analysis for four catch periods (three months, two months, one month, and a year) on each area of fishing ground (all area, eastern area, western area, northwestern area, and southwestern area)

Catch Period	Amami Oh-shima	Yaku-shima	Toi-misaki	Ashizuri-misaki	Muroto-misaki	Shiono-misaki	Daioh-zaki	Equation	R ² (%)	d. f.	n
〈All Area〉											
Jan.~Mar.				0.2708*				*	0.073	1, 60	62
Nov.~Dec.	0.2218**			-0.5012**	0.5450**			**	0.325	3, 35	39
Mar.		0.3552			0.7170**		0.3208	*	0.402	3, 17	21
Jan.~Dec.								-			234
〈Western Area〉											
July~Sep.			-0.3554**		▽	▽	▽	**	0.126	1, 54	56
July~Aug.			-0.4148**		▽	▽	▽	**	0.172	1, 40	42
June	0.4725**		-0.3804*	0.7644**	▽	▽	▽	**	0.634	3, 17	21
Jan.~Dec.					▽	▽	▽	-			238
〈Eastern Area〉											
Jan.~Mar.	▽	▽	▽				-0.4305**	**	0.185	1, 69	71
Mar.~Apr.	▽	▽	▽				-0.4365**	**	0.191	1, 47	49
Nov.	▽	▽	▽	0.7181**		-0.3858*		**	0.429	2, 21	24
Jan.~Dec.	▽	▽	▽				-0.1659**	**	0.028	1, 281	283
〈Northwestern Area〉											
Jan.~Mar.	▽	0.2045	0.5762**	-0.3290**	▽	▽	▽	**	0.321	3, 65	69
Mar.~Apr.	▽		0.6582**	-0.2980**	▽	▽	▽	**	0.366	2, 44	47
Mar.	▽		0.8776**	-0.3960*	▽	▽	▽	**	0.713	2, 20	23
Jan.~Dec.	▽				▽	▽	▽	-			260
〈Southwestern Area〉											
Jan.~Mar.	-0.1775	0.2280		▽	▽	▽	▽		0.087	2, 60	63
July~Aug.		0.3054*		▽	▽	▽	▽	*	0.093	1, 41	43
July		0.4973*		▽	▽	▽	▽	*	0.247	1, 19	21
Jan.~Dec.				▽	▽	▽	▽	-			239

Multiple regression equation with maximum proportion (R²) are shown for four catch periods. Numbers of explanatory variables indicate standard partial regression coefficients. Significance with asterisk of standard partial regression coefficients and multiple regression equations, coefficient of determination (R²), degree of freedom (d.f.), and number of data (n) are shown. **significant at 1% level; *significant at 5% level; ▽deleted explanatory variables; -no equation.

都井岬から黒潮が離岸し、足摺岬に接岸するほど資源量指数が増大することを示している。標準偏回帰係数の大きさにより、都井岬からの黒潮の離岸距離が資源量指数に与える影響の度合は、足摺岬への黒潮の接岸距離より相対的に2.2倍であることを提示している。重回帰モデルに基づく資源量指数と黒潮の離岸距離との関係については Fig. 3 に模式的に示した。

5. 考 察

各年の西側北部海域における3月の資源量指数は、他の月と比較して相対的に小さい。全海域の資源量指数の時系列 (Fig. 2-A) のように、西側北部海域の資源量指数もいくつかの季節的なピークをもち、最大のピークは毎年5~10月に起こる。値の低い3月の

資源量指数は、ウルメイワシ漁況にとってあまり重要でないと考えられる。一方、3月の資源量指数はその後1年間 (翌年2月まで) を累積した値と有意な正の相関関係をもつ (r=0.645, P<0.05)。3月の指数値は、その先1年間の全体的な漁況の予測指標として、意義付けられることが推察される。

花岡 (1972) や秋山ら (1994) による過去の知見に基づき、本重回帰モデルによる西側北部海域における3月の漁海況の解析結果を検討した。

花岡 (1972) は、浮魚類を対象とするまき網漁場の形成される海域が、表面水温の分布配置や黒潮流軸の位置に依存することを、1971年5~6月の観測をもとに明らかにした。それによると、6月中旬に黒潮流軸が都井岬沖で大きく離岸し、足摺岬南方で接岸した

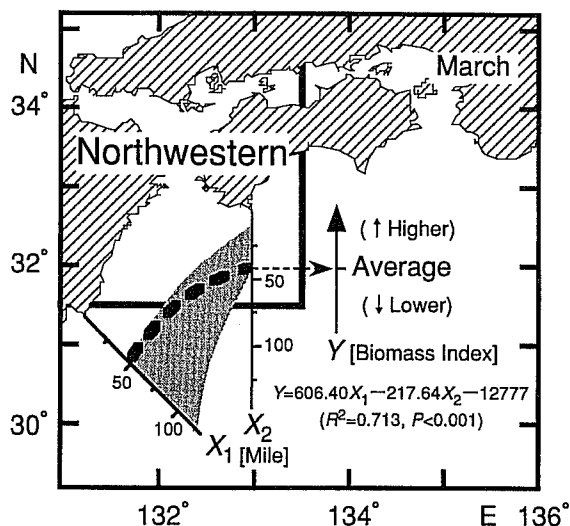


Fig. 3. Schematic view of a relation between biomass index of the Japanese round herring and distances from *Toi-misaki* and *Ashizuri-misaki* to the Kuroshio axis in March on northwestern area of fishing grounds from 1978 to 1989. In the case of the Kuroshio axis located in the shaded area, the biomass index in March for 12 years from 1978 to 1989 is higher than its mean in March. A dotted line in the shaded area indicates a position of the Kuroshio axis that brings the average biomass index.

とき、九州東方の豊後水道中南部から日向灘にかけて、ウルメイワシ漁場が形成された。秋山ら (1994) は、1990～93年の高知県西部の宿毛湾周辺海域において、マイワシまき網漁況と海況との関係を精査した。春季に黒潮系暖水が宿毛湾周辺海域に接岸するとき、マイワシ群が加入し、漁獲量が急増するという見解を得ている。資源量指数を用いた本研究の定量的分析結果は、上記の知見と整合性をもつものと思われ、さらに本指の妥当性も認めることができる。

花岡 (1972) および秋山ら (1994) の研究は定性的な解析であるが、黒潮流軸の離接岸のみならず、表面水温も考慮した水塊の配置構造についても検討を加えている。特に、ウルメイワシが他のイワシ類と比較して、分布が沿岸近くに偏ることを、黒潮が障壁となり、ウルメイワシの分布をごく沿岸に制約させているためと結論している。以上の考察は、ウルメイワシの漁況の変動を解明するには、沿岸海況との関連を深く追求する必要性があることを示唆している。

今後はさらに局所的な海況として、沿岸水の流れ、

表面水温などの力学的作用の明確な環境要因を説明変数に加えて、水塊構造の変動を捉えた詳細かつより定量的な解析を実施する必要がある。複数の環境要因間の応答を線形で捉え、精度の良いモデルを構築する基礎としては、OHNISHI *et al.* (1995) のモデルが有効である。さらに、非線形の応答関係については、ニューラルネットワークを適用したKOMATSU *et al.* (1994a, 1994b) の黒潮流路予測やマシラス漁獲量の変動予測が、その好例として挙げられる。

ウルメイワシは生後まもなく漁獲に加入し、1歳後半にはほとんどの個体が成熟や産卵を行う (落合・田中, 1986, 山田, 1994)。マイワシのように大きな移動や回遊をしないことから、本種の資源動態を把握するには、卵稚仔分布量のモニタリング調査や初期減耗過程に関する研究も重要である。定期的な調査により、黒潮流軸変動に伴う卵稚仔の輸送量や滞留量、さらに本種の卵稚仔分布の特性を検討でき、地域的な生活史に関する生物学的情報も蓄積することができる。本研究で作成したモデルは、これら地域的な生物情報を加味して用いることで、より適正な資源管理を行うための基礎解析に用いることができる。

6. 謝 辞

本研究の一部は、日本水産資源保護協会が水産庁から委託された「地域性浮魚資源管理方式開発調査」(1990～92年度)に関連して実施された。日本水産資源保護協会の佐藤祐二博士をはじめ、本調査を精力的に推進された多くの方々には貴重なご指導やご助言を頂いた。水産海洋学会の匿名の査読者には懇切な御指導を頂いた。皆様方に厚くお礼申し上げる次第である。

参考文献

- 秋山秀樹・前田 一・柳川晋一・土津井憲彰 (1994) 宿毛湾周辺海域の漁獲量変動機構. 1994年度水産海洋学会研究発表大会講演要旨集, 76-77.
- CHULLASORN, S., H. MAKO, M. OKA and Y. MATSUMIYA (1977) Studies on the fishery biology of the round herring in the western sea of Kyushu. Bull. Seikai Reg. Fish. Res. Lab., 50, 37-71.
- 花岡藤雄 (1972) 南西海区のまき網漁場における短期の海況変動と漁況について. 南西水研研報, 5, 11-24.
- HARA, I. (1977) Population studies on round herring - I On round herring fished off the western coast of San'in district. Bull. Japan. Soc. Sci. Fish., 43, 265-270.
- KOMATSU, T., I. AOKI, I. MITANI and T. ISHII (1994a) Prediction of the path type and offshore distance of the Kuroshio current using neural network. Fish. Sci., 60,

太平洋南西沿岸海域におけるウルメイワシ漁況と黒潮流軸変動との関連

- 253-260.
- KOMATSU, T, I. AOKI, I. MITANI and T. ISHII (1994b) Prediction of the catch of Japanese sardine larvae in Sagami bay using a neural network. *Fish. Sci.*, **60**, 385-391.
- 松宮義晴 (1983) 努力量の有効度を用いた以西底魚の選択操業の分析. *長大水研報*, **54**, 1-11.
- OHNISHI, S., Y. MATSUMIYA, M. ISHIGURO and K. SAKURAMOTO (1995) Construction of time series analysis model effective for forecast of fishing and oceanographic conditions. *Fish. Sci.*, **61**, 550-554
- 落合 明・田中 克 (1986) 魚類学 (下). 恒星社厚生閣, 東京, 521-522.
- 関根義彦 (1989) 日本南岸の黒潮大蛇行の消滅の兆候について. *水産海洋研究*, **53**, 364-371.
- 田中昌一 (1957) 資源量の相対指数と有効漁獲努力量. *東海水研研報*, **17**, 1-13.
- 山田浩且 (1994) 熊野灘におけるウルメイワシの資源生態. *水産海洋研究*, **58**, 286-292.
- 柳井晴夫・高木廣文 (1986) 多変量解析ハンドブック. 現代数学社, 京都, 18-69.