

自己相関法による屋久島沖合漁場の ゴマサバ漁獲量変動の周期解析

川村 軍蔵*・不破 茂**

Analysis of Periodic Fluctuation of the Catch of Spotted
Mackerel, *Pneumatophorus tapeinocephalus* BLEEKER,
in the Fishing Ground off The Yaku Island by Use
of Auto-correlation Coefficient

Gunzo KAWAMURA* and Shigeru FUWA**

Abstract

Even when the fishing is carried out under the constant fishing effort, catch fluctuates largely. Its fluctuation depends on two main factors, *i. e.* phytophysiological phase of fish and the fish population size in the fishing ground. To clarify these factors, the analysis of the catch fluctuation is needed.

By use of Auto-correlation Coefficient, the authors carried out the analysis of periodic fluctuation of the catch of spotted mackerel in the fishing ground off the Yaku Island in Kagoshima Prefecture.

In this study, it was clarified that when the number of the catch per one operation is less than 25 fish, the catch depends mainly on the chance, and when it is over 25 fish, the catch depends on the fishing ability of the crew, which is fixed by the experience and the strength of the crew.

Then, in this analysis, the authors used the catch-data obtained in 1971 and 1972, and of the crew who showed an average catch irrespective of the catch per one operation, and who was looked upon as the one with much experience and full strength.

Moreover as the catch was supposed to be affected by the winds and waves because of the smallness of the fishing boat, the fluctuation of the scale of wind waves in the fishing ground was analyzed. The following results were obtained.

(1). In the wind waves fluctuation, significant cycles consisting of 3.4 days, 5.2 days and 32.7 days were observed in 1972.

(2). In the catch fluctuation, significant cycles consisting of 3.8 days and 8.8 days were observed in 1971; and those of 5.1 days and 9.6 days in 1972; and the former in 1972 was considered to be the cycle affected by the wind waves.

(3). No cycle agree with that of the moon-age was observed in the catch fluctuation.

(4). It was assumed that the periodic fluctuation of catch is to be caused chiefly by both emigration and the immigration of the spotted mackerel in the fishing ground round the Yaku Island.

漁船の操業状態をみると、魚群を追って最も漁獲効率の高い水域へと移動しながら操業をする場合と、操業が比較的沿岸の特定の漁場で行なわれる場合がある。前者では、漁場は魚群の回遊路上

* 鹿児島大学水産学部漁法学講座 (Laboratory of Fishing Technology, Faculty of Fisheries, Kagoshima University, Kagoshima, Japan).

** 鹿児島大学水産学部漁具学講座 (Laboratory of Fishing Gear, Faculty of Fisheries, Kagoshima University, Kagoshima, Japan).

に形成され、漁獲量は個体群量と魚群の回遊の規則性に大きく依存して変動すると考えられる。後者では対象動物の分布移動様式によって漁獲量変動の要因が異なるであろう。すなわち広範囲の移動・回遊をしない種の漁獲量は主として個体群量によって決定され、広範囲の移動回遊を行う種の漁獲量は個体群量の他にその種の来遊状況にも大きく影響されると考えられる。

ニコリスクー¹⁾は、個体群数量の変動は単一要因あるいは二三の要因によるものではなく、極めて多くの非常に異なった要因によって引き起こされものであり、しかも多分に種の適応属性によって決定されるものであるとしている。多くの場合個体群量の直接的測定、あるいはその変動要因の量的把握は困難である。しかし漁獲量から現象的ではあるが個体群量の変動を推定することは可能である。時間とともに一見不規則に変化する函数の中にかくされた周期性を見出す手法としてスペクトル解析が用いられる。著者等は屋久島・一湊沖漁場をモデルとして、自己相関法により、ゴマサバ釣獲量変動の周期解析を行なった。さらにその結果から薩南海域におけるゴマコサバ魚群の動きについて考察を行なった。

サバ釣漁船の操業形態

ゴマサバは薩南海域に広く分布するが、屋久島の一湊を基地とする20艘ほどの漁船が操業する主漁場は Fig. 1 に示した一湊から永田に至る沿岸とその沖合である。操業はほぼ毎日行なわれるが出漁船数は一定ではなく、漁船にはその大きさに応じて数人から十数人の釣子が乗船し、両舷で釣る。また漁船による釣子数も一定ではない。釣獲魚はゴマサバが主であるが、時にはハガツオが混獲されることもある。また、著者等は確認していないが、稀にゴマサバにマサバが混ることがあるという。

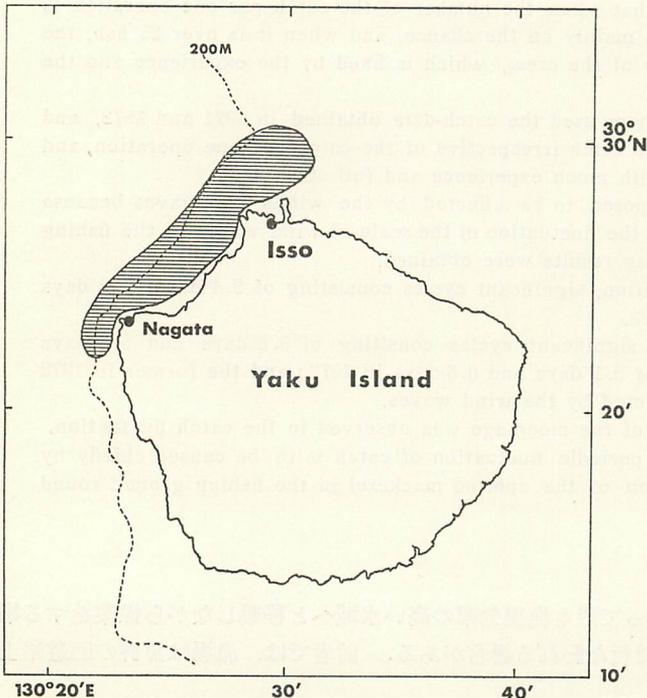


Fig. 1. Main fishing ground of the mackerel-angling-fishery off the Yaku Island (hatched area), in where the catch data were obtained.

また、著者等は確認していないが、稀にゴマサバにマサバが混ることがあるという。

日没と同時に操業を開始し、日出直前に終了するが、魚の“食い”が悪い時には早目に漁場を切り揚げることもある。出漁船はそれぞれ魚群探知機で探索し、発見するとその上に停船し、集魚灯を点灯し、各釣子は天秤漁具を魚群の遊泳層に垂下する。釣餌には塩蔵カタクチイワシの片身を、撒餌には塩蔵カタクチイワシとキビナゴの細片を用いる。釣獲水深は15~30mが多く、魚群が表層に浮上した時には竿釣りをする。釣獲水深が浅いほど釣獲が容易である。魚群の“食い”が悪くなると別の魚群を求めて操業位置を移す。これを数回繰返すので一晚の操業は3~8回程度となる。操業毎の各釣子の釣獲尾数は船頭によって記録される。

資 料

資料は漁獲が比較的長期にわたって連続的に行なわれ、しかも努力量が一定であるものが望ましい。しかし出漁船数は日によって変動するため漁場全体としてみた場合の努力量は一定とはならない。従って単位漁獲努力量当りの漁獲量をもって個体群数度を評価しなければならない。しかし、より厳密に考えると船の規模によって釣子数が異なり、しかもそのメンバーが常に変動する。これらのことを考慮してここでは単位漁獲努力を最も出漁日数の多いサバ釣り専従船姪子丸（6.5トン）の特定の一釣子に求めた。この際釣子によって釣獲成績が異なるので、どの釣子を選ぶかが問題となる。

釣子の釣獲成績をみるために、1971年の釣獲尾数記録を用いて、総釣獲尾数の最も多かった釣子Gの操業当りの釣獲尾数 C_G に対する各釣子の釣獲尾数 C の比を求めた。6人の釣子（A～F）の $C-C_G$ 比の値の出現頻度を、 C_G が1～25, 26～50, 51～100, 101～150 および 150尾以上の5段階に分け Fig. 2 に示した。釣子の年齢差はほぼ経験年数の差と見做してよいであろう。釣子Gの年齢は42才である。 $C-C_G$ 比の分布をみると釣獲尾数が増すに従って正規型に近い分布をなす。これは魚の“食い”の悪いときは、釣獲は魚が餌に食いつく偶然性に支配され、“食い”が良くなるに従って釣子の釣獲能力が発揮されるためであろう。また若い釣子の $C-C_G$ 比の値は釣獲尾数がふえるに従って高まり、老令者のそれは逆に低くなっている。短時間に多数釣獲し続けるには体力が必要とされるので、これは体力の影響が現われたものと考えられる。釣獲成績は経験年数と関係がある²⁾とされているが、ここではその関係が明らかではない。ある経験年数以上になると、釣獲成績は釣子の運動能力等に依存するのであろう。従って本研究ではどの場合も平均的に釣獲し、さらに最も出漁日数の多かった釣子Bの、1971年と1972年の釣獲尾数記録を資料として用いた。漁期はほぼ周年であるが、例年漁獲が皆無の期間があるので、計算には漁獲が大体連続して得られた期間の資料を供した。

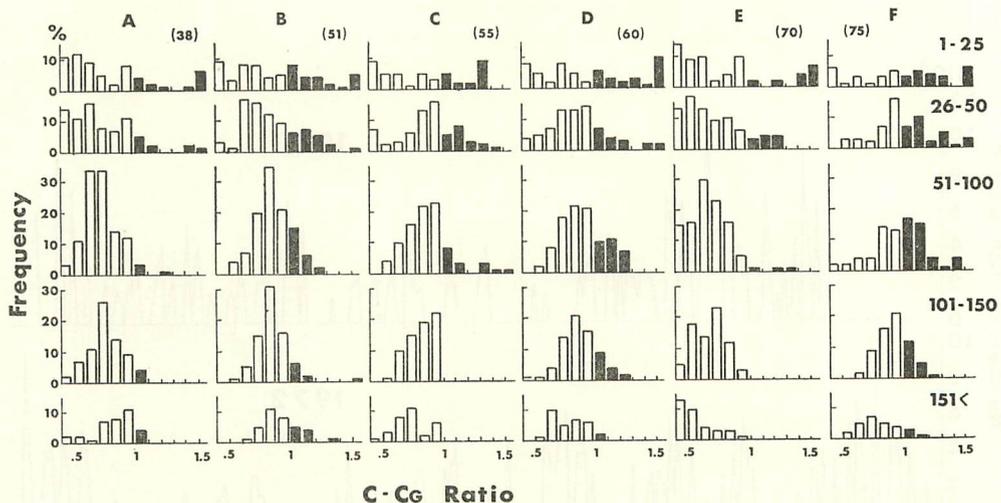


Fig. 2. Frequency distribution of $C-C_G$ ratio, where C is the catch of each crew and C_G is that of crew-G. From the figure, relative ability of each crew can be shown. The figures in the parentheses show the age of the crew.

サバはね釣(竿釣り)の漁獲量は主として撒餌量によって決まるといわれており³⁾, 天秤釣りの場合も同様に考えられる. 本研究の調査船の単位時間当りの撒餌量は, 竿釣りの場合は天秤釣りの場合よりも多く, “食い”が悪く操業時間が極端に短い場合は少ない. このような場合を除けば1人当りの撒餌消費量はほぼ一定である.

サバ釣漁船は小型船であるため, 時化の時は出漁しない. 従って漁場の風浪変動に周期性があるならば, その周期がサバ釣獲尾数変動の中に現われると考えられるので, 一湊測候所観測の1971年と1972年の風浪階級資料を用いて, 漁場風浪変動の周期解析をも同時に行なった.

計 算 方 法

釣りBの毎日の釣獲尾数を変数 $x(i)$ ($i=1, 2, \dots, n$) とする. 変数 $x(i)$ の観測系列を Fig. 3 に, またこの期間の釣獲尾数の度数分布を Fig. 4 にそれぞれ示した. $x(i)$ の時系列が定常確率過程からの任意標本であり, かつエルゴード性をもつという前提のもとに次式によりコログラムを計算し, パワースペクトルの推定⁴⁾を行なった.

毎日の釣獲尾数の平均値

$$\bar{X} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M X_i \quad i = 1, 2, \dots, M$$

共分散

$$C_{xx}(k) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{M-k} (X_i - \bar{X})(X_{i+k} - \bar{X}) \quad k=0, 1, 2, \dots, h$$

スペクトル分割数 $h=M/5$ として計算する.

自己相関係数

$$R_{xx}(k) = C_{xx}(k)/C_{xx}(0)$$

パワースペクトル

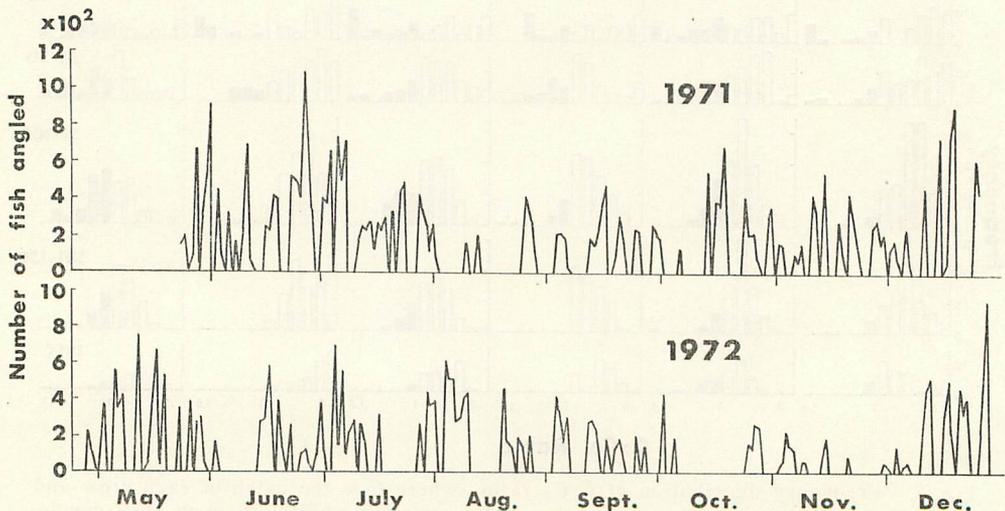


Fig. 3. Variation of the number of the fish angled by crew-B in a night.

$$\bar{P}_{XX}(N) = C_{XX}(0) + 2 \sum_{K=1}^{h-1} C_{XX}(K) \cos\left(\frac{\pi N K}{h}\right) + (-1)^N C_{XX}(h) \quad N=0, 1, 2, \dots, h$$

パワースペクトルに平均化係数⁵⁾を用いて最終的なパワースペクトルを求めた。

$$\hat{P}_{XX}(0) = 0.54\bar{P}_{XX}(0) + 0.46\bar{P}_{XX}(1)$$

$$\hat{P}_{XX}(N) = 0.54\bar{P}_{XX}(N) + 0.23[\bar{P}_{XX}(N-1) + \bar{P}_{XX}(N+1)] \quad N=1, 2, \dots, h-1$$

$$\hat{P}_{XX}(h) = 0.54\bar{P}_{XX}(h) + 0.46\bar{P}_{XX}(h-1)$$

また漁場の毎日午前9時観測の風浪階級を変数 $Y(i)$ ($i=1, 2, \dots, n$) とし, $X(i)$ と同様に $C_{YY}(k)$, $R_{YY}(k)$, $\hat{P}_{YY}(N)$ を計算した. $Y(i)$ の観測系列と風浪階級の度数分布をそれぞれ Fig. 5 と Fig. 6 に示した. さらに次式⁶⁾により変異係数を求め, $\hat{P}_{XX}(N)$ および $\hat{P}_{YY}(N)$ の精度の検定を行った.

$$\text{変異係数} \doteq \frac{E|\hat{P}_{XX}(N) - P_{XX}(N)|^2}{P_{XX}(N)} \doteq \frac{h\Delta t}{M\Delta t}$$

ただし $M\Delta t$ はデータの長さである.

これらの計算には鹿児島大学理学科の OKI-TAC 5090C を使用した. そのプログラムを付表に示した.

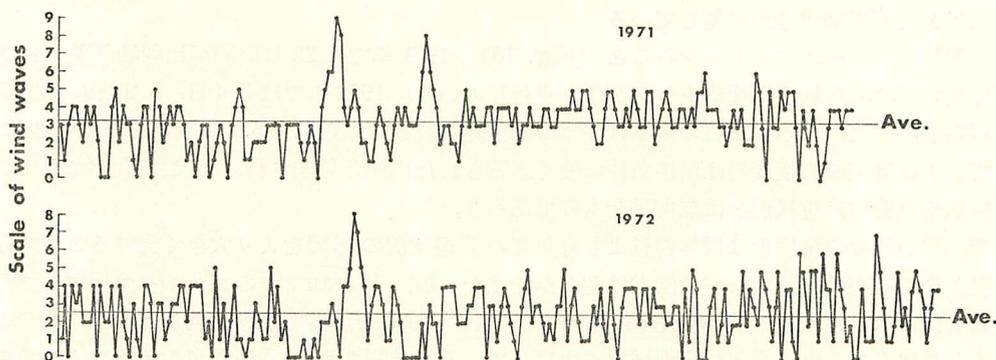


Fig. 5. Variation of the scale of wind waves in the fishing ground.

計算結果および考察

釣獲尾数および風浪階級のコレログラムを Fig. 7 と Fig. 8 に, これらのスペクトル密度分布図を Fig. 9 と Fig. 10 に示した. Fig. 9 のパワースペクトルをみると1971年は3.8日と8.8

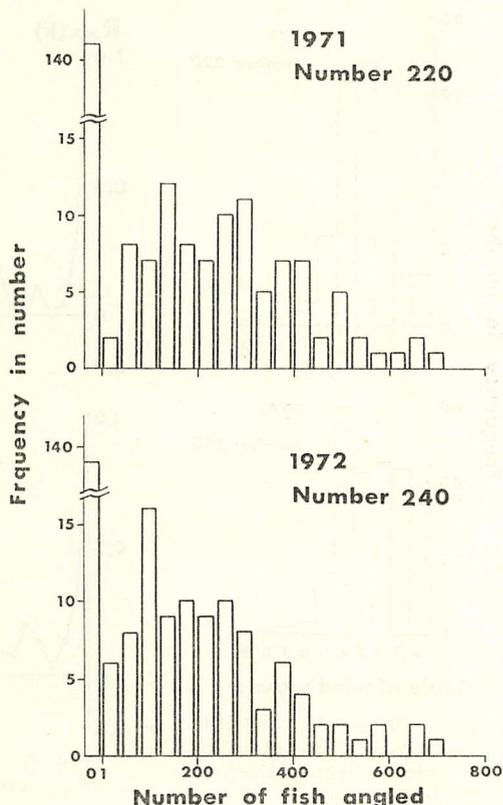


Fig. 4. Frequency distribution of the number of fish angled by crew-B in a night.

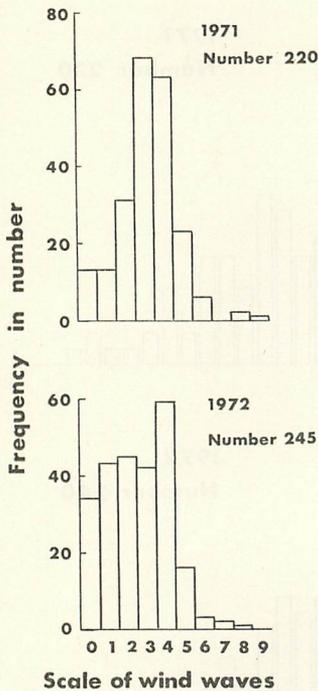


Fig. 6. Frequency distribution of the scale of wind waves in the fishing ground.

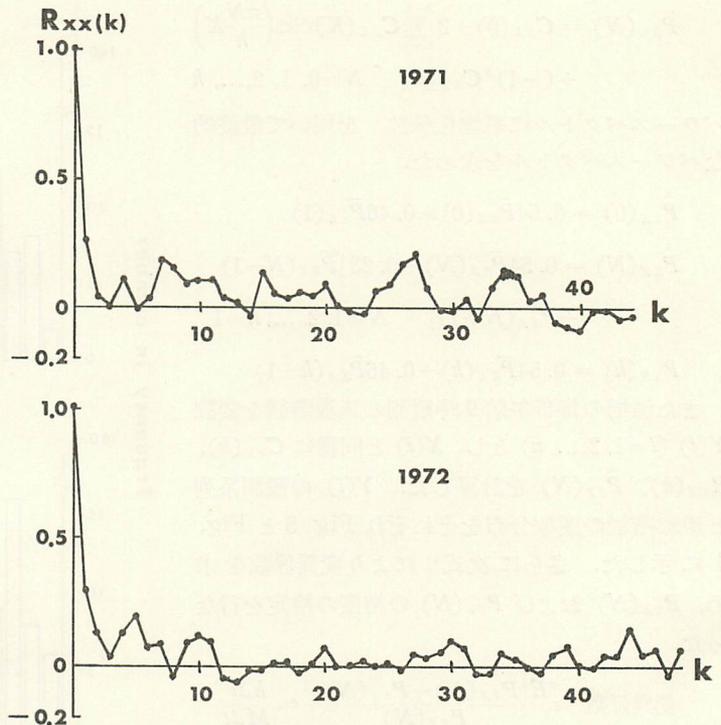


Fig. 7. Correlogram of the number of fish angled by crew-B in a night.

日の、また1972年では5.1日と9.6日の明瞭な周期がみられ、釣獲尾数は周期的変動をしていることがわかる。また1971年は88日以上、1972年は1ヶ月以上の長周期成分の存在も覗がわれるが、両年とも不規則成分が卓越している。

風浪階級のパワースペクトルをみると (Fig. 10), 1971年では22日周期が比較的優勢ではあるが明瞭な周期はみられず不規則成分がかなり卓越している。1972年では3.4日、5.2日および32.7日の周期がみられ、この5.2日の周期は同年の釣獲尾数変動にみられた5.1日周期とはほぼ一致する。従って5.1日周期の釣獲変動は風浪条件に強く影響された周期と見做され、ここで問題にしている個体群量や魚群の来遊状況とは無関係なものであろう。

比較的狭い漁場の漁獲量は個体群量よりも魚群の来遊状況の影響をより大きく受けと考えられる。屋久島周辺海域のゴマサバの回遊は明らかではないが、TANOUÉ⁷⁾のゴマサバ産卵群と稚魚の調査および西海区水研の標識放流と再捕結果⁸⁾から、一湊沖合漁場で捕獲されるゴマサバ成魚の主群は数ヶ月以上あるいは周年薩南海域内に生息していると推測される。漁業者の魚探による魚群の分布調査では、魚群量と漁獲量とは正相関を示す回帰関係にあるという。従って釣獲尾数変動はほぼ一湊沖合漁場の魚群量変動を反映しているものと考えられる。前述のように釣獲尾数には周期性がみられたことから、薩南海域における魚群の移動は周期的に行なわれ、一湊沖合漁場では主として9日前後あるいは4日程度の整数倍の周期で行なわれていると推測される。

サバの漁獲と月令との間には密接な関係があるといわれており⁹⁾¹⁰⁾¹¹⁾、一湊の漁業者の間でも一

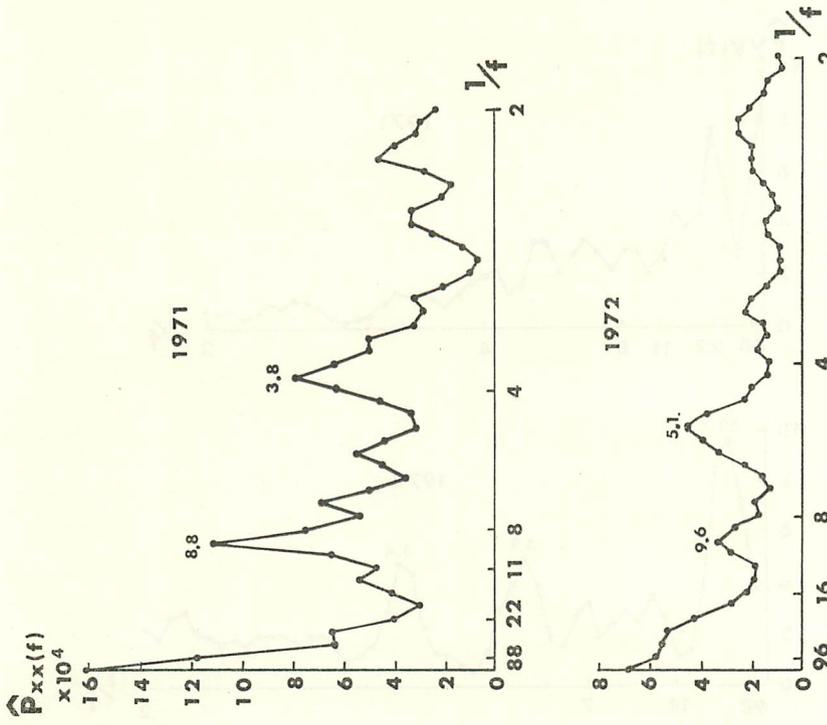


Fig. 9. Power spectra of variation of the number of fish angled by crew-B in a night.

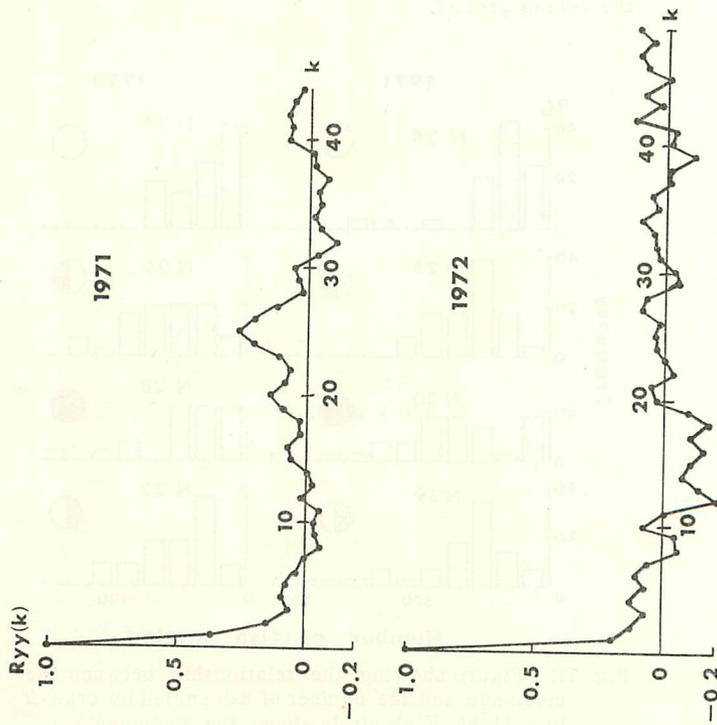


Fig. 8. Correlogram of the scale of wind waves in the fishing ground.

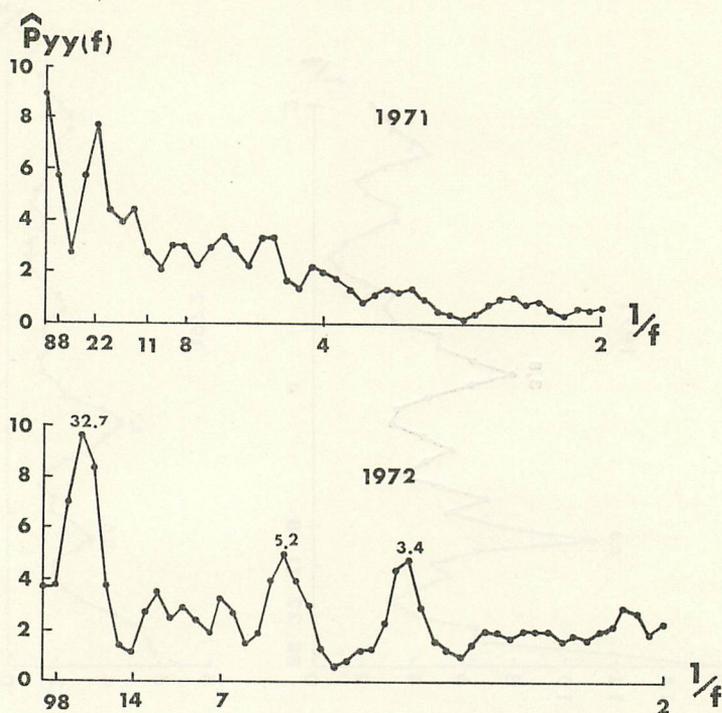


Fig. 10. Power spectra of variation of the scale of wind waves in the fishing ground.

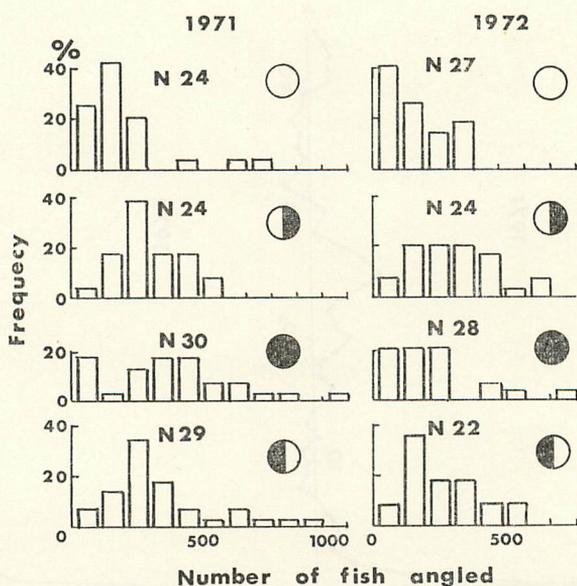


Fig. 11. Figure showing the relationship between the moon-age and the number of fish angled by crew-B in a night. Each circle shows the moon-age.

般にそのように言われている。しかしパワースペクトルからは月令周期と一致する釣獲周期はみられない。月令と釣獲尾数の関係をみるために、計算に用いた資料から、望、下弦、朔および上弦の月時を中心に7日間の一晩の釣獲尾数の頻度分布を Fig. 11 に示した。図から1971年と1972年のいずれの場合も月令と釣獲尾数には密接な関係があるとはいえない。一湊沖漁場におけるゴマサバの単位努力量当り漁獲量の変動要因として種々のものが考えられるが、以上の結果からその主要因は魚群の来遊状況であろうと考えられる。

本研究では単に魚群移動の周期を指摘したにすぎず、魚群の具体的な構造およびその来遊状況については今後の研究にまたれる。

要 約

著者等は屋久島・一湊沖のゴマサバ漁場をモデルとし、特定の一釣子の毎日の釣獲尾数を変数として、釣獲尾数変動の周期解析を自己相関法を用いて行なった。その結果は次のように要約される。

- (1) 一回の操業の釣獲尾数が25尾程度以下では釣獲は魚が餌に食いつくか否かの偶然により支配され、釣獲尾数が増すに従って釣子は各自の釣獲能力に応じた釣獲成績を示す。
- (2) 釣獲尾数変動に1971年は3.8日と8.8日の周期が、また1972年には5.1日と9.6日の周期がみられ、5.1日周期は漁場の風浪条件に影響された周期と考えられた。
- (3) 薩南海域におけるゴマサバ魚群の移動は周期的に行なわれ、一湊沖漁場における魚群移動は主として9日前後あるいは4日程度の整数倍の周期で行なわれていると推測された。
- (4) 月令周期と一致する釣獲尾数変動の周期はみられなかった。

Appendix

```
begin real T, M; integer P, K, I, H, L, N;
  array X[1: 250]; array CXX, PMX, PX, RXX[0: 250];
  Format F1[(#)↑10, 'GOKEI=', -6.2, (#)↑10, 'HEIKIN=', -5.2];
  Format F2[(#)↑30, -7.3, (#)↑20, -2.3];
  Format F3[(#)↑45, -4.3];
  Read 1(N); Read array (X[1: N]); T:=0.0;
  for L:=0 step 1 until N do
    CXX[L]:=PMX[L]:=RXX[L]:=0.0;
  for P: 1 step 1 until N do
    T:=T+X[P]; M:=T/float(N);
    Print(F1, T, M); Feed(5);
    Print string[(#)↑50, 'CORRELOGRAM']; Feed(1);
    Print string[(#)↑35, 'CXX(K)', (#)↑27, 'RXX(K)']; Feed(1);
    for K:=0 step 1 until N÷5 do begin
      for P:=1 step 1 until N-K do
        CXX[K]:=CXX[K]+(X[P]-M)*(X[P+K]-M);
        CXX[K]:=CXX[K]/float(N); RXX[K]:=CXX[K]/CXX[0];
        Print(F2, CXX[K], RXX[K]); end; Feed(5);
    Print string[(#)↑45, 'SPECTRA'];
    for I:=0 step 1 until N÷5 do begin
      for K:=1 step 1 until N÷5-1 do
```

```

PMX[I] := PMX[I] + CXX[K] * cos(3.1416 * float(I * K) / float(N ÷ 5));
PMX[I] := -2.0 * PMX[I] + CXX[0] + float((-1) ↑ I) * CXX[N ÷ 5]; end;
PX[0] := 0.54 * PMX[0] + 0.46 * PMX[1];
Print(F3, PX[0]);
for H := 1 step 1 until N ÷ 5 - 1 do begin
  PX[H] := 0.54 * PMX[H] + 0.23 * (PMX[H - 1] + PMX[H + 1]);
  Print(F3, PX[H]); end;
PX[N ÷ 5] := 0.54 * PMX[N ÷ 5] + 0.46 * PMX[N ÷ 5 - 1];
Print(F3, PX[N ÷ 5]);
end

```

謝 辞

本稿をとりまとめるに当って、御指導ならびに御校閲を賜った、北海道大学教授川島利兵衛博士、御校閲と御助言を賜った、北海道大学教授久新健一郎博士、資料の提供に御協力をいただいた屋久島・一湊真辺平氏に厚く識意を表する。

文 献

- 1) ニコリスキー, ゲー. ベー. (1955): 魚類数量変動の法則 (日中漁業協議会誌) p. 107, 日中漁業協議会.
- 2) 小倉通男 (1968): 日水誌, **34**(5), 399-403.
- 3) 小倉通男 (1968): 同誌, **34**(5), 395-398.
- 4) 川島利兵衛・久新健一郎 (1964): 北大水産集報, **14**(1), 25-33.
- 5) PASQUILL, F. (1962): *Atmospheric Diffusion*, p. 277, D. VAN Nostrand Co. Ltd., London.
- 6) 赤池弘次 (1973): 相関関数およびスペクトル (磯部孝編), p. 455, 東京大学出版会, 東京.
- 7) TANOUE, T. (1966): 本誌, **15**, 91-175.
- 8) 西海区水産研究所 (1969): スルメイカ・アジサバ類標識再捕記録, p. 79, 全漁連漁海況センター.
- 9) 齊藤陽三 (1940): 朝鮮総督府水試特輯, **11**, 18-19.
- 10) 小川良徳 (1952): 日本海区水研創立三周年記念論文集, 233-235.
- 11) 綿内 寛・伊藤久宏 (1953): 宮崎県遠洋漁業指導所調査報告, **1**, 52-53.