



Title	房総・常磐沿岸におけるマイワシ漁獲量と海況変動要因の多変量解析
Author(s)	鄭, 利栄; 岸, 道郎; 杉本, 隆成
Citation	水産海洋研究, 53(4), 372-377
Issue Date	1989-10
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/33944
Type	article
File Information	44-1986.pdf



[Instructions for use](#)

房総・常磐沿岸におけるマイワシ漁獲量と 海況変動要因の多変量解析*

鄭 利栄**・岸 道郎***・杉本 隆成***

Multivariate analysis on the catch data of sardine and environmental data off Boso and Johban, Japan

Lei-Zong CHENG** Michio J. KISHI*** and Takashige SUGIMOTO***

Abstract

Multiple regression analysis and principal component analysis are carried out upon the catch data of sardine off Boso and Johban (east Japan) and environmental data (i.e., water temperature, deviation of Kuroshio water, river discharge, solar radiation and wind force). Results are as follows; (1) increase of deviation of Kuroshio water produces the increase of CPUE of sardine, (2) river discharge and solar radiation are another important factors for the change of CPUE of sardine.

1. はじめに

鄭・杉本 (1989) は、房総、常磐沿岸におけるマイワシのまき網漁獲は親潮系水の常磐沖への張り出し方の消長と深い関係のあることを示した。本論文は、マイワシの漁期である1月から6月の期間での1週間単位での漁場の移動と海況等環境の変動との関わりについてより詳細に調べることを目標としている。

そのために、水温とともに漁況の変動に関係が深いと考えられるいくつかの因子に関して、重回帰分析を施すことによって、1週間単位での漁況変動を支配する要因について考察した。更に、主成分分析も加えて漁海況変動要因の総合的な関連性を検討した。

ところで、近年のコンピュータの発達により多変量解析手法が水産海洋学の分野にも応用されるようになってきた。四之宮ほか (1984) は主成分による回帰予測式を作成し相模湾漁獲量の予測を、俵 (1984) は重回帰分析により周防灘沿岸における定置網漁獲量の予測を、岸

(1981) は GMDH によって相模湾定置網の漁獲量予測を行っている。彼等の成果を考えると、沿岸の水温に加えて、降水量、日照等が、漁獲に与える影響が大きいと考えられる。したがって、本論文では以下に述べる順序にしたがって、環境因子と漁獲の関係を考察していく。

2. 資料および方法

鄭・杉本 (1989) にしたがって、本研究の対象海域は北緯 35°00′, 東経 140°00′ から北緯 37°00′, 東経 141°30′ までの範囲とし、研究対象域に漁場が形成される1月から6月 (1981~1985年) の期間を考察することとした。

マイワシ漁獲量の資料については、鄭・杉本 (1989) と同様、船間無線連絡漁況日報 (QRY) による「旋網操業状況報告書」を利用した。解析では、まず、各年の週毎のマイワシの1網当たりの漁獲量 (ここでは CPUE と呼ぶ)、平均生息水深、漁獲量の変動係数 (CV; 漁獲量の標準偏差/平均漁獲量)、及び、漁場の重心 (鄭・杉本, 1989) を求めた。環境要因として用いるものは、①週毎の黒潮系水の占有率偏差 (鄭・杉本, 1989)、②那珂湊の定置水温、③銚子の毎日の日射量 (日本全国気象月報による)、④同雲量、⑤同風速、⑥同気温、⑦同降水量、⑧利根川の毎日の河川流量 (日本河川協会発刊の雨量年表による)、である。②~⑧ は週平均を施したものをを用

* 1989年7月6日受理

** 国立高雄海事専科学校
National Kaohsiung Institute of Marine
Technology, 482, Chung-Chou., Chi-Chin District,
Kaohsiung, TAIWAN, Republic of China

*** 東京大学海洋研究所
Ocean Research Institute, Univ. of Tokyo,
Minamidai 1-15-1, Nakano-ku, Tokyo, 164 Japan

いる。①については、当海域におけるマイワシの主な漁場海域 (35°10'~36°10'N, 140°40'~141°20'E) を対象に、友定・久保 (1976) にしたがって、計算する。

全てのデータは、1~3か月程度の周期で変動する要因について調べるため、季節的な海況変動の影響を三角関数近似で除外する。

漁況の重回帰分析では、CPUE、漁場重心を目的変数とし、黒潮系水の占有率偏差、定置水温、日射量、雲量、風速、気温及び河川流量、降水量を説明変数の候補とした。説明変数の選択順序については付録1に示す。

3. 結果

3-1. 漁獲量・漁場重心の変動要因の重回帰分析

Table 1 は CPUE を従属変数としたときの、重回帰

式を表している。

1981年では週毎のマイワシの漁獲量に対する重要な因子は日射量と河川流量及び黒潮系水の占有率偏差であり、最も重要な因子は日射量である。

暖水年である1982年は、黒潮系水の占有率偏差が最も支配的な因子である。

1983年の相関係数はやや小さいが、とりあげた1つの河川流量因子と漁獲量との関係がある程度強いといえる。

1984年は漁獲量の変動と諸因子との関連は有意ではない。

1985年は、相関係数はやや小さいが、1981年と似通った因子で説明できる。

つぎに、上記と同様に、漁場重心の緯度を目的変数と

Table 1. Multiple regression equations for CPUE, during January to June in 1981-85.

Year	Multiple regression equation	Criterion variable(Y)	Predictor variable(X)	Multiple correlation coefficient	F Examination
1981	$Y = -0.63X_1 - 0.21X_2 + 0.13X_3$	Catch(CPUE)	Solar radiation (X_1) River discharge (X_2) Kuroshio deviation (X_3)	0.65	$F = 5.48 > F_{32}^3$ (0.01) = 4.82
1982	$Y = 0.50X_1 + 0.26X_2$	"	Kuroshio deviation (X_1) Solar radiation (X_2)	0.60	$F = 3.68 > F_{20}^3$ (0.05) = 3.10
1983	$Y = -0.52X$	"	River discharge	0.52	$F = 8.12 > F_{22}^1$ (0.01) = 7.95
1984	$Y = 0.27X_1 + 0.18X_2 - 0.04X_3$	"	Kuroshio deviation (X_1) Solar radiation (X_2) River discharge (X_3)	0.35	$F = 0.88$
1985	$Y = -0.46X_1 - 0.42X_2 + 0.39X_3$	"	Solar radiation (X_1) Appoint temperature (X_2) Kuroshio deviation (X_3)	0.55	$F = 3.26 > F_{32}^3$ (0.05) = 3.05

Table 2. Multiple regression equations for Latitude of fishing ground center, during January to June in 1981-85.

Year	Multiple regression equation	Criterion variable(Y)	Predictor variable (X)	Multiple correlation coefficient	F Examination
1981	$Y = -0.30X_1 + 0.14X_2 - 0.09X_3$	Latitude of fishing ground center	Appoint temperature (X_1) River discharge (X_2) Kuroshio deviation (X_3)	0.35	$F = 1.05$
1982	$Y = 0.53X_1 + 0.21X_2$	"	Kuroshio deviation (X_1) Appoint temperature (X_2)	0.62	$F = 6.42 > F_{21}^2$ (0.01) = 5.78
1983	$Y = -0.52X_1 + 0.39X_2$	"	River discharge (X_1) Appoint temperature (X_2)	0.80	$F = 18.18 > F_{21}^2$ (0.005) = 6.89
1984	$Y = 0.48X_1 + 0.37X_2$	"	Appoint temperature (X_1) Kuroshio deviation (X_2)	0.67	$F = 8.13 > F_{20}^2$ (0.005) = 6.99
1985	$Y = 0.48X_1 - 0.41X_2$	"	Kuroshio deviation (X_1) Precipitation (X_2)	0.70	$F = 11.32 > F_{23}^2$ (0.005) = 6.73

Table 3. Results of principal component analysis for LON: Longitude of fishing ground center, LAT: Latitude of fishing ground center, DEPTH: Mean habitable depth, CV: Coefficient of catch variation, W. TEMP: Appoint water temperature, DEV: Content's deviation of Kuroshio water, RIVER: River discharge, SUN: Solar ladiation, during January to June CPUE: CPUE, (a)1981. (b)1982, (c)1983, (d)1984, (e)1985.

a)

	COMPO. 1	COMPO. 2	COMPO. 3
LON.	0.684	0.387	0.503
LAT.	0.502	0.779	0.077
DEPTH	0.806	0.245	0.068
CV	-0.656	-0.146	0.522
W.TEMP.	0.268	-0.611	0.272
DEV.	0.378	-0.503	0.457
RIVER	0.202	-0.169	0.515
SUN	-0.497	0.694	0.236
CPUE	0.756	-0.287	-0.433
EIGEN VALUE	2.87	2.06	1.32

b)

	COMPO. 1	COMPO. 2	COMPO. 3
LON.	0.688	0.029	-0.146
LAT.	0.871	0.095	0.158
DEPTH	0.152	0.865	0.161
CV	-0.369	0.581	-0.307
W.TEMP.	0.473	-0.611	0.311
DEV.	0.757	-0.035	-0.370
RIVER	-0.571	-0.000	0.731
SUN	0.374	0.332	0.612
CPUE	0.782	0.151	0.189
EIGEN VALUE	3.27	1.60	1.34

c)

	COMPO. 1	COMPO. 2
LON.	0.833	-0.185
LAT.	0.922	-0.162
DEPTH	0.036	0.834
CV	-0.779	-0.104
W.TEMP.	0.640	-0.508
DEV.	0.405	0.800
RIVER	-0.852	-0.168
SUN	0.566	0.049
CPUE	0.690	0.032
EIGEN VALUE	4.25	1.70

d)

	COMPO. 1	COMPO. 2	COMPO. 3
LON.	0.876	0.208	-0.038
LAT.	0.852	0.173	0.049
DEPTH	0.512	0.242	-0.746
CV	-0.259	0.762	0.170
W.TEMP.	0.784	-0.023	0.350
DEV.	0.540	-0.117	-0.106
RIVER	0.620	0.320	0.485
SUN	0.253	-0.815	0.392
CPUE	0.395	-0.426	-0.509
EIGEN VALUE	3.33	1.67	1.38

e)

	COMPO. 1	COMPO. 2	COMPO. 3
LON.	0.683	-0.044	0.223
LAT.	0.786	-0.114	0.261
DEPTH	-0.719	0.069	0.386
CV	-0.044	0.862	-0.169
W.TEMP.	-0.196	0.123	0.888
DEV.	0.588	-0.185	0.593
RIVER	-0.777	-0.121	0.365
SUN	0.764	0.378	0.042
CPUE	0.047	-0.913	-0.205
EIGEN VALUE	3.18	1.80	1.61

系水の占有率偏差と定置水温が重要な因子である。

1983年の相関係数は0.80とやや高く、河川流量と定置水温が漁場重心の移動に関連性があるといえる。

1984年は1982年と同様の傾向がみられる。

1985年は黒潮占有率偏差と定置水温との関わりが大きい。

3-2. 漁況の季節変動と環境因子との関連性の主成分分析

重回帰分析の結果から判断して漁況変動と関連の深い日射量、定置水温、黒潮系水の占有率偏差及び河川流量の環境因子を用いて漁海況の総合的関連性を主成分分析によって検討した。Table 3-a)-e) に主成分分析の結果を示す。

1981年には、Table 3 a) の第1主成分は漁獲量変動を総合的に表すもので、CV、日射量の固有ベクトルは負で-0.50~-0.66の値になっていることから、日射量

して、短期的な漁場重心の南北移動を支配する要因を分析した結果を Table 2 に示す。

1981年は有意な関連は確認されない。

暖水年である1982年には重相関係数は0.62で、黒潮

が増えてくると、CPUEが小さくなり、生息水深が浅くなって、CVが大きくなるということを意味する。第2主成分は日照と水温に関連する。水温が低くなると高緯度へ漁場が移ることを意味する。

1982年 (Table 3b) は、第1主成分から、河川流量が多くなると、CPUEは小さくなり、漁場重心は南下する傾向が見られる。なお、黒潮系水の占有率偏差が大きいと、CPUEは大きく、漁場重心は北へ移動する傾向が見られる。一方、第2主成分は、水温が高くなれば生息水深は浅くなるということを表す。

1983年 (Table 3c) の第1主成分を見ると、河川水が多くなると、CPUEが小さくなり、CVが大きくなり、漁場重心が沿岸に近づきかつ南下する。一方、第2主成分を見ると、水温が高くなれば生息水深が残ることを表す。

1984年 (Table 3d) は、第1主成分の寄与が他の年より大きく、定置水温が上昇するにつれて漁場が北東へ移動することを意味する。

1985年 (Table 3e) は降水量が多くなると、漁場重心は南下する。なお、黒潮系水の占有率偏差が大きいと、漁場重心は北へ移動する傾向が見られる。一方、第2主成分を見ると、CPUEが高くなれば、CVが小さくなる。

主成分分析による漁海況の変動について大きくまとめると、「河川流量が増加するに伴い、CPUEが小さくなり、CVが大きくなり、漁場重心が南に移動する」「黒潮系水の占有率が大きいと、CPUEが大きく、漁場重心は北東へ移動する」「日射量、定置水温が増加するに伴い、生息水深が浅くなる」という大きな3つの変動グループに分けられることである。

4. 考 察

Table 1に示すように、漁獲量と漁場重心の緯度に関する重回帰式の説明変数やその標準回帰係数の大きさは年によって異なっている。沿岸海域においては海況変動が著しいために、漁獲量および漁場重心の緯度を支配する第1要因の因子自体ならびに寄与の程度が変わると考えられる。

漁獲量の重回帰分析結果 (Table 1) と主成分分析の結果 (Table 3) についてまとめると、1982年を除けば、次のような傾向を指摘できる。

- (1) 日射量が増えると CPUE が小さくなる。(1981, 1985年)
- (2) 河川流量が多くなると CPUE が小さくなる (1983

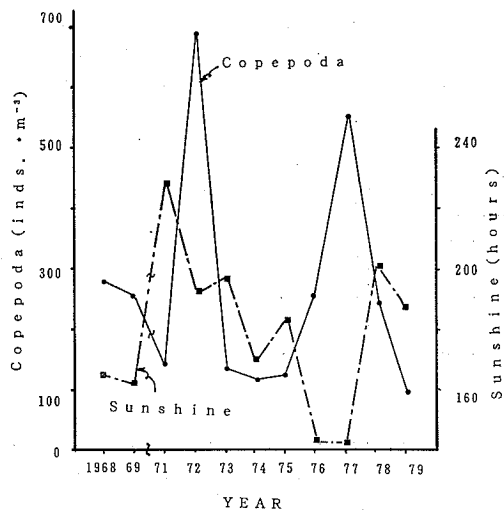


Fig. 1. Sum of solar radiation in March at Choshi, and standing stock of copepod off Boso after KIDACHI (1979).

年)。

(3) 黒潮系水の占有率偏差が大きいと CPUE も大きくなる (1982年)。

(1) に関連して、Fig. 1は銚子における3月の月間日照時間と、毎年3月中・下旬に房総～鹿島灘沖で調査されたコペポダの個体数密度の経年変化 (木立, 1979) を示している。これによると、1974年を除いてコペポダの個体数密度が多い年には日照時間は短い。これは、長時間晴天が続くと、河川流量が減少し、陸からの栄養塩の負荷が押えられ、植物プランクトンの増殖が抑制され、結果、これを餌とするコペポダの増殖が押えられるからと考える。そして、マイワシは植物プランクトン食性であり、マイワシの分布も食性を通じても影響を受けることを示唆していると考えられる。

(2) に関連して、河川流量の多かった1983年の漁場重心と環境因子との関係をみると (Table 2), 河川流量の増加によって低塩分の水域が広がると、マイワシ魚群は南下、分散して漁獲量が減少することが示唆される。

(3) に関しては、黒潮系水の沿岸域への接近につれて、黒潮系水の占有率偏差が高くなると、マイワシ魚群が沿岸に集中して利用度が高くなり、CPUEが大きくなるものと考えられる。

漁場重心 (Table 2) については、1981年を除けば漁場重心の変動を支配している主な環境因子は黒潮系水の占有率偏差及び定置水温で共通している。これは、マイワシの漁場重心が親潮系水勢力の消長と深い関係があ

Table 4. Frequency in appearance of three types (W, O, K) of Kuroshio axis off Boso after KUBO and TOMOSADA (1981) (a), and CPUE corresponding to each type (b), and position of the center of fishing ground (c). Data were collected during Jan. and June, 1981-1985.

(a)				(b)				(c)			
Frequency		Pattern		CPUE (tons)		Pattern		(N) Latitude		Pattern	
Year	W	O	K	Year	W	O	K	Year	W	O	K
1981	14	12	0	1981	99	84	—	1981	35°43'	35°34'	—
1982	17	3	4	1982	110	78	60	1982	35°41'	35°32'	35°32'
1983	13	7	4	1983	107	65	62	1983	35°37'	35°26'	35°49'
1984	11	12	0	1984	104	78	—	1984	35°45'	35°38'	—
1985	13	9	4	1985	79	75	74	1985	35°55'	35°38'	35°48'

り、親潮系水が南下すると、マイワシの漁場重心も南下し、一方、親潮系水が北へ後退すると、漁場重心も北へ移動すること(鄭・杉本, 1989), を反映している。すなわち、黒潮系水の占有率偏差と定置水温が高ければ高い程、漁場重心も北へ移動する傾向が見られることになる。

ここで、海況パターンと漁場重心および漁獲量変動との関連性について検討を加える。久保・友定(1981)によって分類されたO, W, Kの3つのパターンを茨城県水産試験場発行の「漁海況速報」から判別し、Table 4(a)に各パターンの発生回数を示す。Table 4(b)には各パターンが発生した時期別に集計したCPUEを、Table 4(c)には同漁場重心の緯度を記入した。

Table 4 (b), (c) をみると、鹿島灘沿岸域に暖水舌の形成されるWパターン時の漁場重心はOパターン時より北に移り、CPUEが大きくなる傾向がある。また、暖水舌が形成されないOパターン時には、魚群が犬吠埼以南へ移る傾向がみられる。しかし、1983年にはこの一般的な傾向に反し、漁場重心が殆どの期間犬吠埼以南であった。これは漁獲量と漁場重心を支配する河川流量因子が1983年には非常に顕著で(Table 3c)の第2主成分)水温、日照の影響より大きく、マイワシの漁場が河川水の影響によって南へ移動していたためではないかと考えられる。

以上を総合して見ると、まず海況因子としての黒潮系水の占有率偏差が大きくなると、CPUEが大きくなり(1982年)、漁場重心が北東へ移動する傾向が生ずる(1982, 1985年)。つまり、漁場における黒潮の占有率偏差の増大は、黒潮系水の接岸によりマイワシ魚群の北進および沿岸への集中をもたらし、利用度を高めるために、漁獲量を増大させるものと考えられる。しかし、1981, 1983年には漁獲量および漁場重心を支配する第1

要因の因子が気象因子としての日射量、河川流量に移行した。すなわち、本海域に來遊するマイワシの漁獲量と漁場重心の中期変動は基本的には暖水舌と冷水舌の挙動に密接に関連しているといえるが、沿岸海域における複雑な環境要因の絡みの上ではかの海象・気象要因(特に河川、日照)も複合的に作用しているため、その変動の評価にあたってはこれらの要因についても十分に考慮しなければならない。

5. 謝 辞

本研究で用いた貴重な資料を提供頂き、種々の助言を頂いた千葉県水産試験場の平本紀久雄主任研究員ならびに茨城県水産試験場の久保治良環境部長に深く感謝の意を表す。さらに、研究の遂行において助力くださった東京大学海洋研究所資源環境部門の中田英昭助教授と永江英雄技官、北海道区水産研究所の川崎康寛主任研究員、横浜商科大学の小林雅人助教授にお礼申し上げる。

文 献

- 木立 孝(1979) 春季、鹿島灘、外房沿岸海域におけるマクロプランクトンについて。黒潮開発研究成果報告書, 2, 174-195.
- 岸 道郎(1981) 定置網漁獲量のGMDHによる定量的予測。水産海洋研究会報, 38, 1-5.
- 久保治良, 友定 彰(1981) 鹿島灘の海況Ⅰ-V 表面水温からみた近年の海況パターンの変動について。茨城県水産試験場創立80周年記念誌, 90-102.
- 四之宮 博, 岩田静夫, 平野敏行(1984) 多変量解析による相模湾漁獲量の予測過程。海洋科学, 19, 634-638.
- 俵 悟(1984) 重回帰分析による漁獲量の予測。海洋科学, 16, 618-623.
- 鄭 利栄, 杉本隆成(1989) 房総・常磐沖潮境付近のマイワシ漁場と漁獲量の短期変動。水産海洋研究

稿中、

友定 彰, 久保治良 (1976) 鹿島灘の海況—I—海面水温の変動と黒潮系水の占有率. 東海水研報, 86, 113-125.

付 録 1

説明変数の選択順序を以下に示す。

- (1) 各変数間の相関係数を求める。
- (2) 1% の有意水準において, 説明変数間の相関係数が充分大きい場合, 目的変数に対する相関係数が小さ

い方の説明変数を棄却し, 残りを独立な説明変数として選定する。

(3) 選定された要因を組合わせて, 分散比F値が有意な範囲内で重相関係数が一番高くなる重回帰式を選び, それぞれの説明変数の標準回帰係数を求める。

(4) (3) の重回帰式において, 標準回帰係数が最も小さな説明変数を使わない場合の重相関係数がもとの重相関係数に比べて, 変化率が10%以下の場合, この最も小さな説明変数を省く。