

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

羽生和弘

Long-term fluctuations in stock abundance 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，資源量，直接推定，稚貝発生量，降水量，加入

The abundance of *Ruditapes philippinarum* in the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan, was investigated during 1954-2000 by the Mie Prefectural Fisheries Institute. The present study analyzed the abundance of *R. philippinarum* during 1957-2000. Annual fluctuations in the small clam abundance (abundance of individuals with a shell length of 2-7 mm) in the no-fishing area were large. The maximum small clam abundance in each decade showed a decreasing trend from the 1960s, and the stock abundance (abundance of individuals with a shell length ≥ 20 mm) decreased markedly after the 1970s. The stock abundance in the no-fishing area was maintained by a few cohorts with a high abundance of small clams.

The present study examined the effects of small clam abundance, precipitation, and sediment on the probability of cohorts recruiting to the stock in the no-fishing area during 1959-2000. Small clam abundance and precipitation influenced the probability of cohorts successfully recruiting to the stock. The precipitation selected by using logistic regression analysis was the maximum monthly total precipitation for 3 months after a mean month when small clams were observed in each cohort. Although heavy rain and river flood influenced the probability of cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area, the decline in stock after the 1970s was primarily caused by a decrease in abundance of small clams after the 1960s.

本邦におけるアサリ (*Ruditapes philippinarum*) の漁獲量は1980年代までは10万トンを超えていたが、2000年代には3万トン前後まで減少した(農林水産省1957-2014)。伊勢湾でも1990年代までは1万トン前後で推移していたが、その後減少し、2000年代は3千トン前後と低迷している(農林水産省1957-2014)。減少要因としては様々なものが指摘されているが、東京湾では1960年代に始まった沿岸部の埋め立て面積の増加と漁獲量減少の対応関係より、埋め立てによる漁場消失、それに伴う漁場縮小による乱獲、および幼生ネットワークの縮小などが指摘されている(佐々木1998a; 鳥羽2002, 鳥羽2007, 松川ら2008)。有明海では、熊本県において1980年前後の漁獲量の急増・激減に少し遅れて福岡県で急増・激減が認められたことから、乱獲による資源減少、再生産機構の崩壊などが疑われている(Ishii et al 2001, 石井・関口2002, 松川ら2008)。三河湾では、埋め立てによる漁場消失に加えて、貧酸素水塊の消長とアサリ漁獲量の増減との対

応関係より、環境悪化が減少要因の一つと考えられている(佐々木1998b; 青山2000, 中村・黒田2005, 岡本2009)。一方、伊勢湾では、湾内の埋め立ての大部分が1955年から1975年に行われたのに対し漁獲量の激減が1990年代に始まったことから、埋め立てによる漁場消失が漁獲量の減少と直接結びついていないと考えられ、それよりも、湾南部漁場での乱獲、および貧酸素水塊による潮下帯の漁場消失が減少要因として強く疑われている(水野・丸山2009)。このように減少のタイミングや減少要因は地域により多少異なるが、東京湾、有明海、伊勢湾については、乱獲が減少要因の一つと考えられている点が共通している。

このような長期的な減少要因の分析は漁獲統計に基づいて検討されることが多い。これはほとんどの場合、過去の資源状態を知るすべが他にないためである。しかし、伊勢湾を含め、一般にアサリ漁業については資源保護のため1人1日当たりの漁獲量が制限されている地域が多

く、これら地域の漁獲量はその地域の資源量を反映したものとっていない可能性がある（石井・関口 2002, 中原・那須 2002）。実際、伊勢湾のアサリについて CPUE（経営体当たりの漁獲量）を試算した水野・丸山（2009）は、漁獲量と CPUE のピークの年代がずれていることを見出し、伊勢湾におけるアサリ資源の激減は、漁獲量が激減した 1990 年代より 20 年も前の 1970 年代から始まっていた可能性を指摘している。ただし、彼らも述べているように、この CPUE も同様の問題をはらんでいる。いずれにせよ、伊勢湾においてアサリ資源がいつ、なぜ激減し始めたのかは議論の余地があると言える。

伊勢湾南部に位置する伊勢市大湊町と二見町の間を流れる勢田川河口には、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ていた（三重県 1954, 1966, 1977, 2001, 2004; Fig. 1）。総面積は 16 万 m^2 、管理者は三重県であり、「アサリを保護増殖して種苗供給に努めること」を目的として、地元の漁業協同組合の協力を得ながら資源保護、密漁防止、施設管理に取り組んできた（三重県 2001）。また、管理政策の基礎資料とするため、当該水面では 1954 年以降、漁業に頼らない直接推定によるアサリの資源量調査が実施されてきた（三重県 1958-2001）。この資源量調査の報告書（三重県 1958-2001）は公表されており、それによれば、アサリの資源量、殻長組成、および粒度組成が 40 年以上にわたり、ほぼ統一した手法で調査されてきた。また、調査担当者が推察した保護水面におけるアサリ資源の減少要因が記載されており、最も記載回数の多かったのは豪雨・河川出水による大量死亡であった。ただし、豪雨・河川出水による大量死亡は 1991 年に確認されただけでなく、アサリ資源の激減前と考えられる 1970 年代以前（1961 年, 1965 年, 1969 年, 1976 年）にもしばしば指摘されていた。これらは短期的な減少要因を推察したものであるが、東京湾や有明海ではこういった短期的な環境悪化（豪雨・河川出水）が長期的な稚貝発生量の低迷と組み合わせ、長期的に資源量が低迷する悪循環に陥っていることが指摘されている（池末 1957, 中原 1998, 鳥羽 2002, Toba 2004 鳥羽 2007）。伊勢湾のアサリ資源について同様の現象が生じているかどうかはこれまでに検討されていないが、それには長期的な稚貝発生量のデータが必要となる。また、そもそも全国的にも 1970 年代以前の稚貝発生量と漁獲対象サイズの資源量が漁獲統計に頼らない手法で明らかにされ、漁獲量が激減した年代の前

後で比較された例は見当たらない。そこで本研究では、伊勢湾南部の保護水面で実施された資源量調査の資料を取りまとめ、アサリの稚貝発生量と漁獲対象サイズの資源量の長期変動を明らかにした。これに加えて、稚貝発生量、降水量、および底質がコホートの加入に及ぼす影響について検討した。

方法

資源量調査と底質調査

本研究では筆者が内容を確認した 1957 年度から 2000 年度までの報告書（三重県 1958-2001）のうち、引用可能なデータが記載されていなかった 1976 年度を除外した 43 年間を解析対象とした。この期間の資源量調査と底質調査の概要は次のとおりであった。

2-4ヶ月に1回、最大 21 定点においてアサリの個体数と殻長組成が調査された。21 定点のうち継続調査され

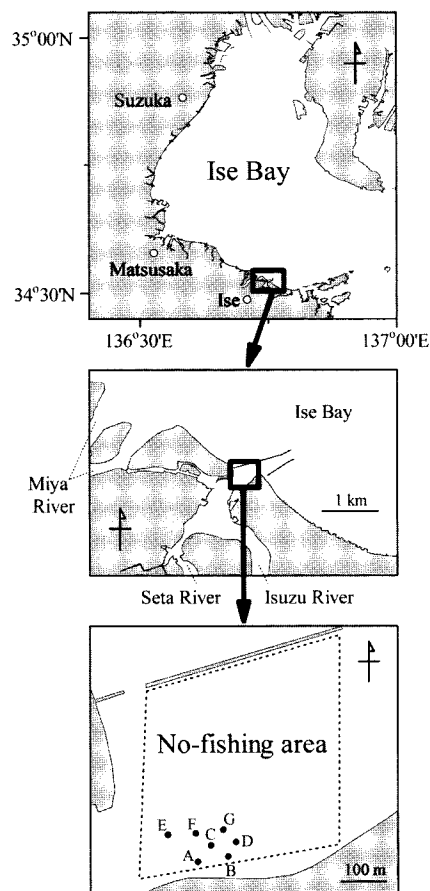


Fig. 1. Location of the no-fishing area in the southern part of Ise Bay, Japan, and sampling stations in the no-fishing area (Modified from Mie prefecture (1958-2001)).

たのは潮間帯の7定点（定点A-G）であった（Fig. 1）。1965年度の報告書によると、定点A-Gの地盤高は年平均水面に対し-75 cmから-20 cmの範囲であった。各調査日に各定点において1回、30 cm×30 cmの方形枠を用いて底泥が定量採取され、1959年度以前は目合い2 mmのふるいにより、1960年度以降は目合い1 mmのふるいにより、アサリが採集された。これらのアサリの殻長が1 mmの精度で測定され、概ね階級幅3-5 mmの区分で個体数が記録された。

1965年10月からは年1-2回、主に2月と6月に定点A-Gを含む12定点において、底泥の粒度組成が調査された。各調査日に各定点で1回、内径30 mmの円筒管により表面から深さ5-10 cm程度までの底泥が採取され、天日乾燥後、100℃8-10時間の乾燥処理が施された。この乾燥試料は、目合いの異なるふるいにより、4.0 mm以上、4.0 mm未満2.0 mm以上、2.0 mm未満1.0 mm以上、1.0 mm未満0.5 mm以上、0.5 mm未満0.25 mm以上、0.25 mm未満0.125 mm以上、および0.125 mm未満に分画され、全重量に対する各分画重量の割合（%）が記録された。

保護水面における資源管理

水産資源保護法に基づき、1955年から1969年までは県内外のアサリ資源の増殖・安定化に資するため、年間16-99トンのアサリ（殻長20 mm前後）が保護水面から採取され、県内外に供給されていた（三重県 2001）。種苗が保護水面とその周辺のどこで採取されていたかの記載は報告書（三重県 1958-2001）にないが、少なくとも1965年以降については資源量調査の定点付近では行われておらず、アサリ資源が減少した1970年以降については採取自体行われなくなった（石川¹私信）。また、保護水面は禁漁区として管理されていたが（三重県 1966, 1977, 2004）、報告書（三重県 1958-2001）によれば1969年、1970年、1975年、1977年に、密漁による資源量の減少が少なからず認められていた。なお、三重県側の伊勢湾におけるアサリは、三重県漁業調整規則により1951年から1990年までは殻長15mm以下が、それ以降は20mm以下が採捕禁止となっており（三重県 1951, 1990）、ここでの密漁では主にそれより大きいサイズのものが対象となっていたと考えられる。

データの前処理

継続的に調査が実施された定点A-G（計7定点）を解析対象としたが、一部の年では定点位置・定点名が変更されていた。ただし、その移動距離は30m程度の範囲内で収まっており、いずれもFig. 1に示した東端の定点D、西端の定点E、北端の定点G、南端の定点Aで囲まれた範囲の内側での変更であったため、定点A-Gを一括して取り扱った本研究では、これらの変更は解析結果に大きな影響を及ぼさないものとみなした。

殻長組成は、ほとんどの年のものが殻長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、一部の年の区分はこれとは異なった。そこで本研究では、次に示す方法により、殻長2-35mmの間の個体密度（individuals/m²、以下ind/m²と表記）を1 mm間隔で推定した。

- (1) 階級区分が前述のものとは異なったデータについては、各階級の個体数を階級幅1 mm単位で等分し、前述の階級区分で個体数を再集計した。
- (2) 一部の調査日において欠測の定点が認められたため、まず、各調査日の各殻長階級について定点A-Gの平均個体数を算出した。次に、この平均個体数に7を乗じたものに0.5を加算し、改めて7で除して、各調査日各階級の定点当たりの個体数とした。
- (3) 定点当たりの個体数を各階級幅で除して、それを各階級中央値の平均個体数とした。ただし、階級3 mm以下では、ふるいの目合い1 mmのデータは2で除し、目合い2 mmのデータでは1で除した。また、階級33 mm以上では5で除した。各階級の中央値は、小さいものから順にそれぞれ2.5 mm、5.5 mm、10.0 mm、20.0 mm、25.0 mm、30.0 mm、35.0 mmとした。ただし、ふるいの目合いが2 mmであったデータでは殻長3 mm以下の階級中央値を3.0 mmとした。
- (4) 各階級中央値とその平均個体数対数値を用いた直線補間により、各殻長（殻長2 mm-35mmの間で1 mm間隔）における平均個体数対数値を推定した。ただし、直線補間は、推定する殻長に隣接した2つの階級に基づいた。殻長3 mm以下の階級が欠測の調査日については、殻長2、3 mmの値を欠測とした。
- (5) 平均個体数対数値の推定値を元の単位に逆変換し、

¹ 1965年度から2000年度までの資源量調査の主な担当者。

さらに採集面積 0.09 m² で除した値を各殻長の個体密度 (ind/m²) とした。

コホートの特定

各殻長の個体密度を時系列で並べ、10^{1.0} ind/m²、10^{1.5} ind/m²、10^{2.0} ind/m²、10^{2.5} ind/m²、10^{3.0} ind/m² の等密度線図を作成した。10^{2.0} ind/m² 以上を便宜的にピークと定義し、殻長 3 mm 以下で認められたピークを出発点として、それより大きい殻長のピークを時系列で順にたどり、連続して出現したピークを同一コホートに属するものとした。10^{2.0} ind/m² 以上のピークで連続性が途切れた場合は、10^{1.5} ind/m² の等密度線の連続性も参考にして同一コホートを特定した。また、殻長 3mm 以下におけるピークの出現回数が概ね年 1 回であったため、コホートが特定できなかった年も含め、1 年間に 1 つのコホートが出現したものとした。ただし、殻長 3 mm 以下におけるピークが 2 年間継続して出現した 1965-1966 年、および調査回数が 4 か月に 1 回と少なく殻長 3 mm 以下におけるピークを見逃した可能性の高い 1957-1958 年については、例外として 2 年間で 1 つのコホートが出現したものとした。

稚貝発生量

等密度線図におけるピークの出現傾向と報告書の階級区分 (三重県 1958-2001) を参考に、本研究では稚貝を殻長 2-7 mm の個体と定義した。次式により各コホートにおける稚貝発生量 (ind/m²) を算出した。

$$\text{稚貝発生量} = \Sigma \text{稚貝密度} \div \text{調査回数}$$

ここで稚貝密度は各調査日における殻長 2-7 mm の合計個体密度 (ind/m²) であり、これをコホート単位 (1965-1966 年のコホートでは 2 年間、それ以外では 1 年間) で集計し、調査 1 回当たりに平均したものが稚貝発生量である。稚貝発生量の中央値を基準として、1950 年代から 2000 年代の各年代について中央値以上のコホートの割合を算出した。また、各コホートの稚貝発生月を次式により算出した。

$$\text{稚貝発生日} = \Sigma (\text{調査日} \times \text{稚貝密度}) \div \Sigma (\text{稚貝密度})$$

$$\text{稚貝発生月} = \text{Month}(\text{稚貝発生日})$$

ここで調査日は、1957 年 4 月 1 日を 20911 とし、この

日から 1 日につき 1 加算したシリアル値であり、Month はシリアル値から月を算出する Microsoft 社 Excel の関数である。

なお、殻長 3 mm 以下の個体密度が欠測の 1960-1964 年、および欠測ではないが調査頻度が少なく殻長 3 mm 以下の出現ピークを見逃した可能性の高い 1957-1958 年のコホートについては、稚貝発生量、稚貝発生日、および稚貝発生月を算出しなかった。

漁獲対象サイズの資源量

三重県では現在、三重県漁業調整規則により、殻長 20 mm 以下のアサリの採捕が禁止されている (三重県 1990)。そのため、本研究では加入を殻長 20 mm に達することと定義した。漁獲対象サイズの資源量は殻長 20-35 mm の合計個体密度 (ind/m²) とし、これを調査日ごとに求めた。

また、次式のアサリの殻長-湿重量換算式 (長谷川・日向野 2010) より、殻長 20-35 mm の全湿重量 (g/個体) を 1 mm 単位で求め、各殻長の資源量 (ind/m²) と乗じて、調査日ごとに合計した。これを年ごとに平均値したものを、各年の漁獲対象サイズの資源重量 (kg/m²) とした。

$$\text{個体当たり湿重量} = 2.4 \times 10^{-4} \times \text{殻長}^{2.97}$$

加入成功率

1959 年 1 月 1 日から 2001 年 3 月 31 日までの漁獲対象サイズの資源量の中央値を各コホートの漁獲対象サイズの資源量が超えた場合、そのコホートは加入に成功したものとした。各年代の加入成功率を次式により算出した。

$$\begin{aligned} \text{加入成功率} &= \text{加入に成功したコホートの数} \\ &\div (\text{加入に成功したコホートの数} \\ &\quad + \text{加入に失敗したコホートの数}) \\ &\quad \times 100 \end{aligned}$$

底質

アサリの資源量が継続的に調査された定点 A-G (計 7 定点) の底質を解析対象とした。保護水面の底質調査において最も小さい粒径階級であった粒径 0.125 mm 未満の分画重量割合 (以下、極細砂シルトクレイ含有率と表す) を定点 A-G で平均し、次に、各コホートの稚貝発生日における極細砂シルトクレイ含有率を、その前後の

調査日における極細砂シルトクレイ含有率を用いた直線補間により求めた。

降水量

1957年1月から2013年12月までの鳥羽における月降水量 (monthly total precipitation) と月最大日降水量 (monthly maximum daily precipitation) を使用した。1978年1月以前のデータは、三重県気象月報 (津地方気象台) または区内気象月表原簿 (津地方気象台)、それより後のものは気象庁による過去の気象データ・ダウンロード (<http://www.jma.go.jp/jma/index.html>) から引用した。

データ解析

稚貝発生量 (small clam abundance)、降水量 (precipitation)、および底質 (sediment) がコホートの加入成功率に及ぼす影響をロジスティック回帰分析により評価した。稚貝発生量には常用対数変換した値を使用した。降水量には、各コホートの稚貝発生月以降の月降水量の最大値を使用した。ただし、その最大値を求める期間は、稚貝発生月から1か月単位で最長24か月目まで徐々に増やした計24種類とし、それぞれの期間について最大値を求めた。月最大日降水量についても同様に24種類の最大値を求めた。稚貝発生量、降水量、および底質の全ての組み合わせのモデル (すなわち、8種類のモデル) について赤池情報量規準 (AIC) を算出し、AICが最小となるモデルを探索した。ただし、1回のモデル探索で使用する降水量は48種類 (すなわち、月降水量に基づく24種類の最大値と月最大日降水量に基づく24種類の最大値) のうちいずれか1つとし、48種類の降水量についてモデル探索を繰り返して、全てのモデルの中でAICが最小となるモデルを探索した。

後述するように、保護水面におけるアサリ資源量は稚貝発生量の多い少数のコホートに維持されていた。そのため、本研究では、各年代の稚貝発生量の最大値が減少傾向にあるかどうか確認するため、加入に成功したコホートと失敗したコホートのそれぞれについて稚貝発生量最大値を年代別に求めた。年代 (50, 60, 70, 80, 90) を説明変数、対数変換した稚貝発生量最大値を目的変数とする回帰直線を求め、AICが最小となった直線の係数により、稚貝発生量の最大値が年代とともに減少傾向にあるかどうか評価した。

結果

コホートの特定

コホートを特定するための等密度線図を Fig. 2a と 3a に示した。これに基づいて特定したコホートは次の通りであった。

1957年と1958年に殻長10 mm前後と23 mm前後で個体密度のピークが認められたが、殻長2-3 mmではそれに対応するピークが認められなかった。前述したように、この2年間は、4ヶ月に1回の頻度でしか調査が実施されなかったため、殻長2-3 mmのピークを見逃した可能性が高い。そのため、この2年間に出現したピークは、便宜的に1つのコホートとみなした (コホート57/58)。

1959年に殻長3 mm以下においてピークが認められ、これをコホート59とした。このコホートは1959年後半から1960年前半にかけてピークの中心が10-15 mmに移行し、さらにその年の12月にはピークが殻長20 mm以上に達した。

1960年から1964年は殻長2-3 mmが欠測であったが、1960年にはその年に出現したと推測されるピークが認められ、これをコホート60とした。このコホートの一部は1961年に殻長20 mm以上に達した。1962年の $10^{1.5}$ ind/m²以上のものもコホート60によるものとした。

1962年の殻長4 mmから25 mmまでのピークは、コホート62とした。このコホートは1962年にコホート60と混合し、1965年ごろまで出現した。

1965年から1966年の2年間にわたり殻長3 mm以下においてピークが認められ、これをコホート65/66とした。1970年初頭まで出現した。

1967年と1969年に殻長3 mm以下においてピークが認められ、これらはそれぞれコホート67と69とした。いずれも年内に消失した。

1972年に殻長3 mm以下においてピークが認められ、コホート72とした。1975年前半まで出現した。

1975年に殻長3 mm以下においてピークが認められ、コホート75とした。1976年から1977年前半までは欠測であったが、1977年に認められた殻長26 mm前後の $10^{1.5}$ ind/m²以上のものは、このコホートに属するものとした。

1978年と1979年に殻長3 mm以下においてピークが認められ、それぞれコホート78と79とした。いずれも年内に消失した。

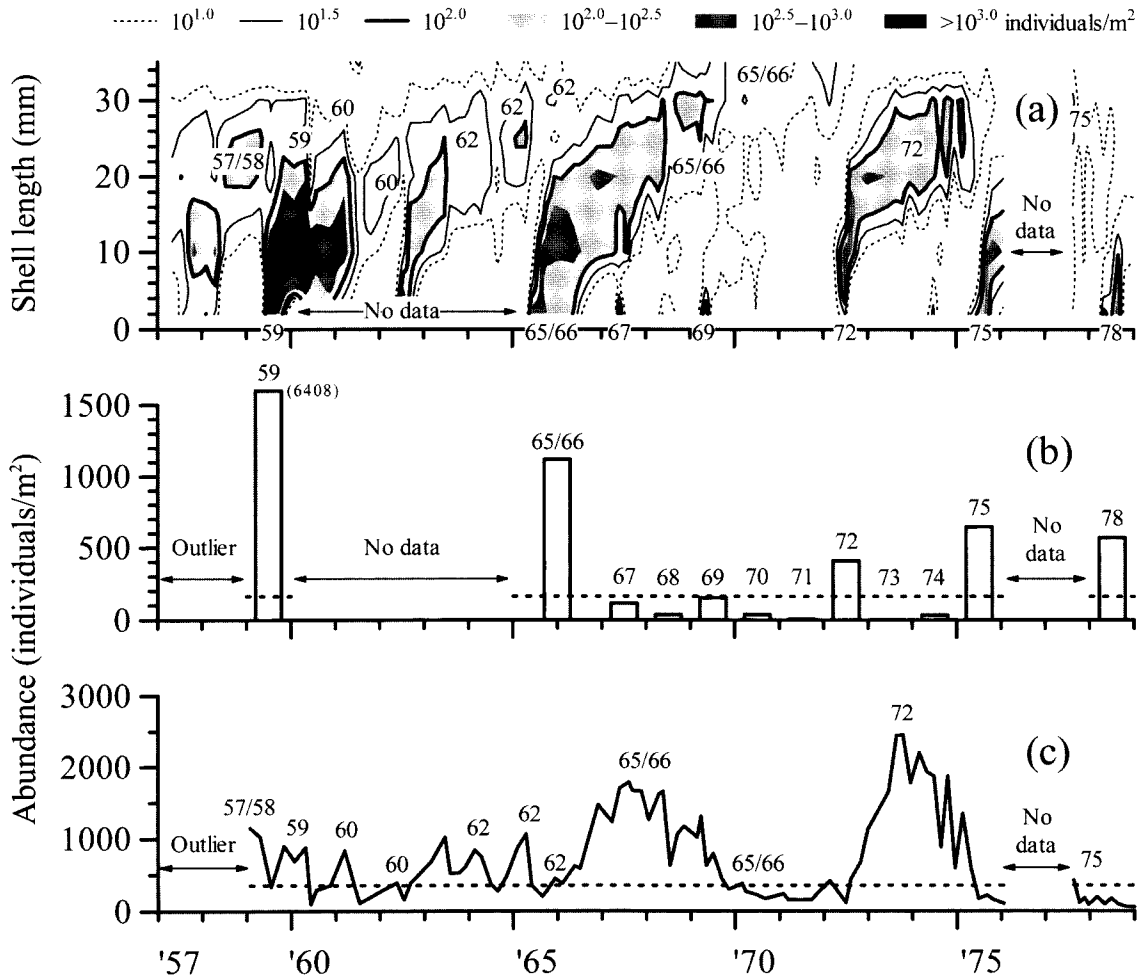


Fig. 2. Density contours, small clam abundance, and stock abundance of *Ruditapes philippinarum* in the no-fishing area during 1957-1978. (a) Density contours in shell length of *R. philippinarum* during 1957-1978. Class interval of shell length, 1 mm. Numbers in figure, cohort names. Cohorts were identified by masses of density ($\geq 10^{2.0}$ individuals/m²) and temporal continuity of these masses. Cohorts 57 and 58 during 1957 and 1958 were unable to be divided because of low quality data; cohorts 65 and 66 during 1965-1966 were unable to be divided because the densities during 1965-1966 formed a single mass. (b) Small clam abundance (abundance of individuals with a shell length of 2-7 mm) in each cohort of *R. philippinarum* during 1959-1978. The cohorts were identified based on Fig. 2a. Dotted line, the median (163 individuals/m²) of small clam abundance in 34 cohorts during 1959-2000; numbers in figure, cohort names; number in parentheses, the abundance in cohort 59. (c) Stock abundance (abundance of individuals with a shell length of ≥ 20 mm) during 1959-1978. Dotted line, the median (355 individuals/m²) of stock abundance during 1959-2000; numbers in figures, cohort names. The cohorts were identified based on Fig. 2a.

1980年は殻長 3 mm 以下においてピークが認められなかったが、殻長 7 mm 以上の $10^{1.5}$ ind/m² 以上のものを囲む $10^{1.0}$ ind/m² の等密度線が 1980 年につながっていたことから、1980 年に出現したコホートとし、コホート 80 とした。1982 年まで出現した。

1982 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 82 とした。このコホートは年内に消失した。

1983 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 83 とした。1985 年後半まで出現した。

1984 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 84 とした。このコホートは年内に消失した。

1985 年は殻長 3 mm 以下においてピークが認められなかったが、殻長 10 mm にピークが認められ、それを囲む $10^{1.0}-10^{1.5}$ ind/m² の等密度線が 1985 年につながっていたことから、1985 年に出現したコホートとし、コホート 85 とした。1987 年まで出現した。

1987 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 87 とした。1991 年まで出現した。

1988 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 88 とした。1989 年に殻長 20mm に達する前に消失した。

1990 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、

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

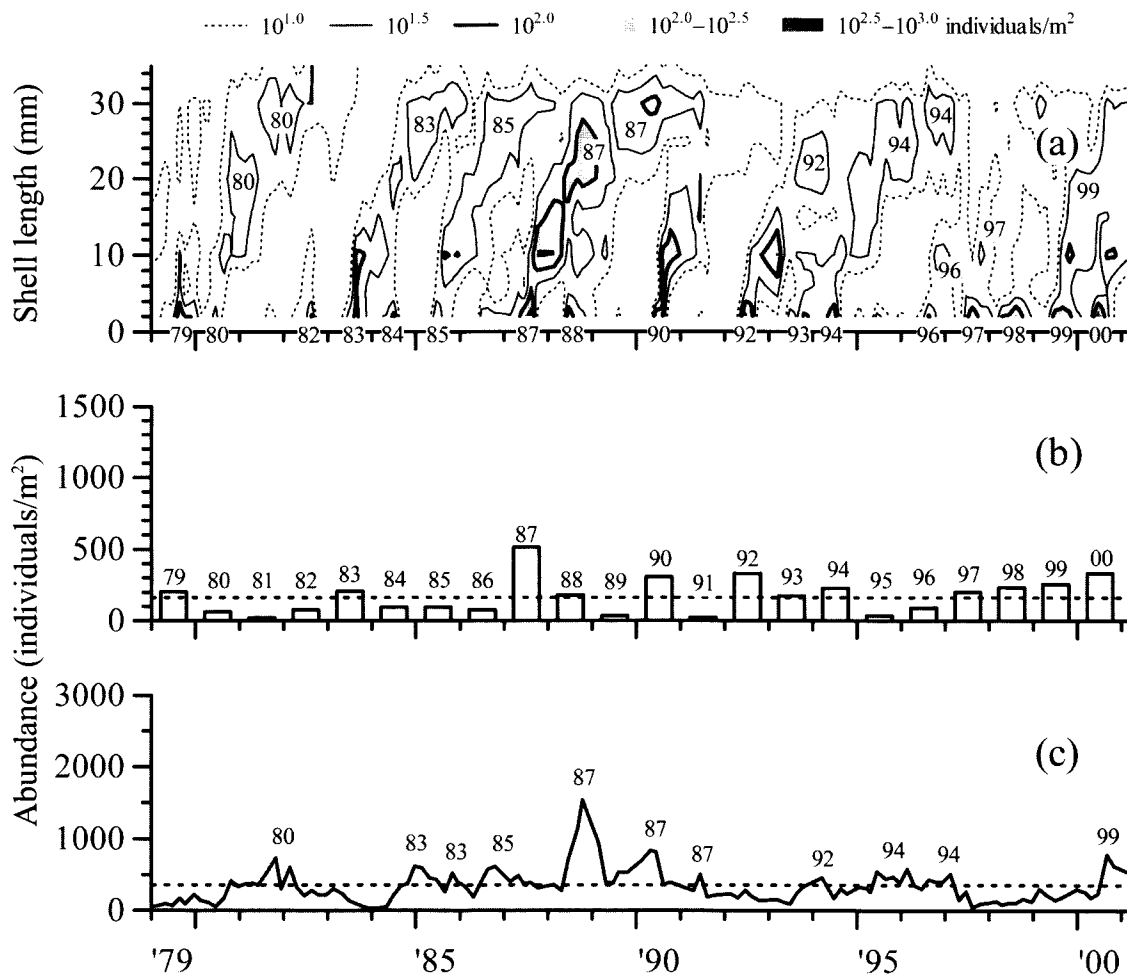


Fig. 3. Density contours, small clam abundance, and stock abundance of *Ruditapes philippinarum* in the no-fishing area during 1979-2000. (a) Density contours in shell length of *R. philippinarum* during 1979-2000. (b) Small clam abundance (abundance of individuals with a shell length of 2-7 mm) in each cohort of *R. philippinarum* during 1979-2000. (c) Stock abundance (abundance of individuals with a shell length ≥ 20 mm) during 1979-2000. For symbols and descriptions, see the Fig. 2 legend.

コホート 90 とした。殻長 20 mm に達する前の 1991 年後半に消失した。

1992 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 92 とした。1993 年後半から殻長 20mm 前後にピークが認められ、1994 年前半までピークが継続した。

1993 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 93 とした。続くコホート 94 との区分が不明瞭であったが、1993 年最後の調査と 1994 年最初の調査は例外的に調査間隔が約 5 か月間と長かったため、調査精度の問題により区分が不明瞭となったと考えられ、コホート 93 は年内に消失したものとした。

1994 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 94 とした。1997 年前半まで出現した。

1996 年、1997 年、1998 年に殻長 3 mm 以下においてピー

クが認められ、これらはそれぞれコホート 96、97、98 とした。いずれもほぼ年内に消失した。

1999 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 99 とした。少なくとも調査最終月の 2001 年 2 月まで継続して出現した。

2000 年に殻長 3 mm 以下においてピークが認められ、コホート 00 とした。調査最終年であったため、2001 年以降の出現は不明であった。

以上のとおり、ピークにより特定できたコホートは計 27 コホートであった。これらのコホートの大部分では殻長 3 mm 以下におけるピークが年 1 回認められたことから、ピークの認められなかった 1968 年、1970 年、1971 年、1973 年、1974 年、1981 年、1986 年、1989 年、1991 年、1995 年は 10^{2.0} ind/m² 未満の密度で稚貝が出現

したものとみなして、それぞれコホート 68, 70, 71, 73, 74, 81, 86, 89, 91, 95 とした。また、1961 年, 1963 年, 1964 年は殻長 3 mm 以下が欠測であったが、それぞれコホート 61, 63, 64 とした。以上より、本研究で特定したコホートは計 40 コホートであった。

稚貝発生量

本研究で特定した計 40 コホートのうち、殻長 3 mm 以下の個体密度が外れ値となったコホート 57/58, 欠測であったコホート 60, 61, 62, 63, 64 を除いた計 34 コホートについて稚貝発生量を算出した (Fig. 2b, 3b; Table 1)。稚貝発生量は、最小がコホート 73 の 2 ind/m², 最大がコホート 59 の 6408 ind/m², 中央値が 163 ind/m² であった (Table 1)。中央値以上となったコホートの割合は 1960 年代と

1980 年代に低かったが、1970 年代と 1990 年代は高く、年代とともに減少あるいは増加するといった傾向は認められなかった (Table 1)。一方、稚貝発生量の最大値は年代とともに低下していた (Table 1)。

漁獲対象サイズの資源量と加入成功率

1959 年 1 月から 2001 年 3 月までの間の漁獲対象サイズの資源量の中央値は 355 ind/m² であった (Fig. 2c, 3c)。本研究で特定したコホートのうち、コホート 00 を除いた 39 コホートについて加入の成否を判定した。資源量が中央値以上となったコホート、すなわち加入に成功したコホートを、各コホートの殻長 20 mm 以上の出現時期 (Fig. 2a, 3a) に基づいて特定した結果は Fig. 2c, 3c, および Table 2 に示した通りであった。また、各年代の

Table 1. Small clam abundance of *Ruditapes philippinarum* cohorts in the no-fishing area in each decade

Decade	<i>n</i>	Cohort number over the median (%)	Small clam abundance (individuals/m ²)	
			Maximum	Minimum
1950	1	1 (100)	6408	6408
1960	4	1 (25)	1120	38
1970	8	4 (50)	644	2
1980	10	3 (30)	514	21
1990	10	7 (70)	332	22
2000	1	1 (100)	331	331

n, number of cohorts identified in the present study; small clam abundance, abundance of individuals with a shell length 2-7 mm in each cohort; median, 163 individuals/m².

Table 2. Rate of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area in each decade

Decade	Cohort recruitment		Success rate (%)
	Success	Failure	
1950	57/58, 59	None	100
1960	60, 62, 65/66	61, 63, 64, 67, 68, 69	33
1970	72, 75	70, 71, 73, 74, 78, 79	25
1980	80, 83, 85, 87	81, 82, 84, 86, 88, 89	40
1990	92, 94, 99	90, 91, 93, 95, 96, 97, 98	30
2000	—	—	—

Success, stock abundance (abundance of individuals with a shell length of ≥ 20 mm) in each cohort was higher than the median (355 individuals/m²); failure, stock abundance in each cohort was never higher than the median; see Fig. 2c, 3c.

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

加入成功率を Table 2 に示した。加入成功率は観察したコホートの数が少なかった 1950 年代を除けば、1970 年代に 25% と若干低かったものの、その他の年代は 30-40% であり、年代間で大きな差は認められなかった (Table 2)。

Fig. 2c と 3c より、加入に成功したコホートの漁獲対象サイズの資源量が中央値を超えた年数はコホート 92 が 1 年間、コホート 59, 60, 85 が 2 年間、コホート 80, 83, 94 が 3 年間、コホート 72 と 87 が 4 年間、コホート 62 と 65/66 が 5 年間であった。コホート 57/58, 75, 99 はコホートの出現から消失までの全ての期間を観察できなかったため、継続年数は不明であった。

漁獲対象サイズの資源重量

漁獲対象サイズの資源重量の年変動を Fig. 4a に示した。また、Fig. 4b には 1950 年代から 2010 年代までの三重県および伊勢市におけるアサリ漁獲量も示した (農林水産省 1957-2014, 東海農政局 1965-2014)。漁獲対象サイズの資源重量は 1973 年の 6.5 kg/m^2 をピークに急減し、その

後の最大値は 1990 年の 3.3 kg/m^2 であった (Fig. 4a)。1973 年以前の最小値は 1962 年の 1.0 kg/m^2 、1973 年より後の最小値は 1978 年の 0.5 kg/m^2 であった (Fig. 4a)。

底質

1980 年代のほとんどの年において、極細砂シルトクレイ含有率が中央値 (10.6 %) を超えた (Fig. 5)。それ以外の年代では中央値を下回った年が多かった。

降水量

1957 年 1 月から 2001 年 3 月の期間における月降水量および月最大日降水量を Fig. 6 に示した。保護水面においてアサリに影響を及ぼす降水量は明確ではないが、発生頻度がおおむね 5 % 以下 (まれな現象) となる月降水量は 500 mm 以上であり、それを超えた月の割合は 1960 年代が 4.5 %, 1970 年代が 2.5 %, 1980 年代が 3.3 %, 1990 年代が 5.8 %, 2000 年以降 (2000 年 1 月から 2013 年 12 月まで) が 1.8 % であった (2001 年 4 月以降は Fig. 6 には示していない)。

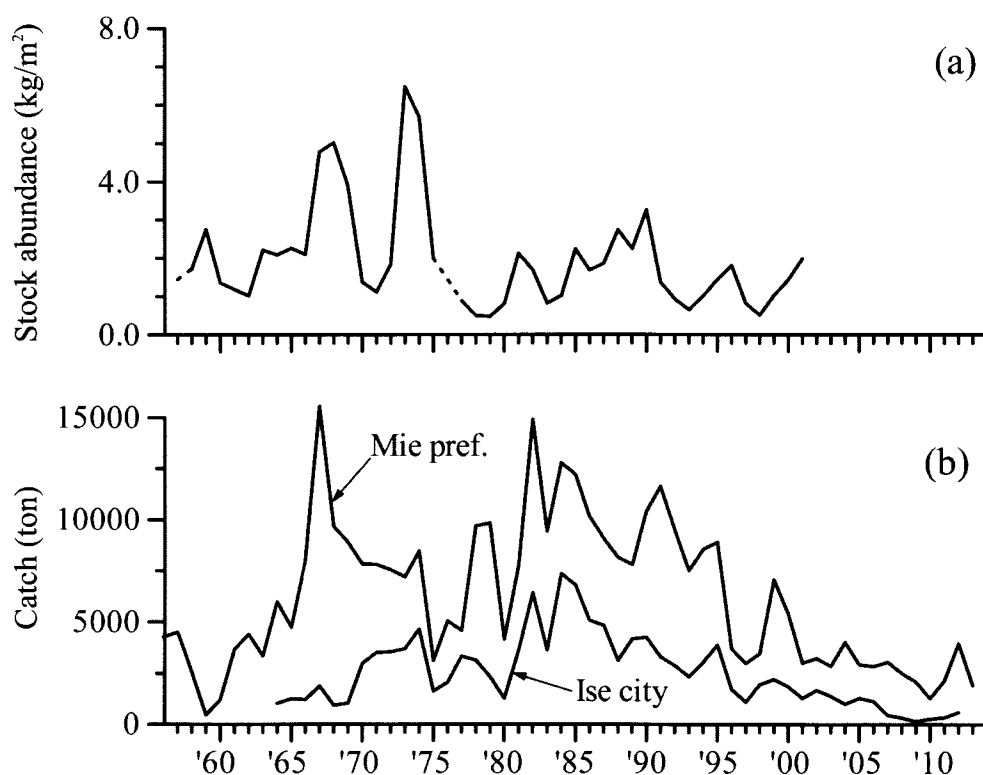


Fig. 4. Stock abundance of *Ruditapes philippinarum* in the no-fishing area during 1957-2000, and commercial catches of *R. philippinarum* in Mie prefecture and Ise city during 1956-2013. (a) Stock abundance (abundance of individuals with a shell length ≥ 20 mm) estimated in the present study. Dotted line, no data or low quality data. (b) Commercial catches based on Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries of Japan (1957-2014) and Tokai Regional Agricultural Administration Office (1965-2014).

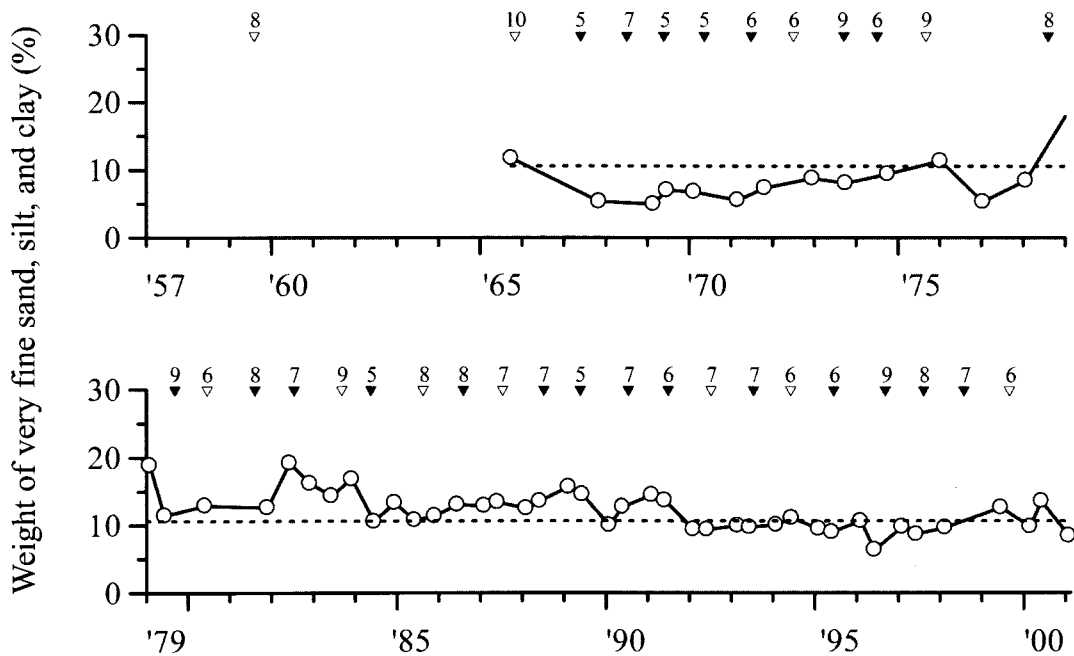


Fig. 5. Weight of very fine sand, silt, and clay as a percentage of the total sediment weight in the no-fishing area during 1965-2000. Dotted line, the median (10.6 %) during 1965-2000; number, the mean month was calculated from the average of serial dates (values in Microsoft Excel) when small clams were observed in each cohort; open and solid triangles, cohorts successfully and unsuccessfully recruiting, respectively.

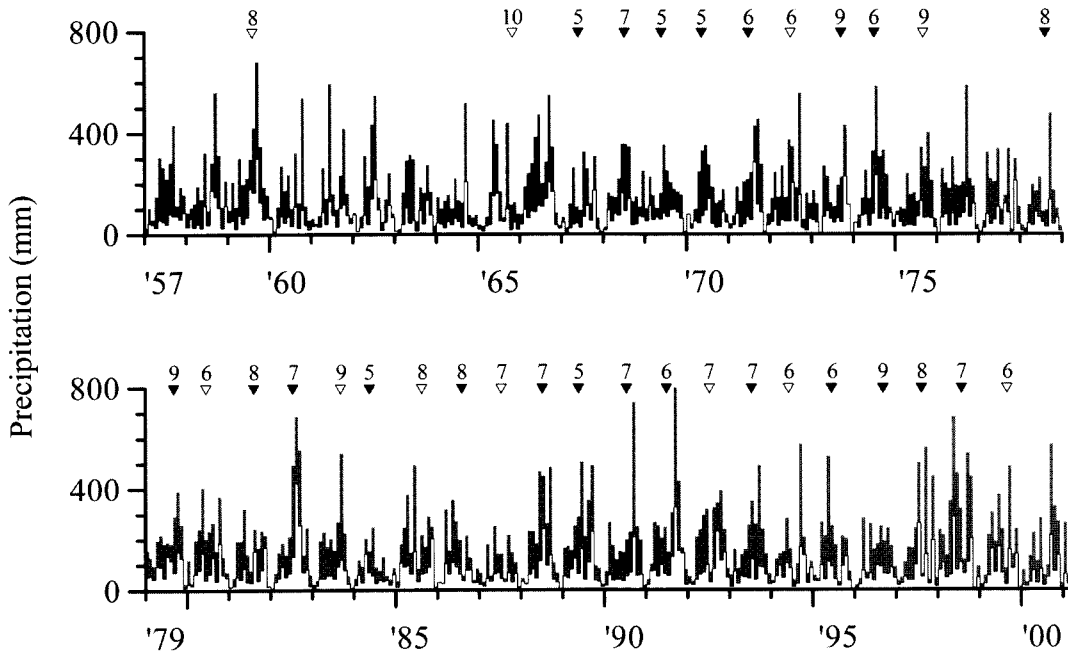


Fig. 6. Precipitation in Toba during 1957-2000. Open bar, maximum daily precipitation in each month; solid bar, monthly total precipitation; number, the mean month was calculated from the average of serial dates (values in Microsoft Excel) when small clams were observed in each cohort; open and solid triangles, cohorts successfully and unsuccessfully recruiting, respectively. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

稚貝発生量、降水量、および底質が加入成功率に及ぼす影響

稚貝発生量、降水量、底質（極細砂シルトクレイ含有率）、および加入成否がセットで得られた32コホートを対象に、ロジスティック回帰分析により、稚貝発生量、降水量、および底質が加入成功率に及ぼす影響を評価した。その結果、AICが最小となったのは稚貝発生量と降水量によるモデルであった（Table 3, 4; Fig. 7）。そのモデルにおける降水量は“稚貝発生月以後3か月間の月降水量最大値”であり（Fig. 7）、各要因の係数は稚貝発生量が正值、降水量が負値であった（Table 4）。底質のデータが得られていないが、稚貝発生量、降水量、および加入成否がセットで得られた33コホート、つまり前述の32コホートにコホート59を加えたものを対象に、稚貝発生量と降水量が加入成功率に及ぼす影響を分析した結果、AICは前述のモデルと同じ変数をもつもので最小となった（結果省略）。また、このモデルにおける各要因の係数の正負（Table 5）は、前述モデルのそれ（Table 4）と一致した。Table 5のモデルに基づいて、稚貝発生量と降水量から加入成功率を求めた（Fig. 8）。稚貝発生量

が多いほど加入成功率が高く、降水量が多いほど成功率が低い傾向が確認された（Fig. 8）。

稚貝発生量の最大値

加入に失敗したコホートの稚貝発生量の最大値は年代と関連が認められなかった（Fig. 9, Table 6）。一方、加入に成功したコホートのそれは年代とともに減少し（Fig. 8, Table 7）、10年減少率は48.8%（ $=\{1-10^{-0.0291} \times 10\} \times 100$ ）と推定され、1990年代の稚貝発生量の最大値は加入に失敗したコホートのそれと同水準まで低下していた（Fig. 9）。

考察

1. 稚貝発生量と漁獲対象サイズ資源量の長期変動

三重県における漁獲量は1980年代にピークを迎え1990年代に激減した（農林水産省 1957-2014; Fig. 4b）。また、伊勢市における漁獲量も1980年代にピークを迎え、1990年代から減少の一途をたどった（東海農政局 1965-2014; Fig. 4b）。一方、保護水面における漁獲対象サイズ

Table 3. Results of logistic regression analysis for the probability of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area during 1965-2000

Variable	Parameter	SE	z	p
Intercept	-7.24	4.04	-1.79	0.0733
Small clam abundance	3.17	1.46	2.18	0.0293
Precipitation	-0.01095	0.00955	-1.15	0.2515
Sediment	0.166	0.200	0.83	0.4045

This model, full model in which the variables were small clam abundance, precipitation, and sediment (see Fig. 7); small clam abundance, ordinary log-transformed abundance (individuals/m²) of individuals with a shell length 2-7 mm in each cohort; precipitation, maximum monthly total precipitation (mm) in Toba for 3 months after a mean month when small clams were observed in each cohort; sediment, weight of very fine sand, silt, and clay as a percentage of the total sediment weight. SE, standard error. Sample size, 32. AIC, 29.76. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

Table 4. Results of logistic regression analysis for the probability of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area during 1965-2000

Variable	Parameter	SE	z	p
Intercept	-6.22	3.69	-1.69	0.0916
Small clam abundance	3.33	1.44	2.31	0.0209
Precipitation	-0.00881	0.00911	-0.97	0.3337

This model, the best model in which the variables were selected by Akaike's information criteria (AIC) (see Fig. 7); small clam abundance, ordinary log-transformed abundance (individuals/m²) of individuals with a shell length 2-7 mm in each cohort; precipitation, maximum monthly total precipitation (mm) in Toba for 3 months after a mean month when small clams were observed in each cohort. SE, standard error. Sample size, 32. AIC, 29.55. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

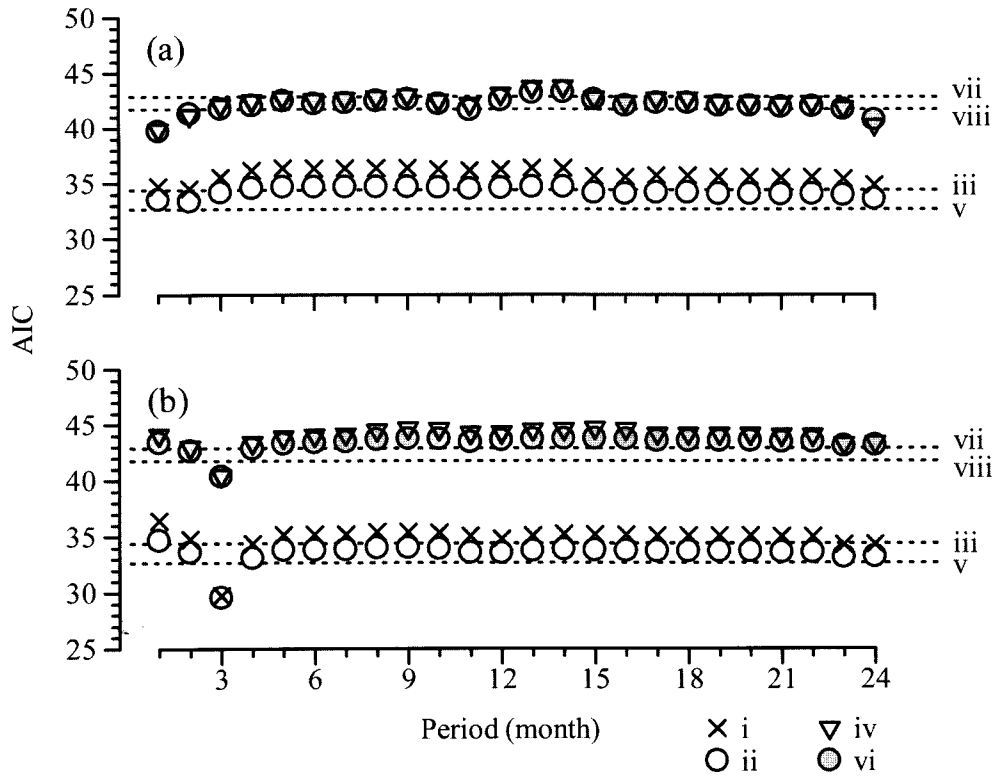


Fig. 7. Akaike's information criterion (AIC) in logistic regression analysis for the effects of small clam abundance, precipitation, and sediment on the probability of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area during 1965-2000. (a) Relationship between monthly maximum daily precipitation in Toba and AIC. (b) Relationship between maximum monthly total precipitation in Toba and AIC. Period, the number of months during which the maximum precipitation was recorded, after the mean month when small clams were observed in each cohort (see Fig. 5 and 6). Model (i), full model in which the variables were small clam abundance, precipitation, and sediment; Model (ii), 2-variable model in which the variables were small clam abundance and precipitation; Model (iii), 2-variable model in which the variables were small clam abundance and sediment; Model (iv), 2-variable model in which the variables were precipitation and sediment; Model (v), single-variable model in which the variable was small clam abundance; Model (vi), single-variable model in which the variable was precipitation; Model (vii), single-variable model in which the variable was sediment; Model (viii), null model. Dotted lines, models (iii), (v), (vii), and (viii); these models did not include precipitation. Sample size in each model was 32. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

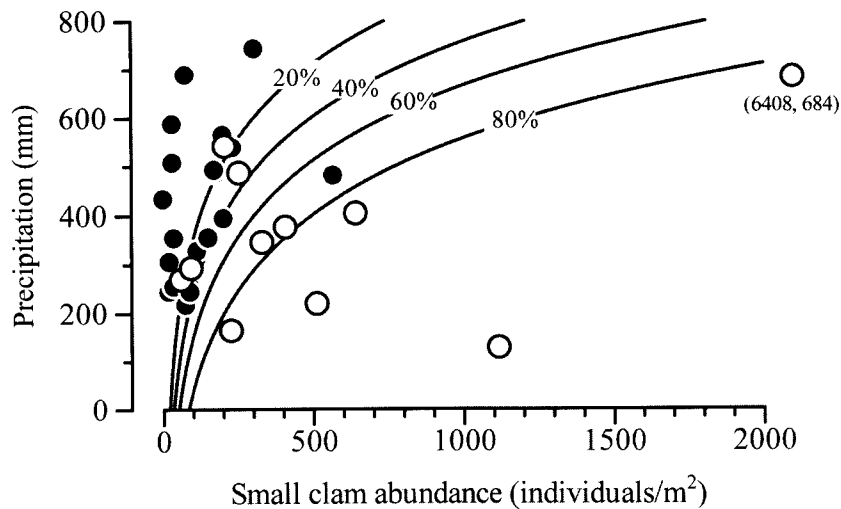


Fig. 8. Effect of small clam abundance and precipitation on the probability of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area during 1959-2000. Small clam abundance, abundance of individuals with a shell length of 2-7 mm in each cohort; precipitation, maximum monthly total precipitation in Toba during 3 months after a mean month when small clams were observed in each cohort. Open and solid circles, cohorts successfully and unsuccessfully recruiting to the stock, respectively; solid line, probability of cohorts successfully recruiting to the stock, as estimated by using logistic regression analysis (see Table 5). Numerals in parentheses, small clam abundance and precipitation in cohort 59. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

Table 5. Results of logistic regression analysis for the probability of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area during 1959-2000

Variable	Parameter	SE	z	p
Intercept	-7.45	3.49	-2.13	0.0329
Small clam abundance	4.60	1.81	2.54	0.0111
Precipitation	-0.00893	0.00491	-1.82	0.0688

This model, the full and best model in which the variables were selected by Akaike's information criteria (AIC); small clam abundance, ordinary log-transformed abundance (individuals/m²) of individuals with a shell length of 2-7 mm in each cohort; precipitation, maximum monthly total precipitation (mm) in Toba for 3 months after a mean month when small clams were observed in each cohort. SE, standard error. Sample size, 33 (including cohort 59). AIC, 29.59. Precipitation based on data collected by the Japan Meteorological Agency.

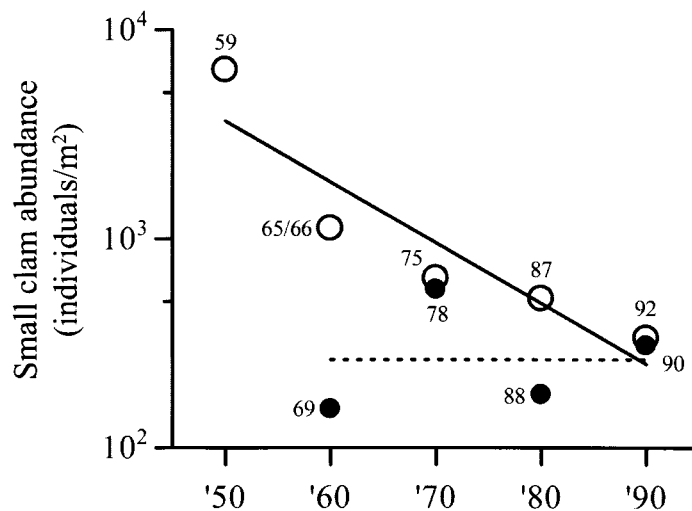


Fig. 9. Relationship between decades and maximum of small clam abundance of *Ruditapes philippinarum* in the no-fishing area. Open and solid circles, cohorts successfully and unsuccessfully recruiting to the stock, respectively; Solid and dotted lines, linear regression lines in cohorts successfully and unsuccessfully recruiting to the stock, respectively (see Table 6 and 7). Numbers in figures, cohort names.

Table 6. Results of linear regression analysis for the maximum small clam abundance of *Ruditapes philippinarum* cohorts unsuccessfully recruiting to the stock in the no-fishing area

Variable	Parameter	SE	t	p
Intercept	2.117	1.050	2.02	0.1814
Decade	0.00403	0.01385	0.29	0.7983

Small clam abundance, ordinary log-transformed abundance (individuals/m²) of individuals with a shell length of 2-7 mm in each cohort; maximum small clam abundance, abundance in each decade; decade, 60, 70, 80, and 90. SE, standard error. Sample size, 4. AIC in this model and the null model were 5.20 and 3.37, respectively. Intercept, SE, t, and p in the null model were 2.419, 0.129, 18.74, and 0.0003, respectively (See Fig. 9).

Table 7. Results of linear regression analysis for the maximum small clam abundance of *Ruditapes philippinarum* cohorts successfully recruiting to the stock in the no-fishing area

Variable	Parameter	SE	t	p
Intercept	5.015	0.512	9.79	0.0023
Decade	-0.0291	0.00717	-4.06	0.0270

Small clam abundance, ordinary log-transformed abundance (individuals/m²) of individuals with a shell length of 2-7 mm in each cohort; maximum small clam abundance, abundance in each decade; decade, 50, 60, 70, 80, and 90. SE, standard error. Sample size, 5. AIC in the model and null model were 2.80 and 10.14, respectively (see Fig. 9).

の資源重量は1970年代に激減し (Fig. 4a), Fig. 4には示していないが、水野・丸山 (2009) が試算した伊勢市におけるCPUE (経営体当たりのアサリ漁獲量) も1970年代にピークが認められ、その後急減していた。これらのことから水野・丸山 (2009) が試算したCPUEは漁獲量より真のアサリ資源量を反映したものに近いと推察され、松阪市のCPUEにおいても同様の減少傾向が認められたことから (水野・丸山 2009), 彼らが指摘しているように、伊勢湾におけるアサリ資源量の減少は1970年代に始まったとするのが妥当と考えられる。

本研究において、各コホートの稚貝発生量を1959年から2000年までの中央値と比較したところ、稚貝発生量は年変動が大きく、年代とともに中央値を超えたコホートが減ったという傾向は確認されなかった。また、加入成功率も近年低下したという傾向は確認されなかった。これは一見すると、稚貝発生量の低下が資源量低迷の原因ではないことを示しているかのように見える。しかし、本研究においてアサリ資源の構成コホートを詳しく調べたところ、資源の主軸を担ったコホートは高水準の稚貝発生量をもった少数のコホートであり、加入に成功したコホートの稚貝発生量の最大値は1960年代から減少傾向にあることが明らかとなった。すなわち、保護水面における漁獲対象サイズの資源量が1970年代に急減し、その後も長期低迷した根本原因は、1970年代以降、高水準の稚貝発生量をもったコホート65/66, 72のような卓越年級群がほとんど発生しなかったことにあると考えられる。

水野・丸山 (2009) は、1980年代の三重県および伊勢市における漁獲量の増加は漁獲努力量の増加によるものと推察している。また、その漁獲努力量の増加は乱獲と言うべき過剰なものであり、これが一因となり近年の資源量低迷を招いたと指摘している。本研究の結果はそれと矛盾するものではないが、保護水面では資源量低迷前の1960年代においても、稚貝発生量が1980年代や1990年代の最低水準と同程度まで低迷した年が頻発していた。また、1960年代と1970年代の保護水面ではコホート65/66と72により資源量が増大したが、言い換えれば、この20年間はわずか2つのコホートに資源が支えられていたに過ぎなかった。したがって、1970年代以降の伊勢湾におけるアサリ資源量の減少には、乱獲に加えてコホート65/66や72に匹敵する規模の稚貝発生がなかったことも大きな影響を及ぼした可能性が高いと考えられ

る。

2. 加入成功率に影響を及ぼす要因

本研究では各コホートの加入成功率に及ぼす要因として、稚貝発生量、降水量、および底質を取り上げ、稚貝発生量と降水量が加入成功率に大きな影響を及ぼすことを明らかにした。また、降水量については、稚貝発生月以後3か月間の月降水量最大値が影響することを明らかにした。稚貝発生月は5月から10月の間に認められ、例えば保護水面で確認されたコホートのうち、1959年8月に出現したコホート59, 1972年6月に出現したコホート72, 1983年9月に出現したコホート83は、月降水量が500 mmを超える豪雨に曝されたが、これらはその後も生き延び、加入に成功していた。これらの稚貝発生量はいずれも中央値を超えており、このように比較的高水準で稚貝が発生したコホートでは、台風などによる豪雨・河川出水に曝されても加入に成功する確率が高いと考えられる。東京湾や有明海では稚貝発生量が低迷し、河川出水がそれに追い打ちをかける負の連鎖が指摘されている (池末 1957, 中原 1998, 鳥羽 2002, Toba 2004 鳥羽 2007)。本研究の結果はこれを支持するものであり、こういった負の連鎖は、資源回復が進まない全国の河口域のアサリ資源において一般的に生じているものと推測される。

本研究では底質が加入成功率に及ぼす影響を検討し、極細砂シルトクレイ含有率が高かった1980年代とそれが低かった1990年代とでコホートの加入成功率を比較したが、年代間で大きな差は認められなかった。また、回帰分析においても明瞭な底質の影響を見出すことができなかった。したがって、保護水面では底質が加入成功率に影響を及ぼした可能性は低いと考えられる。ただし、シルトクレイの増加は稚貝の成長に対して悪影響を及ぼすことが知られている (櫻井ら 2014)。また、調査間隔が毎時・毎日の降水量や2-3か月に1回であった稚貝発生量と比べ、保護水面における底質の調査頻度は約6か月に1回と少なく、この精度の低さにより回帰分析において影響が検出できなかった可能性も否定できない。さらに、底質が急激に悪化した1978年度の保護水面調査報告書では底質悪化によりアサリが死亡した可能性が指摘されており、この年に出現したコホート78は稚貝発生量が中央値を大幅に超えていたにもかかわらず加入に失敗していた。この加入失敗には稚貝発生後の9月の降

水（月降水量 480 mm）が直接的な影響を及ぼした可能性も否定できないが、底質の影響については慎重な判断が求められる。

3. 稚貝発生量に影響を及ぼす要因

本研究では、保護水面において稚貝発生量の最大値が1960年代以降年々低下していること、稚貝発生量が加入成功率に大きな影響を及ぼすことを明らかにした。本研究における稚貝とは殻長2-7 mmの個体であり、加入とは殻長20 mmに達すること、コホートの加入成功とはそのコホートの殻長20 mm以上の資源量が中央値を上回ることと定義した。伊勢湾西部に位置する志登茂川河口域でアサリの幼生加入過程を調査した Miyawaki and Sekiguchi (1999, 2000) および宮脇・関口 (2000) における稚貝（殻長0.3-1.0mm）と加入成否（平均殻長が1mm以上に達すること）の定義は本研究のものと異なるが、以下では、彼らの大型個体（殻長1mm以上の個体）を本研究における稚貝と読み替えて、保護水面の稚貝発生量に及ぼす要因について考察する。

彼らの調査は1991年から1996年の間に行われた。それによると稚貝発生量は殻長1mm未満の個体が豪雨の影響により激減するかどうか左右され、浮遊幼生量と稚貝発生量との関連は認められなかったという。しかし、とりわけ稚貝が大量発生した1992年と1994年のコホートは大量の幼生供給が認められたコホートであり、これらのコホートに限って言えば稚貝発生量は浮遊幼生の供給量によって規定されていたという。一方、伊勢湾南部の保護水面における稚貝発生量は多い年から順に1992年、1994年、1993年、1996年、1995年、1991年であり、1992年と1994年に稚貝発生量が多かったという現象は伊勢湾西部（志登茂川）と南部（保護水面）で一致していた。本研究では、保護水面のアサリ資源が数年1回大量発生した稚貝に支えられていたことを明らかにしたが、この大量発生が伊勢湾西部のものと同様に浮遊幼生の大量発生によるものであったとすると、保護水面や伊勢湾南部におけるアサリ資源量の減少は、その海域固有の問題によるものではない可能性が出てくる。すなわちそれは次のようなものである。

東京湾、三河湾、有明海におけるアサリのD型幼生の分布中心は母貝のそれに近い海域で認められることが多い（黒田・落合2002, 粕谷2003a, 2003b, 西濱ら2011）。しかし、これらの浮遊幼生は時間の経過とともに湾外に

流失するもののほか、フロントに収束するなどしてアサリ資源が少ない海域にも大量に分布することがある（黒田・落合2002, 粕谷2003a, 2003b, 西濱ら2011）。伊勢湾において浮遊幼生が大量発生するメカニズムや母貝場の位置は明らかにされていないが、アサリ幼生の浮遊期間は約2週間（鳥羽1992, 粕谷2003a, 2003b）、伊勢湾表層恒流の最大流速は約20 cm/sec（佐藤1996, 関根ら2003）であり、伊勢湾では湾内に河口フロントが形成されることが知られている（関根1999）。また、三河湾の浮遊幼生の一部は伊勢湾から供給されたものと推測されている（鈴木ら2000）。したがって、伊勢湾においても浮遊幼生が湾全域で分散・混合し、フロント周辺で滞留する可能性は高いと考えられ、伊勢湾西部と南部のアサリ資源が別の海域のアサリ資源に維持され、稚貝発生量の変動がそこからの幼生供給量に規定されている可能性は十分考えられる。

このように伊勢湾西部と南部のアサリ資源が別の海域のアサリ資源に維持されているとすれば、保護水面のアサリ資源に関する次の2つの現象も説明がつく。1つは、保護水面の内部・周辺での再生産関係の弱さについてである。伊勢湾におけるアサリの成熟・産卵は少なくとも殻長14mm以上で認められ（筆者未発表資料）、1960年代や1970年代の保護水面とその周辺には母貝が長年大量に生息していたと考えられる。しかし、この20年間では稚貝発生量が低迷した年が少なからず認められた。これら低迷年における殻長1 mm未満の個体が豪雨などの影響を受け、稚貝まで成長・生残できなかった可能性（Miyawaki and Sekiguchi 2000）も否定できないが、保護水面のアサリ資源が別の海域のものに維持され、この年代においてそこからの浮遊幼生の供給量に大きな年変動があったとすれば、保護水面において母貝資源量と稚貝発生量に直接的な対応関係がないことも説明がつく。次に1970年代以降の資源量低迷についてである。保護水面は当時禁漁区とされ（三重県1966, 1977, 2004）、現在も地元の漁業協同組合により禁漁区として自主管理されている。ここでは1960年代から密漁が少なからず確認されていたものの（三重県1958-2001）、密漁の対象となりにくい稚貝が1960年代から減少してきたことは保護水面における密漁だけでは説明がつかず、当然それより後の1970年代以降の乱獲（水野・丸山2009）や密漁によっても説明できない。しかし、これについても保護水面のアサリ資源が別の海域のものに維持され、その別の

海域での母貝資源量やそこからの幼生供給量が何らかの影響により著しく減少したことによるものと考えれば、保護水面において稚貝発生量とその後の資源量が長期低迷していることも説明がつく。

ここまでの議論をまとめると、保護水面におけるアサリ資源量の減少は1970年代以降の乱獲や密漁だけでは説明がつかず、それに加えて別の海域の母貝資源量とそこからの幼生供給量が何らかの影響により1960年代以降減少したことも大きな影響を及ぼしたと推察された。伊勢湾ではこれまでに7000 haもの干潟と浅海域が埋め立てられ(三重県 2002)、その大部分が湾奥で1955年から1975年の間に埋め立てられた(水野・丸山 2009)。また、伊勢湾においてしばしば底生生物を死滅させる貧酸素水塊の発達は、湾内への流入負荷がもたらす植物プランクトンの増加が一因と考えられ(黒田・藤田 2006)、植物プランクトン量と相関する透明度は湾奥付近では1950年代から1970年代の間に著しく低下した(石田・原 1996, 石田・青山 2012)。このように湾奥の環境が激変した年代は保護水面において稚貝発生量が減少し始めた年代とほぼ一致しており、伊勢湾の湾奥が保護水面や湾南西部にとっての母貝場であった、あるいは現在も母貝場であるとの直接的な証拠は得られていないが、本研究の結果はこれを支持するものである。このことは、伊勢湾のアサリ資源の回復には、母貝資源の保護、そして母貝場となる干潟・浅場の再生・造成が必要であることを示唆している。これらの課題解決には、母貝資源をどこでどの程度確保すべきかの検討が必要と考えられ(武田 2005)、それには、現在の伊勢湾のアサリ資源について、母貝場の特定とそこでの母貝資源量、浮遊幼生の水平分布と環境要因の季節・年変動、およびこれらと稚貝発生量との関係解明が必要となるであろう。

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、並びにデータ解析に助言いただいた独立行政法人水産総合研究センター水産工学研究所研究員 南部亮元博士、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。

要約

1. 1957年から2000年までの間に実施された伊勢湾南部保護水面におけるアサリ (*Ruditapes philippinarum*) の資源量調査のデータを取りまとめ、その長期変動を明らかにした。また、アサリコホートの加入成功率に対する稚貝発生量、降水量、および底質の影響を分析した。
2. 保護水面における稚貝発生量は年変動が大きかった。各年代における稚貝発生量の最大値は1960年代から年々減少し、保護水面における漁獲対象サイズの資源量は1970年代以降、低迷していた。また、保護水面における漁獲対象サイズの資源量は稚貝発生量が高水準の少数のコホートに支えられていた。以上より、1970年代以降の保護水面および伊勢湾におけるアサリ資源量の低迷は、稚貝発生量が年々低下し、1960年代や1970年代に認められたような高水準の稚貝発生量をもつ卓越年級群がほとんど発生しなかったことによるものと考えられた。
3. 保護水面におけるアサリコホートの加入成功率には稚貝発生量と降水量が大きな影響を及ぼしていた。また、降水量については、稚貝発生月以後3か月間の月降水量最大値が大きな影響を及ぼすことが確認された。稚貝発生量の最大値が1960年代から減少していたことを考え合わせると、保護水面におけるアサリの資源減少の根本原因は長期的な稚貝発生量の低迷であり、短期的な環境悪化(豪雨・河川出水)がそれに追い打ちをかけていると考えられた。
4. 保護水面におけるアサリ資源の減少は1970年代以降の乱獲や密漁だけでは説明がつかなかった。別の海域に存在する母貝資源量とそこからの幼生供給量が1960年代以降何らかの影響により減少したことも保護水面および伊勢湾のアサリ資源の減少をもたらしたと推察された。

文献

- 青山裕晃 (2000): 三河湾における海岸線の変遷と漁場環境. 愛知県水産試験場研究報告, 7, 7-12.
- 長谷川夏樹・日向野純也 (2010): 伊勢湾におけるアサリの殻長—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.
- 石田基雄・青山高士 (2012): 伊勢・三河湾における水質変化と漁獲量変動について. 海洋と生物, **34** (2), 149-157.
- 石田基雄・原保 (1996): 伊勢・三河湾における水質変動と富栄養化について. 愛知県水産試験場研究報告, **3**, 29-41.
- 石井亮・関口秀夫 (2002): 有明海のアサリの幼生加入過程と漁場形成. 日本ベントス学誌, **57**, 151-157.
- Ishii, R, Sekiguchi, H, Nakahara, Y, and Jinnai, Y. (2001): Larval recruitment of the manila clam *Ruditapes philippinarum* in Ariake Sound, southern Japan. *Fisheries Science*, **67** (4), 579-591.
- 粕谷智之・浜口昌巳・古川恵太・日向博文 (2003a): 夏季東京湾におけるアサリ (*Ruditapes philippinarum*) 浮遊幼生の出現密度の時空間変動. 国土技術政策総合研究所研究報告, **8**, i-iii, 1-13.
- 粕谷智之・浜口昌巳・古川恵太・日向博文 (2003b): 秋季東京湾におけるアサリ (*Ruditapes philippinarum*) 浮遊幼生の出現密度の時空間変動. 国土技術政策総合研究所研究報告, **12**, i-iii, 1-11.
- 黒田伸郎・藤田弘一 (2006): 伊勢湾と三河湾の貧酸素水塊の短期変動及び長期変動の比較. 愛知県水産試験場研究報告, **12**, 5-12.
- 黒田伸郎・落合真哉 (2002): 三河湾におけるアサリ D 型幼生の分布. 愛知県水産試験場研究報告, **9**, 19-26
- 松川康夫・張成年・片山知史・梶尾光一郎 (2008): 我が国のアサリ漁獲量激減の要因について. 日本水産学会誌, **74** (2), 137-143.
- 三重県 (1951): 三重県公報, 号外, 1-36.
- 三重県 (1954): 三重県公報, **7447**, 1-4.
- 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 (1966): 三重県公報, **9419**, 2-25.
- 三重県 (1977): 三重県公報, **10600**, 2-3.
- 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 (2002): 伊勢湾の生態系の回復に関する研究 (抄録). 三重県科学技術振興センター水産研究部事業報告, 平成 13 年度, 84-87.
- 三重県 (2004): 三重県公報, **1603**, 6.
- Miyawaki, D. and Sekiguchi, H. (1999): Interannual variation of bivalve populations on temperate tidal flats. *Fisheries Science*, **65** (6), 817-829.
- Miyawaki, D. and Sekiguchi, H. (2000): Long-term observations on larval recruitment processes of bivalve assemblages on temperate tidal flats. *Benthos Research*, **5** (1), 1-16.
- 宮脇大・関口秀夫 (2000): 河口干潟におけるベントスの個体群動態—幼生の加入過程の視点から—. 月刊海洋, **32** (10), 647-653.
- 水野知巳・丸山拓也 (2009): 伊勢湾のアサリ資源と漁場環境. 水産学シリーズ 161 アサリと流域圏環境—伊勢湾・三河湾での事例を中心として (日本水産学会編). 恒星社厚生閣, 東京, 9-25.
- 西濱士郎・塚本達也・内藤 剛・森 勇一郎・藤井明彦・那須博史・木元 克則・前野幸男 (2011): 有明海におけるアサリ浮遊幼生の出現傾向と殻長組成. 水産増殖, **59** (2), 255-264.
- 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.
- 中村元彦・黒田伸郎 (2005): 伊勢・三河湾における漁業の推移. 総合郷土研究所紀要, **50**, 239-252.
- 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.
- 岡本俊治 (2009): 三河湾のアサリ資源の現状と課題. 水産学シリーズ 161 アサリと流域圏環境 - 伊勢湾・三河湾での事例を中心として (日本水産学会編). 恒星社厚生閣, 東京, 26-35.
- 櫻井泉, 中山威尉・秦安史・前川公彦・山田俊郎・田中良男・桑原久実 (2014): 人工増殖場におけるアサリの成長および生残適地の選定手法. 日本水産学会誌, **80** (5), 776-785.
- 佐々木克之 (1998a): 内湾および干潟における物質循環と生物生産 27 干潟と漁業生物 1. 東京湾のアサリ. 海洋と生物, **20** (4), 305-309.
- 佐々木克之 (1998b): 内湾および干潟における物質循環と生物生産 28 干潟と漁業生物 2 三河湾のアサリ. 海洋と生物, **20** (5), 404-409.

- 佐藤敏 (1996): 伊勢湾表層の循環流について. 沿岸海洋研究, **33 (2)**, 221-228.
- 関根義彦 (1999): 伊勢湾内外の沿岸フロントの季節変動観測. 沿岸海洋研究, **37 (1)**, 69-76.
- 関根義彦・山田二久次・宮崎基・杉山陽一・佐藤健治・藤井智史 (2003): HF レーダーによる伊勢湾の流速分布観測. 沿岸海洋研究 **40 (2)**, 189-196.
- 鈴木輝明・市川哲也・桃井幹夫 (2002): リセプターモードモデルを利用した干潟域に加入する二枚貝浮遊幼生の供給源予測に関する試み—三河湾における事例研究一. 水産海洋研究, **66 (2)**, 88-101.
- 武田和也 (2005): 三河湾の漁場環境の推移 - 干潟・浅場及び藻場を中心に -. 総合郷土研究所紀要, **50**, 231-238.
- 鳥羽光晴 (1992): アサリ幼生の成長速度と水温の関係. 千葉県水産試験場研究報告, **50**, 17-20.
- 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.
- 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.