

対馬海区におけるクロマグロ幼魚漁獲量予測手法の検討

西村 大介, 山本 憲一, 高木 信夫

An examination on the forecast of the catch of the young Bluefin Tuna
Thunnus orientalis in the Waters around the Tsushima Island

Daisuke Nishimura, Kenichi Yamamoto and Nobuo Takagi

Nagasaki Prefectural Institute of Fisheries has forecasted the catch of the bluefin tuna *Thunnus orientalis* in the water around the Tsushima Island by the use multiple regression analysis every year since 1989, but it is impossible to use several parameters in the past several years. Therefore, the present studies are an effort to improve the method of forecast of the catch. The criterion variable and the adopted explanatory variables by multiple regression analysis are as follows: The catch of young bluefin tuna by the majority fishing port in Tsushima from September to May next year (Y), the catch of the young bluefin tuna in Kochi Prefecture (X1), the average sea level difference between Hakata and Izuhara during August (X2) and the catch of the adult bluefin tuna in the fishing port of Sakaiminato in Tottori Prefecture during the summer (X5). The relation between the catch (Y) and the adopted explanatory variables are as follows:

$$Y = 68.175 X1 + 0.0662 X5 - 174.30 \cdots \textcircled{1}$$

$$Y = 41.736 X1 + 14.506 X2 + 0.0233 X5 - 11.600 \cdots \textcircled{2}$$

The relation of ② excluded the catch and surrounding factors in 1994. The stronger year class is estimated in 1994 by a tuning VPA. These regressions are significant at 1% level. It was considered that this analysis result is useful to the forecast of the catch. The equation ① is used when the values of X1 and X5 are large, and the equation ② is used in other cases.

長崎県の対馬沿岸においてクロマグロ *Thunnus orientalis* の幼魚は、秋から冬にかけて、曳縄釣り漁業によって多く漁獲され、重要な漁業対象種である。漁獲の主体は、秋以降に水温の低下に伴って日本海から南下してくる当歳魚で、これに前年生まれの1歳魚の漁獲も加わると考えられる¹⁾。

その漁獲量は大きな変動を示すことから松村²⁾は変動要因について解析した。本県ではその解析結果に基づいて平成元年より漁況予測を実施してきた。

しかし、ここ数年、漁期の変化や漁獲量変動要因

のデータが収集ができない等の理由から、この方法の見直しが必要となってきた。そこで本報告では、松村の解析結果を基本として、漁獲量の変動要因並びに漁獲量予測について再検討した結果、新たな知見が得られたので報告する。

材料と方法

これまでの目的変数とその問題点 予測の対象となる漁獲量には、農林水産統計の対馬海区その他のま

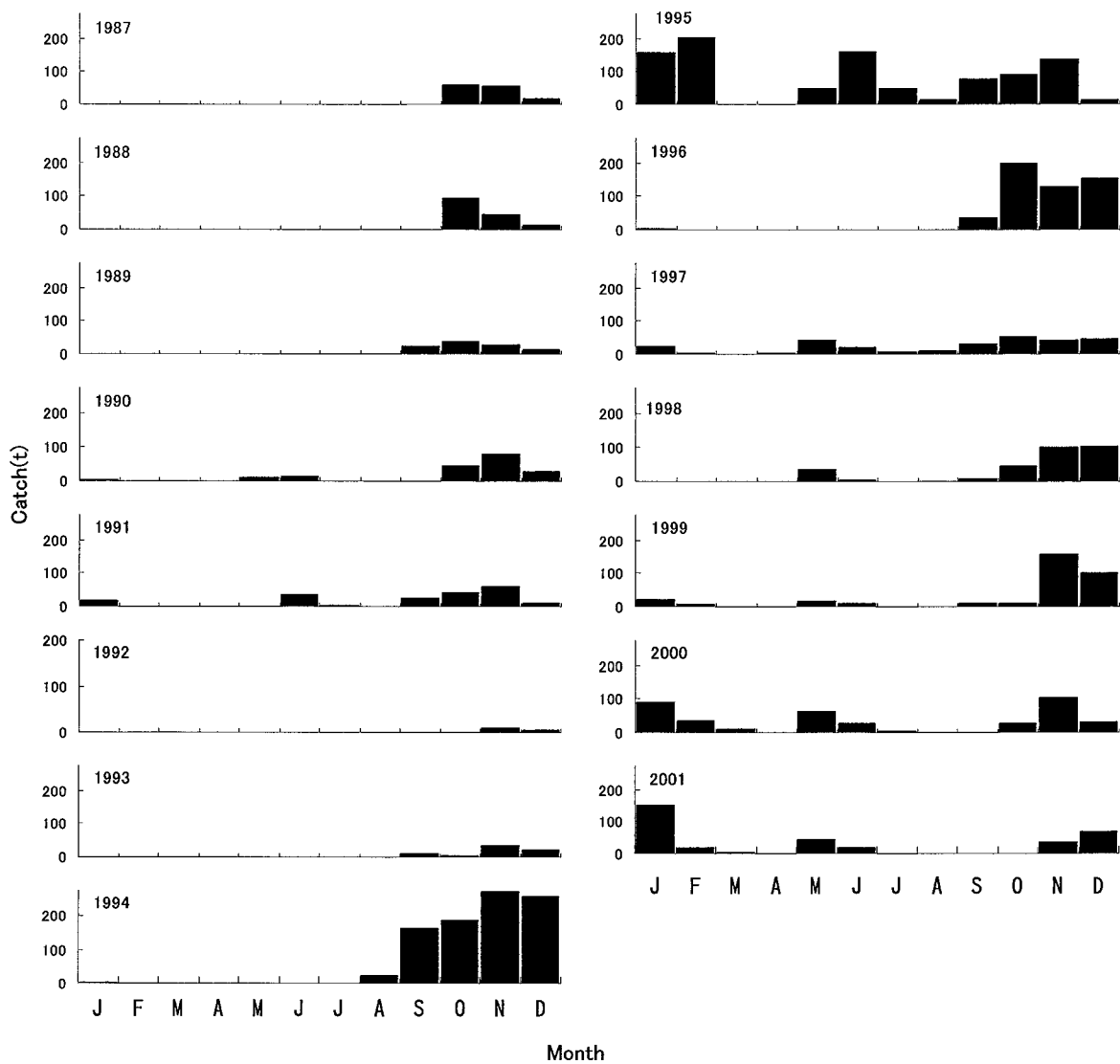


Fig. 1. Yearly changes in monthly catches of young bluefin tuna by the majority fishing port in Tsushima from 1987 to 2001.

ぐろの漁獲量を用いていた²⁾。この当時は、ヨコワの漁期が10月～12月であり、暦年で整理されている農林水産統計でも特に問題はなかった。しかし、近年はFig. 1に示すように1994年以降は漁期が翌年の2～3月まで長くなっている。この漁期の変化は、対馬代表地区の月別銘柄別漁獲量の割合 (Fig. 2) をみると、漁期の後半で小型の占める割合が大きくなっていることから、太平洋発生群よりも発生時期の遅い日本海発生群³⁾の影響が考えられる。さらに、1999年以降については、10月の漁獲量が11月、12月と比較してかなり少なく、漁獲の本格化が約1ヶ月

程度遅れている。また、近年は5～6月にも漁獲が見られ、これは前年生まれの北上群と考えられることから、これらの状況を踏まえた解析が必要である。これまでの説明変数とその問題点 これまでの予測では、次のような説明変数が選定されている。

X1：高知県代表地区（甲浦，上ノ加江，宇佐，窪津，清水，室戸）における7～8月のクロマグロ幼魚の漁獲尾数。

X2：夏期における対馬暖流の勢力（8月沿岸定線観測結果から求められた五島西沖における地衡流量）。

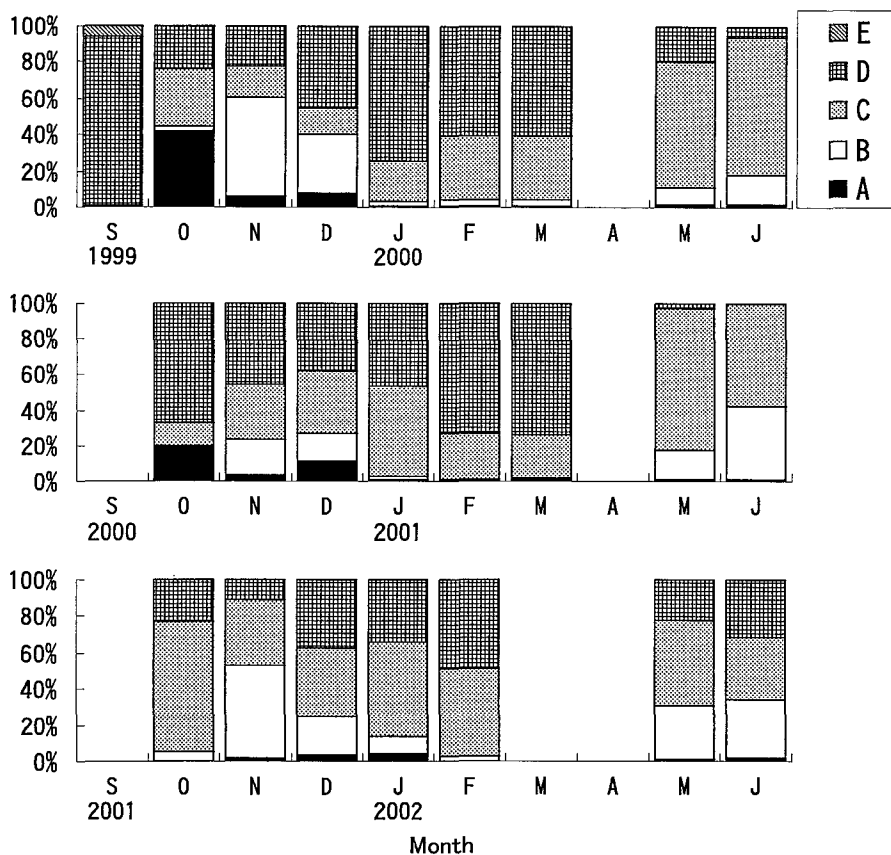


Fig. 2. Monthly changes from September to June of the next year in the rate of catches of young bluefin tuna in each size category by the majority fishing port in Tsushima from 1999 to 2002. (A), the largest size category : the weight over 4kg. (B), the second largest size category : the weight from 4kg to 3kg. (C), the middle size category : the weight from 3kg to 2kg. (D), the second smallest size category : the weight from 2kg to 1kg. (E), the smallest size category : the weight under 1kg.

X3：対馬西水道における韓国沿岸水の勢力（9～10月の観測2定点間の表面水温差）。

X4：女島における定地水温（10月中旬の西日本海況旬報より）。

上記の説明変数のうち、X2については、沿岸定線観測の五島西沖5定点の観測が、EEZ（排他的経済水域）の設定により、継続困難となり、対馬暖流勢力の指標として用いてきた地衡流量が算出できなくなった。以上の問題点を踏まえ、以下の目的変数と説明変数を選定した。

目的変数 目的変数には、月別漁獲量が把握できる対馬代表漁協の1989～2001年の漁獲量（Y）を、9月から翌年3月まで集計し用いた。なお、この代表

漁協の漁獲量は、対馬海区クロマグロ幼魚全漁獲量（農林水産統計の対馬海区その他のまぐろ）の約3割（1989年～2001年平均）を占め、この両者には高い正の相関が認められる。

説明変数 前述した説明変数のうち、X1、X3、X4はこれまでと同様に用いた。X2の対馬暖流の勢力の指標としては、地衡流量の代わりに、博多－厳原間の日平均潮位差の8月平均値を用いた。Kawabe⁵⁾は、対馬海峡の表面流速の変動が、対馬暖流流量の変動の指標になると推論し、その表面流速の変動については、潮位差の変動を指標として用いている。ここではKawabe⁵⁾に従って、対馬東水道の指標となる博多－厳原間のデータを用いた。潮位のデータ

は海上保安庁水路部の両地点の検潮所で観測された JODC提供のものを用いた。これらのデータには、気象協会提供のそれぞれの観測点における日平均海面気圧を用いて気圧補正した。また、今回、新たな説明変数 X5として、夏期の境港に水揚げされるクロマグロの水揚げ尾数を選定した。これは、近年の日本海発生群の漁獲量への影響を考慮し、その再生産に関わっていると考えられる親魚との関連をみるために選定した。日本海では体重30kg（4歳頃）で成熟すると考えられており、産卵期は7～8月である³⁾。本報では平成14年度日本周辺高度回遊性魚類資源調査委託事業報告書⁴⁾から、鳥取県水産試験場の資料中にある境港における夏期の水揚げ尾数を用いた。なお、大中型まき網船によって境港に水揚げ

されるクロマグロは1982年以降漁場が開発され、山口県沖から石川県沖において、夏期に日本海を産卵回遊するものが漁獲されている⁴⁾。

以上のX1～X5を説明変数とし、対馬代表漁協の漁獲量を目的変数（Y）として重回帰分析をおこなった。説明変数の選択方法としてはF_{out}=2.0として減少法を用いた。

結 果

目的変数と説明変数の実数をTable 1に示した。また、各変数間の相関行列をTable 2に示した。相関行列をみると、各変数間では非常に高い相関は見られず、多重共線性の問題はなかった。一方、目的

Table 1. Catch and surrounding factors investigated

Year	Y: Catch (t)	X1 ($\times 10^4$)	X2 (cm)	X3 ($^{\circ}\text{C}$)	X4 ($^{\circ}\text{C}$)	X5
1989	108	0.77	-0.50	3.7	24.5	2858
1990	167	1.45	1.14	1.1	24.4	0
1991	137	1.20	3.11	1.4	23.8	2407
1992	13	0.29	-4.88	2.7	23.7	4880
1993	74	0.56	3.20	0.8	24.1	1801
1994	1240	4.06	0.58	3.0	24.2	14041
1995	320	1.63	8.44	2.5	24.1	6484
1996	545	5.98	6.32	1.3	25.0	4715
1997	171	1.70	5.13	2.5	24.4	5847
1998	283	3.79	7.22	2.8	26.4	4714
1999	412	1.86	7.11	3.0	25.6	6558
2000	337	1.36	4.97	1.4	24.8	7829
2001	163	4.34	4.24	0.6	25.8	2193

X2 and X5: The numbers of individual.

Table 2. Correlation matrix among catch and surrounding factors

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1.0000					
X1	0.5738**	1.0000				
X2	0.1240	0.4010	1.0000			
X3	0.2503	-0.1634	-0.1510	1.0000		
X4	0.0658	0.5689**	0.5450	0.0036	1.0000	
X5	0.8389*	0.2719	0.0739	0.4824	-0.0391	1.0000

* Significant at 1% level, ** Significant at 5% level.

変数 Y と説明変数 X5 との間には 1% 有意水準で、高い相関が見られた。これは、1994 年が好漁年であった影響が大きい。重回帰分析を行った結果を Table 3 に示す。得られた重回帰式は

$$Y = 68.175 X1 + 0.0662 X5 - 174.30 \dots \textcircled{1}$$

となり、説明変数として X1, X5 が採択された。分散分析の結果は $F(2, 10; 0.01) = 7.559 < 24.892$ となり、1% の水準で有意であった。

得られた重回帰式から求めた理論値と実際の漁獲量を Fig. 3 に、またその残差を Fig. 4 に示す。これによると、理論値と観測値の残差が大きいところが見られる。これは、漁獲量が著しく多い 1994 年の影響が大きいと考え、このデータを削除して再度分析を試みた。なお、1994 年については卓越年級群と推定されている³⁾。

1994 年のデータを削除した相関行列を Table 4

Table 3. Result of multiple regression analysis by backward elimination

Adopted explanatory variable	X1	X5	Constant term
Partial regression coefficient	68.175	0.0662	-174.30
Standerd partial regression coefficient	0.3733	0.7374	
F-value	7.714**	30.104*	4.792
multiple correlation coefficient	0.9125		
F-value	24.892*		

* Significant at 1% level, ** Significant at 5% level.

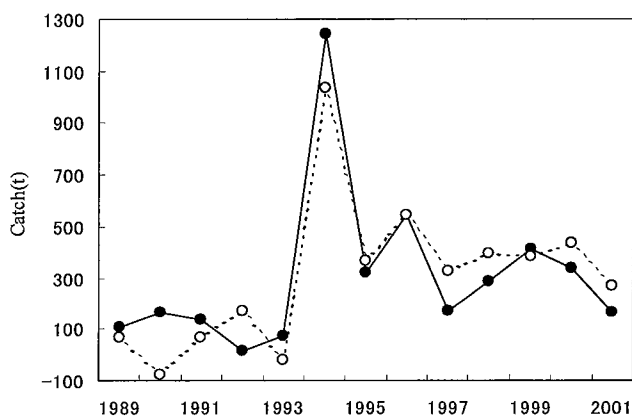


Fig. 3. The observed value (solid circle) and the theoretical value (open circle).

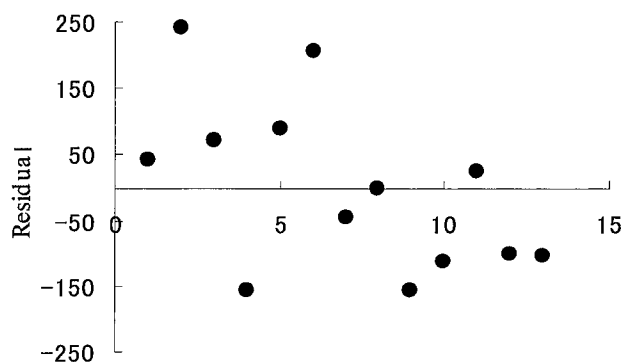


Fig. 4. The residual of observed value and theoretical value.

Table 4. Correlation matrix among excluded the catch in 1994 and excluded surrounding factors in 1994

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1.0000					
X1	0.6648**	1.0000				
X2	0.7438*	0.5179	1.0000			
X3	-0.0019	-0.2785	-0.0892	1.0000		
X4	0.4825	0.6687**	0.5263	0.0566	1.0000	
X5	0.5227	0.0449	0.4214	0.4326	0.1549	1.0000

* Significant at 1% level, ** Significant at 5% level.

に示す。Table 4 においても各説明変数間には非常に高い相関はみられず、多重共線性の問題はなかった。一方、目的変数と説明変数 X2 の間には 1% の有意水準で高い相関がみられた。また、1994 年のデータを削除して重回帰分析を行った結果を Table 5 に示す。得られた重回帰式は

$$Y = 41.736 X_1 + 14.506 X_2 + 0.0233 X_5 - 11.600 \dots \textcircled{2}$$

となり、説明変数として X1, X2, X5 が採択された。分散分析の結果は、 $F(3, 8 : 0.01) = 7.591 < 8.318$ となり、1% の水準で有意であった。

重回帰式から求めた理論値と実際の漁獲量を Fig. 5 に、またその残差を Fig. 6 に示した。これによると①式の時よりも残差が小さく改善された。

ここで、1999 年までのデータを用いて 2000 年の予測を、2000 年までのデータを用いて 2001 年の予測を行った。その結果を Table 6 に示す。予測は①式で採択された X1, X5 を用いて重回帰式を作成し予測した場合と、②式で採択された X1, X2, X5 を用い、1994 年のデータを削除して重回帰式を作成し予測した場合の 2 通りを行った。2000 年の予測では②式を用

Table 5. Result of multiple regression analysis of excluded the date in 1994 by backward elimination

Adopted explanatory variable	X1	X2	X5	Constant term
Partial regression coefficient	41.736	14.506	0.0233	-11.600
Standard partial regression coefficient	0.4657	0.3540	0.3526	
F-value	4.9688	2.3665	3.2018	0.0335
multiple correlation coefficient	0.8702			
F-value	8.3183*			

* Significant at 1% level.

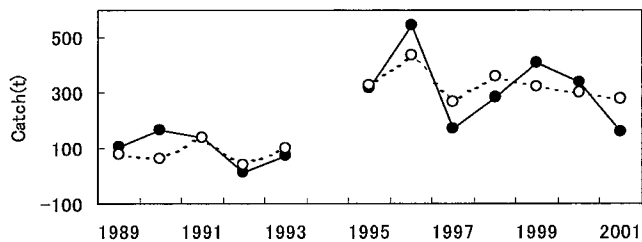


Fig. 5. The observed value (solid circle) and the theoretical value (open circle) excluded the date in 1994.

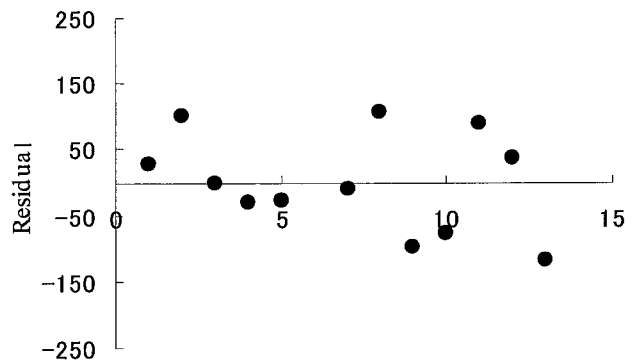


Fig. 6. The residual of observed value and theoretical value excluded the date in 1994.

Table 6. The forecast of the catch of the young bluefin tuna in 2000 and 2001

Year	Observed value	Theoretical value①	residual①	Theoretical value②	residual②
2000	337	447	-110	255	82
2001	163	313	-151	339	-176

いた方が残差が小さかったが、2001年の予測では逆に①式を用いた方の残差が小さかった。

考 察

今回の重回帰分析では、①式において、高知県の漁獲尾数 (X1)、境港の夏期水揚げ尾数 (X5) が、②式においては、先の X1 と X5 に加え、博多-厳原間の潮位差 (X2) が採択された。

今回の解析結果では、これまで考慮に入れていなかった日本海発生群について、その産卵親魚の資源水準として選定した X5 が①式および②式のいずれにおいても採択された。このことから、松村²⁾の解析結果とは異なり、日本海発生群の資源水準には、その産卵親魚の資源水準が直接的に関わっていることが示唆されるとともに、今回初めて対馬周辺海域のクロマグロ幼魚の来遊豊度に日本海発生群が影響力を持つことが示唆された。また、松村²⁾の解析結果では採択されていた対馬西水道における韓国沿岸水の勢力 (X3) と女島における定地水温 (X4) が説明変数として採択されなかった点も異なっている。両者は漁場形成に関わる要因として漁期の初めもしくは漁期前の値を用いており、漁期が以前の4ヶ月 (9~12月) 程度から約半年まで長くなった現在の状況では、この値が漁場形成条件をうまく説明できなくなったと考えられた。

また、今回の解析では、1994年のデータを削除することで、①式よりも残差の小さい回帰モデル②式を得ることができた (Fig. 4, 6)。

②式の X1 と X5 の標準偏回帰係数 (Table 5) は、近い値を示しているのに対し、①式の標準偏回帰係数 (Table 3) は、X5の方がX1よりも大きく、1994年のデータを削除することでX1とX5の標準偏回帰係数が大きく変化している。このことは、1994年は特異年であり、日本海発生群の影響がかなり大きかっ

た可能性を示唆している。

ところで、1994年のような卓越年級群が発生したときには、②式は当然回帰モデルとして予測に用いることができない。②式を用いて1994年を予測すると493tとなり、実際の漁獲量 (1240t) と大きく異なってしまう。そこで、X1及びX5がともに著しく大きい値を示したのは1994年だけであったことから、X1及びX5がともに大きな値を示す年は1994年のデータを削除しない①式の考え方を用い、そうでない年は②式の考え方を用いることとすれば、1994年のような卓越年級群の影響を受けた特異年での予測にも対応できると考えられた。

次に2000年、2001年の予測結果をみると、2000年の予測では、①式に比べ②式で精度の高い予測となっており、上述した事柄とよく一致した。しかし、2001年の予測では、X1の値は大きかったがX5の値は小さく、②式の考え方を用いるケースであったが、①式に比べ②式での予測の方が精度が悪かった。2001年においては、X2もさほど小さくはなかったが、実際の漁獲量はかなり少なかった。①式の場合、X1の標準偏回帰係数が小さく、X1の値の影響を②式よりも小さくすることができるため、2001年の予測において②式よりも精度良く予測できたと考えられる。山田³⁾は、VPA解析を用い、1994年級群以外の1990年級群も水準の高い年級群として算出している。このことは、クロマグロ資源全体の豊度と対馬周辺へ来遊するクロマグロ幼魚の豊度は必ずしも一致しないことを示唆するものであり、太平洋発生群の対馬周辺への来遊割合に年変動があるために起こるものと考えられる。X2はこの対馬周辺への来遊割合の年変動に、対馬暖流の勢力が影響するものと考え選定されたものであり、今回の解析においても②式では説明変数として採択された。しかし、2001年においては、来遊割合への影響するものとして、対馬暖流の勢力 (X2) 以外にも、何らかの海況的な要

因が働いた可能性が考えられ、今後の検討課題としたい。

今回の解析で、潮位差 (X2) に関しては、漁期前のデータ収集の簡易性を考慮して、博多－巖原間のものを利用したが、クロマグロ養殖用の種苗採捕海域としてはむしろ対馬西水道がよく知られており、今後、釜山－巖原間でのデータ収集の検討も必要と考えられる。

また、漁獲物中に占める太平洋発生群と日本海発生群を分けることができれば、より正確な予測が出来ることが期待される。現在、漁獲物の尾叉長組成からは両群を分解することは困難であるが、今後、クロマグロの日輪解析等が進むことにより、漁獲サイズから発生時期がある程度推定できるようになることが期待される。

謝 辞

本研究にあたり、指導と助言を頂いた遠洋水産研究所山田陽巳室長並びに九州大学大学院総合理工学研究科助教授磯辺篤彦博士、および境港のクロマグロ漁獲尾数資料について御教示いただいた鳥取県水産試験場下山俊一科長に対し深謝する。

文 献

- 1) 濱崎清一・永井達樹：日本海南西部から東シナ海中部におけるクロマグロ未成魚の分布と回遊. 水産海洋研究 1995；59(4), 398-408.
- 2) 松村靖治：対馬沿岸におけるクロマグロ幼魚の漁獲量変動要因の重回帰分析による解析. 日水誌 1989；55(10), 1703-1706.
- 3) 山田陽巳：クロマグロ, 国際資源の現況. 水産庁 2003；15-21.
- 4) 鳥取県水産試験場：平成14年度日本周辺高度回遊性魚類資源調査委託事業報告書. 独立行政法人水産総合研究センター 2003；86-88.
- 5) Kawabe, M : Branching of the Tsushima Current in the Japan Sea. Part I. Date Analysis. Journal of the Oceanographical Society of Japan 1982；38, 95-107.
- 6) 桑野雪延, 桑岡亦好, 長谷川義信：対馬西方海域におけるクロマグロ幼魚の漁場形成と海況. 長崎水試研報 1982；8, 1-6.
- 7) 原 哲之：日本海へ来遊するブリ成魚の来遊量指数とその年変動. 日水誌, 1990；56(1), 19-24.
- 8) 磯辺篤彦：対馬暖流の季節変動. 海と空 1993；69(3), 159-174.
- 9) 有馬 哲, 石村貞夫：多変量解析のはなし. 東京図書, 東京 1987；37-77.
- 10) 石村貞夫：すぐわかる多変量解析. 東京図書, 東京 1992；1-57.