

仙台湾におけるイカナゴの資源変動について

永島 宏

Dynamics in Population Density Time Series of Sand Lance,
Ammodytes personatus GIRARD, in Sendai Bay

NAGASHIMA Hiroshi

目 的

仙台湾に生息するイカナゴ *Ammodytes personatus* GIRARD は、宮城県沿岸漁業の重要な漁獲対象資源であると共に¹⁾、海域に生息する生物群の重要な餌生物でもある²⁾。宮城県では本種の重要性を鑑み、夏季から秋季に仙台湾の特定の粗砂域に夏眠する本種の生態的性質に基づき、1982年から夏眠期において分布密度のモニタリング調査を実施してきた³⁾。近年、多くの水産生物を対象にした「資源管理」が全国で実施されているが、管理の方策を考えるにあたっては、対象種の資源変動様式とその機構を把握し、その特性に合った方策を実施する必要がある。そこで、本報では1999年に取りまとめられた

結果³⁾に近年の調査結果を加え、過去20年余にわたり得られている仙台湾におけるイカナゴ分布密度時系列データにより本種の資源変動の特徴を整理した。

材料と方法

1 調査期間の特徴

仙台湾におけるイカナゴの分布密度変動様式を考えるに当たり、調査期間に起こった大きな二つの要因の変化について最初に述べる。

漁業の変化

仙台湾のイカナゴは古くから春季沿岸漁業の重要な漁獲対象資源であり、体長10cm以下の当歳魚（コウナゴ）を火光利用敷網漁業で、体長10cm以上の成魚（メロード）

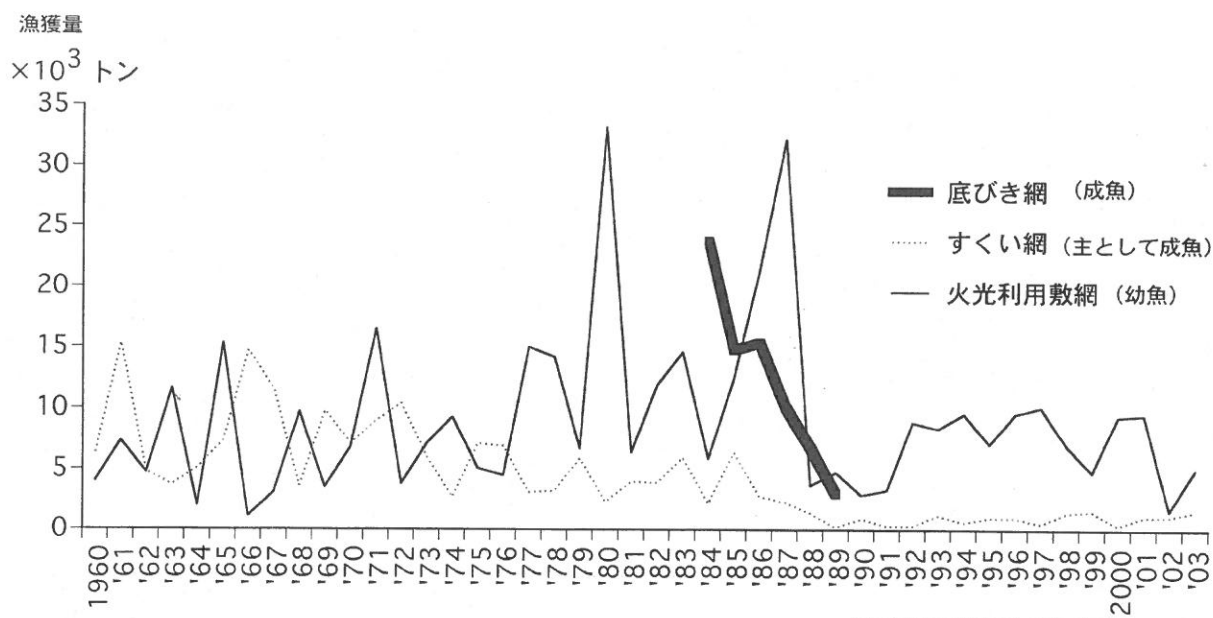


図1 宮城県における漁業種類別イカナゴ漁獲量の推移
1990年以降は漁業管理期間（横軸灰色線）

をすくい網漁業で漁獲してきた。1984年から新たに沖合底びき網漁業がイカナゴ漁業に参入したところ、それ以降のすくい網によるメロウ漁獲量が年々減少し、1988年から2カ年続けて火光利用敷網漁業によるコウナゴ漁獲量も激減した図1。この状況を背景に沿岸漁業者と沖合底びき網漁業者の間で漁業紛争が起こり、その解決策として1990年に底びき網漁業による漁獲の自粛と、火光利用敷網の操業期間短縮と1万トンを上限とする総漁獲量制限を骨子とする民間協定が締結され、自主的な漁業管理が実施されて現在に至っている。この様に、仙台湾のイカナゴ資源に対する人為的漁獲圧力は、1990年を境に大きく変化している。

海洋環境の変化

尾玉⁴⁾は、親潮第一貫入南限経度と関係がある宮城県江島の定置水温4月平均値と、石巻1・2月平均気温の長期観測結果に基づき、冷水年の出現頻度から本県沿岸の長期的な海況を大正混合期(1911年~1923年)、昭和前期冷水期(1924年~1947年)、昭和中期暖水期(1948年~1973年)、昭和後期冷水期(1974年~1987年)、平成暖水期(1988年~2003年)の5期に分けている。当歳魚の発生量を示す指標である本県のコウナゴ年間漁獲量と沿岸水温(江島5月の月平均水温)との関係については負の相関関係が認められていることから⁵⁾、海洋環境が1987年から1988年を境に変化したことは、イカナゴ当歳魚の発生量水準に影響を与えている可能性がある。

以上の2つの要因を基に調査期間の特徴を総括すると、1982年から1989年の昭和後期冷水期として特徴づけられる環境下で、底びき網による漁獲圧が加わっていた期間(以後、冷水期と呼ぶ)と、1990年から2003年の平成暖水期として特徴づけられる環境下で、底びき網の操業が無く、当歳魚の漁獲も年間1万トン以下に抑えられた漁業管理下での期間(以後、暖水期と呼ぶ)の2期に分けられる。

2 夏眠イカナゴの分布密度調査

イカナゴは生息海域の水温が15℃を超えると、仙台湾中央部に広がる特定の粗砂域に潜砂して夏眠する⁵⁾⁶⁾。夏眠イカナゴのモニタリング調査は、1982年から2003年の9月から11月に、仙台湾の夏眠域に配置した13から33カ所の調査点において、開口幅1mの爪付き桁網によって行った(1983年、1988年は欠測)。採集に使用した桁網は、同海域におけるエグマン・バージ採泥器(0.1平方メートル採集用)のイカナゴ採集結果との比較により採集効率を求めた。各年の調査点ごとの桁網曳網面積、イカナ

ゴ採集数及び桁網採集効率から、夏眠域における1平方メートル当たりの分布尾数加重平均値を算出し、資源指標値(以後、分布密度と呼ぶ)として代表させた。仙台湾に分布するイカナゴには脊椎骨数(尾部棒状骨を含まず)のモードが62と64の2つの系群が存在するが⁵⁾、本報では分布密度については両系群を区別しなかった。

3 分布密度データの再構築

モニタリング期間の1982年から1996年までは、宮城県漁業指導調査船「新大東丸(145トン)」により、1997年から2003年までは同「拓洋丸(120トン)」により調査を実施したことから、調査船の変更に伴う系統誤差を検討した。1985年から1990年までのイカナゴ調査において、春季の仙台湾に分布するイカナゴ仔稚魚を対象とする火光利用敷網漁業漁獲量と、漁期後の夏眠期当歳魚分布密度との間に有意の正の相関関係が認められたことに基づき、1990年以降の火光利用敷網漁業漁獲量に対するその年の夏眠期調査によって得られた当歳魚分布密度の関係をみたところ、1997年を境に相関関係に差が認められたことから、1997年以前の相関点(1992年、1993年、1996年、新大東丸による調査結果)と、それ以降の相関点(1998年、2002年、2003年、拓洋丸による調査結果)ごとに最小自乗法により一次の回帰関数を求め、この2つの回帰関数から1997年以前の相関点をそれ以降の回帰関係に変換する関係式を求めた。求めた関係式により1997年以前の調査により得られた分布密度を変換して、分布密度の時系列を再構築した。

4 分布密度変動様式の解析

分布密度変動様式の解析は、調査船の系統誤差を補正して再構築した密度時系列を用い、暖水期にあたる欠測のない連続した時系列データが得られた、1989年から2003年の15年間を対象とした。解析はTURCHIN他⁷⁾の方法に従い、以下により行った。

(1) 分布密度時系列の自己相関関数

対象とする分布密度対数値の時系列から自己相関関数を求め、その形状から分布密度変動の定常性と周期性を検討した。

(2) 応答曲面モデルによる密度依存動態の再構築

イカナゴの分布密度変動に影響を与える要因として、イカナゴ自身の密度、捕食生物の密度、競合生物の密度等の密度依存要因と、水温に代表される環境の

変動による密度独立要因が考えられる。この中で密度依存要因について考えると、イカナゴと相互関係がある生物種 (i) のある年 (t) の密度 (N_t^i) は、ある変換関数 G_i による決定論モデルで表すことができる。

$$\begin{aligned} N_t^1 &= G^1(N_{t-1}^1, N_{t-1}^2, \dots, N_{t-1}^k) \\ N_t^2 &= G^2(N_{t-1}^1, N_{t-1}^2, \dots, N_{t-1}^k) \\ &\vdots \\ N_t^k &= G^k(N_{t-1}^1, N_{t-1}^2, \dots, N_{t-1}^k) \end{aligned}$$

一般に全ての生物種の密度情報を得ることは不可能であるが、上式が各年で成り立つならば、ある年 (t) のある種 (l) の密度 (N_t^l) は前年からフィードバックで影響をあたえる最大の年差 (p) までのその種の密度 ($N_{t-1}^l, N_{t-2}^l, \dots, N_{t-p}^l$) を含むある関数 F_l に変換することができる。

$$N_t^l = F^l(N_{t-1}^l, N_{t-2}^l, \dots, N_{t-p}^l)$$

さらに一般化すると、

$$N_t = F(N_{t-1}, N_{t-2}, \dots, N_{t-p}, \epsilon_t)$$

ϵ_t : 密度独立要因

通常の調査では長期にわたる時系列データが得られないことから、1年前の密度までを考慮したモデルが主流であるが、この場合ほとんどが定常状態に収束するモデルになりやすい。TURCHIN 他は時系列データに内在しているリミットサイクル、準周期振動、カオスなどの複雑な内因性動態を検出するために2年前の密度までをモデルに取り込み、さらに生物学的な意味をもたせるために上記の一般モデルを1年前の密度と、2年前までの密度及び密度独立要因によって表される変換率を意味する関数 f の積とした。

$$N_t = N_{t-1} f(N_{t-1}, N_{t-2}, \epsilon_t)$$

さらに内因性変動のカオス性を検出するには関数 f の推定 (近似) を厳密に行う必要があることから、 f の近似式として3次以上のモデルに現れる真値の周りの振動や自由度の浪費を避けるために、独立変数のべき変換と従属変数の対数変換を加えた次の2次モデル (応答曲面モデル) を提唱した。

$$r_t = a_0 + a_1 X + a_2 Y + a_{11} X^2 + a_{22} Y^2 + a_{12} XY + \epsilon_t$$

$$r_t \equiv \log(N_t / N_{t-1})$$

$$X \equiv N_{t-1}^{\theta_1}$$

$$Y \equiv X_{t-2}^{\theta_2}$$

ϵ_t はある一定の分散を持った平均値0の正規分布を示すとすると、推定するパラメータは8つになるが、べき変換のパラメータ (θ_1, θ_2) については、TURCHIN 他に従って $\{-1, -0.5, 0, \dots, 2.5, 3\}$ の組み合わせである81通りについて検討し、15年の分布密度時系列から最小自乗法でモデルのあてはめを行い、残りの6つのパラメータを推定した。

(3) 時系列の安定性

得られた応答曲面モデルを基に、1989年・1990年の分布密度実測値、及び15年間の分布密度平均値を初期値として繰り返し計算を行い、モデルにより再構築された内因性の分布密度時系列を求めた。この時系列データから N_{t-1} に対する N_t のリターンマップを作成し、時系列相関点の軌道により分布密度変動の安定性を検討した。

5 分布密度変動機構の検討

(1) 密度独立要因

応答曲面モデルから再構築された1989年・1990年の分布密度実測値を初期値とする内因性分布密度時系列と実際の分布密度実測値との差は密度独立要因の影響を反映していることから、1991年以降について密度依存変動を除去した時系列を求め、密度独立要因として最も影響が大きいと考えられるイカナゴ生息水域の水温値との関係を調べた。使用した水温観測値は、毎月当初に実施している沿岸定線海洋観測結果を用いた⁸⁾。調査点のうち、イカナゴ潜砂域にあたる北緯38度00分、東経141度05分及び北緯38度00分、東経141度15分の2点を選び、それぞれの海底直上もしくは観測所定層の最大水深における水温値の平均値を求め、各月のイカナゴ生息水域の水温代表値とした。隣接する各月の水温には強い相関関係があることから、検討にあたって重回帰分析は行わずに、1991年から2003年の13年間について各年の分布密度モデル残差と、各年の分布密度の間の時期にあたる前年の11月から当年の10月までの各月水温代表値との間の相関係数を月毎にもとめ、その特徴と有意性を検討した。

(2) 生物学的指標の密度依存性と密度独立性

分布密度変動機構に関係すると考えられる生物学的側面として重要な再生産、成長、生残の各要素を検討するために、調査時に採集されたイカナゴは、標準体長、体重を計測すると共に、1996年以降は耳石による年齢査定と脊椎骨数の計数（尾部棒状骨を含まず）を行った。イカナゴと他の相互関係がある生物群との密度関係を表す関数 G の中でのイカナゴ個体群自身の密度効果の寄与を検討するため、各年の精密測定データに基づく生物学的指標として、夏眠期におけるやせ型親魚割合の年変動、当歳魚分布密度の年変動、当歳魚夏眠期体長の年変動、成魚の年級別生残率差を取り上げ、それぞれの指標についてその年のイカナゴ夏眠期分布密度との関係により密度依存性を検討すると共に、密度独立要因としてのイカナゴ生息域における月別水温値と生物学的なそれぞれの項目について、分布密度モデル残差と同様に相関関係を検討した。

やせ型親魚割合の年変動

轟田⁹⁾は仙台湾のイカナゴ夏眠成魚・夏眠覚醒直後の成魚の肥満度と生殖腺指数から、極端に痩せて産卵不可能な個体の存在を示し、仙台湾系群ではその割合が平均13%程度であるとしている。そこで、轟田が示した系群別のやせ型の肥満度閾値から肥満度3以下をやせ型親魚として、1991年以降の夏眠期調査で認められたやせ型親魚の割合とその年の分布密度との関係を調べた。さらに、前年の11月から当年の10月までの各月水温代表値との間の相関係数を月毎にもとめ、その特徴と有意性を検討した。

当歳魚分布密度の年変動

前年のやせ型親魚以外の再生産親魚（有効親魚と呼ぶ）の夏眠期分布密度と当年の当歳魚夏眠期分布密度との関係（親子関係）を調べた。さらに、当歳魚夏眠期分布密度と前年の11月から当年の10月までの各月水温代表値との間の相関係数を月毎にもとめ、その特徴と有意性を検討した。

当歳魚夏眠期体長の年変動

当歳魚のうち一部の体長が大きい群は成熟して産卵することから⁵⁾、当歳魚の密度効果を検討するために、当歳魚の夏眠期平均体長と、その年の当歳魚夏眠期分布密度との関係を調べた。さらに、当歳魚夏眠期平均体長と前年の11月から当年の10月までの各月水温代表値との間の相関係数を月毎にもとめ、その特徴と有意性を検討した。

成魚の年級別生残率差

加入後の成魚の生残について年級の差を検討するために、データから欠損がなく5歳以上の分布密度が得られた年級（1996年級、1997年級、1998年級）について、各年齢の分布密度から最小自乗法で指数回帰モデルのあてはめを行い、パラメータから年間生残率を推定した。

結 果

1 分布密度データの再構築

調査船の系統誤差を補正して再構築した分布密度の推移を示した図2。分布密度の推移を概観すると、主として冷水期にあたる1982年から1991年までは毎年単調的な

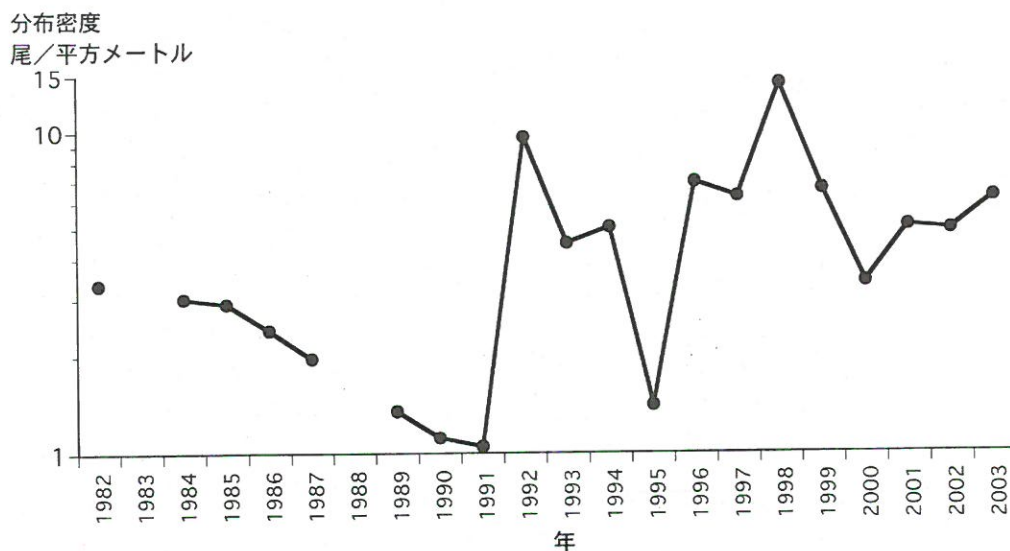


図2 仙台湾におけるイカナゴ分布密度の推移
縦軸は対数軸表示

減少傾向を示したが、暖水期にあたる1992年から2003年までは最小1.4尾/平方メートルから最大14.1尾/平方メートルの間を大きく変動した。

2 分布密度変動様式の解析

(1) 分布密度時系列の自己相関関数

分布密度対数値の時系列から求めた自己相関関数を図3に示した。自己相関関数は年おくれの増加に伴い0値の周辺を減衰振動し、統計的に有意な周期はみられなかった。TURCHIN 他⁷⁾の分類に従うと、1989年以降のイカナゴ分布密度変動は、周期性のない定常過程にあたると思われる。

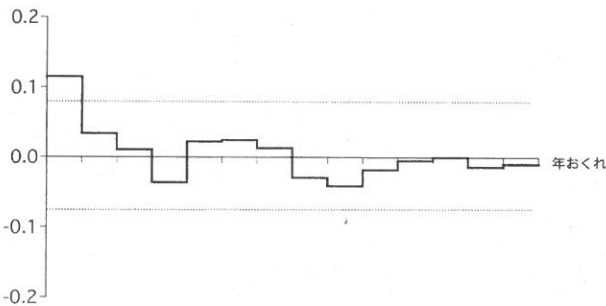


図3 分布密度対数値時系列の自己相関関数
破線は帰無仮説の95%区間

(2) 応答曲面モデルによる密度依存動態の再構築

分布密度時系列を基に、最小自乗法により次の応答曲面モデルが求められた。

$$r_t = 0.323 - 0.001X - 0.001Y + 3.085 \times 10^{-7}X^2 - 4.518 \times 10^{-6}Y^2 + 1.149 \times 10^{-6}XY$$

$$X = N_{t-1}^2$$

$$Y = N_{t-2}^2$$

(3) 時系列の安定性

得られた応答曲面モデルを基に再構築した時系列データのリターンマップを図4に示した。時系列相関点の軌道は、初期値として1989年・1990年の分布密度実測値を与えた場合、15年間の分布密度平均値を与えた場合共に、6.5尾/平方メートルに収束した。また、初期値として1989年・1990年の分布密度実測値を与えて再構築した内因性分布密度時系列の推移を図5に示した。モデルの分布密度は1993年まで増加した後、2000年までの7年程度わずかに減衰振動をして定常状態になった。以上から、夏眠期のイカナゴ内因性分布密度変動様式には、安定性が示唆された。

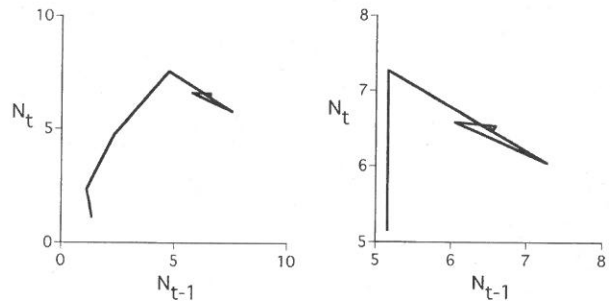


図4 応答曲面モデルにより再構築した分布密度時系列のリターンマップ
左図は初期値として1989年・1990年の分布密度実測値を与えた場合
右図は15年間の分布密度平均値(5.2尾/平方メートル)を与えた場合

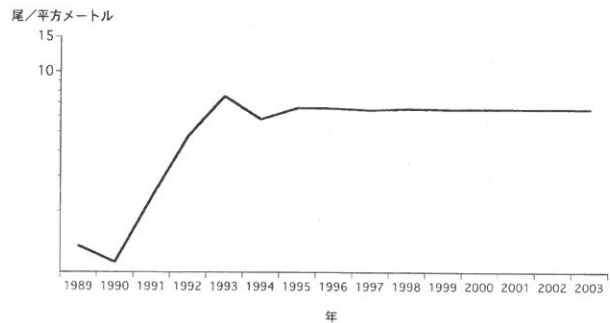


図5 応答曲面モデルにより再構築した分布密度時系列の推移
縦軸は対数軸表示

3 分布密度変動機構の検討

(1) 密度独立要因

初期値として1989年・1990年の分布密度実測値を与えて再構築した内因性分布密度時系列の推移と、調査船の系統誤差を補正し再構築した分布密度実測値の推移を図6に示した。図中の斜線部分が密度独立要因の影響を反映していると考えられる。密度依存変動要素を除去した時系列を図7に示した。1992年と1998年が顕著な正偏差となり、1995年が顕著な負偏差となった

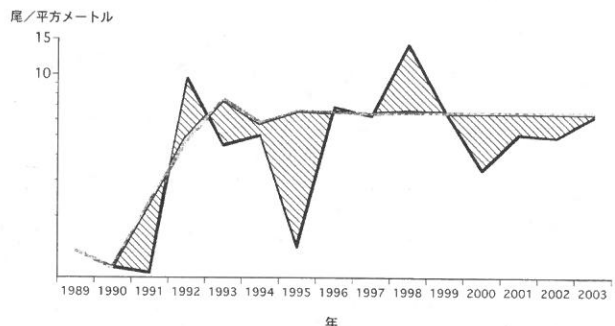


図6 応答曲面モデルにより再構築した分布密度時系列と分布密度実測値の差
縦軸は対数軸表示

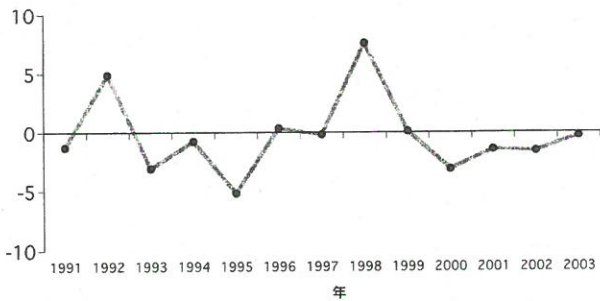


図7 密度依存変動要素を除去した分布密度時系列

他は、おおむね負偏差となった。

密度依存変動要素を除去した分布密度時系列と各月水温との相関係数を図8に示した。3月、4月は負の相関関係となり、4月の相関係数 -0.603 は有意となった(p値 0.027 両側)。夏眠期の7月、8月は相関関係がなく、他の月は弱い負の相関関係になった。

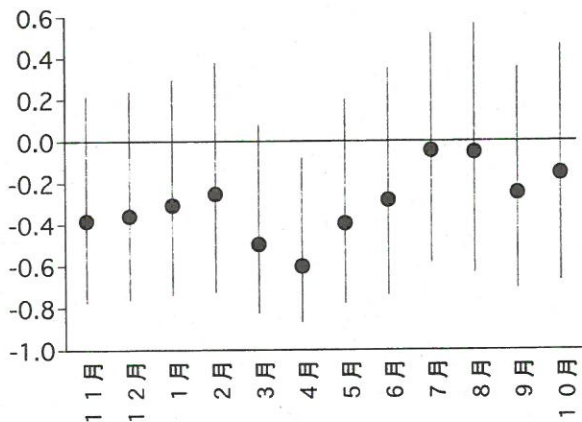


図8 密度依存変動要素を除去した分布密度と水温の相関係数
黒丸は相関係数、縦線は95%信頼区間 1991年から2003年までのデータによる

(2) 生物学的指標の密度依存性と密度独立性

やせ型親魚割合の年変動

夏眠期分布密度と肥満度3以下のやせ型親魚割合との関係を図9に示した。両者の相関係数は 0.214 (p値 0.493 両側)で、相関関係はほとんど認められなかった。肥満度3以下のやせ型親魚の割合と各月水温との相関係数を図10に示した。6月に正の相関関係がみられ(相関係数 0.510 , p値 0.0915 両側)、10月に弱い正の相関関係がみられた他は、相関関係がなかった。

肥満度3以下の割合

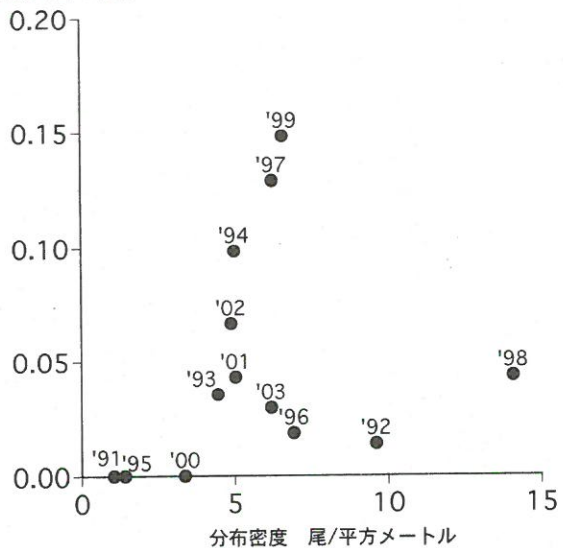


図9 夏眠期分布密度と肥満度3以下のやせ型親魚割合との関係
相関係数 0.214 p値 0.493 両側

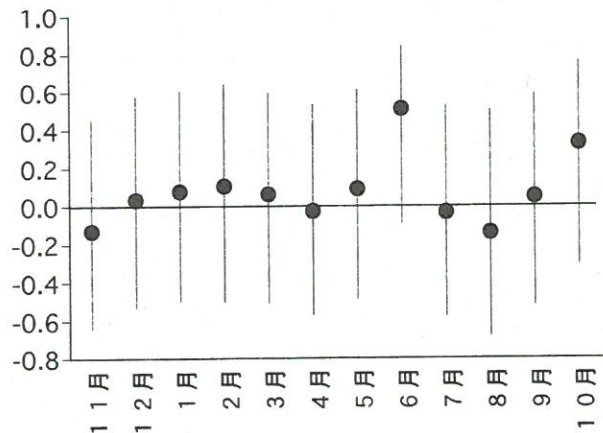


図10 肥満度3以下のやせ型親魚割合と水温の相関係数
黒丸は相関係数、縦線は95%信頼区間 1991年から2003年までのデータによる

当歳魚分布密度の年変動

前年の有効親魚分布密度と当年の当歳魚分布密度との関係を図11に示した。両者の相関係数は -0.204 (P値 0.513 両側)となり、相関関係はなかった。当歳魚分布密度と各月水温との相関係数を図12に示した。イカナゴの再生産期(成魚の成熟・産卵期12月から1月, 受精卵発生・ふ化期1月から2月, 浮遊仔魚期1月から3月)にあたる前年の12月から3月にかけてと7月に負の相関関係がみられ、特に1月、2月、3月の相関係数は有意となった(1月 p値 0.013 , 2月 p値 0.013 , 3月 p値 0.046 全て両側)。4月、10月は弱い負の相関関係となり、他の月は相関関係がなかった。

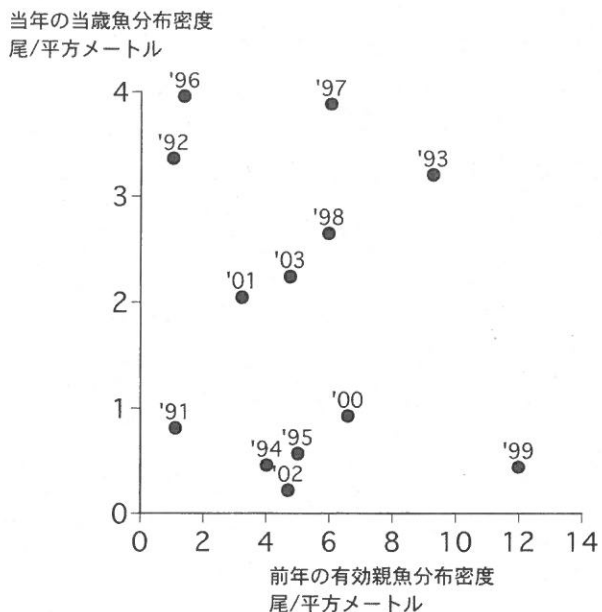


図11 前年の有効親魚分布密度と当年の当歳魚分布密度との関係
相関係数0.204 p値0.513両側

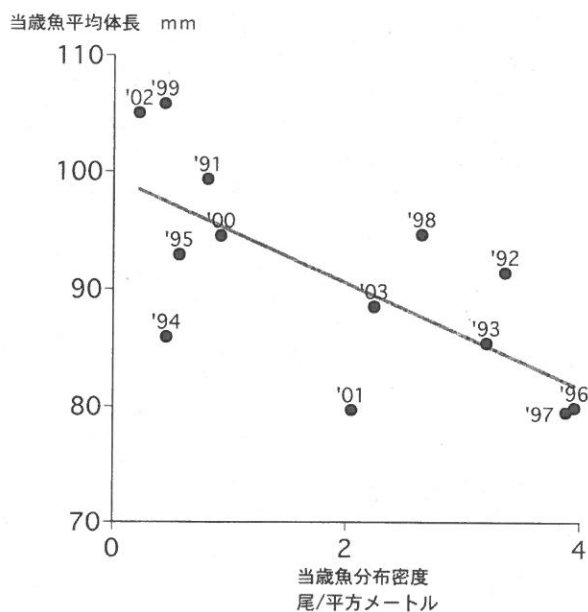


図13 夏眠期における当歳魚の分布密度と平均体長との関係
相関係数-0.697 p値0.0064両側

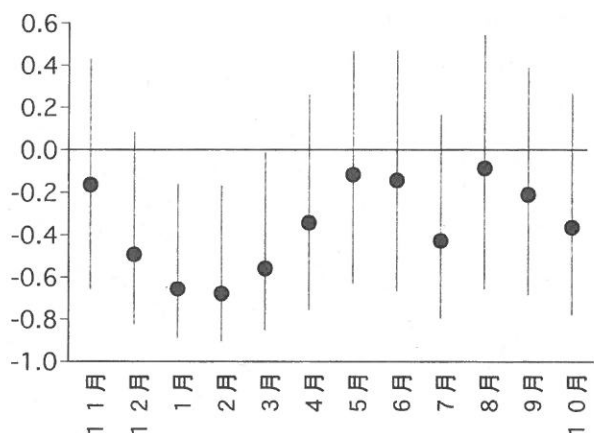


図12 当歳魚分布密度と水温の相関係数
黒丸は相関係数, 縦線は95%信頼区間 1991年から2003年までのデータによる

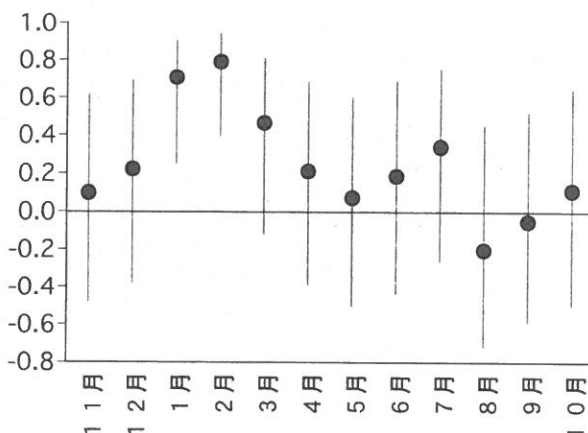


図14 当歳魚の夏眠期平均体長と水温の相関係数
黒丸は相関係数, 縦線は95%信頼区間 1991年から2003年までのデータによる

当歳魚夏眠期体長の年変動

夏眠期当歳魚分布密度と当歳魚の夏眠期平均体長との関係を図13に示した。両者の相関係数は-0.697 (P値0.0064両側) となり, 有意の負の相関関係が認められた。当歳魚の夏眠期平均体長と各月水温との相関係数を図14に示した。当歳魚分布密度と同様にイカナゴの再生産期(受精卵発生・ふ化期1月から2月, 浮遊仔魚期1月から3月)にあたる1月から3月にかけて正の相関関係となり, 特に1月, 2月は強い相関関係がみられ, 相関係数は有意となった(1月 p値0.0054, 2月 p値0.0013全て両側)。他の月は弱い相関関係か, 相関関係がみられなかった。

成魚の年級別生残率差

年級別年齢別の分布密度の変化を図15に示した。最小自乗法により推定されたパラメータに基づく年間生残率を以下に示した。

- 1996年級 年間生残率0.58 (p値<0.0001 両側)
- 1997年級 年間生残率0.55 (p値 0.0001 両側)
- 1998年級 年間生残率0.57 (p値 0.0004 両側)

年級間の生残率には差が認められなかった。

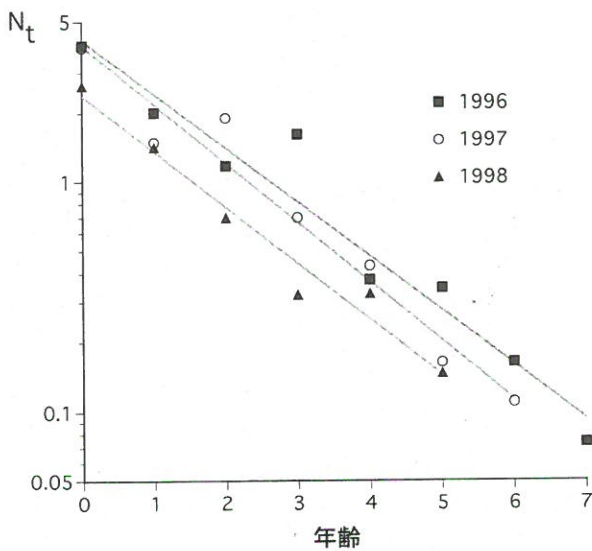


図15 年級別年齢別分布密度と年級別の生残曲線
縦軸は対数軸表示

考 察

TURCHIN 他の方法により解析した1989年以降のイカナゴ分布密度変動は、周期性のない定常過程にあたりと考えられ、イカナゴの内因性分布密度変動様式には、安定性が示唆された。特にこの手法は時系列データに内在しているカオス性の有無を検出する手法として優れていることから、この手法により分布密度時系列の定常性と系の安定性が導かれたことは、結果を強く支持するものと思われる。また、年級による成魚の生残率に差が認められなかったことは、加入後の成魚の内因性密度変動は基本的に安定していることを裏付けている。山下²⁾は、1995年2月から1996年9月までの期間、仙台湾南部海域を中心に着底トロールによる採集調査を行い、30種の魚類の胃内容物を分析し、仙台湾に分布する魚食性底魚類（ヒラメ、イシガレイ、マガレイ、スズキ、アイナメ、キアンコウ、ケムシカジカ、マダラ、ニジカジカ）の被食生物はイカナゴが大半を占めていることを示した。さらに、世界に分布するイカナゴ科魚類は、100種を超える生物（40種の鳥類、12種の海産哺乳類、45種の魚類、数種の無脊椎動物）の主要な被食生物であることが知られており¹⁰⁾、内因性分布密度動態の安定性は、多種の生物による捕食圧を受ける生態的地位を持った魚としては十分に考えられる結果と言える。

密度依存変動を除去した時系列（密度独立要因）と生息域における各月水温との相関係数には、前年の11月から当年の6月までの再生産・索餌期に負の相関がみられ、夏眠期には相関がみられなかった。全ての月で両者の相

関係数が負になったことは、前述の海況長期変動が本種の分布密度動態に与える影響を強く示唆する。特に3月、4月の負の相関係数の値が高かったが、3月は成魚を対象としたすくい網の盛漁期であり、すくい網の漁獲量は漁場水温と正相関があることが知られている⁵⁾。また、4月は初夏にかけて北部太平洋岸を索餌北上する魚食性浮魚類やミンククジラの仙台湾来遊期にあたり¹¹⁾、最近ではこの時期の仙台湾におけるミンククジラによるイカナゴ成魚の捕食実態が明らかになっている¹²⁾。これらのことから、分布密度の間引き要因が水温と関係していることが示唆された。また、3月、4月はイカナゴの餌生物として重要なツノナシオキアミの宮城県沿岸域への来遊期でもあり、本種の来遊と親潮第一貫入の関係¹³⁾から、餌生物の多寡が間接的に分布密度に影響をあたえている可能性もある。

生物学的側面として重要な再生産、成長、生残に関する指標値については、今回検討した項目ではイカナゴ個体群自身の密度依存性・密度効果は認められなかった。このことは、基本的に安定しているイカナゴの内因性密度変動機構（密度依存要因）においては、他の生物との関係（捕食等）が強く働いていることを示唆している。特に、親子関係については、既に児玉¹⁴⁾によりその関係は認められないことが示されているが、今回も同様の結果になった。さらに、分布密度変動機構として重要な当歳魚の加入変動は、再生産期、特に受精卵発生期から孵化期、浮遊仔魚期の1月から3月における生息域水温に関係があることが示唆された。このことは、従来から言われている水温自体が再生産に関わる親魚の生殖腺成熟に与える影響¹⁵⁾、低水温ほど飢餓耐性時間が長くなる仔魚の特性¹⁶⁾、餌生物の量や捕食魚の分布と水温との関係¹⁴⁾、産卵場や浮遊期仔魚分布水塊の物理的擾乱¹⁷⁾等との関わりが考えられる。

当歳魚夏眠期平均体長と当歳魚分布密度との間に有意の負の相関関係が認められたが、これは直接の因果関係と言うよりは、両者の水温との相関により生じた現象と考えられる（当歳魚分布密度は水温と負の相関、当歳魚夏眠期平均体長は水温と正の相関）。今回の結果では、発生期・仔魚期の1月・2月の生息域水温と当歳魚夏眠期平均体長との間に、有意の正の相関関係があることが示された。

イカナゴの再生産に影響を与えるとされたやせ型親魚の割合は、イカナゴ個体群の密度依存性に起因するのではなく、夏眠直前の6月の生息域水温に影響を受けていることが示唆された。このことは、夏眠に移行する際の

生理的变化や栄養蓄積に、水温が深く関わっていることを示している。伊勢湾のイカナゴでは、摂餌期間に十分な餌を捕食できなかった魚が、夏眠開始水温を超えても生存できる範囲で夏眠開始を遅らせて摂餌を行うことが知られているが¹⁸⁾、6月の水温の高低がこの最後の摂餌期間の長短を決めている可能性も考えられる。また、当歳魚分布密度と7月の水温に負の相関関係が見られたことも同様の事象であると考えられ、体の小さい当歳魚の場合は十分に成長しないと夏眠できないことから、成魚に比べ夏眠移行が1ヶ月遅れるのであろう。

以上から、1989年以降の平成暖水期における仙台湾のイカナゴ分布密度変動は、主として多種の捕食生物との関係により生じる周期性のない安定的な定常性を示す内因性分布密度変動様式を基本として、密度独立要因としての生息水域の水温変動がそれと密接に関わる漁獲、捕食、餌生物量、当歳魚の加入・成長、夏眠期の親魚の生理状態等を通じて変動した過程ととらえることができる。

また、イカナゴの内因性分布密度変動様式の安定性を説明する別の見方として、イカナゴ夏眠生態の果たす役割が考えられる。イカナゴの潜砂は特定の粒径の砂に限られており、海底基質選択性が強いことが知られている¹⁹⁾。このことは、潜砂能力との関係や潜砂中の呼吸の

確保の必要性により説明されているが、実際の生息海底での水中ビデオカメラ観察や水槽観察で確認される身を守るためのすばやい潜砂行動を行うには、基質と魚体表面の摩擦から物理的に特定の粒径の基質でしか潜砂できない可能性がある図16(永島 未発表)。この関係は常に成り立つ普遍性があり、イカナゴの生残に密接に関わる潜砂域の面積に物理的制約があることは、密度独立要因である毎年の水温変動等に影響されない系の安定性を生む一つの要因であると言える(1月、2月の水温が低く当歳魚が多く発生しても、夏には椅子取りゲームが待っている)。

イカナゴの資源管理はこれらの分布密度変動特性を基に検討する必要がある。前述のように長期的に変動する本県沿岸の海洋環境において、それぞれのレジームの安定的な定常点の分布密度を基準として、短期的な変動を引き起こす密度独立要因の影響を予測した管理(制御)が基本になるであろう。

今後の課題

今回の解析により明らかになったイカナゴの分布密度変動様式及びその機構に基づく具体的な管理手法の検討が今後の課題となる。また、その管理を支える精度の高い資源量推定技術の開発も必要となる。

最後に、適切な資源管理方策を検討する際に不可欠な水産資源の変動様式及びその機構の解明にあたっては、資源指標値、生物特性、海洋環境の長期にわたるモニタリングが不可欠であることを強調したい。

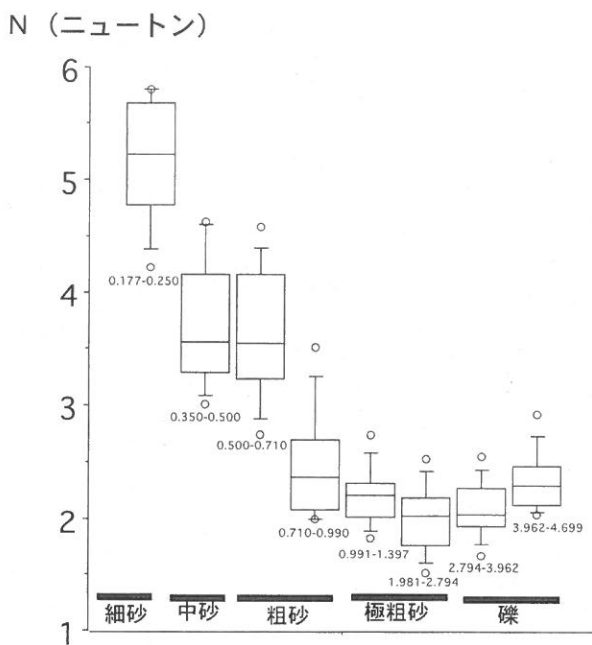


図16 体長15cmのイカナゴ標本と粒径の異なるガラスビーズとの摩擦力
箱ひげ図下の数値はガラスビーズ粒径範囲mm, 図下は粒径に該当する底質区分の範囲
摩擦力は、イカナゴが潜砂時に選択する粗砂、極粗砂で最小となる。

参考文献

- 1) 永島 宏 (2000) 宮城県におけるイカナゴ漁業の全国位置と課題, 宮城県水産研究開発センター研究報告, 16, 3-19
- 2) 東北区水産研究所他 (2001) 漁場生産力モデル開発基礎調査 (三陸~常磐沿岸海域) 調査研究報告書, 142-146
- 3) 宮城県 (1999) 平成8~10年度近海重要資源管理推進調査事業報告書, 4
- 4) 児玉 純一 (2004) 宮城県における海洋環境モニタリングの重要性-海洋環境長期変動が宮城県水産物水揚量に及ぼす影響, 月刊海洋, 36 (1), 11-21
- 5) 児玉 純一 (1980) 宮城県沿岸に生息するイカナゴの系群構造と資源生態, 宮城県水産試験場研究報告, 10, 1-41
- 6) 小林 徳光他 (1995) 仙台湾に生息するイカナゴの生態と資源, 宮城県水産研究開発センター研究報告, 14, 37-49
- 7) Peter Turchin and Andrew D.Taylor (1992) COMPLEX DYNAMICS IN ECOLOGICAL TIME SERIES, Ecology, 73 (1), 289-305
- 8) 宮城県 (1991~2003) 漁海況調査報告書
- 9) 轟田義成 (1995) 栄養蓄積の不十分なイカナゴは産卵不能になる?, 水産海洋研究, 59 (3), 317-320
- 10) Martin D. Robards, Mary F. Willson, Robert H. Armstrong, John F. Piatt (1999) Sand Lance: A Review of Biology and Predator Relations and Annotated Bibliography, U.S. Department of Agriculture Forest Service Pacific Northwest Research Station Research Paper, 521, 17-44
- 11) Fujio Kasamatsu and Syoiti Tanaka (1992) Annual Changes in Prey Species of Minke Whales Taken off Japan 1948-87, Nippon Suisan Gakkaishi, 58 (4), 637-651
- 12) 吉田英可他 (2003) 2003年三陸沖鯨類捕獲調査で捕獲されたミンククジラの餌生物について, JARPNII 鯨類捕獲調査報告書
- 13) 児玉 純一・和泉 祐司 (1994) ツノナシオキアミの沿岸漁場形成要因並びに底魚資源との関わり, 月刊海洋, 26 (4), 228-235
- 14) 児玉 純一 (1995) 産卵親魚の量がイカナゴ稚仔の発生量を左右するのか, 水産海洋研究, 59 (3), 314-317
- 15) 山田浩且・久野正博 (1999) 伊勢湾産イカナゴの成熟に及ぼす水温および光周期の影響, 水産海洋研究, 63 (3), 14-21
- 16) Yoh YAMASHITA・Tsuneo AOYAMA (1986) Starvation Resistance of Larvae of Japanese Sand Eel *Ammodytes personatus*, Bulletin of the Japanese Society of Scientific Fisheries, 52 (4), 635-639
- 17) 永島 宏 (2002) NOAA - SST でみるイカナゴ稚仔魚期の仙台湾の海況, 宮城県水産研究報告, 2, 33-44
- 18) 山田浩且・西村昭史・土橋靖史・久野正博 (1999) 伊勢湾産イカナゴ親魚の栄養状態と再生産力, 水産海洋研究, 63 (3), 22-29
- 19) 反田 實 (1998) イカナゴと底質, 沿岸の環境圏, 初版, 348-355, 東京, 株式会社フジ・テクノシステム, 1597