

沿岸定置水温の平年偏差変動とブリ漁況

大 方 昭 弘

大吠崎以北のいわゆる東北海区沿岸に來游するブリは例年4月~5月の暖候期に生活領域を北に向ってひろげ始め、10月上旬頃から次第に南に移動するといった生活の年周期性を示す。また定置網や釣漁業などによる漁獲状況からみると、ブリの回游の時期や経路が発育段階の違いによって明らかに異なることがわかる。

この水域におけるブリの漁獲量や年齢組成の変動機構については不明な点が多いけれども、北上回游期の通路にあたる常磐・鹿島灘水域における親潮系水と黒潮系水との勢力関係、あるいは沿岸水を含む冷暖両水塊の配置関係如何によってブリの來游水準が変動していることは可成り確かなようである。

ブリの漁獲水温に関する報告^{1~5)}は多く、これらを概括すると大略12.5~23.0°C位の範囲にあるが好適水温は14~18°C程度であろうと思われる。若いブリ(0年魚)の飼育実験結果⁶⁾によると、水温が15°C以下の場合にその降下に伴って摂餌率は次第に減少して、7°C以下になると殆ど食欲を示さなくなり、5.0~5.5°C付近で死亡するといった生理的限界を示す。

生活年周期による広範囲にわたる回游過程において、ある特定の水域に來游する魚群の量的な水準は個体群のもつ資源potentialによって潜在的には規定されているとしても、漁業上の利用可能度(availability)は種のもつ生理生態的能力が局地的環境条件に対応して示す分布形態によって決定されると考えられる。このような状況は定置網のように固定された受動的な漁法の場合に明瞭にあらわれてくる。

茨城県沿岸のブリの漁況に関しては、三谷⁷⁾木

梨⁸⁾がその永年変化について調べ変動型の分類や他県水域との相関性を述べている。また最近では木幡^{9,10)}及び木幡ら¹¹⁾によって相模湾におけるブリの生態に関する詳細な研究がなされている。

本報告では、茨城県沿岸の定置網漁場において漁獲されるブリの漁獲量年変動と那珂湊における定置水温の平年偏差との関係を調べ、漁期前1月~4月の水温偏差累積値を知ることによってその年のブリ來游水準を予測する方法を検討した。

稿を進めるにあたり、長期にわたって貴重な日々の漁獲記録を提供されてきた会瀬定置網漁業株式会社、水産試験場において定置水温の観測に従事されてきた方々に心から敬意を表したい。また、小林稔漁業部長には茨城県のブリ漁業にかゝる生態的知見、久保治良主任研究員には沿岸海況について、それぞれ貴重な御教示を賜わり、渡辺徹場長には本稿の校閲と御指導を仰いだ。以上の方々に深謝申し上げる。

資 料

漁況の解析に用いた資料は茨城県農林水産統計年報及び会瀬定置網漁業株式会社の漁獲日誌であり、また海況特性の指標とした水温資料は茨城県水産試験場が那珂湊において観測してきた定置水温記録のうち1958年以降のものである。

方 法

ブリの漁獲量と沿岸水温の変動について長期相関を求めるために次のような手続に従って海況指標値を計算した。

i 年の j 月 ($j=1, 2, 3, \dots, 12$) における k 日 ($k=1, 2, 3, \dots, n$) の水温値を t_{ijk} とすると、 j 月の平均水温は

$$\bar{t}_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n t_{ijk}$$

である。

また N 年間 (m 日) の j 月の平均値を

$$\bar{t}_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^n t_{ijk}$$

によって求め、これを j 月の平年値とする。次に j 月の平年値 \bar{t}_j と j 月の平均水温 \bar{t}_{ij} との差、 $\Delta t_{ij} = \bar{t}_{ij} - \bar{t}_j$ を求めてこれを i 年 j 月の平年偏差とよぶことにする。更にこの平年偏差 Δt_{ij} の j について和を求めて i 年における沿岸部の海況指標値 T_{ij} とした。

ここで、 $j = \alpha$ 、($\alpha = 1, 2, \dots, 12$) として α を適当に選び

$$\sum_{j=1}^{\alpha} T_{ij}$$

を求めることによって i 年における1月から数えて α 月までの期間の指標値が求められる。

以上のようにして求められた i 年における指標値 (T_i と略記する) とその年のブリ漁獲量 W_i との回帰関係を調べた。また、 $T_i - W_i$ 関係において、漁期前の水温変動値を用いることによる漁況予測の可能性を知るために、 T_i を $j=1 \sim 4$ 、即ち1月から4月までに限定した場合の回帰性を検討した。

結果及び考察

1 水温偏差累積曲線

1958年～1975年における1月～12月の各月について水温平均値 \bar{t}_{ij} を求めて表1に示した。 \bar{t}_{ij} の時間的変化を概観すると、一般に2月に最低の値をとる年が多く、3月以後になると次第に昇温

Table 1. Monthly variation of mean water temperature at the coast of Nakaminato, during the period from 1958 to 1975.

Unit, °C

Year	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jly.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
1958	11.2	11.8	12.3	14.0	17.2	18.9	21.5	23.3	23.2	18.4	15.4	13.6
'59	10.0	11.2	13.0	14.5	17.0	18.0	20.1	23.5	23.2	19.7	15.9	12.4
'60	11.5	11.4	11.3	10.7	13.6	15.7	20.4	21.8	23.1	18.7	16.4	15.8
'61	10.9	10.9	11.3	14.3	16.0	16.7	20.5	22.4	23.4	19.9	16.9	13.8
'62	10.2	8.3	8.8	13.0	16.7	18.2	20.6	21.9	23.9	19.2	15.5	12.7
'63	10.9	8.4	8.2	9.6	12.3	15.2	18.5	21.9	21.3	17.6	14.9	11.8
'64	9.9	8.1	9.6	14.8	17.6	18.5	19.2	22.7	22.5	18.8	15.9	13.6
'65	11.1	9.2	8.9	10.0	11.0	15.3	18.2	22.6	22.4	18.1	16.8	12.7
'66	11.2	11.4	12.6	14.0	16.1	17.1	17.6	20.9	22.5	20.9	18.0	13.5
'67	11.1	10.0	11.7	13.0	17.1	20.2	21.7	24.9	22.5	18.7	15.4	11.6
'68	9.8	8.1	10.2	13.0	16.0	18.7	20.7	23.2	21.6	19.3	17.5	14.7
'69	11.1	11.9	11.7	13.7	15.3	17.0	17.4	21.1	22.4	19.0	16.6	13.4
'70	11.1	10.5	10.7	12.7	16.8	17.7	19.5	21.3	22.7	20.0	16.3	11.1
'71	9.3	8.4	8.9	11.5	15.3	18.6	21.0	21.7	21.2	18.3	15.6	12.5
'72	11.7	10.7	11.7	12.4	14.4	17.9	20.4	21.0	22.8	20.3	16.6	12.3
'73	9.6	9.0	10.2	14.0	16.0	18.3	21.3	20.3	22.6	20.3	14.9	10.4
'74	10.3	8.5	10.6	11.9	13.9	17.0	18.5	21.8	21.4	19.2	15.5	12.0
'75	9.6	9.2	7.6	9.7	13.8	17.3	18.6	19.6	22.5	19.3	15.1	11.2
Average	10.58	9.83	10.52	12.60	15.34	17.57	19.76	21.44	22.51	19.20	16.07	12.73

して9月には最高に達する。しかし、水温値が示す変動経過を年別に見てみるとそれぞれは他の年とは違った特徴的な変化のし方を示していることがわかる。そこで、月平均値 \bar{t}_{ij} の平年値 \bar{t}_j からの偏差 Δt_{ij} を求めると、表2のように月別水温値の平年値に対する高低の程度を表わすことができる。

このようにして得られた Δt_{ij} が年間を通してどのような経過を辿ったかを知るために、各月の平年偏差値を1月から12月まで月順に和を求め各年についてそれぞれ累積曲線を描き図1に示した。もし各月ともに平年並に経過したとすると、その年の水温変動の状況は図中の破線で示される基軸に一致する直線で示されることになる。また、平年値以上の水温で経過する月が多ければよりプラス側（上方）に、平年値以下の月が多ければよりマイナス側（下方）にそれぞれ偏った曲線となる。

これら各曲線の終末点の値は1月から12月までの偏差値の和であるから、この値 T_i は各年の水温の暖かさ・冷たさの程度を相対的に判断する場合の指標値とみることができる。

2 偏差累積値・漁獲量相関

まず、1月から12月までの水温偏差値の和 T_i ($=\sum_{j=1}^{12} T_{ij}$)と茨城県内定置網によるブリ類漁獲量 W_i との相関性を検討する。横軸に T_i 、縦軸に W_i をとって図2に示した。全体として T_i がマイナス側からプラス側に増大すると W_i もこれに伴って増大していく傾向がみられる。

いま仮りに単調な増加関数を想定して、これから著しく離れる点（1963年・1965年）以外の16点について相関係数 r を求めると、 $r=0.9397$ であって母相関係数 ρ の95%信頼区間は、 $0.832 \leq \rho \leq 0.986$ である。

Table 2. Deviations of monthly mean water temperature from an average, during the period from 1958 to 1975.

Year	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jly.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
1958	0.6	2.0	1.8	1.4	1.9	1.3	1.7	1.9	0.7	-0.8	-0.7	0.9
'59	-0.6	1.4	2.5	1.9	1.7	0.4	0.3	2.1	0.7	0.5	-0.2	-0.3
'60	-0.9	1.6	0.8	-1.9	-1.7	-1.9	0.6	0.4	0.6	-0.5	0.3	3.1
'61	0.3	1.1	0.8	1.7	0.7	-0.9	0.7	1.0	0.9	0.7	0.8	1.1
'62	-0.4	-1.5	-1.7	0.4	1.4	0.6	0.8	0.5	1.4	0	-0.6	0
'63	0.3	-1.4	-2.3	-3.0	-3.0	-2.4	-1.3	0.5	-1.2	-1.6	-1.2	-0.9
'64	-0.7	-1.8	-0.9	2.2	2.3	0.9	-0.6	1.3	0	-0.4	-0.2	0.9
'65	0.5	-0.5	-1.6	-2.6	-4.3	-2.3	-1.6	1.2	-0.1	-1.1	0.7	0
'66	0.6	1.6	2.1	1.4	0.8	-0.5	-2.2	-0.5	0	1.7	1.9	0.8
'67	0.5	0.2	1.2	0.4	1.8	2.6	1.9	3.5	0	-0.5	-0.5	-1.1
'68	-0.8	-1.8	-0.3	0.4	0.7	1.1	0.9	1.8	-0.9	0.1	1.4	2.0
'69	0.5	2.1	1.2	1.1	0	-0.6	-2.4	-0.3	-0.1	-0.2	0.5	0.7
'70	0.5	0.9	0.2	0.1	1.5	0.1	-0.3	-0.1	0.2	0.8	0.2	-1.6
'71	-1.3	-2.0	-1.6	-1.1	0	1.0	1.2	0.3	-1.3	-0.9	-0.5	-0.2
'72	1.1	0.9	1.2	-0.2	-0.9	0.3	0.6	-0.4	0.3	1.1	0.5	-0.4
'73	-1.0	-0.8	-0.3	1.4	0.7	0.7	1.5	-1.1	0.1	1.1	-1.2	-2.3
'74	-0.3	-1.3	0.1	-0.7	-1.4	-0.6	-1.3	0.4	-1.1	0	-0.6	-0.7
'75	-1.0	-0.6	-2.9	-2.9	-1.5	-0.3	-1.2	-1.8	0	0.1	-1.0	-1.5

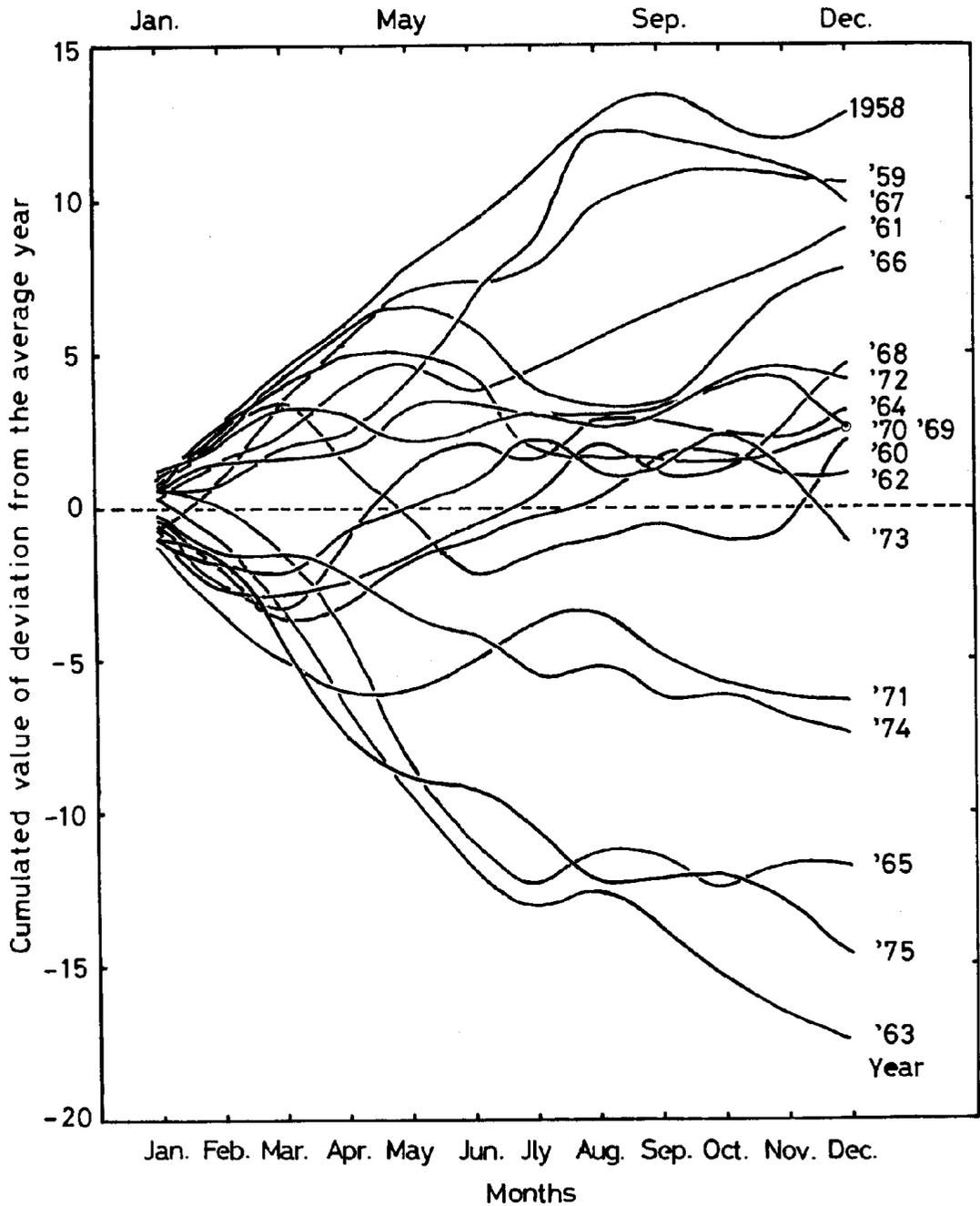


Fig. 1 Curves showing fluctuation of cumulated value of monthly water temperature deviation from average.

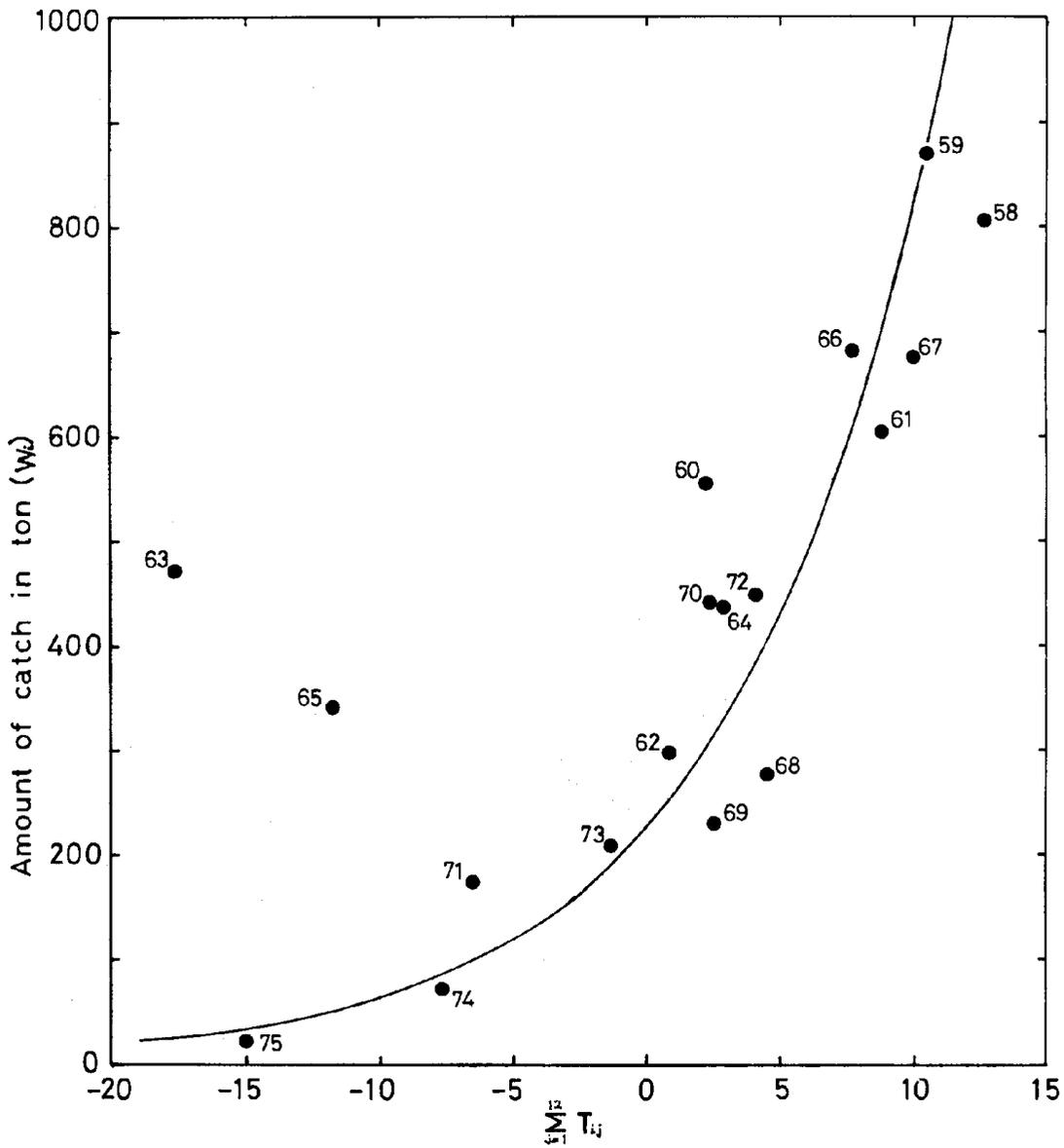


Fig. 2 Correlative relationship between amount of the amberfish caught by set-nets in the coast area of Ibaraki Prefecture and the cumulated value of water temperature deviation from average, during the period from 1958 to 1975.

Table 3-1 Regression analysis for the relationship between T_i and W_i

T_i represents a value of the water temperature deviation, during the period from Jan. to Dec., and W_i shows total amount of catch of the amberfish caught by the set-nets in the coast area of Ibaraki Prefecture

Analysis of variance				
Sum of squares	Degree of freedom, f	Unbiased variance, s	Unbiased variance ratio, F_o	$F_{n-2}^1(\alpha)$ $\alpha=0.05$
$S_R = 2.4401$	1	$S_R = S_R / 1$ $= 2.4401$	$S_R / S_E = 105.819$	4.60
$S_E = 0.3229$	$n-2=14$	$S_E = S_E / (n-2)$ $= 0.02306$	$F_o > F_{14}^1(\alpha)$	
Regression estimate				
$W = 228.18 \times 1.1369^T$				

Note : $S_{WW} = \sum_{j=1}^n (W_j - \bar{W})^2$, $S_R = b S_{TW} = S^2_{TW} / S_{TT}$, $S_E = S_{WW} - S_R$

回帰曲線を $W_i = a \cdot b^{T_i}$ として分散分析をする
と、表 3-1 のように明らかに回帰性を認めてもよ
いことがわかる。未知数 a, b を推定して回帰式を
求めると、

$$W_i = 228.2 \times 1.137^{T_i} \dots\dots (1)$$

が得られる。図 2 の曲線は、式に従って画かれたも
のである。

ところで、この回帰曲線を推定する際に除かれた
2 点については、曲線の適用限界を明かにするため
にも他の 16 の年との相違点を調べてみる必要があ
る。図 1 の T_i の変動をこの 2 点について追跡すると
次のような特徴が見られる。

1963 年には 1 月と 8 月以外の 10 ヶ月間はい
ずれも偏差値 (Δt_{ij}) が平年値以下であって、 T_i
は 18 年間のうちでも最も低い値を示している。と
ころが漁獲量は推定値を可成り上回り平年値以上に

達している。

また 1965 年の場合、 T_i 曲線は 8 月までは
1963 年とは \times 同様の傾向を保ちつつ下降するが、
8 月を過ぎると各月の偏差値は平年並の状態に回復
している。最終的に T_i は 18 年間の中でも冷年
とみられる水準に留まるが、 W_i は計算値を可成り
上回る値を示している。

以上のように、この両年は共に沿岸の水温が特に
に低い年であったにも拘らず、予想される漁獲量を
可成り上回る漁獲があったという点では特異な年と
みることができる。

同様の手法を茨城県会瀬定置網漁場の場合に適用
してみると、図 3 のように上述の曲線に実によく似
た指数曲線回帰を示すことがわかる。県内の全定置
網の場合に比べて散らばりがや \times 大きくなり、回帰
曲線から著しく離れる点は 1958, '60, '63

及び 65 の各年とみることができる。そこで、これらを除く 14 点について相関係数 r を求めると、 $r = 0.957$ 、母相関係数 ρ の 95% 信頼区間を求めると $0.866 \leq \rho \leq 0.986$ が得られる。分散分析によって回帰性を有することも表 3-2 の通り明らかであり、回帰式は次式で与えられる。

$$W_i = 108.3 \times 1.189^{T_i} \dots (2)$$

回帰曲線からの偏差の大きい年のうち '63 年及び '65 年の 2 点は定置網全体の場合にずれを生じた 2

点に相当する年であり、会瀬定置の場合には新たに 1958 年と '60 年の 2 点が回帰に適合しない特異年に加わってくる。

このような回帰からのずれの大きい年には、漁獲量が 4 月から 9 月に至る春網期よりも 10 月から 12 月に至る秋網期に多い傾向がみられるけれども、この原因を定置水温の変動過程のみによって説明することは難しい。

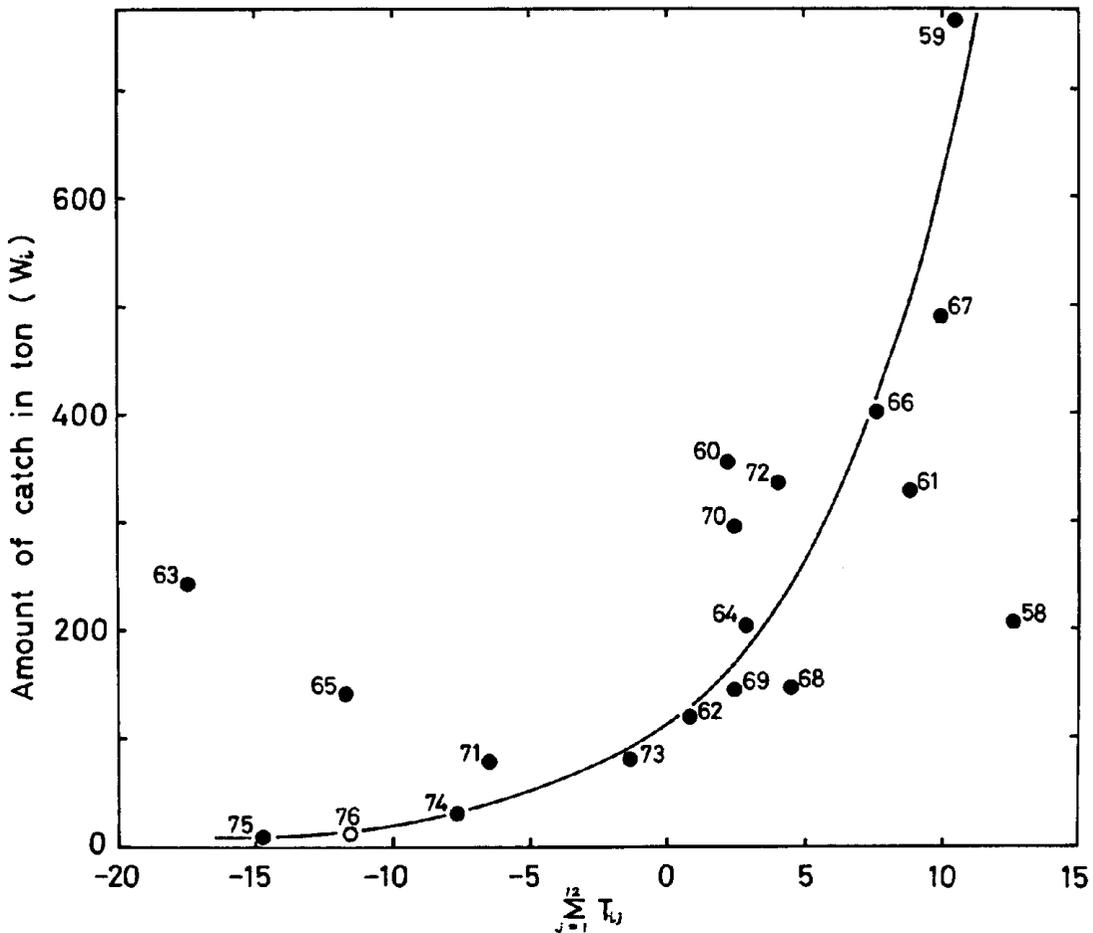


Fig. 3 Correlative relationship between $\sum_{j=1}^{12} T_{ij}$ and W_i caught by the set-net in the fishing ground of Ose.

Table 3-2 Regression analysis for the relationship between T_i and W_i .

T_i : January ~ December

W_i : amount of the fish caught at Ose fishry ground.

Analysis of variance				
Sum of squares	df	Unbiased variance, s	Unbiased variance ratio, F_0	$F_{n-2}^1(\alpha)$ $\alpha=0.05$
$S_R = 3.8040$	1	$S_R = S_R / 1$ $= 3.8040$	$S_R / S_E = 131.63$	4.75
$S_E = 0.3473$	$n - 2 = 12$	$S_E = S_E / (n - 2)$ $= 0.0289$		
				$F_0 > F_{12}^1(\alpha)$
Regression estimate				
$W = 108.32 \times 1.1888 T_i$				

3 漁期前 (1月~4月) の T_i ($\sum_{j=1}^4 T_{ij}$) による漁獲量 W_i の予測

上述のように、 T_i 、 W_i 回帰関係は過去の資料を1年単位にまとめて得られたものであって、このままでは漁況予測には役立たない。少なくとも漁期前にその年の漁況を推定し得れば、それが最も望ましいことといえる。

そこで、ブリの北上期以前の期間に相当する1月から4月までの水温偏差累積値 $T_{i(1\sim4)}$ と年間漁獲量 W_i との関係を調べた。全定置網の場合を図4に、会瀬定置網の場合を図5に示した。これらの図にみられるように、両者ともにある一つの曲線に沿った点分布を示すが、前者の場合には'63年と'69年、後者の場合には'58年と'63年及び'69年を表わす点がそれぞれ全体の傾向から離れた所にある。

全定置網における2点を除く相関係数は $r=0.751$ 、母相関係数の95%信頼区間は $0.408 \leq \rho \leq 0.909$ であり、分散分析による指数関数に対する適合性も認

められる (表3-3)。回帰式を求めると、

$$W_i = 315.97 \times 1.2090^{T_{i(1\sim4)}} \dots\dots(3)$$

である。

一方、会瀬定置網の場合、上記3点を除いて検討してみると、 $r=0.822$ 、 $0.537 \leq \rho \leq 0.939$ であって、分散分析によって回帰性も認められる (表3-4)。

回帰式は

$$W_i = 167.8 \times 1.299^{T_{i(1\sim4)}} \dots\dots(4)$$

で表わされる。

このように、いずれの場合にも指数曲線回帰の存在が認められるが、水温偏差値の和をとる期間が漁期前の4ヶ月に限定されることによって相関性が弱くなっている。

ここで、回帰式の決定には用いなかった1976年の会瀬定置網の漁獲量を(2)及び(4)式によって推定し、実漁獲量 (8.2トン) と比較してみる。

(2)式において、 $T_{i(1\sim12)} = -1.5$ を用いると、

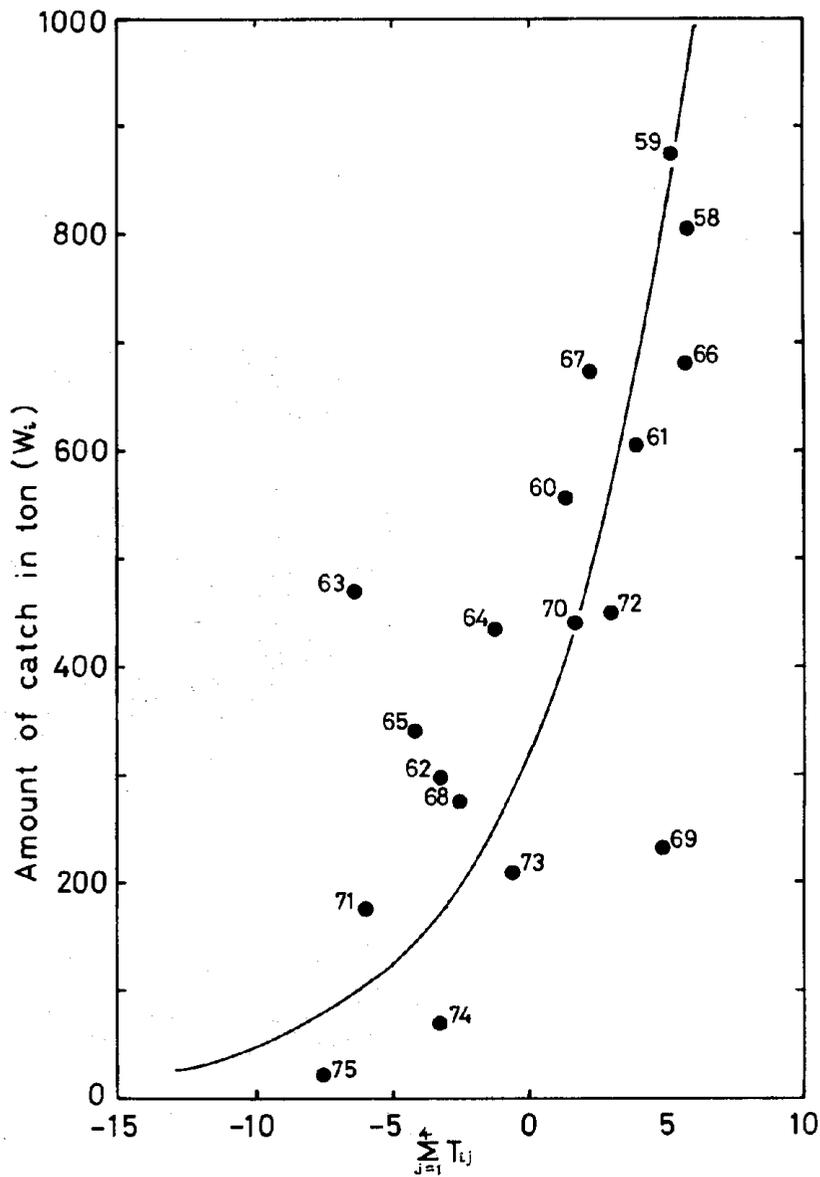


Fig. 4 Correlative relationship between $\sum_{j=1}^4 T_{ij}$ and W_i of the amberfish caught by the set-nets in the coast of Ibaraki Prefecture.

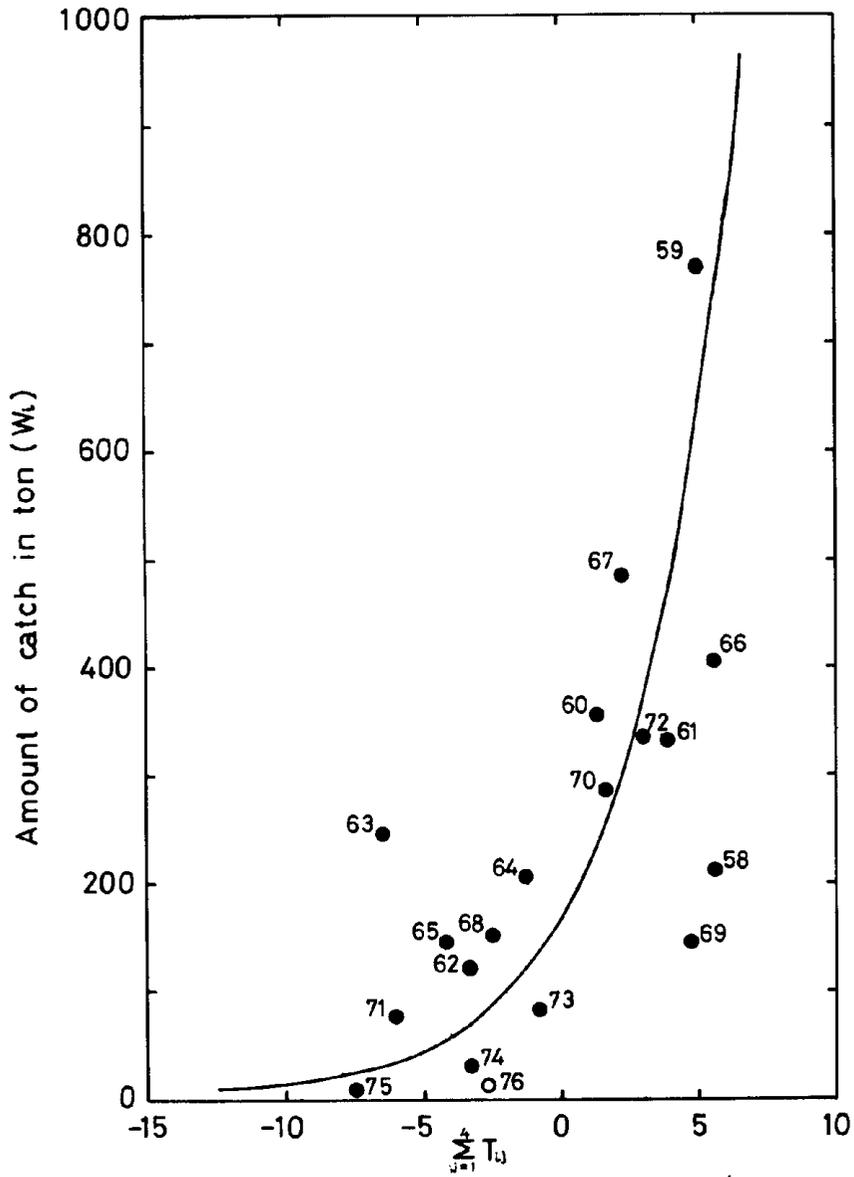


Fig. 5 Correlative relationship between $\sum_{j=1}^4 T_{ij}$ and W_i of the amberfish caught by the set-net in the fishing ground of Ose.

Table 3-3 Regression analysis for the relationship between T_i and W_i .

T_i : January~April.

W_i : amount of the fish caught by set-nets in the coast area of Ibaraki Prefecture.

Analysis of variance				
Sum of squares	df	Unbiased variance, s	Unbiased variance ratio, F_0	$F_{n-2}^1(\alpha)$ $\alpha = 0.05$
$S_R = 1.5474$	1	$S_R = S_R/1$ = 1.5474	$S_R/S_E = 18.096$	4.60
$S_E = 1.1972$	$n-2=14$	$S_E = S_E/(n-2)$ = 0.08551	$F_0 > F_{14}^1(\alpha)$	
Regression estimate				
$W_i = 315.97 \times 1.2090 T_i \cdot (1 \sim 4)$				

Table 3-4 Regression analysis for the relationship between T_i and W_i .

T_i : January~April

W_i : amount of the fish caught at Ose fishery ground.

Analysis of variance				
Sum of squares	df	Unbiased variance, s	Unbiased variance ratio, F_0	$F_{n-2}^1(\alpha)$ $\alpha = 0.05$
$S_R = 2.8992$	1	$S_R = S_R/1$ = 2.8992	$S_R/S_E = 27.156$	4.67
$S_E = 1.3879$	$n-2=13$	$S_E = S_E/(n-2)$ = 0.10676	$F_0 > F_{13}^1(\alpha)$	
Regression estimate				
$W = 167.8 \times 1.299 T_i (1 \sim 4)$				

$W_i = 14.8$ (トン) が求められる。また(4)式において $T_{i(1\sim4)} = -2.6$ を代入すると、 $W_i = 85.0$ (トン) となる。即ち、(2)式による計算値は実漁獲量に可成り近い値であるが、(4)式の結果はこれに比べて誤差が大きく出てきていることがわかる。しかし、 $T_{i(1\sim4)}$ によって正確な数値は予測できないにしても、漁期前の水温観測値に基づく計算によって年間のブリ来遊水準の程度を予測することは可能であるといえる。

本報告では、海況変動を定置水温という1点における現象によって代表させ、これによって漁獲量を推定しようといった、いわば極端な単純化を試みた。従って、前述の回帰関係のみによってあらゆる場合を予測できるとは考えられない。すでにこの手法だけでは説明し得ない例外的事象が幾つか出てきていることも事実である。ブリのように比較的資源豊度の安定した、しかも食地位の高い魚種の定置漁場のような場における局地的な利用可能度を判断しようとする場合に、ある一つの目安を与えるという意味では有効な手法といえよう。

要 約

茨城県沿岸定置網におけるブリの漁獲量水準を定置水温の年間偏差値によって予測する方法を検討した。

1 i 年 j 月 k 日の水温値を t_{ijk} 、 j 月の平均水温を \bar{t}_{ij} 、 j 月の N 年間の平均値を \bar{t}_j とし、 $\Delta t_{ij} = \bar{t}_{ij} - \bar{t}_j$ を求めてこれを i 年 j 月の年間偏差とよび、この Δt_{ij} の j に関する和を求めて i 年における沿岸の海況指標値 T_{ij} とした。

2 $\sum_{j=1}^{\alpha} \Delta t_{ij}$ において、 $\alpha = 12$ の場合の値を求め、この値と1958年から1975年に至る茨城県全定置網の漁獲量及び日立市会瀬定置網のブリ漁獲量との回帰関係をそれぞれ調べた。

この18年間についていえば、回帰曲線から可成りのずれを生ずる年もあるが、 $\sum_{j=1}^{12} \Delta t_{ij} (= T_i)$ と年間漁獲量 W_i とは強い相関関係があり指数曲線回帰を示すことが示された。回帰式は次式で表わされ

る。

$$\text{県内全定置網} : W_i = 228.2 \times 1.137^{T_i}$$

$$\text{会瀬定置網} : W_i = 108.3 \times 1.189^{T_i}$$

3 漁期前における水温値の偏差累積値を知って漁期間のブリ漁獲量水準を推定するために、 T_{ij} について1月から4月までの和 $\sum_{j=1}^4 \Delta t_{ij} (= T_{i(1\sim4)})$ を求め W_i との関係調べた。

年間累積値を用いた場合よりも誤差は大きくなるが、両者には指数曲線回帰の存在が確認された。回帰式は次式で表わされる。

$$\text{県内全定置網} : W_i = 316.0 \times 1.209^{T_{i(1\sim4)}}$$

$$\text{会瀬定置網} : W_i = 167.8 \times 1.299^{T_{i(1\sim4)}}$$

4 会瀬定置網について回帰式の推定には用いなかった1976年の漁獲量と水温偏差値を上記の回帰式に適用してみると、 $j = 1 \sim 12$ については漁獲量の推定値が実漁獲量に近似する値を得たが、 $j = 1 \sim 4$ による推定値は実漁獲量からの隔たりが大きかった。

5 漁期前の水温値によって年間漁獲量を推定する方法は、大きな推定誤差を生ずる可能性はあるにしても、資源水準が比較的安定したブリのような魚種の来遊水準を判断するための一指標としての有効性は認められる。

文 献

- 1) 山下弥三左衛門：定置漁業界 (5)3 - 29, 1928.
- 2) 内橋潔：同, (10)8 - 22, 1930.
- 3) 高芝一男：ていち, (6)70 - 76, 1955.
- 4) 宮本秀明：水産講座(漁業編), (4), 大日本水産会(東京), 1953.
- 5) 道津喜衛・庄島洋一・竹下貢二：ていち, (13), 1957.
- 6) OKATA A.: Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 42(10), 1101-1113, 1976.
- 7) 三谷文夫：日水誌, 22(10), 605-608, 1957.
- 8) 木梨清：茨水試研報(昭31, 32),

124-127, 1959.

10) 木幡 孜:同, 第8号, 29-33, 1977.

9) 木幡 孜:相模湾支所報告, 第7号, 29-46,
1975.

11) 木幡 孜・岩田静夫・山本浩一:同, 第8号,
35-46, 1977.