

## 伊勢湾南部の保護水面におけるアサリの生残と成長

羽生 和弘

Survival and growth of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

KAZUHIRO HANYU

キーワード：アサリ，生残，成長，密漁，資源管理

The stock abundance of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, decreased after the 1970s in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan. To evaluate the stock management strategy for *R. philippinarum*, in the no-fishing and surrounding areas, this study examined survival and growth data for seven cohorts of *R. philippinarum*, in the no-fishing area from the 1960s to the 1990s. Survival and growth rates were negatively correlated with initial abundance. Growth rates were changed seasonally, with higher rates found in the summer than in the winter. The seasonality may be correlated with ambient water temperature. Growth curves were also influenced by the seasonal timing of spawning/settlement for each cohort. The abundance of clams with shell lengths exceeding 25.2-31.8 mm has decreased dramatically because of clam poaching, estimated at 49.8-97.8 % per year, despite the area having been managed as the no-fishing area since the 1950s. The Fisheries Cooperative Association and fishermen in the areas have limited catch sizes of clams based on shell length around the no-fishing area. Clam poaching may critically deplete stocks before they reach a commercially viable size. Sustainable management of this fishery will require continued self-policing by commercial fishermen and better control of poaching in the areas.

三重県におけるアサリ (*Ruditapes philippinarum*) の漁獲量は1990年代に激減した(農林水産省 1957-2014)。主要漁場である伊勢湾南部(松阪市・明和町・伊勢市沿岸)における漁獲量も1990年代に激減したが(東海農政局 1965-2014)、資源量自体の減少は1970年代から始まり、その原因は何らかの影響により母貝資源量が減少した再生産関係の崩壊と推察されている(羽生 2015)。また、伊勢湾南部のアサリ資源は数年に1回出現する稚貝発生量の多い卓越年級群に支えられてきたが、その発生量は1960年代から減少し続けており、1990年代には1950年代の数パーセントにまで減少した(羽生 2015)。このように資源水準が低迷した資源では、豪雨・河川出水といった過去には大きな問題とはならなかった短期的な環

境変化の影響を受けやすくなり、資源回復が進みにくい負の連鎖に陥っている可能性が高い(池末 1957, 中原 1998, 鳥羽 2002, Toba 2004, 鳥羽 2007, 羽生 2015)。そのため、伊勢湾では、母貝資源量を増やして短期的な環境変化に耐えうる水準まで稚貝発生量を増やすことが資源回復に必要な対策と考えられ(羽生 2015)、それに加えて、同様の状況に陥った他の海域で指摘されているように、安定した漁獲量を維持するには、数年に1回しか出現しない卓越年級群を短期間で採りつくさない資源管理体制の構築も急務と考えられる(生嶋ら 2008)。

三重県沿岸では、三重県漁業調整規則により、アサリの採捕にかかる漁具・漁法の制限および殻長制限(殻長 20 mm以下の採捕禁止)が定められている(三重県

1990)。また、各漁業権区域では、資源管理者である漁業協同組合により、さらに厳しい自主規制が定められている(三重県 2011)。伊勢湾南部の代表的なアサリ漁場である今一色地区は県内で最も厳しい自主規制を実践している地区の一つであり、努力量の制限、より厳しい殻長制限、漁場の輪採制、密漁者の監視、密漁者への指導に長年取り組んできた。また、今一色地区の漁業権区域内の勢田川河口には、1954年から2001年までの間、水産資源保護法に基づき貝類保護水面が指定され(三重県 1954, 1966, 1977, 2001, 2004)、三重県が管理者となり、地元の漁業協同組合の協力を得ながら資源保護、密漁対策、施設管理、資源量調査に取り組んできた(三重県 2001)。しかし、同水面は現在も禁漁区として自主管理されているものの、同水面を含む周辺海域では資源量の減少が大きな問題となっており(羽生 2015)、これまでの資源管理方策を継続するだけでは資源回復は難しいと考えられる。また、資源管理方策の見直しにはアサリの生残と成長に関する知見が不可欠であるが、調査例が未発表資料(水野ら 2009)に限られ、資源管理方策が十分検討されてきたとは言い難い。そこで本研究では、今一色地区のアサリの資源管理方策を検討するため、保護水面において1957年から2001年まで実施されてきた資源量調査のデータ(三重県 1958-2001, 以下、一次資料と呼ぶ)を解析し、同水面におけるアサリの生残曲線と成長曲線を明らかにした。なお、同水面におけるアサリの資源量調査および一次資料の詳細については、羽生(2015)にまとめられているため本研究では割愛した。

## 方法

### (1) 殻長頻度分布

一次資料における殻長頻度分布は、おおむね殻長3 mm以下、4~7 mm、8~12 mm、13~17 mm、18~22 mm、23~27 mm、28~32 mm、および33 mm以上の区分で集計されていたが、これとは異なる区分で集計されていた年があった。そのため本研究では、羽生(2015)の方法により、調査日ごとに殻長1 mmの精度で1~37 mmまでの個体数を算出し、次に示す殻長範囲 $R_j$ (殻長階級 $j=1\sim 8$ )について個体数を再集計した。

$$\left. \begin{array}{l} R_1 \\ R_2 \\ R_3 \\ R_4 \\ R_5 \\ R_6 \\ R_7 \\ R_8 \end{array} \right\} = \left. \begin{array}{l} 1\sim 3 \\ 4\sim 7 \\ 8\sim 12 \\ 13\sim 17 \\ 18\sim 22 \\ 23\sim 27 \\ 28\sim 32 \\ 33\sim 37 \end{array} \right\} \quad (1-1)$$

殻長は1mmの精度で測定されていたため、本研究では $R_1$ の下限 $L_0$ を0.5 mm、上限 $L_1$ を3.5 mm、 $R_2$ の下限 $L_1$ を3.5 mm、上限 $L_2$ を7.5 mm、以下同様に各階級の下限と上限を定め、最大の $R_8$ の上限 $L_8$ を37.5 mmとした。

### (2) 平均殻長と個体数

ある調査日 $t$ の全個体数 $N$ は階級 $j$ の個体数 $n_j$ を合計したものであり、次式で表される。なお、数式が煩雑となるのを避けるため、変数とパラメータの添え字 $t$ は省略した。

$$N = \sum_{j=1}^8 n_j \quad (2-1)$$

$n_j$ が階級 $j$ に含まれる全コホートの個体数を合計したものと仮定して、次式によりその推定値 $\hat{n}_j$ を求めた。

$$\hat{n}_j = N \sum_{i=1}^v p_i \int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x) dx \quad (2-2)$$

$$\sum_{i=1}^v p_i = 1, \quad p_i \geq 0 \quad (2-3)$$

ここで、 $v$ はコホートの数、 $p_i$ は $N$ に占めるコホート $i$ の全個体数の割合、 $x_j$ と $x_{j-1}$ はそれぞれ階級 $j$ の上限と下限を表す。 $f(x)$ は $x$ に関する確率密度関数であり、殻長頻度分布の解析では正規分布が用いられることが多い(例えばMiyawaki and Sekiguchi 1999, Toba et al 2007)。しかし、アサリの殻長は上限と下限のある成長曲線に従うと考えられ、前述したように一次資料の殻長頻度分布はこの上限と下限を含むものとして集計されていた。そのため、本研究では $f(x)$ にベータ分布(Ferrari and Cribari-Neto 2004)を用いた。

$$f(x; \bar{x}_i, \phi_i) = \frac{\Gamma(\phi_i)}{\Gamma(\bar{x}_i \phi_i) \Gamma((1 - \bar{x}_i) \phi_i)} x^{\bar{x}_i \phi_i - 1} (1 - x)^{(1 - \bar{x}_i) \phi_i - 1} \quad (2-4)$$

ここで  $\Gamma()$  はガンマ関数を表す。 $\bar{x}_i$  と  $\phi_i$  は未知のパラメータであり、それぞれ調査日  $t$  におけるコホート  $i$  の平均殻長の相対値とその精度を表す。ベータ分布の性質より、 $x$ 、 $\bar{x}_i$ 、 $\phi_i$  には次の制約条件がある。

$$0 < x < 1, \quad 0 < \bar{x}_i < 1, \quad \phi_i > 0 \quad (2-5)$$

$x$  の制約条件を満たすため、本研究では殻長  $L_j$  を次式により相対値  $x_j$  に変換した。

$$x_j = \frac{L_j - L_0}{L_\infty - L_0} \quad (2-6)$$

また、保護水面におけるアサリでは  $L_8$  (37.5 mm) を超える個体はほとんど認められないため、 $L_\infty$  を次のように定義した。

$$L_\infty = L_8 \quad (2-7)$$

以上より、調査日  $t$  の未知のパラメータは  $v$ 、 $p_i$ 、 $\bar{x}_i$ 、 $\phi_i$  となる。 $v$  は羽生 (2015) の解析結果を参考に決定し、 $v$  が不明瞭な調査日のデータは解析対象から除外した。非線形最小二乗法 (五利江 2002) により、次式  $Q$  を最小にする  $p_i$ 、 $\bar{x}_i$ 、 $\phi_i$  を求めた。

$$Q(n_j; p_i, \bar{x}_i, \phi_i) = \sum_{j=1}^8 (n_j - \hat{n}_j)^2 \quad (2-8)$$

$\bar{x}_i$  と式2-6より、コホート  $i$  の平均殻長  $\bar{L}_i$  を次式により求めた。

$$\bar{L}_i = L_0 + \bar{x}_i (L_\infty - L_0) \quad (2-9)$$

また、コホート  $i$  の個体数  $n_i$  を次式により求めた。

$$n_i = N p_i \quad (2-10)$$

以上により調査日  $t$  ごとに推定した  $\bar{L}_i$  と  $n_i$  が羽生 (2015) の40コホートのうち、いずれのコホートに属するものであるかを、羽生 (2015) の殻長頻度分布図に基づいて、目視で判定した。

### (3) 生残曲線

あるコホートが確認された最初の年の4月1日 ( $y = 0$ ) からの年数を  $y$  と表す。そのコホートの  $y$  年における個体数は式2-10により推定されており、ここではそれを次のように表す。

$$n_y = N_y p_y \quad (3-1)$$

$n_y$  を自然死亡と漁獲により初期資源量  $n_0$  が減少したものの (松宮1996) と仮定して、次のモデルによりその推定値を求めた。

$$\hat{n}_y = n_0 e^{-My - F \text{Max}(0, y - y_c)} \quad (3-2)$$

ここで、 $M$  は自然死亡係数、 $F$  が漁獲係数、 $y_c$  が漁獲開始年 ( $y = 0$  からの年数) を表し、 $\text{Max}()$  は0と  $y - y_c$  のうち大きい方をとる関数を表す。保護水面は禁漁区として管理されてきたため、漁獲係数の入ったモデルは一見すると不自然であるが、実際には、少なくとも1969年、1970年、1975年、1977年に密漁による資源量の減少があったと指摘されており (三重県 1958-2001)、保護水面は完全な禁漁区として管理できていなかった可能性が高い。そこで本研究では、当時の密漁の影響を定量的に評価するため、漁獲係数の入った式3-2を仮定した。式3-2の誤差が対数正規分布に従うと仮定し、その対数尤度  $LL$  を次式により算出した。

$$LL = \sum_{u=1}^w \text{Ln}(g(\text{Ln}(n_y); n_0, M, F, y_c, \sigma^2)) \quad (3-3)$$

$$g(\text{Ln}(n_y); n_0, M, F, y_c, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(\text{Ln}(n_y) - \text{Ln}(\hat{n}_y))^2}{2\sigma^2}} \quad (3-4)$$

$$\text{Ln}(\hat{n}_y) = \text{Ln}(n_0) - My - F \text{Max}(0, y - y_c) \quad (3-5)$$

$$\sigma^2 = \sum_{u=1}^w \frac{(\text{Ln}(n_y) - \text{Ln}(\hat{n}_y))^2}{w} \quad (3-6)$$

ここで、 $u$  は調査日の通し番号を表し、最初の調査日を  $u = 1$  とした。 $w$  は調査回数を表す。式3-3を最大にする最尤法により、 $n_0$ 、 $M$ 、 $F$ 、 $y_c$ 、 $\sigma^2$  を推定した。ただし、これらには0より大きいという制約条件を設定した。

また、 $y_c$ には $w$ 個の $y$ のうちのいずれか1つを固定値として与え、各 $y_c$ において式3-3が最大となる $n_0$ ,  $M$ ,  $F$ ,  $\sigma^2$ を推定して、式3-3が最大となる $y_c$ を探索した。

式3-2のモデルに加えて、 $F$ が0のモデル、 $M$ が0のモデル、 $M$ と $F$ が0のモデル、コホート間で $n_0$ ,  $M$ ,  $F$ が共通のモデルについても同様にパラメータを推定し、各モデルにおいて全てのコホートの最大対数尤度の合計を用いた赤池情報量規準 (AIC) を算出し、AICが最小となるモデルを最良モデル (データに対する当てはまりが良く最も単純なモデル) として選択した。

#### (4) 成長曲線

あるコホートの $y$ 年における平均殻長は式2-9により推定されており、ここではそれを次のように表す。

$$\bar{L}_y = L_0 + \bar{x}_y(L_\infty - L_0) \quad (4-1)$$

また、平均殻長の相対値を次のように表す。

$$\bar{x}_y = \frac{\bar{L}_y - L_0}{L_\infty - L_0} \quad (4-2)$$

$\bar{L}_y$ が季節周期をもつ成長曲線 (Akamine 1993) で表されると仮定して、次のモデルによりその推定値 $\bar{L}_y$ を求めた。

$$\bar{L}_y = L_0 + \frac{L_\infty - L_0}{\left(1 + r e^{-k(t_y - t_0)}\right)^{\frac{1}{F}}} \quad (4-3)$$

$$T_y = y + \frac{A}{2\pi} \sin(2\pi(y - y_1)) \quad (4-4)$$

$$T_0 = y_0 + \frac{A}{2\pi} \sin(2\pi(y_0 - y_1)) \quad (4-5)$$

$$\frac{\bar{L}_y - L_0}{L_\infty - L_0} = \frac{1}{\left(1 + r e^{-k(t_y - t_0)}\right)^{\frac{1}{F}}} \equiv \bar{x}_y \quad (4-6)$$

ここで、 $r$ は成長曲線の形状、 $k$ は成長率、 $y_0$ は成長曲線の変曲点、 $A$ と $y_1$ はそれぞれ季節周期の振幅と位相を表すパラメータである。式4-3を変形した式4-6の誤差がベータ分布 (Ferrari and Cribari-Neto 2004) に従うと仮定し、その対数尤度LLを次式により算出した。

$$LL = \sum_{n=1}^{w_c} \text{Ln}(h(\bar{x}_y; r, k, y_0, A, y_1, \phi)) \quad (4-7)$$

$$h(\bar{x}_y; r, k, y_0, A, y_1, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\bar{x}_y \phi) \Gamma((1 - \bar{x}_y) \phi)} \bar{x}_y^{\bar{x}_y \phi - 1} (1 - \bar{x}_y)^{(1 - \bar{x}_y) \phi - 1} \quad (4-8)$$

ここで、 $w_c$ は漁獲開始年 $y_c$ までの調査回数、 $\phi$ は $\bar{x}_y$ の精度を表す。解析対象を $w_c$ までとしたのは、漁獲の影響により平均殻長が過小推定されるのを避けるためである。式4-7を最大にする最尤法により、 $r$ ,  $k$ ,  $y_0$ ,  $A$ ,  $y_1$ ,  $\phi$ を推定した。ただし、 $\bar{x}_y$ が0や1に非常に近い値をとるとき、式4-6, 4-7, 4-8が計算不能となる。その場合、本研究では便宜的に式4-6の代わりに次式を用いた。

$$\bar{x}_y = \frac{(L_0 + 0.5) - L_0}{L_\infty - L_0} \quad \text{if } \bar{x}_y < \frac{(L_0 + 0.5) - L_0}{L_\infty - L_0} \quad (4-9)$$

$$\bar{x}_y = \frac{(L_\infty - 0.5) - L_0}{L_\infty - L_0} \quad \text{if } \bar{x}_y > \frac{(L_\infty - 0.5) - L_0}{L_\infty - L_0} \quad (4-10)$$

式4-3のモデルに加えて、 $A$ が0のモデル、コホート間で $r$ ,  $k$ ,  $y_0$ ,  $A$ ,  $y_1$ が共通のモデルについてもパラメータを推定し、各モデルにおいて全てのコホートの対数尤度の合計を用いたAICを算出し、AICが最小となるモデルを最良モデルとして選択した。最良モデルを用いて平均殻長の成長曲線を次式により算出した。

$$\bar{L}_y = L_0 + \bar{x}_y(L_\infty - L_0) \quad (4-11)$$

#### (5) 自然死亡率と漁獲率

前述の最良モデルのパラメータを用いて、任意の期間における生残率 $S_\Delta$ 、自然死亡率 $D_\Delta$ 、漁獲率 $E_\Delta$ を次式により算出した。

$$S_\Delta = e^{-(M+F)\Delta} \quad (5-1)$$

$$D_\Delta = \frac{M}{M+F}(1 - S_\Delta) \quad (5-2)$$

$$E_\Delta = \frac{F}{M+F}(1 - S_\Delta) \quad (5-3)$$

本研究では、1年間 ( $\Delta = 1$ ) の $S_1$ ,  $D_1$ ,  $E_1$ を算出し

た(松宮 1996)。また、 $E_{\Delta}$ については、漁獲開始年 $y_c$ から殻長30 mm, 32 mm, 34 mmに達する時点 $y_{30}$ ,  $y_{32}$ ,  $y_{34}$ までの期間( $\Delta_{30}=y_{30}-y_c$ ,  $\Delta_{32}=y_{32}-y_c$ ,  $\Delta_{34}=y_{34}-y_c$ )についても算出した。ここで、 $y_{30}$ ,  $y_{32}$ ,  $y_{34}$ には成長曲線から逆算した $y$ を使用した。なお、殻長30 mm, 32 mm, 34 mmまでを対象としたのは、県内のアサリ漁業では自主規制として概ねこの殻長のいずれかを漁獲可能サイズの下限とする殻長制限が設定されていることが多いためである(三重県 2011, 羽生 未発表資料)。

## (6) 密度効果

本研究では次の3つの密度効果を検討した。1つは、稚貝発生量(平均殻長7 mmでの個体数密度)が多いコホートほど自然死亡率が高いかどうかを確認するため、稚貝発生量と自然死亡係数 $M$ とのスピアマン順位相関係数 $r_s$ を求めた。稚貝発生量には、まず成長曲線により平均殻長7 mmとなる年を逆算し、次にその年での個体数密度を生残曲線により算出して使用した。なお、平均殻長7 mmは羽生(2015)が定義した稚貝の殻長上限に対応している。2つ目は、稚貝発生量の多いコホートほど成長が遅いかどうかを確認するため、平均殻長が7 mmから25 mmに達するまでの年数を成長曲線から逆算し、その年数と稚貝発生量との $r_s$ を求めた。なお、平均殻長25 mmは本研究で推定された漁獲開始時の平均殻長の最小値(正確には25.2 mm)に対応しており、この殻長までの年数について $r_s$ を求めることにより、漁獲による見かけ上の成長鈍化の影響を排除した。3つ目は、生息密度が高いコホートほど漁獲係数 $F$ が大きいかどうかを確認するため、漁獲開始時のアサリ生息密度 $W$ (単位はkg/m<sup>2</sup>)と $F$ との $r_s$ を求めた。ここで $W$ には式2-2による殻長頻度分布と長谷川・日向野(2010)による殻長重量換算式から算出した個体当たりの重量とを乗じて合計したものを使用した。なお、 $W$ と $F$ との $r_s$ に正の相関が認められた場合は、 $F$ は漁獲に加えて密度依存の自然死亡の影響も含んだものと解釈した。 $r_s$ の有意水準は0.05とした。

## (7) 数値計算

非線形最小二乗法・最尤法における目的関数の最小化・最大化にはMicrosoft社Excel 2010のソルバーを使用した。パラメータの初期値には目視で当てはまりの良い値を適宜選んで設定した。ただし、成長曲線のパラメータ

の推定では、まず $r$ の初期値を設定し、次に他のパラメータの初期値を適宜設定した。 $r$ の初期値としては、Akamine(1993)より、ベルタランフィ曲線に相当する-1、ゴンペルツ曲線に相当する0( $\approx 0.001$ )、ロジスティック曲線に相当する1の全てについて検討した。全てのコホートにおいて $r$ の初期値を0, 1とした計算では局所解にしか収束しなかったため、本研究では $r$ の初期値を-1としたときの結果を示した。

## 結果

### (1) 殻長頻度分布

本研究で再集計した殻長頻度分布の各階級の個体数密度は、階級によって階級幅が異なるため単純に比較はできないが、全調査における最小値は1964年4月11日の殻長範囲4~7 mmにおける0.8 individuals/m<sup>2</sup>、最大値は1959年7月21日の殻長範囲1~3 mmにおける21793.9 individuals/m<sup>2</sup>、平均値は226.9 individuals/m<sup>2</sup>、中央値は63.8 individuals/m<sup>2</sup>であった。このように個体数密度の変動幅が大きかったため、殻長頻度分布図には対数変換した個体数密度を示した(Fig. 1-a)。Fig. 1-aにおける $10^2 \sim 10^3$  individuals/m<sup>2</sup>と $10^3 \sim 10^4$  individuals/m<sup>2</sup>の殻長階級の推移より、コホートの数 $v$ が明瞭な調査日は卓越年級群(2年以上連続して出現したコホート)が出現した期間に限られ、それは1965年6月2日~1970年2月24日, 1972年6月28日~1975年9月4日, 1980年6月13日~1991年2月18日, 1994年10月5日~1997年8月8日であった。また、これらの期間の各調査日における $v$ は1~2であった。Fig. 1-aおよび羽生(2015)より、1964年以前にも卓越年級群が複数出現していたと推測されたが、その期間については、殻長階級数と調査頻度が少なく $v$ が不明瞭の調査日がほとんどであったため、解析対象から除外した。

### (2) 平均殻長と個体数

調査日ごとに推定した平均殻長と個体数はFig. 1-b, cの通りであった。ただし、同図には、羽生(2015)に基づいて卓越年級群に属するものと判定されたコホートの値のみ示した。本研究では7つの卓越年級群について平均殻長と個体数の推移を明らかにすることができた。これらのコホート名は、羽生(2015)に従ってコホート65/66, 72, 80, 83, 85, 87, 94とした。

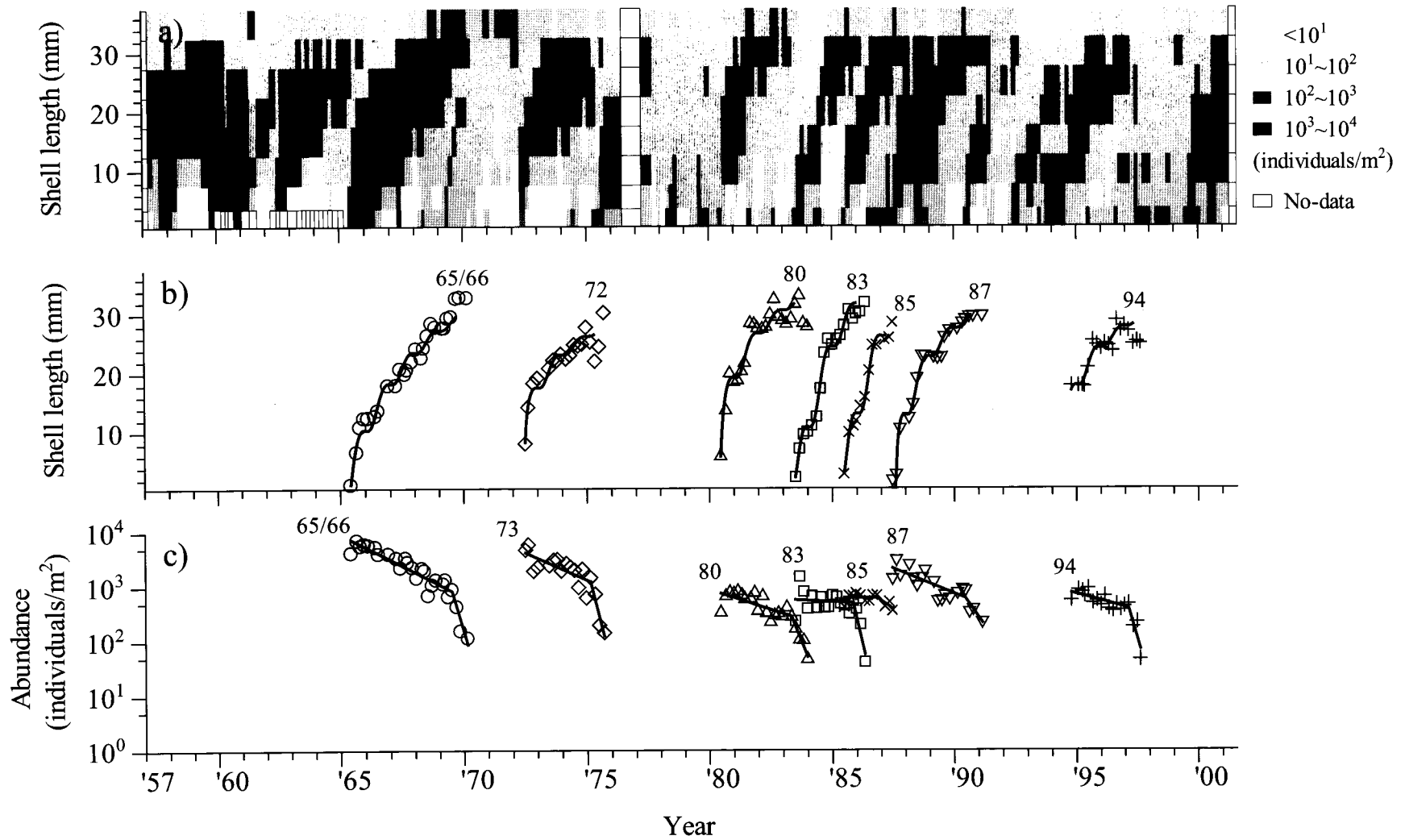


Fig. 1. Shell length histogram, growth curve, and survival curve of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan. Cohorts were named based on the first year in which they were observed. a): histogram; b): estimated mean shell length and growth curve of each cohort; c): estimated abundance and survival curve of each cohort. The cohorts observed exceeding 2 years were shown in the figure.

## (3) 生残曲線

AICによるモデル選択の結果はTable 1の通りであり、自然死亡と漁獲により初期資源量が減少するとしたモデルが選択された（すなわち、Table 1のモデルi, ii, iii, ivのうち、AICが最小となったのはモデルiであった）。また、初期資源量 $n_0$ 、自然死亡係数 $M$ 、漁獲係数 $F$ は、コホート間で共通の値を仮定するよりも、いずれもコホート間で異なるとしたモデルが最良モデルとなった（すなわち、Table 1のモデルi, i-i, i-ii, i-iiiのうち、AICが最小となったのはモデルiであった）。

最良モデルiにおける各パラメータの推定値はTable 2の通りであり、いずれのコホートにおいても $M$ より $F$ の方が2倍以上大きな値となった。また、漁獲開始年 $y_c$ は最小値が1.55、最大値が4.25であり、最小値と最大値との差は2.7年であった。これらのパラメータを用いた生残曲線はFig. 1-cの通りであった。

## (4) 成長曲線

AICによるモデル選択の結果はTable 3の通りであり、季節周期のあるモデルが選択された（すなわち、Table

**Table 1.** Results of model selection of survival curve of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Model	$\text{Ln}(n_0)$	$M$	$F$	$y_c$	$\sigma^2$	LL	AIC
i*	ind	ind	ind	fix	ind	-27.4	110.7
ii	ind	ind			ind	-77.6	197.2
iii	ind		ind	fix	ind	-47.8	151.5
iv	ind				ind	-144.9	317.9
i-i	com	ind	ind	fix	ind	-95.4	234.8
i-ii	ind	com	ind	fix	ind	-40.2	124.5
i-iii	ind	ind	com	fix	ind	-46.7	137.4

$\text{Ln}(n_0)$ : log-transformed abundance at year 0;  $M$ : annual natural mortality coefficient;  $F$ : annual fishing mortality coefficient;  $y_c$ : year at the beginning of fishing;  $\sigma^2$ : variance; LL: log-likelihood; AIC: Akaike's information criteria. ind: independent for each cohort data set; com: common for all cohort data sets; fix: fixed and independent for each cohort data set. \*: a model selected based on AIC. Year 0 was defined as April 1, a first year when a given cohort was observed.

**Table 2.** Parameters of survival curve of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Cohort	$\text{Ln}(n_0)$	$M$	$F$	$y_c$	$\sigma^2$
65/66	8.99	0.530	2.953	4.25	0.0757
72	8.45	0.463	3.676	2.87	0.1248
80	6.69	0.339	2.317	3.07	0.0906
83	6.35	0.051	4.462	2.58	0.1668
85	6.42	0.000	0.688	1.55	0.0280
87	7.75	0.422	1.043	3.19	0.1058
94	6.77	0.279	3.239	2.87	0.0715

$\text{Ln}(n_0)$ : log-transformed abundance at year 0;  $M$ : annual natural mortality coefficient;  $F$ : annual fishing mortality coefficient;  $y_c$ : year at beginning of fishing;  $\sigma^2$ : variance. Year 0 was defined as April 1, a first year when a given cohort was observed.

**Table 3.** Results of model selection of growth curve of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Model	$r$	$k$	$y_0$	$A$	$y_1$	$\phi$	LL	AIC
i	ind	ind	ind	ind	ind	ind	241.8	-399.7
ii	ind	ind	ind			ind	203.5	-351.1
i-i	com	ind	ind	ind	ind	ind	215.9	-359.9
i-ii	ind	com	ind	ind	ind	ind	201.7	-331.5
i-iii	ind	ind	com	ind	ind	ind	211.7	-351.3
i-iv	ind	ind	ind	com	ind	ind	239.2	-406.5
i-v	ind	ind	ind	ind	com	ind	225.7	-379.3
i-iv-i	com	ind	ind	com	ind	ind	208.6	-357.1
i-iv-ii	ind	com	ind	com	ind	ind	191.1	-346.9
i-iv-iii	ind	ind	com	com	ind	ind	206.8	-353.6
i-iv-iv*	ind	ind	ind	com	com	ind	233.3	-406.6
i-iv-iv-i	com	ind	ind	com	com	ind	197.4	-346.9
i-iv-iv-ii	ind	com	ind	com	com	ind	183.0	-318.0
i-iv-iv-iii	ind	ind	com	com	com	ind	203.1	-358.3

$r$ : decision factor of growth curve shape;  $k$ : growth coefficient;  $y_0$ : inflection point of the curve;  $A$ : amplitude of seasonal growth oscillation,  $y_1$ : phase adjustment of seasonal growth;  $\phi$ : precision parameter. LL: log-likelihood; AIC: Akaike's information criteria. ind: independent for each cohort data set; com: common for all cohort data sets. \*a model selected based on AIC.

**Table 4.** Parameters of growth curve of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Cohort	$r$	$k$	$y_0$	$A$	$y_1$	$\phi$
65/66	-1.272	0.294	-0.752	1.081	0.260	196.3
72	-3.290	0.141	-8.178	1.081	0.260	421.2
80	-2.202	0.381	-1.858	1.081	0.260	102.7
83	-0.526	0.876	0.504	1.081	0.260	261.8
85	-0.564	0.902	0.394	1.081	0.260	308.8
87	-2.211	0.302	-2.006	1.081	0.260	260.7
94	-3.332	0.184	-6.187	1.081	0.260	253.1

$r$ : decision factor of growth curve shape;  $k$ : growth coefficient;  $y_0$ : inflection point of the curve;  $A$ : amplitude of seasonal growth oscillation,  $y_1$ : phase adjustment of seasonal growth;  $\phi$ : precision parameter.



3のモデルiとiiのうち、AICが小さかったのはモデルiであった)。また、成長曲線の形状 $r$ 、成長率 $k$ 、成長曲線の変曲点 $y_0$ 、季節周期の振幅 $A$ 、季節周期の位相 $y_1$ のうち、季節周期に関する $A$ と $y_1$ をコホート間で共通としたモデルが最良モデルとなった(すなわち、Table 3のモデルi-i~i-iv-iv-iiiのうち、AICが最小となったのはモデルi-iv-ivであった)。

最良モデルi-iv-ivにおける各パラメータの推定値はTable 4の通りであった。これらのパラメータを用いた

成長曲線はFig. 1-bの通りであった。 $A$ がわずかであるが1を上回ったためマイナス成長するモデル(Akamine 1993)となったが、マイナス成長量は0.1 mm未満と小さいものであった。また、式4-3を $y$ で微分した計算式(Akamine 1993)より成長曲線の変化量を計算したところ、最も成長率の高い時期は7月4日前後、最も小さい時期は1月3日~1月26日前後(この期間はマイナス成長期)と推定され、夏季に成長し冬季に成長が鈍化する明瞭な季節周期が認められた。

**Table 5.** Annual survival rate, natural mortality, and decreasing rate of abundance caused by fishing of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Cohort	$F \neq 0$			$F = 0$	
	$S_1$	$D_1$	$E_1$	$S_1$	$D_1$
65/66	0.031	0.148	0.822	0.588	0.412
72	0.016	0.110	0.874	0.629	0.371
80	0.070	0.119	0.811	0.713	0.287
83	0.011	0.011	0.978	0.950	0.050
85	0.502	0.000	0.498	1.000	0.000
87	0.231	0.222	0.547	0.655	0.345
94	0.030	0.077	0.893	0.757	0.243

$F$ : annual fishing mortality coefficient,  $S_1$ : annual survival rate,  $D_1$ : annual natural mortality,  $E_1$ : annual decreasing rate of abundance caused by clam fishing. These values were calculated based on the parameters in Table 2.

**Table 6.** Year and shell length at beginning of fishing, and decreasing rate of abundance caused by fishing until shell length 30 mm, 32 mm, and 34 mm of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan

Cohort	Year	Shell length (mm)	$E_{\Delta}$		
			Until 30 mm	Until 32 mm	Until 34 mm
65/66	4.25	28.5	0.632	0.845	0.848
72	2.87	26.3	0.887	0.888	0.888
80	3.07	31.3	—	0.354	0.840
83	2.58	31.8	—	0.826	0.951
85	1.55	25.2	0.384	0.460	0.677
87	3.19	28.8	0.191	0.582	0.700
94	2.87	27.8	0.858	0.920	0.921

Year was referred from Table 2. Shell length was calculated based on a growth curve with the parameters in Table 4.  $E_{\Delta}$ : decreasing rate of abundance caused by fishing until shell length 30 mm, 32 mm, and 34 mm, these values were calculated based on survival and growth curves with the parameters in Table 2 and 4.

## (5) 自然死亡率と漁獲率

Table 2のパラメータを用いて算出した年間生残率 $S_1$ 、年間自然死亡率 $D_1$ 、年間漁獲率 $E_1$ はTable 5の通りであった。それぞれの最小値～最大値は1.1～50.2 %、0.0

～22.2 %、49.8～97.8 %であった。また、漁獲計数 $F=0$ での $D_1$ の最小値～最大値は0.0～41.2 %であった。

漁獲開始時の殻長は、生残曲線と成長曲線により、最小値が25.2 mm、最大値が31.8 mmと推定された

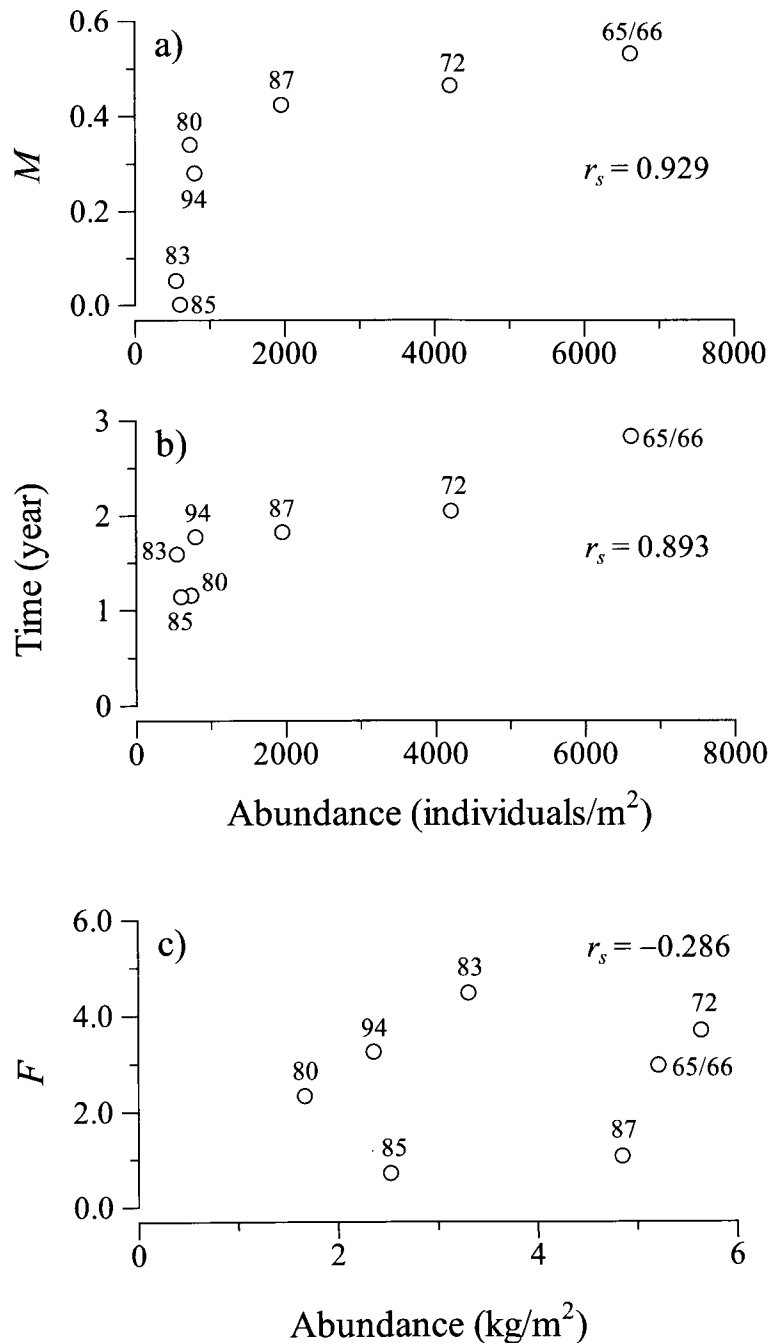


Fig. 2. Relationship between small clam abundance, natural mortality coefficient, time required for shell length from 7 mm to 25 mm, and fishing coefficient of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan.

a): natural mortality coefficient; b): time required for shell length from 7 mm to 25 mm; c): fishing coefficient. Abundance in a) and b) represents individuals/m<sup>2</sup> at shell length 7 mm. Abundance in c) represents total weight of *R. philippinarum* in the no-fishing area at beginning of fishing. Cohorts were named based on the first year in which they were observed.

(Table 6)。また、漁獲開始時の殻長から殻長30 mm, 32 mm, 34 mmに成長するまでの漁獲率の最小値~最大値は、それぞれ19.1~88.7 %, 35.4~92.0 %, 67.7~95.1 %であった (Table 6)。

(6) 密度効果

自然死亡係数 $M$ が最も大きかったのはコホート65/66の0.530, 最も小さかったのはコホート85の0.000であり、最大と最小とで0.530の差があった (Fig. 2-a)。殻長が7 mmから25 mmに達するまでの年数が最も長かったのはコホート65/66の2.83年, 最も短かったのはコホート85の1.13年であり、最長と最短とで1.70年の差があった (Fig. 2-b)。漁獲係数 $F$ が最も大きかったのはコホート83の4.462, 最も小さかったのはコホート85の0.688であり、最大と最小とで3.774の差があった (Fig. 2-a)。コホート65/66と85の稚貝発生量 (殻長7 mmでの個体数密度) は、それぞれ6627.8 individuals/m<sup>2</sup>と612.1 individuals/m<sup>2</sup>であった (Fig. 2-a, b)。漁獲開始時のア

サリ生息密度 $W$ が最も高かったのはコホート72の5.65 kg/m<sup>2</sup>, 最も低かったのはコホート80の1.67 kg/m<sup>2</sup>であった (Fig. 2-c)。

稚貝発生量と $M$ との間、および稚貝発生量と平均殻長が7 mmから25 mmに達するまでの年数との間については、正の高い相関が認められた (Fig. 2-a, b; それぞれ  $r_s = 0.929, p = 0.0025$ ;  $r_s = 0.893, p = 0.0068$ )。すなわち、稚貝発生量の多いコホートほど生残率と成長率が低下する負の密度効果が認められた。一方、 $W$ と $F$ の間については高い相関が認められず、 $F$ に対する密度効果は検出されなかった (Fig. 2-c;  $r_s = 0.286, p = 0.535$ )。

考 察

(1) 生残曲線

本研究では、伊勢湾南部の保護水面における7つの卓越年級群 (以下では、コホートと呼ぶ) について生残曲線を明らかにした。これらのコホートは1960年代から1990年

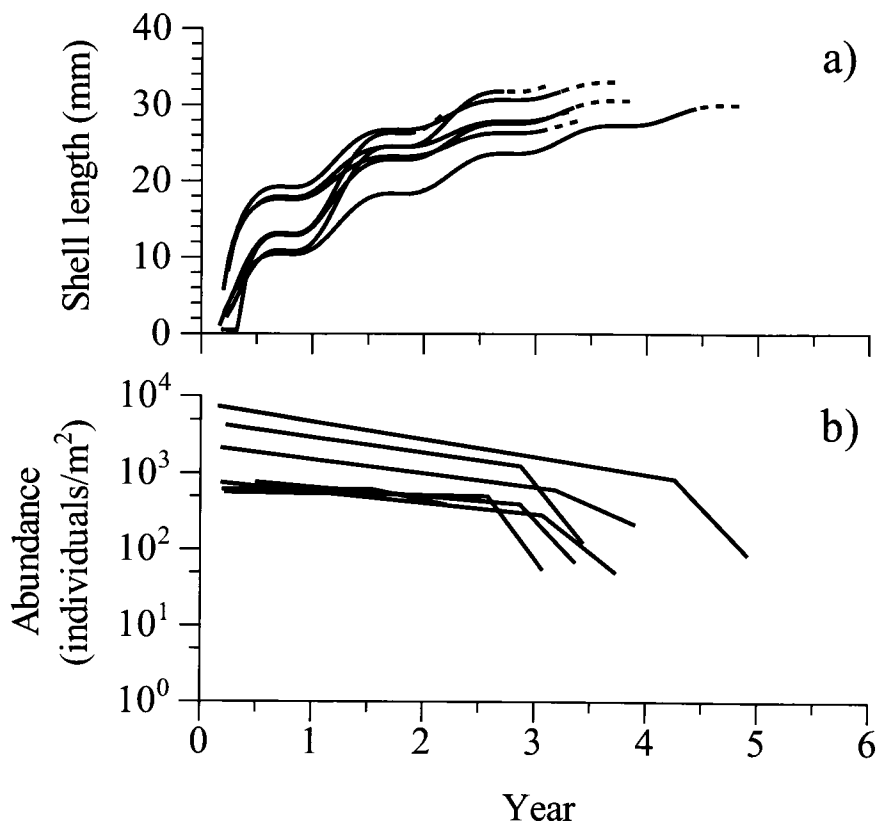


Fig. 3. Growth curve and survival curve of 7 cohorts of the asari clam, *Ruditapes philippinarum*, in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan. a): growth curve (dotted line represents extrapolated values); b): survival curve. Year 0 was defined as April 1, a first year when a given cohort was observed.

代までの間に出現したものであり、いずれのコホートにおいても大型個体（殻長25.2~31.8 mm以上）に成長した途端、資源量が激減する傾向（年間漁獲率49.8~97.8 %）が認められた。

保護水面は当時禁漁区として管理されていたが、少なくとも保護水面の調査報告書（三重県 1958-2001）に密漁の記載があった1969年、1970年、1975年、1977年は、密漁により資源量が減少していた可能性が高い。これらの年代と出現期間が重複するコホート65/66と72の漁獲開始年は、本研究の生残曲線より、それぞれ1969年と1975年と推定され、これは調査報告書に記載されていた密漁の年と一致する。また、コホート65/66と72の年間漁獲率はそれぞれ82.2 %と87.4 %と推定され、これは年間自然死亡率（それぞれ14.8 %と11.0 %）の数倍の大きさであった。つまり、本研究の結果は、調査報告書で指摘されていた密漁の影響を裏付けるものであり、その影響度はコホート65/66、72を壊滅させるほどの大きさであったと考えられる。

本研究で明らかにしたコホート80の漁獲開始年は1983年であり、同年に出現したコホート83の資源量は1983年にはほとんど減少していなかった（Fig. 1-c）。同様に、コホート83の漁獲開始年は1985年であり、同年に出現したコホート85の資源量は1985年にはほとんど減少していなかった（Fig. 1-c）。つまり、1983年と1985年の保護水面では大型個体（殻長31.3~31.8 mm以上）の資源量が激減していたが、それよりも小さい個体の資源量はほとんど減少していなかった。保護水面では豪雨・河川出水により資源量が減少することが知られており、その影響は小型個体で特に大きい（羽生 2015）。この小型個体の殻長範囲は明示されていないが、影響を受けやすい期間は「稚貝（殻長7 mm未満）の出現ピーク時から3か月後までの期間」と報告されている（羽生 2015）。本研究で明らかにした成長曲線より、この期間に該当する殻長範囲の上限（殻長7 mmから3か月後の殻長）をコホート80、83、85について推定すると、それぞれ18 mm、11 mm、13 mmとなる。つまり、コホート80と83の大型個体の資源量が激減し始めた殻長（31.3~31.8 mm以上）は豪雨・河川出水の影響を受けやすい殻長範囲（18 mm未満）よりはるかに大きい。したがって、豪雨・河川出水による死亡がコホート80と83の大型個体の選択的減少の主原因であったとは考えにくい。

1980年代と1990年代前半の保護水面では、年1~2回程

度、殻長25~30 mmの個体が浅場から深場へと移植されていた（三重県 1958-2001, 石川 私信）。調査報告書（三重県 1958-2001）にはこの移植による資源量の減少が記載されていたが、その移植時期と本研究のデータを照合してみると、コホート80、87では移植直後の調査で資源量が減少しておらず、コホート85では移植前から大型個体の資源量の減少が始まっていた（コホート83については移植時期が不明であったため照合不能であった）。このように移植だけでは大型個体の資源変動を説明することは難しく、移植のための採捕が行われた主たる浅場が資源量調査の対象区域から外れていたこと（石川 私信）を考え合わせると、本研究において認められた1980年代のコホートの年間漁獲率49.8~97.8 %の大部分は、移植以外の影響によるもの、すなわち密漁によるものであったと考えて良いであろう。

コホート94については、保護水面の調査報告書（三重県 1958-2001）に移植の記載がなかったが、1997年7月に伊勢湾の貧酸素水塊が保護水面まで到達し、それによりアサリが死亡したとの記載があった。つまり、コホート94の年間漁獲率89.3 %は貧酸素水塊による死亡の影響を含んだ値と考えられ、密漁の影響度としては過大となっている可能性がある。ただし、同コホートの漁獲開始年2.87を年月に換算すると1997年2月となり、資源量の減少は貧酸素水塊の到達前から始まっていたことが明らかとなった。したがって、コホート94の年間漁獲率は密漁と貧酸素水塊による死亡の両方を反映したものと考えられる。

大型個体の資源量減少の原因としては、ここまで議論してきたものの他に、次の3つが考えられる。1つは、産卵ストレスによる死亡（辻ら 1995）である。しかし、伊勢湾におけるアサリの産卵盛期は春季と秋季の年2回（荻田・石川 1985, 松本ら2014）であるのに対し、本研究のコホートにおける大型個体の資源量は春季・秋季だけでなく夏季・冬季にも減少していた（Fig. 1-c）。また、産卵ストレスによる死亡は一過性で減少率10~20 %程度であったと報告されているが（辻ら 1995）、本研究のコホートの大型個体の年間減少率（年間漁獲率）は49.8~97.8 %と高いものであった。したがって、本研究のコホートについては、産卵ストレスによる死亡が大型個体の資源量減少の主たる原因であったとは考えにくい。2つ目は、密度効果による死亡である。本研究では稚貝発生量が多いコホートほど自然死亡係数も大きい傾向が認められた。アサリは殻長の増加とともに全重量が指数関数的に増加するため

(長谷川・日向野 2010), 生息密度の高いコホートでは成長とともに密度効果による自然死亡率も高いものとなり, 本研究ではそれが漁獲率という形で検出された可能性がある。しかし, 本研究では漁獲開始時のアサリ生息密度(単位は $\text{kg}/\text{m}^2$ )と漁獲係数との間に明瞭な相関が認められなかったため, 本研究のコホートにおける大型個体の資源量減少の主原因が密度効果による死亡であったとは考えにくい。3つ目は食害である。比較的大型のアサリを捕食する食害生物としては, ヒトデ類(井上ら 1999), 巻貝類(瀬川・服部 1997), カニ類(木村 2005), 魚類(重田・薄 2012)などが知られている。しかし, アサリは殻長の大きい個体ほど潜砂能力が高く(倉茂 1957), 前述したように当時の保護水面の海底表面には殻長10 mm前後の個体も多数生息していたと考えられ, 食害生物がこれらを捕食せず, より深く潜った大型個体を選択的にしかも大量に捕食していたとは考えにくい。例外的にツメタガイ(*Neverita didyma*)については深く潜砂して大型個体を選択的に捕食することが知られているが(瀬川・服部 1997), 1960年代から2000年代までの勢田川河口域ではツメタガイの生息密度が低かったことから(三重県 1958-2001, 石川 私信), 本種が大型個体の資源量減少の主原因であったとも考えにくい。

以上より, 保護水面は当時禁漁区として管理されていたものの, 実際には年間漁獲率49.8~97.8%の密漁により, 殻長25.2~31.8 mm以上の資源量が激減していたと結論づけて良いであろう。

## (2) 成長曲線

本研究では伊勢湾南部の保護水面における7つの卓越年級群(コホート)について, 成長曲線を明らかにした。成長曲線として選択されたモデルは季節周期をもつモデルであり, 夏季に成長し, 冬季に成長が鈍化する傾向があった。季節周期のある成長は全国・海外のアサリ資源で広く認められており(池末 1957, 古川・岡本 1958, 柿野・鳥羽 1990, 西沢ら 1992, Robert et al 1993, 五嶋ら 1996, 越川ら 1999, 多賀ら 2005, Toba et al 2007), その要因としては成熟状況(藤原ら 2008), 餌料量(柴田 2004), 水温(Robert et al 1993, 磯野ら 1997, 堤ら 2002)が指摘されている。本研究の成長曲線ではコホート間で共通の季節周期を仮定することができたため, 成長の季節周期を規定する要因は季節周期の年変動が小さいと推測される。まず, 成熟状況については, 1982~

1983年の調査において春季と秋季の年2回の産卵盛期が確認され(萩田・石川 1985), 2010~2012年の調査においても同様の季節周期が確認されている(松本ら 2014)。すなわち, 成熟状況は季節周期の年変動が比較的小さい要因と考えられる。成熟状況が成長に及ぼす影響としては, 産卵ストレス(辻ら 1995)の小さい時期に高成長となる可能性が考えられ, 本研究で認められた7月の高成長はこれによるものと考えられる。しかし, 産卵盛期ではない冬季の成長鈍化について説明がつかないため, 成熟状況だけでは成長の季節周期を説明することは難しい。次に, 餌料量については, 水野ら(2009)が示した観測データから伊勢湾南部表層における水温とクロロフィル量の年変動の変動係数を試算するとそれぞれ5%以下と41~54%となり, クロロフィル量の年変動は水温のそれよりはるかに大きい。伊勢湾における餌料量の季節周期について詳しく解析した事例は見当たらないが, 伊勢湾のクロロフィル量は河川出水の影響を強く受けることや(杉本ら 2004), 前述のクロロフィル量の年変動の大きさから類推すると, 餌料量の季節周期は不明瞭である可能性が高いと考えられる。つまり, 消去法で考えれば, 本研究で確認された成長の季節周期は水温に起因するものである可能性が高いということになる。伊勢湾の表層水温は平均的には最高値が8月, 最低値が2月に観測されており(久野 1996, 水野ら 2009), これは本研究において殻長の成長率の最大値が確認された7月, 最小値が確認された1月より, ともに1か月程度遅い。しかし, 伊勢湾表層の平均水温が7月に約25℃, 8月に約27℃であること(久野 1996, 水野ら 2009), およびアサリの成長率が水温25℃前後で最も高いとの報告(磯野ら 1998)を考えれば, このズレは成長の季節周期が水温に起因するものであることをむしろ支持している。また, アサリの成長は水温12℃以上であれば停滞しないと考えられるが(堤ら 2002), 1月の伊勢湾表層の平均水温は約10℃であるため(久野 1996, 水野ら 2009), 本研究において1月に成長鈍化が認められたことも冬季の低水温によるものと理解できる。以上より, 成長の季節周期を規定する主要因は水温と考えられるが, 伊勢湾表層の平均水温は9月にも約25℃となるため(久野 1996, 水野ら 2009), 本研究で認められた7月の高成長を平均水温だけで説明することは難しい。前述した産卵ストレスの影響などを含め, 今後, さらに詳しく検討する必要がある。

本研究で明らかにした7つの成長曲線をFig. 3-aに示した。これより、殻長が小さい1年時までの成長パターンは次の2つに分かれることが見て取れる。1つは、0年時6月前後に殻長約6 mmの大きさで出現し、10月に殻長が15 mm以上に達する早期パターン、もう1つは、0年時6月前後に殻長3 mm未満の大きさで出現し、10月に殻長が15 mmに達しないまま冬季を経過する晚期パターンである。早期パターンに該当したのはコホート72, 80, 94であり、コホート72は稚貝発生量が7つのコホートの中で2番目に多いコホートであった。晚期パターンに該当したのはコホート65/66, 83, 85, 87であり、このうちの83と85は稚貝発生量が7つのコホートの中で1~2番目に少ないコホートであった。つまり、1年時までの成長パターンと稚貝発生量には明瞭な対応関係が認められないため、この成長パターンの違いは密度効果によるものとは考えにくい。伊勢湾のアサリは周年産卵・着底していることが知られているが、その盛期は春季と秋季の年2回と考えられている（萩田・石川 1985, Miyawaki and Sekiguchi 1999, 松本ら 2014）。本研究で推定した成長曲線を着底稚貝（殻長0.5 mm未満）の成長にそのまま適用することはできないが、伊勢湾中部（津市）における着底稚貝の成長を調べたMiyawaki and Sekiguchi (1999) より、伊勢湾南部の着底稚貝も秋季から春季までの間に成長すると仮定すると、早期パターン（6月に殻長6 mm前後）に属するコホートは秋産まれ、晚期パターン（6月に殻長3mm未満）に属するコホートは産卵・着底から間もない春産まれと推測できる。すなわち、1年時までの成長パターンの違いは、産卵・着底時期の違いによるものの可能性が高い（Miyawaki and Sekiguchi 1999, 柴田 2004, Toba et al 2007）。ただし、アサリでは同時期に産まれたコホートであっても成長に著しい個体差が生じる可能性が指摘されている（辻ら 1996）。本研究では産卵状況や浮遊幼生・着底稚貝の出現状況を調べていないため、そういった現象を識別することができない。この点については、今後、詳しく調べる必要があるであろう。

### (3) 密度効果

本研究では稚貝発生量の多いコホートほど生残率と成長率が低下する負の密度効果が認められた。Fig. 2-a, bより、生残率と成長率の低下傾向が顕著となる稚貝発生量（殻長7 mmでの個体数密度）は、概ね1000

individuals/m<sup>2</sup>以上と考えられる。このような密度効果の原因としては餌をめぐる種内競争が考えられるが、前述したように伊勢湾における餌料量は年変動が大きいと考えられるため、各コホートの出現時期における餌料量を精査しなければその影響を詳しく論じることは難しいであろう。例えば、最も密度効果の影響の小さかったコホート（自然死亡率が最も低かったコホート）はコホート85であり（Fig. 2-a, b）、その主な出現期間である1985~1986年を含む1981~1990年の伊勢湾南部表層における平均クロロフィル量は3.9  $\mu\text{g/L}$ であった（水野ら 2009）。一方、2003~2007年の今一色地区におけるアサリの資源動態を調査した未発表資料（水野ら 2009）によれば、2003年に出現した卓越年級群の年間自然死亡率は約75 %（月間死亡率11 %）と推定されており、その主な出現期間を含む2001~2007年の伊勢湾南部表層における平均クロロフィル量は2.1  $\mu\text{g/L}$ であったと報告されている（水野ら 2009）。すなわち、海域の餌料量の年変動が自然死亡率の年変動に影響を及ぼし（浜口 2011）、本研究で認められた負の密度効果が見かけ上のものであった可能性も現時点では否定できない。未発表資料（水野ら 2009）の調査では禁漁区以外の海域も調査対象としているため本研究の年間自然死亡率0.0~41.2 %とは単純に比較できない可能性もあるが、いずれにせよ、餌をめぐる種内競争が生残率と成長率に及ぼした影響については、長期間にわたる各年の餌料量を何らかの方法で推定し、海域の餌料量の年変動も考慮した上で再評価する必要があるのである。

### (4) 資源管理方策

本研究で明らかにした7つの生残曲線をFig. 3-bに示した。年間自然死亡率はコホート間で異なったが、漁獲（密漁）開始前後で資源量を比較すると、漁獲前の資源量の経時変化は小さく、漁獲さえなければ資源量の変動は主に稚貝発生量に規定されていたことが見て取れる。前述したように2003~2007年の今一色地区におけるアサリの資源動態を調査した未発表資料（水野ら 2009）によれば、2003年に出現した卓越年級群の年間自然死亡率は約75 %であり、本研究のものとは比べて高かった。この調査では禁漁区以外の海域も調査対象としているため、本研究の値とは単純に比較できない可能性があるが、このように高い自然死亡率であっても、資源量減少の最大の原因は本研究と同じく漁獲であったと推測されている

(水野ら 2009)。また、漁獲前の資源量の年変動についても、本研究と同様に稚貝発生量に規定されていたと推測されている(水野ら 2009)。つまり、今一色地区において安定した漁獲量を維持するには、数年に1回しか出現しない卓越年級群を短期間で採りつくさない資源管理(生嶋ら 2008)を実践することが重要であり、その重要性は1960年代から2000年代まで一貫したものと云える。

保護水面は1954年から2001年まで禁漁区として管理されてきたが、本研究において、同水面における密漁による年間漁獲率は49.8~97.8%と推定され、同水面における卓越年級群の資源量の減少には密漁が大きな影響を及ぼしてきたことが明らかとなった。今一色地区の漁業協同組合と漁業者は保護水面の指定が解除された後も同水面を禁漁区として自主管理し、密漁者の監視、密漁者への指導に取り組んできた。また、前述したように漁業者による漁獲自体も資源量の減少に大きな影響を及ぼすと考えられるため、当該地区では禁漁区の周辺海域において卓越年級群を短期間で採りつくさない資源管理の実践も重要と考え、自主規制の一つとして、殻長約34 mm以下のアサリを採捕禁止としてきた(三重県 2011, 羽生 未発表資料)。しかし、本研究で示したように、禁漁区とその周辺海域では密漁対策を行わなければ、そのサイズに成長する前に資源が採りつくされ、こういった自主規制が形骸化する危険性が高い。すなわち、禁漁区や殻長制限を資源管理方策として機能させるには、漁業者を対象とした自主規制を強化するだけでは不十分であり、並行して密漁対策にも取り組む必要がある。このような密漁の影響を指摘した事例は本研究の他に見当たらないが、レクリエーションや漁業により大型個体の資源量が激減する現象は他の海域で指摘されており(越川ら 1999, 尾田ら 1999, 中原・那須 2002)、漁獲が資源量に大きな影響を及ぼすことはアサリ資源では一般的な現象と考えられる。伊勢湾沿岸のアサリの漁獲量の経年変化は漁獲統計により知ることができるが、その原票は主に漁業協同組合により記録されており、これには密漁による被害量が計上されていない。しかし、本研究の結果は、漁業以外の漁獲、すなわち密漁やレクリエーションもアサリの資源動態に無視できないほど大きな影響を及ぼしてきた、あるいは現在も影響を及ぼしている可能性を示唆している。伊勢湾のアサリの資源回復には母貝資源量を増やすことが必要であるが(羽生 2015)、それには、アサリの母貝場となる浅場・干潟の再生(羽生

2015)に加えて、現存する母貝資源を保護すること(羽生 2015)も不可欠と考えられる。

## 謝 辞

本研究を取りまとめるにあたり、多くの助言と配慮をいただいた三重県水産研究所鈴鹿水産研究室長 林 茂幸氏、同室課長 畑 直亜氏、三重県水産研究所元職員 石川貴朗氏に感謝申し上げます。保護水面の資源量調査は関係者の多大な協力により実施されてきた。また、石川貴朗氏は保護水面の調査担当となった1960年代に同調査の重要性を予見し、調査頻度と調査項目を充実させ、保護水面の指定が解除された2001年まで調査手法を極力変更しない体制の維持に尽力してきた。関係者の多大なご尽力に敬意を表する。

## 要 約

1. 伊勢湾南部の保護水面において1960年代から1990年代までの間に認められたアサリの卓越年級群(コホート)について、生残曲線と成長曲線を明らかにした。
2. 保護水面は当時禁漁区として管理されていたが、実際には、年間漁獲率49.8~97.8%の密漁により、殻長25.2~31.8 mm以上の資源量が激減していた。また、稚貝発生量(殻長7 mmでの個体数密度)の多いコホートほど生残率が低下する負の相関が認められた。
3. 成長には季節周期が認められ、夏季に成長し、冬季に成長が鈍化する傾向があった。この季節周期は水温の影響によるものと考えられた。また、成長曲線には、密度効果による成長鈍化と産卵・着底時期の違いが影響すると考えられた。
4. 今一色地区(保護水面とその周辺海域)において安定した漁獲量を維持するには、数年に1回しか出現しない卓越年級群を短期間で採りつくさない資源管理を実践することが重要であり、その重要性は1960年代から2000年代まで変わっていないと考えられた。
5. 今一色地区の漁業協同組合と漁業者は、三重県漁業調整規則(殻長20 mm以下の採捕禁止)より厳しい自主的殻長制限による資源管理を実践しているが、密漁対策を十分講じなければ、そのサイズに成長する前に資源が採りつくされ、自主規制が形骸化する危険性が高いことが明らかとなった。

## 文 献

- Akamine, T(1993): A new standard formula for seasonal growth of fish in population dynamics. 日本水産学会誌, **59(11)**, 1857-1863.
- Ferrari and Cribari-Neto(2004): Beta regression for modelling rates and proportions. Journal of Applied Statistics, **31(7)**, 799-815.
- 藤原正夢・辻 秀二・田中雅幸・今西裕一・中西雅幸(2008):垂下コンテナ飼育におけるアサリの成長. 京都府立海洋センター研究報告, **30**, 49-53.
- 古川 厚・岡本 亮(1958):アサリの干潟における籠試験結果について. 水産増殖, **6(1)**, 1-9.
- 五利江重昭(2002): MS-Excel を用いた混合正規分布のパラメータ推定. 水産増殖, **50(2)**, 243-249.
- 五嶋聖治・井手名誉・藤芳義裕・野田隆史・中尾 繁(1996):サロマ湖における移植アサリの生殖周期と殻成長. 日本水産学会誌, **62(2)**, 195-200.
- 浜口昌巳(2011): 一次生産の変化と有用種の関係 (二枚貝). 水産総合研究センター研究報告, **34**, 33-47.
- 羽生和弘(2015): 伊勢湾南部の保護水面におけるアサリ資源量の長期変動. 三重県水産研究所研究報告, **24**, 19-36.
- 長谷川夏樹・日向野純也(2010): 伊勢湾におけるアサリの殻長一重量換算式. 水産増殖, **58(1)**, 155-158.
- 池末 弥(1957):アサリの生態学的研究-II 沈着期と初期生長. 日本水産学会誌, **22(12)**, 736-741.
- 生嶋 登・那須博史・陣内康成・中原康智・鳥羽瀬憲久, 2008. 1996 年から 2006 年にかけての菊池川河口域(滑石地先)のアサリ分布状況. 熊本県水産研究センター研究報告, **8**, 47-58.
- 井上太郎・葭矢 護・井谷匡志・道家章夫(1999):ヒトデ類によるアサリの捕食生態. 京都府立海洋センター研究報告, **21**, 8-13.
- 萩田健二・石川貴朗(1985):伊勢湾におけるアサリの産卵期について. 水産増殖, **32(4)**, 213-215.
- 磯野良介・吉田 潤・岸田智穂(1998):アサリの成長と酸素消費量におよぼす高温の影響,日本水産学会誌, **64(3)**, 373-376.
- 柿野 純・鳥羽光晴(1990):千葉北部地区貝類漁場におけるアサリ資源の特性について. 千葉県水産試験場研究報告, **48**, 59-71.
- 木村 博(2005):かに類によるアサリの捕食. 山口県水産研究センター研究報, **3**, 97-103.
- 久野正博(1996):伊勢湾における海況の季節変化. 三重県水産技術センター研究報告, **6**, 27-46.
- 倉茂英次郎(1957):アサリの生態研究, 特に環境について. 水産学集成, 東京大学出版会,東京. 1957, 611-655.
- 越川義功・柵瀬信夫・大槻 晃(1999):横浜平潟湾における遮水壁撤去後のアサリの生息回復とその特性. 水産増殖, **47(4)**, 481-488.
- 松宮義晴(1996): 水産資源管理概論. 水産研究叢書, 46. 社団法人日本水産資源保護協会, 東京.
- 松本才絵・淡路雅彦・日向野純也・長谷川夏樹・山本敏博・柴田玲奈・秦 安史・櫻井 泉・宮脇 大・平井 玲・程川和宏・羽生和弘・生嶋 登・内川純一・張 成年(2014):日本国内 6 地点におけるアサリの生殖周期. 日本水産学会誌, **80(4)**, 548-560.
- 三重県(1954): 三重県公報, **7447**, 1-4.
- 三重県(1966): 三重県公報, **9419**, 2-25.
- 三重県(1977): 三重県公報, **10600**, 2-3.
- 三重県(1958-2001): 保護水面調査報告書, 昭和31年度—平成12年度.
- 三重県(1990): 三重県公報, **201**, 2-5.
- 三重県(2001): 保護水面調査(抄録). 三重県科学技術振興センター水産技術センター事業報告, 平成12年度, 85-89.
- 三重県(2004): 三重県公報, **1603**, 6.
- 三重県(2011): 三重県アサリ資源管理マニュアル～伊勢湾のアサリを守り育て活かす～改訂版, 三重県水産研究所, 三重.
- Miyawaki, D and Sekiguchi, H(1999):Interannual variation of bivalve populations on temperate tidal flats. Fisheries Science, **65(6)**, 819-829.
- 水野知巳・丸山拓也・日向野純也(2009):三重県における伊勢湾のアサリ漁業の変遷と展望(総説). 三重県水産研究所研究報告, **17**, 1-21.
- 中原康智(1998): 熊本県のアサリ資源の現状と問題点. 九州沿岸域の主要漁業種の資源の現状と問題点. 水産海洋研究, **62**, 117-120.
- 中原康智・那須博史(2002):主要アサリ産地からの報告—有明海熊本県沿岸. 日本ベントス学会誌, **57**, 139-144.
- 西沢 正・柿野 純・中田喜三郎・田口浩一(1992):東京湾



- 盤洲干潟におけるアサリの成長と減耗. 水産工学, **29**(1), 61-68.
- 農林水産省 (1957-2014): 漁業・養殖業生産統計年報, 昭和31年度—平成25年度.
- 尾田 正・草加耕司・水戸 鼓・泉川晃一(1999):黒島における生息数の季節的変動と成長. 岡山県水産試験場報告, **14**, 1-17.
- Robert, R, Trut, G, Laborde, JL (1993): Growth, reproduction and gross biochemical composition of the Manila clam *Ruditapes philippinarum* in the Bay of Arcachon, France. *Marine Biology*, **116**, 291-299.
- 瀬川直治・服部克也(1997):伊勢湾小鈴谷干潟におけるツメタガイによるアサリの食害. 愛知県水産試験場研究報告, **4**, 41-48.
- 柴田輝和(2004):東京湾盤洲干潟におけるアサリ稚貝の着底と成長, 生残. 千葉県水産研究センター研究報告, **3**, 57-62.
- 重田利拓・薄 浩則(2012):魚類によるアサリ食害. 水産技術, **5**(1), 1-19.
- 杉本 亮・笠井亮秀・山尾 理・藤原建紀・木村琢磨 (2004):伊勢湾における河川流量の変動に伴う懸濁態有機物の変化. 水産海洋研究, **68**(3), 142-150.
- 多賀 茂・和西昭仁・馬場俊典・桧野 進・桃山和夫(2005): 山口県瀬戸内海沿岸干潟における放流アサリの成長と生残. 山口県水産研究センター研究報, **3**, 87-96.
- 鳥羽光晴(2002): 千葉県のアサリ漁業の現状. 日本ベントス学会誌, **57**, 145-150.
- Toba, M(2004): The decline of manila clam stock in Tokyo Bay. *Bulletin of Fisheries Research Agency*, **Supplement 1**, 13-18.
- 鳥羽光晴(2007): 東京湾のアサリ資源の問題と対策例. 月刊海洋, **39**(4), 268-273.
- Toba, M, Yamakawa, H, Kobayashi, Y, Sugiura, Y., Honma, K, Yamada, H(2007): Observations on the maintenance mechanisms of metapopulations, with special reference to the early reproductive process of the Manila clam *Ruditapes philippinarum* (Adams & Reeve) in Tokyo Bay. *Journal of Shellfish Research*, **26**(1), 121-130.
- 東海農政局(1965-2014): 海面漁業生産統計調査, 昭和39年—平成25年.
- 辻 秀二・宗清正廣・井谷匡志・道家章生(1996):舞鶴湾のアサリ稚貝の沈着, 成長, 減耗. 水産増殖, **44**(1), 25-30.
- 堤 裕昭・石澤紅子・富重美穂・森山みどり・坂元香織・門谷 茂(2002):緑川河口干潟における盛砂後のアサリ (*Ruditapes philippinarum*) の個体群動態. 日本ベントス学会誌, **57**, 177-187.