

重回帰分析による瀬戸内海産カタクチイワシの漁獲量予測

永井 達樹・桧垣 鋭弘*・橋本 博明*・石岡 清英

Prediction of the anchovy catches in the Seto Inland Sea by using multiple regression analysis

Tatsuki NAGAI, Toshihiro HIGAKI*, Hiroaki HASHIMOTO*
and Kiyohide ISHIOKA

The relationship between the Japanese anchovy catches in the Seto inland Sea and environmental elements in the initial fishing season during May-June was examined to make a catch prediction in the main fishing season of July-October by using multiple regression analysis. The relationships were significant at the Osaka Bay, the Harima-Nada, and the Hiuchi-Nada. The relationships become clear in the reanalysis after dividing the Iyo-Nada into the two sub-area of Hikari and Matsuyama. The coefficients of determination were high in the inner area, while those being low in the outer area. No significant relationship was obtained in the Kii-Channel. In case of "shirasu" (mainly consisted of the anchovy post larvae), a clear relationship was obtained in the Harima-Nada. The partial regression coefficients of water temperature were minus and those of precipitation were plus. The coefficients of air temperature were plus in May and minus in June.

Key words: anchovy, catches, regression analysis

カタクチイワシは多獲性魚種の一つと位置付けられ、全国の漁獲量は近年20~44万トンのレベルで推移している。瀬戸内海におけるカタクチイワシの漁獲量は5~10万トンの範囲で変動しており、全国の漁獲量の30~40%を占める。内海では、単一魚種として最も漁獲量が多く、シラス(カタクチシラスが主でマシラスを含む)を含め、漁獲金額も高い。従って、カタクチイワシの漁況予測に対する漁業者の関心は高い。

本種の漁場形成には水温や塩分などの環境の影響が大きいと考えられる。内海東部の各府県水産試験場と南西海区水産研究所の浮魚資源担当者は1970年以降内海の漁期初めにあたる5~6月に漁況情報を持ち寄り、それらの分析からその年のカタクチイワシの漁況予報を実施してきた。一方、俵(1986)は瀬戸内海のカタクチイワシ及びシラスについて、重回帰分析を用い、漁期初めの環境資料から主要漁期における漁獲量予測の可能性を濶別に検討した。本研究は漁況予測を数量的に行なう取り組みの一つとして、俵が取り上げた26個の環境要因のうち、カタクチイワシの漁獲量予測に有効で、かつ漁期前に入手が比較的容易な5個の環境要因にしぼって予測の可能性を検討した。さらに、俵は各灘の海洋観測点を1点で代表させたが、本研究では各灘における

浅海定点の観測資料を原則としてすべて使用し、その平均値を用いることとした。

本研究に対し、数々の御教示と有益な助言をいただいた広島大学生物生産学部教授角田俊平博士と同助教授具島健二博士、並びに初期の草稿について建設的な批判をいただいた広島県水産試験場長猪子嘉生氏に厚く御礼申し上げる。

資料及び方法

1. 調査海域、分析期間及び予測期間

瀬戸内海は紀伊水道から伊予灘または周防灘までの8つの灘で構成される(図1)。農林統計の上で、燧灘が備後・芸予瀬戸と燧灘に細分されたのは1978年以降であるが、以下の分析ではそれらをまとめ、燧灘として取り扱う。

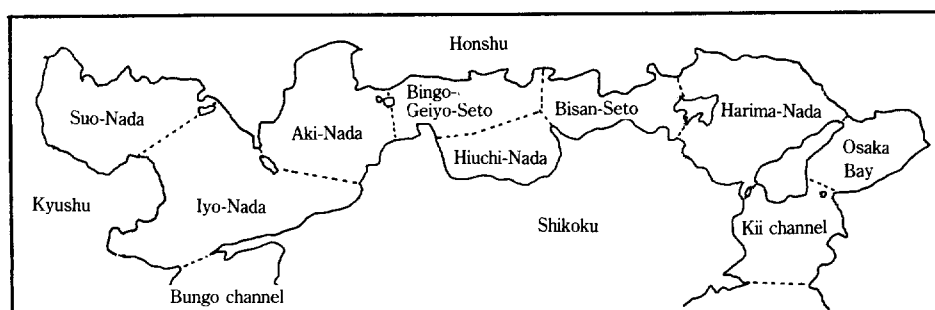


Fig. 1. Map showing the statistical area in the Seto Inland Sea.

カタクチイワシ及びシラス漁は外海との接続水域である豊後水道や紀伊水道では3～4月に始まりほぼ周年、また内海中央部では5～6月に始まり9～10月まで行なわれる。つまり、外海に近いほど漁期の開始が早く、かつ遅くまで続く。以下の分析では、漁期前にその漁期中の漁海況を予測するという立場上、5～6月を漁期初めとし、漁獲量が多い7～10月を主漁期(紀伊水道では7～12月)と定め、その間の漁獲量を予測する。

分析は後述する月別漁獲量の資料を得た灘、つまりカタクチイワシの場合、紀伊水道、大阪湾、播磨灘、燧灘、伊予灘、シラスでは紀伊水道、大阪湾、播磨灘について行なう。また、伊予灘は豊後水道を通して外洋水の影響(宇田・渡辺 1933)があり、本州側と四国側の海況が異なる可能性がある。そこで、伊予灘全体での分析と、光(山口)と松山(愛媛)に分けて、地区別の分析を行なう。

原則として1978～1989年を分析期間とし、1990年と1991年を予測期間とする。ただし大阪湾ではまき網組合による月別漁獲量の資料が良質と考えられるので、1972年から分析対象とするほか、光地区と松山地区では月別の資料を得た期間が短いので、1983～1990年と1982～1990年をそれぞれ分析期間とし、1991年を予測期間とする。

2. 環境資料の取り扱い

海洋環境資料として、各府県が毎月行っている浅海定線調査による 10 m 層の水温と塩分の観測値を用い、それぞれの分析期間について、灘毎に全調査点の平均値を算出し、それを各灘の代表値とする。なお、1974年6月の大阪府及び1979年6月の愛媛県では欠測であったので、前後2年間の平均値を代用する。

気象資料としては、気象庁月報（気象庁 1972～1991）による気温、日照時間及び降水量を用いる。気象観測地を灘毎に 1 か所定めて、各灘の代表地とし、分析期間について必要な値を計算

Table 1. The list of stations of oceanographic and meteorological observation used in the present analysis.

Area	Stations	
	Oceanographic	Meteorological
Kii-Channel	Wakayama 1-15, Tokushima 1-19, a, b	Tokushima
Osaka Bay	Osaka 1-20	Osaka
Harima-Nada	Hyogo 1-30, Kagawa 1-7, Okayama 1-3, 15, 16	Himeji
Hiuchi-Nada	Kagawa 15, 16, 24, 25, Ehime 1-17, 25	Tadotsu
Iyo-Nada	Ehime 1-15, Oita 1-21, Yamaguchi 9-11	Matsuyama
Hikari district	Yamaguchi 9-11	Matsuyama
Matsuyama district	Ehime 1-15	Matsuyama

Table 2. Annual catches by statistical area and gear (fisheries co-operative association or district) used for partition into monthly catches.

a) Anchovy

Area Prefecture	Year							Gear/FCA/District
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	
Kii-Channel								
Wakayama	245	154	50	256	12	25	195	P. S.
Hyogo	-	13	36	82	107	24	41	(Wakayama)
Tokushima	3032	7433	6890	7237	820	2054	1815	(Wakayama)
Osaka Bay								
Osaka	24068	8061	20857	16985	1099	105	1810	P. S.
Hyogo	3897	2804	3695	3873	1055	288	272	(Osaka)
Harima-Nada								
Hyogo	1635	2620	1426	1164	164	44	33	(Kagawa, Tokushima)
Okayama	-	-	-	-	-	-	-	
Kagawa	1612	2080	2511	1712	433	1011	241	Tosan (1986; Kitanada)
Tokushima	2970	6435	8660	5458	1395	2536	199	[P. S.; Kitanada]
Hiuchi-Nada								
Hiroshima	2440	2466	3903	2973	2258	3999	2662	Hashirijima (1983-1985; Kagawa)
Ehime	13356	11544	16145	14314	7649	9792	6406	Kawanoe
Kagawa	12142	15946	17824	17332	10719	16611	12336	Ibuki~Ohama
Iyo-Nada								
Yamaguchi	2447	1806	2101	2108	724	2279	1236	Hikari
Oita	980	387	391	3385	1853	543	2452	(Yamaguchi, Ehime)
Ehime	6240	5346	3464	4489	2545	4102	1884	Matsuyama

Table 2. (Continued)

b) Shirasu

Area Prefecture	Year							Gear/FCA/District
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	
Kii-Channel								
Wakayama	3411	2017	3591	3708	2784	3853	4439	Minoshima, Tasugawa
Hyogo	633	1011	881	1326	1000	1251	1119	(Wakayama, Tokushima)
Tokushima	7474	5349	8773	8421	5986	4693	7616	Wadajima
Osaka Bay								
Osaka	4449	3969	3709	3717	2676	3114	1810	B. S.
Hyogo	11107	6467	9796	9746	6390	6413	6654	Awaji
Harima-Nada								
Hyogo	5834	5248	9838	11579	6834	8256	8755	Ikuhaura
Okayama	-	-	-	-	-	-	-	
Kagawa	1131	612	987	1177	837	727	332	Tosan
Tokushima	-	20	46	15	19	115	97	(Hyogo)

P. S.; Purse seine. B. S.; Boat seine. FCA; Fisheries co-operative association.

The parentheses indicate the monthly catch ratio of other area was substituted.

The bracket shows fishing log books obtained from the 200 miles research survey was used for making monthly catches.

する。なお、各灘の浅海定線の調査点番号と気象観測官署の所在地を表1に示す。

3. 7～10月の灘別漁獲量の算出

1972～1982年まではいわゆる月別灘別統計（農林水産省 1980～1984）を利用し、それ以降1989年までは、以下の手順で算出する。まず、中国四国農政局の各府県事務所による地域統計（使用した統計は引用文献中に一括した）から年間の灘別府県別漁獲量を求め、さらに灘別府県別に入手した主要漁協の月別水揚げ統計による組成を引き伸ばして月別の灘別府県別漁獲量に分ける。それらを灘毎に集計し、灘別月別漁獲量を得る。表2には年間の灘別府県別漁獲量、月別漁獲量組成を入手した漁業協同組合（あるいは地区または漁法）名、月別組成が得られなかった県について組成を代用した府県または200カイリ水域内漁業資源調査による標本船の漁法と調査地の一覧を示す。

また、1988年と1989年のそれぞれの年間漁獲量に対する7～10月の漁獲量の割合を灘毎に算出し、その平均値を1990年の年間灘別漁獲量（速報値）に掛合わせ、7～10月の漁獲量を算出し、1990年の予測量との比較に用いる。

4. 分析方法

7～10月の灘別漁獲量を目的変数、5月と6月の水温、塩分、気温、日照時間、降水量、計10個の環境資料を説明変数とし、変数増加法による重回帰分析（奥野ほか 1976）を行なう。ただし、漁獲量のデータ数が12～18個と少ないこともあり、説明変数の数は最大3個、ただし光地区と松山地区は2個とする。

説明変数を選択する際、説明変数間に強い相関関係があると、得られた重回帰式が不安定で信頼性が低いという、いわゆる多重共線性（伊藤ほか 1985）がある。そこで、説明変数間の相関係数が5%水準で有意となる組合せは捨象する。

採用する予測式は統計的に5%水準で有意であることを前提とする。また、説明変数の有効性を表す指標として赤池の情報規準（AIC; Akaike's information criterion）を用いる。

AIC は、

$$AIC = (\text{データ数}) \times \ln(\text{残差平方和の平均}) + 2 \times (\text{説明変数の数})$$

で表わされる。

この係数が小さいほど、説明変数群の回帰に対する効率が高いとみなせる。そこで、説明変数を増やしながら AIC が最小となる予測式について、回帰の有意性を示す分散比を F 検定し、有意の場合にその回帰式を採用する。

なお、分析には伊藤ほか（1985）によるベーシックプログラムを使用する。

結 果

1. 説明変数の選択

カタクチイワシとシラスについて、重回帰分析を灘毎に行なった際に、使用した説明変数と求めた AIC 及び説明力を表3に示す。

計算の結果は以下の通りである。

1-a. 紀伊水道—カタクチイワシ

漁獲量と最も相関が高い変数は5月の気温で、説明力は0.19となった。次に、6月の日照時間を説明変数にとり入れると、説明力は0.33となった。次に、5月の塩分をとり入れると、説明力は0.38で最大となるが、5月の塩分と、既に式にとり入れた5月の気温との間の相関が-0.73で、5%水準で有意であるので、5月の塩分の次に説明力を高くする5月の水温を採用した。この時の説明力は0.37であった。AIC は説明変数が2個の時に最小となったが、説明変数が1～3個のいずれの式においても、F値（分散比）は5%水準で有意ではなかった。

1-b. 大阪湾—カタクチイワシ

まず、6月の気温をとり入れると、説明力は0.28となった（以下カッコ内の数値は説明力を示す）。次に、5月の日照時間（0.44）、さらに6月の降水量（0.46）となった。AIC は説明変数が2個のときに最小となり、この時F値は5%水準で有意であった。

1-c. 播磨灘—カタクチイワシ

5月の水温（0.33）と気温（0.64）、続いて塩分（0.70）となる。AIC は説明変数が3個の時に最小で、この時F値は有意であった。

1-d. 燧灘—カタクチイワシ

まず、6月の降水量（0.52）、次に5月の水温（0.61）、さらに6月の気温（0.74）を選択した。AIC は説明変数が3個の時に最小で、F値も有意であった。

Table 3. Selected predictor variables and AIC's by forward selection of multiple regression analysis.
a) Anchovy

Area	Step	Variable	F value	D. F.	AIC	C. D.
Kii-Channel	1	Air temp. in May	2.40	1, 10	172.1	0.19
	2	Dur. of sunshine in June	2.24	2, 9	171.9	0.33
	3	Water temp. in May	1.56	3, 8	173.2	0.37
Osaka Bay	1	Air temp. in June	6.26*	1, 16	324.5	0.28
	2	Dur. of sunshine in May	5.79*	2, 15	322.2	0.44
	3	Precipitation in June	4.04*	3, 14	323.2	0.46
Harima-Nada	1	Water temp. in May	4.95	1, 10	195.1	0.33
	2	Air temp. in May	8.04**	2, 9	189.6	0.64
	3	Salinity in May	6.37*	3, 8	189.3	0.70
Hiuchi-Nada	1	Precipitation in June	10.70**	1, 10	201.9	0.52
	2	Water temp. in May	7.04*	2, 9	201.3	0.61
	3	Air temp. in June	7.42*	3, 8	198.6	0.74
Iyo-Nada	1	Dur. of sunshine in May	3.92	1, 10	171.7	0.28
	2	Water temp. in June	3.47	2, 9	170.8	0.44
	3	Air temp. in June	2.96	3, 8	170.7	0.53
Hikari	1	Salinity in June	10.23*	1, 7	91.2	0.59
	2	Precipitation in June	10.70*	2, 6	87.6	0.78
Matsuyama	1	Precipitation in June	8.49*	1, 5	88.0	0.63
	2	Water temp. in June	9.78*	2, 4	84.5	0.83

b) Shirasu

Area	Step	Variable	F value	D. F.	AIC	C. D.
Kii-Channel	1	Air temp. in May	4.46	1, 10	179.9	0.31
	2	Water temp. in May	2.91	2, 9	180.4	0.39
Osaka Bay	1	Precipitation in May	2.60	1, 16	277.2	0.14
	2	Air temp. in May	2.17	2, 15	277.3	0.22
Harima-Nada	1	Water temp. in June	6.63*	1, 10	188.8	0.40
	2	Precipitation in May	4.45*	2, 9	188.7	0.50
	3	Air temperature in May	5.19*	3, 8	186.0	0.66

D. F.; Degree of freedom. C. D.; Coefficient of determination.

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

1-e. 伊予灘—カタクチイワシ

5月の日照時間 (0.28), 6月の水温 (0.44) と気温 (0.53) を選択した。AIC は説明変数が2個のときに最小となった。しかし, いずれの予測式においてもF値は5%水準で有意でなかった。

1-f. 光地区—カタクチイワシ

6月の塩分 (0.59) と降水量 (0.78) を選択した。AIC は説明変数が2個の時に小さく, F値も5%水準で有意であった。

1-g. 松山地区—カタクチイワシ

6月の降水量 (0.63) と水温 (0.83) を選択した。その間 AIC は減少し, F値も5%水準で

有意であった。

1-h. 紀伊水道—シラス

5月の気温(0.31)と水温(0.39)を選択した。説明変数を増やすにつれ、AICが増加した。いずれの予測式もF値が5%水準で有意とならなかった。

1-i. 大阪湾—シラス

5月の降水量(0.14)と気温(0.22)を選択した。説明変数を2つにすると、AICが増加した。いずれの予測式もF値が5%水準で有意にならなかった。

1-j. 播磨灘—シラス

6月の水温(0.40)、5月の降水量(0.50)と気温(0.66)を選択した。説明変数が3個の時にAICは最小で、F値は5%水準で有意であった。

2. 採用した予測式と予測グラフ

前項で述べたカタクチイワシとシラスの漁獲量予測に用いた説明変数、推定したパラメータ及

Table 4. Partial (or standard) regression coefficients estimated by multiple regression analysis.

a) Anchovy

Area	Variable			Constant	C. D.	C. D.*
	X ₁	X ₂	X ₃			
Osaka Bay	Air temp. (J)	Sunshine (M)		150740	0.44	0.36
	-7290 (-0.58)	141.3 (0.40)				
Harima-Nada	Water temp (M)	Air temp. (M)	Salinity (M)	91450	0.70	0.59
	-3602 (-0.71)	3577 (0.62)	-3117 (-0.26)			
Hiuchi-Nada	PCT (J)	Water temp. (M)	Air temp. (J)	189220	0.74	0.64
	44.06 (0.58)	-3690 (-0.48)	-5475 (-0.40)			
Hikari	Salinity (J)	PCT (J)		-25390	0.78	0.71
	773.1 (0.86)	0.8235 (0.44)				
Matsuyama	PCT (J)	Water temp. (J)		9231	0.83	0.75
	4.133 (0.58)	-445.0 (-0.49)				

b) Shirasu

Area	Variable			Constant	C. D.	C. D.*
	X ₁	X ₂	X ₃			
Harima-Nada	Water temp. (J)	Water temp. (M)	Air temp. (M)	11530	0.66	0.53
	-3050 (-0.55)	35.50 (0.58)	2272 (0.48)			

C. D.; Coefficient of determination. PCT; Precipitation.

C. D.*; Coefficient of determination adjusted by degree of freedom.

The alphabets in parentheses indicate month, i.e., May or June.

び説明力を表4に示す。また、予測式による予測値と実際の漁獲量を図2に示す。

各灘毎の結果は以下の通りである。

2-a. 大阪湾—カタクチイワシ (図2-a)

偏回帰係数の符号から5月の日照時間は漁獲量に対して正の要因で、6月の気温は負の要因となっていた。予測グラフを見ると、全体的に変動が再現されているとはいえない。特に1972~1976年、1979~1980年、1988~1989年で適合が悪かった。1990年と1991年の予測値は-3,600ト

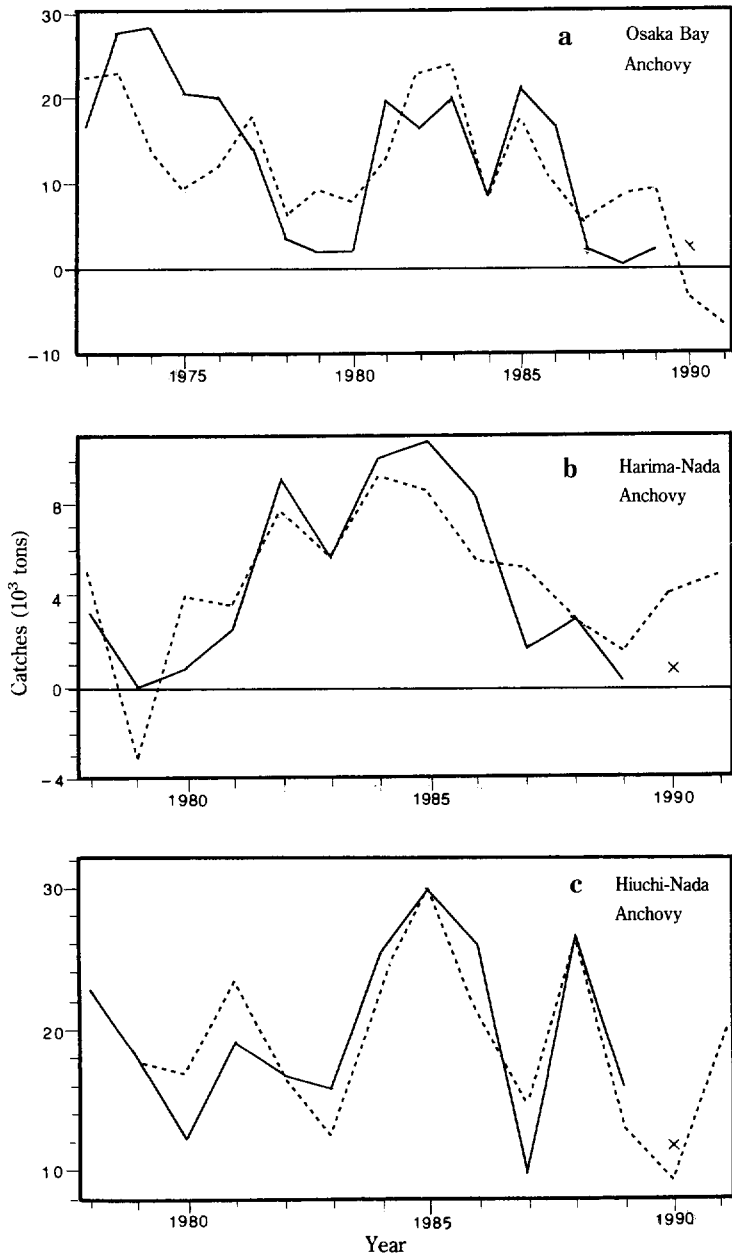


Fig. 2. The observed catches of anchovy (or shirasu) and calculated catches by multiple regression analysis. (— observed calculated × observed)

瀬戸内海産カタクチイワシの漁獲量予測

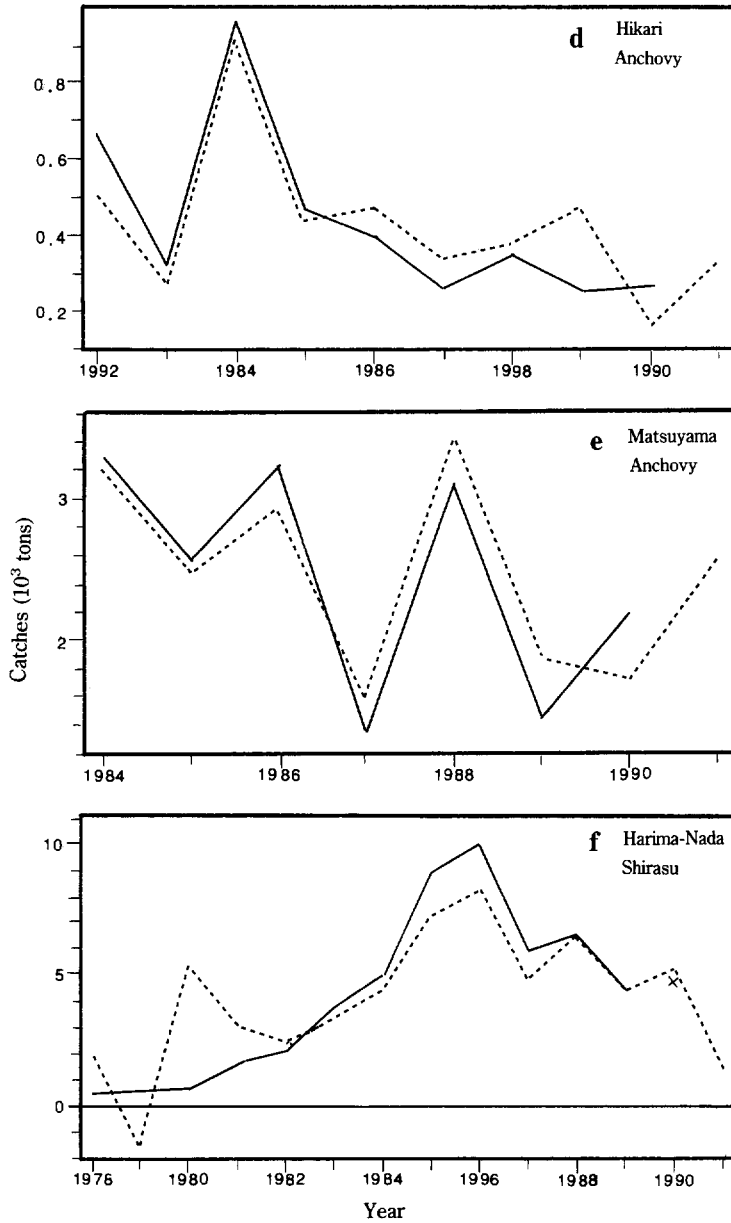


Fig. 2. (continued)

ン、-6,500トンといずれも負の値を示した。負の予測値は漁獲量がゼロまたはそれに近いという意味と理解されるが、それに対して、1990年の実際の漁獲量は2,200トンで前年とはほぼ同じ値であった。

2-b. 播磨灘—カタクチイワシ (図 2-b)

5月の気温は正の要因、一方5月の水温と塩分は負の要因となっていた。また、予測グラフを見ると、全体的な変動はほぼ再現されていたが、1980年と1987年で適合が悪かった。1990年と1991年の予測値はそれぞれ4,200トン、5,000トンとなった。それに対して、1990年の実際の漁獲

量は700トンであった。

2-c. 燧灘—カタクチイワシ (図 2-c)

自由度調整済みの説明力 (以下単に説明力と呼ぶ) は0.64で、今回のような灘単位の分析 (データ数12個) では最も大きい値であった。6月の降水量が正の要因、5月の水温及び6月の気温が負の要因となっていた。予測グラフはよく適合しており、1990年と1991年の予測値はそれぞれ9,000トンと19,000トンとなった。それに対して1990年の実際の漁獲量は12,000トンであった。

2-d. 光地区—カタクチイワシ (図 2-d)

説明力は0.71であったが、データ数が9個と少ないので、灘単位の分析のものとは比較できない。2つの説明変数はいずれも正の要因となっていた。予測グラフを見ると1989年で適合が悪いものの、全体的にはほぼ変動を再現していた。1991年の予測値は340トンとなった。

2-e. 松山地区—カタクチイワシ (図 2-e)

説明力は0.75であったが、光地区と同様にデータ数が7個と少ないので、灘単位のものとは比較できない。6月の降水量が正の要因、水温が負の要因となっていた。予測グラフは1990年を除いてよく適合しており、1991年の予測値は2,600トンを示した。

2-f. 播磨灘—シラス (図 2-f)

説明力は0.53であった。5月の降水量及び気温は正の要因で、6月の水温は負の要因であった。予測グラフは、1978~1982年までの変動をよく再現できていないが、それ以降はよく適合していた。1990年と1991年の予測値はそれぞれ5,000トンと2,000トンとなった。それに対して、1990年の実際の漁獲量は5,000トンで、予測値と一致した。

考 察

先に述べたように、カタクチイワシの場合、紀伊水道では最適重回帰式が得られなかった。採用した予測式を比較すると、分析の対象期間が短い光地区と松山地区を除けば、大阪湾から西へいくほど説明力が増加し、適合が良いことが分かる。つまり、瀬戸内海の内側ほど説明力が増加した。この理由として、内海の中央部に行くほど、閉鎖性が強く、採用した環境資料からカタクチイワシの漁獲量変動を良く説明できることが考えられる。これに対し、開放性が強い紀伊水道では、黒潮系水の流入等の外海の影響が強く、説明変数には別の要因を検討すべきであろう。例えば、黒潮系水の流入パターンを数量化し、分析に用いることもできよう。

また、伊予灘における灘単位の分析は適合がよくなかったが、光及び松山地区のような地区別の分析の適合がよかった。用いた説明変数は、光地区では6月の塩分と降水量、松山地区では6月の水温と降水量であり、差異がみられた。この差についてはデータの蓄積を待って、再度検討する必要がある。

次に、用いた説明変数を比較検討してみる。延べ15個の説明変数を用いたが、水温、気温及び降水量が4個ずつで最も多い。偏相関係数の符号をみると、水温はいずれも負の要因となってお

り、降水量は正の要因であった。従って、水温が低い年、また降水量が多い年は漁獲量が多い傾向にあると言える。しかし、気温は正の要因になっているのが2つ、負の要因であるのが2つであった。これを月別に分けてみると、5月の2つはいずれも正の要因、6月の2つは負の要因であった。また、他の説明変数では一般的な傾向はみられなかった。

予測グラフにおける1990年の予測値と実際の漁獲量との比較は、燧灘のカタクチイワシと播磨灘のシラスでよく適合した。しかし、説明力がこれらの灘と同等な播磨灘のカタクチイワシでは、予測値が4,200トンであるのに対し、漁獲量は700トンで開きがあり、予測の精度は必ずしも説明力と一致していない。しかし、どの予測グラフも、全体的には変動をよく説明できている。特に、燧灘及び播磨灘においては、他の予測資料と併せて漁獲量予測を行えば、「平年並み」とか「やや良」といったような程度の大まかな予測は可能になるとと思われる。

対馬沿岸のクロマグロ幼魚（松村 1989）や筑前海における5～9月のマアジ1歳魚（中川 1991）では、重回帰分析による漁獲量予測がほぼ可能となっている。これらの魚種では、前者では漁期が3か月ほど早い高知県におけるクロマグロ幼魚の漁獲尾数、後者では前年度9～3月の日本海～東シナ海のマアジ漁獲量という、いずれも質の高い情報が説明変数として用いられている。今回の分析では環境資料のみを用いて、漁獲量を説明しようとしたが、卵量調査の資料や近隣地域の漁獲量の情報などを取り込めば、さらに確度の高い予測ができる可能性がある。今後、このような検討を進めるとともに、本研究について、猪子（1991）が指摘したように、海洋構造の変化とそれがカタクチイワシの発生量に及ぼす変化の機構を検討する必要がある。

文 献

- 中国四国農政局愛媛統計情報事務所：愛媛農林水産統計年報，1983～1989．愛媛農林統計協会。
 中国四国農政局広島統計情報事務所：広島農林水産統計年報，1983～1989．広島農林統計協会。
 中国四国農政局香川統計情報事務所：香川水産統計年報，1983～1989．香川農林統計協会。
 中国四国農政局統計情報部：岡山農林水産統計年報，1983～1989．岡山農林統計協会。
 中国四国農政局徳島統計情報事務所：徳島農林水産統計年報，1983～1989．徳島農林統計協会。
 中国四国農政局山口統計情報事務所：山口農林水産統計年報，1983～1989．山口農林統計協会。
 猪子嘉生 1991：燧灘カタクチイワシ漁獲量予測の追試と不漁原因分析．200カイリ水域内漁業資源調査瀬戸内海西部浮魚分科会発表要旨集 9: 16～17。
 伊藤政志・岸野洋久・佐藤幸雄 1985：統計処理の手法がよくわかる本．技術評論社．東京，234+44 pp。
 近畿農政局兵庫統計情報事務所：兵庫農林水産統計年報，1983～1989．兵庫農林統計協会。
 近畿農政局大阪統計情報事務所：大阪農林水産統計年報，1983～1989．大阪農林統計協会。
 近畿農政局和歌山統計情報事務所：和歌山農林水産統計年報，1983～1989．和歌山農林統計情報協会。
 気象庁 1972～1991：気象庁月報（昭和47年5月～平成3年6月）。
 九州農政局大分統計情報事務所：大分農林水産統計年報，1983～1989．大分農林統計協会。
 松村靖治 1989：対馬沿岸におけるクロマグロ幼魚の漁獲量要因の重回帰分析による解析．日水誌 55(10): 1703～1706。
 中川 清 1991：筑前海におけるマアジ1歳魚の漁況予測．西海ブロック漁海況連絡会議録 55: 7-10。
 農林水産省中国四国農政局 1980～1984：瀬戸内海地域の漁業1978～1982。
 奥野忠一・久米 均・芳賀敏郎・吉澤 正 1976：多変量解析法。
 viii+430 pp. 日科技連出版社．東京。
 俵 悟 1986：浅海域における海況変動と漁況に関する研究．水大校研報 34(1): 1～103。
 宇田道隆・渡辺信雄 1933：瀬戸内海の平均各月海況（連続試験調査）．水産試験場報告，3: 137-164。