

令和 4（2022）年度シャコ伊勢・三河湾系群の資源評価

水産研究・教育機構 水産資源研究所 水産資源研究センター

参画機関：愛知県水産試験場、三重県水産研究所

要 約

本系群の資源状態について、小型機船底びき網（以下、「小底」という）漁業の資源量指標値に基づいて評価した。本系群は、2002年に資源回復計画の対象魚種に指定されたことに伴って資源評価調査対象魚種になった。資源回復計画は2011年度で終了したが、同計画で実施されていた措置は、2012年度以降、愛知県および三重県が定める資源管理指針の下、継続して実施されている。本系群は伊勢・三河湾の小底漁業での重要対象魚種と位置づけられているが、愛知県および三重県における1999年以降の漁獲量は1,000トンを割り込んで減少傾向が続き、2021年は49トンと過去最低であった。

資源量指標値（小底シャコ CPUE）は、1990年代に減少し、2010年代は中位と低位の間を行き来していた。過去33年（ただし直近の極端な不漁年を除く）の資源量指標値について最高値と最低値の範囲を3等分し、32.3、20.1を水準間の境界として上から高位、中位、低位と定め、2021年は資源量指標値が3.7であったことから資源水準は低位と判断した。また、資源動向は直近5年間（2017～2021年）の資源量指標値の推移から減少と判断した。ただし、近年は魚類狙いの操業が増加していることにより、シャコに対する漁獲圧が過大に推定されている可能性があるため、資源量指標値の補正について検討中である。直近5年の資源水準は、漁獲主体となる年級群の満1歳時における生残状況により中位と低位の間を激しく変動している。2018年は2016年級群が比較的多く加入した影響から中位であったが、2019年以降はそれぞれ漁獲主体となる年級群の大量減耗の影響から低位となったものと見られる。すでに2020年級群にも減耗の兆候が見られ、2022年の資源量指標値も低い水準となることが予測される。

令和4（2022）年度ABC算定のための基本規則2-1（FRA-SA2022-ABCWG02-02）に基づき2023年ABCを算定した。近年は資源量指標値の短期的変動が極めて大きいことを鑑み、令和3年度から係数を求めるための資源量指標値参照期間を5年に変更し、あわせて低位水準における係数 δ_1 を0.6としている。なお、資源の動向が減少傾向にあり、2022年の資源量指標値は低くなると予測されることに配慮し、予防的観点から2023年の漁獲量はABCtarget付近を目指すことを推奨する。

| 管理基準 | Target/ Limit | 2023年ABC (トン) | 漁獲割合 (%) | F値 |
|--------------------|------------------|------------------|-------------|----|
| 0.6・Cave 3-yr・0.70 | Target | 25 | — | — |
| | Limit | 31 | — | — |

Limitは、管理基準の下で許容される最大レベルの漁獲量である。Targetは、資源変動の可能性やデータ誤差に起因する評価の不確実性を考慮し、管理基準の下でより安定的な資源

の増大または維持が期待される漁獲量である。 $ABC_{target} = \alpha ABC_{limit}$ とし、係数 α には標準値 0.8 を用いた。

| 年 | 資源量 (トン) | 親魚量 (トン) | 漁獲量 (トン) | F 値 | 漁獲割合 (%) |
|------|-------------|-------------|-------------|-----|-------------|
| 2017 | — | — | 105 | — | — |
| 2018 | — | — | 221 | — | — |
| 2019 | — | — | 105 | — | — |
| 2020 | — | — | 68 | — | — |
| 2021 | — | — | 49 | — | — |

水準：低位 動向：減少

本件資源評価に使用したデータセットは以下のとおり

| データセット | 基礎情報、関係調査等 |
|--------|---|
| 漁獲量 | <ul style="list-style-type: none"> ・年別県計漁獲量(1970～2003 年:愛知県・三重県、2004～2006 年:東海農政局、2007～2011 年:漁業・養殖業生産統計年報 資源回復計画対象魚種漁獲量、2012～2021 年:漁業地域別魚種別漁獲量調査(愛知県)、三重県水産研究所調べ(三重県)) ・生物情報収集調査(愛知県、三重県) ・漁場一斉調査(愛知県) |
| 漁獲努力量 | <ul style="list-style-type: none"> ・主要港小型底びき網漁船出漁状況(愛知県、三重県) ・標本船調査(愛知県、三重県) |
| 新規加入量 | <ul style="list-style-type: none"> ・シャコ浮遊期幼生分布調査(愛知県、三重県) |

1. まえがき

シャコは寿司や天ぷらの材料として利用され、東京湾では古くから漁獲されてきた。その他の海域でも、伊勢・三河湾をはじめ、石狩湾、仙台湾、大阪湾、瀬戸内海各地、博多湾など内湾域での漁獲対象資源として、小型機船底びき網（以下、「小底」という）や刺し網によって漁獲されている。近年、シャコを漁獲している小底漁業において、漁獲物に占めるシャコの比率が低下していることが指摘され、魚体の小型化も懸念されている。

本系群は伊勢・三河湾の小底漁業での最重要魚種の一つに位置づけられ、2002 年度には資源回復計画の対象魚種に指定され、小底漁業の休漁期の設定、小型個体の入網回避のための底びき網の目合い拡大等の漁具改良、再放流に伴う生残率の向上を図るためのシャワー設備の導入等の措置が実施された。資源回復計画は 2011 年度で終了したが、同計画で実施されていた措置は、2012 年度以降、一部見直しを行い、愛知県および三重県が定める資源管理指針の下、継続して実施されている。

2. 生態

(1) 分布・回遊

シャコは内湾の水深 10~30 m の泥底の海域に多く見られる。我が国各地の沿岸域、黄海、東シナ海に広く分布し、本系群は伊勢・三河湾に分布する（図 1）。主漁場は伊勢湾口から知多半島西岸に形成され、三河湾では知多半島東の知多湾に形成されている。愛知県の小底標本船の漁区ごとの月別総漁獲量を曳網時間で除して求めた CPUE (kg/h) の月別分布図を図 2 に示す。伊勢湾では主に知多半島西岸の湾奥部から湾口部にかけて漁場分布の中心があったが、近年の漁場形成は湾奥部に限られ、分布域の縮小が示唆されている（曾根ほか 2022a）。資源の分布は時期により変化し、特に近年の夏季は底層で発達した貧酸素水塊を避け、知多半島西岸に漁場分布が偏在している（下村・中村 2019）。大阪湾でも、シャコの一部は夏季に貧酸素水塊を避けて移動するものの、残留した多くの個体は死亡するものと考えられている（有山ほか 1997）。シャコは開口部を 2 つ備えた U 字型の巣穴を泥底に掘り、その中で生活するとされている（浜野 2005）。貧酸素水塊から逃避した個体は、移動に伴うエネルギーの消耗や被食に加え、新たな巣穴の構築にもエネルギー投資を強いられるものと推察される。

シャコはふ化後 1 ヶ月以上の間に 11 の幼生ステージを経て着底する。幼生は夏から秋頃に出現し、ピーク時には湾南部から湾口部にかけての海域で分布量が多い（図 3）。シャコの浮遊期幼生の出現状況を、三重県および愛知県により実施されているノルパックネット鉛直びき（月 1 回、35 定点）による幼生採集数を年別に見ると、2019 年は比較的採集数が多かったが、2020 年と 2021 年は連続して採集数が減少した（図 4）。

東京湾での報告では、シャコ幼生の鉛直的な分布の中心は、6 月から 7 月にかけては密度躍層より下の深い層にあり、8 月以降になると貧酸素水塊を避けて密度躍層上の浅い層に移る（中田 1986）。夏季の内湾域にはエスチュアリー循環流が生じ、表層では湾外方向の流れが卓越するため、湾内へ着底する幼生の個体数が減る可能性が指摘されている（児玉ほか 2003a）。東京湾のシャコ幼生出現のピークについて、清水（2000）は 6~7 月と 8~9 月の 2 回あるとしている。一方、Kodama et al.（2004）は、シャコ資源の低水準期である近年は幼生の出現ピークが後半の 1 回となったことを報告している。その原因として、大型個体の資源量低下により春季の産卵量が減少したことの他、春季産卵後の卵のふ化率が低い可能性や、貧酸素等の環境要因による死亡の影響の可能性が指摘されている（児玉 2004、Kodama et al. 2009）。伊勢・三河湾においては、浮遊期幼生の出現ピークは 9~10 月の 1 回とされている（愛知県 1991）。近年の月別採集数の傾向は、年間幼生採集数が比較的多かった 2013~2015 年は 9 月に大きなピークが見られた（図 5）。2019 年は 5 月から採集数が増加し、例年よりも早い 8 月に採集数のピークが見られたが、2020 年と 2021 年は年間を通じて採集数の大きなピークが見られなかった（図 5）。

(2) 年齢・成長

シャコはふ化後 2 年近く経過した後に体長（頭胸甲前端から尾節中央後端までの長さ）10 cm 以上となって漁獲対象となる。図 6-1、図 6-2 に愛知県の小底漁場一斉調査（2014 年 5 月~2022 年 2 月）により採捕されたシャコの体長組成を示す。この体長組成データ（2010 年 5 月~2014 年 1 月）を Length Frequency Distribution Analysis（LFDA）パッケージ（FAO

2006) を用いて解析し、季節変化を考慮しない von Bertalanffy の成長式をあてはめると、以下の成長式が推定された。

$$L_t = 17.86 \times [1 - e^{-0.55(t+0.080)}]$$

ここで、 L_t は年齢 t 歳におけるシャコの体長 (cm) である。年齢は 5 月に加齢するものとした。また、伊勢湾で漁獲された選別前シャコの精密測定 ($n = 4,129$) のデータをアロメトリー式に当てはめると、体長・体重関係について次式が得られた。

$$BW = 0.0179 \times L^{2.9415}$$

ここで、 BW は体重 (g)、 L は体長 (cm) である。

以上により満年齢でのサイズを計算すると、1 歳で体長 8.0 cm、体重 8.1 g、2 歳で体長 12.2 cm、体重 27.9 g、3 歳で体長 14.6 cm、体重 47.4 g、生態学的寿命とされる 4 歳 (浜野 2005) まで生きるとすれば体長 16.0 cm、体重 62.0 g に成長する (図 7)。

(3) 成熟・産卵

伊勢湾における成熟体長は約 8 cm であり、ほぼ 1 歳で成熟すると考えられている。伊勢・三河湾における産卵期は 5~9 月ごろとされ (成田ほか 2007)、月別の生殖腺重量から判断した成熟雌比率 (図 8) から、近年も産卵期は 5 月から 9 月ごろまで続いていると考えられている。本種は産卵後も死亡せず、東京湾においては一度の産卵期中に複数回産卵を行う可能性について報告されている (児玉ほか 2003b)。2019 年以降はシャコの不漁にともなう欠測が多かったため成熟の開始およびピークの時期の判断が難しいものの、2021 年は 3 月と 4 月に比較的高い成熟雌比率が見られた。

成熟した雌雄は交尾行動を行うが、雌は体内の貯精嚢に長期間にわたり精子を保存することができるため、交尾時期と産卵時期は必ずしも同期しない (浜野 2005)。産卵は泥底に U 字型に掘られた巣穴の中で行われ、雌 1 個体当りの産卵数はおよそ 1.5 万~28 万と推定されている (浜野 2005)。雌個体は産卵後も巣穴内で卵塊の保育行動を行い、卵のふ化には水温 20°C では約 21 日、25°C では約 12 日を要するとされている (浜野 2005)。

(4) 被捕食関係

本種は肉食性の捕食者とされ、博多湾においては主にクルマエビ類等の甲殻類や小型の二枚貝類を摂餌している (浜野 2005)。東京湾では 2~3 cm の小型個体では魚類を摂餌する比率が高く、4~12 cm で貝類の比率が高まり、12 cm 以上の大型個体では多毛類、甲殻類も摂餌するようになり、広食性になることが報告されている (中田 1989)。同種間の共食いについては、他の餌生物に比べて遭遇率が低いこと、遭遇後の捕獲に要するエネルギーが大きいこと等から、その影響は小さいと考えられている (浜野 2005)。

被食に関しては、伊勢・三河湾においてはマアナゴによるシャコの捕食が報告され (日比野 2016)、2015 年および 2017 年の胃内容物調査では重量比で 50% 以上を占めた (曾根ほか 2022b)。また、ハモの胃内容物からもシャコが見つまっている (愛知県ほか 2021)。博多湾ではマダイ、マハゼ、トカゲゴチ、ミミイカ等がシャコを捕食しているが、これら

に捕食されていたシャコは小型の個体であった（浜野 2005）。

3. 漁業の状況

(1) 漁業の概要

伊勢・三河湾におけるシャコの漁獲のほとんどは他の海域と同様に小底漁業によるものであり、他には刺し網と定置網で若干の漁獲がある。伊勢・三河湾の小底漁業にとってシャコは最も重要な対象魚種で、かつては同漁業種類の水揚げ金額の 20～50%を占めていた（愛知県 1991）。最近ではその割合を大きく減らしているものの、依然としてシャコ的重要度は高く資源状態の回復が望まれる。

主漁期は春から夏にかけてである。漁獲サイズはおおよそ体長 10 cm 以上であり、それに満たない小型シャコはほとんどが再放流されている。貧酸素水塊発生時期にあたる夏季は、水揚げサイズのシャコの分布（図 2）と同様に再放流サイズの小型シャコも貧酸素水塊の周辺部で多数入網している（図 9）。2002～2011 年に実施された資源回復計画では、甲板上に一旦水揚げされた小型シャコの再放流後の生残率を向上させるため、シャワー設備の導入が進められた。しかし、夏季には選別後の生残率は 50～60%程度に低くなることが明らかになっている（日比野ほか 2012）。

2009 年度から愛知県まめ板網漁業者組合により、自主的なシャコの冬季漁獲制限が実施されている。これは、1990 年代以降に漁獲量が大きく減少してきた中で、産卵前に相当する冬季（1～2 月）の漁獲量は増加していたことから、産卵前の親魚を保護することにより産卵水準の引き上げを図るものである。冬季はシャコの価格が低いことから漁家経営に与える影響は最小限と考えられ、取り組みやすく効果が期待できる方策である。

(2) 漁獲量の推移

愛知県および三重県における 1970 年以降 1998 年までの漁獲量は最大で 2,000 トンを超え、概ね 1,000 トン台で、3～5 年周期で増減を繰り返していた。1999 年以降の漁獲量は 1,000 トンを割り込んだ状態で減少傾向が続き、2011 年以降は 500 トン台を割り込んでいく（図 10、表 1-1、1-2）。なお、2011 年までは、海面漁業生産統計調査として「資源回復計画対象魚種の漁獲動向」が半期ごとに県合計値として農林水産省 HP 等で公表されていた。資源回復計画が終了した 2012 年以降分の県合計漁獲量データについては、愛知県および三重県の独自集計の値を利用した。2021 年の漁獲量はそれぞれ 49 トン（暫定値）および 0 トン（0.5 トン未満）であり、過去最低だった 2020 年の漁獲量をさらに下回る合計 49 トンとなった。

愛知県における主要水揚げ港（豊浜漁港）での直近 5 年間（2017～2021 年）の漁獲量の経月変化を図 11 に示す。2017 年は春から夏にかけて極めて低調な漁獲が続いたが、秋以降に漁獲量が上向き、翌 2018 年には春から初秋ごろまで順調な漁獲が続いた。しかし、2018 年 11 月以降は再び低調な漁獲となった。2019～2021 年は年間を通じて極めて低調に推移し、2017 年のような晩秋における漁獲量の上向きも見られていない。

(3) 漁獲努力量

シャコに対する漁獲努力量指標として、愛知県および三重県の主要水揚げ港を根拠地と

する小底漁船の延べ出漁隻数（隻・日）の経年変化をそれぞれ図 12、図 13 に示す。両県とも 1990 年代以降減少傾向にあり、現状の愛知県豊浜漁港における延べ出漁隻数は 10 年前の 6 割程度、20 年前の 5 割程度となっている。2020 年には新型コロナウイルス感染拡大に伴う緊急事態宣言の発令等も影響し、特に豊浜漁港で出漁隻数が大きく減少した。翌 2021 年の豊浜漁港の出漁隻数は前年から微増し、三重県有滝漁港では減少が続いた（図 12）。

なお、直近の極端な不漁年の豊浜小底漁業においては通常のシャコ網（コードエンド目合い 13～14 節）の代わりに大目網（コードエンド目合い 8～10 節程度）を用いた操業が通常年よりも多かった可能性が高い（補足資料 2）。大目網を用いた操業ではシャコが入網することはほとんどないため、直近の極端な不漁年の出漁隻数ベースの豊浜の漁獲努力量は、実際のシャコに対する漁獲圧よりも過大となっていると考えられる。

4. 資源の状態

(1) 資源評価の方法

シャコ伊勢・三河湾系群の漁獲の大部分を占める愛知県の小底漁業によるシャコ CPUE（単位漁獲努力量あたりの漁獲量）の経年変化を主体として 2021 年の資源の水準・動向を判断した（補足資料 1）。その他、月別漁獲量の推移、各県の生物情報収集調査、標本船調査のデータ解析から得た資源量指数の推移、漁場一斉調査並びに新規加入量調査（シャコ浮遊期幼生分布調査）の結果も現状の資源状態の判断材料とした。

(2) 資源量指標値の推移

愛知県の豊浜漁港は、シャコの全漁獲量に占める割合が 2018 年には約 5 割を占めるなど、本系群の主要な水揚げ港と位置付けられる。そこで、豊浜を根拠地とする小底漁業（伊勢湾で主に操業）によるシャコ CPUE（kg/隻/日）を資源量指標値とみなし、その推移（1989～2021 年）を表 2 および図 13、図 14 に示す。資源量指標値は 1990 年代に大きく減少し、2000 年以降は増減を繰り返している。近年は 2017 年、2019 年および 2020 年のように資源量指標値が極端に低い年も見られていた。2021 年の CPUE は 3.7 となり、2020 年、2019 年に次いで 3 番目に低い値だった。なお、直近の不漁年におけるシャコ全漁獲量のうち豊浜が占める割合は 2 割未満と低く、豊浜での漁獲が特に少ない傾向が見られる。これは、3. (3) 項に記した通り、豊浜の小底漁業において大型の魚類狙いの操業が増加したことも一因と考えられる（補足資料 2）。このため、従来資源量指標値の補正について検討を進めていく必要がある。

近年の三重県有滝漁港における小底漁業（夜間）のシャコ CPUE は豊浜の CPUE と概ね同調しているが、直近 5 年（2017～2021 年）における CPUE の変動は豊浜ほど激しくない（図 13）。現在資源評価に用いている資源量指標値（豊浜ノミナル CPUE）について、豊浜漁港特有の影響を考慮するため、愛知県豊浜および三重県有滝漁港の月別 CPUE を用いた一般化線形モデルによる標準化を試みた（補足資料 3）。その結果、標準化 CPUE は長期的には豊浜ノミナル CPUE と同様の変動を示し、直近の資源量指標値の変動は比較的抑えられていた。

愛知県の小底標本船（2015 年まで 6 隻分、2016 年以降は 5 隻分）の操業記録から、漁獲サイズ（体長 10 cm 以上）と再放流サイズ（体長 10 cm 未満）のシャコそれぞれについて、

各漁区における年間 CPUE (kg/h) に面積 (km²) を乗じた値を全漁区について総計し、資源量指数 (km²・kg/hr) を算出した。2004～2021 年の資源量指数の推移は、漁獲サイズのシャコでは資源量指標値の増減と概ね同調し、2018 年には大きく増加、2019 年には大きく減少した (図 15)。満 1 歳主体の再放流サイズのシャコでは、近年は単調減少が続いている (図 15)。漁獲サイズのシャコの資源量指数が高かった 2018 年の前年 2017 年に再放流サイズのシャコの資源量指数が高くなかったのは、2017 年に魚類狙いの操業が多かったことが強く影響していると考えられる。近年は浮遊期幼生の採集数も少ない年が多く (図 4)、親魚量の減少が影響している可能性がある。

(3) 漁獲物の体長組成

愛知県の小底漁場一斉調査におけるシャコの体長組成を見ると (図 6-1、図 6-2)、例年 5 月には、体長モードが 6～7 cm の小型群と 10～11 cm の大型群の 2 つのピークが認められる。このうち小型群は前年発生群と考えられ、5 月から 11 月にかけて、モードが 6 cm から 10 cm へと徐々に大きくなる。これに対し、前々年発生群である大型群はその年の漁獲の主体を成し、11 月にはほぼピークが見られなくなる。入れ替わるように、11 月以降はその年に発生した新たな小型群が見られるようになる。生態学的寿命は 4 歳程度とされる (浜野 2005) が、伊勢三河湾においては満 3 歳以上と思われる 13～15 cm 以上の個体は、周年にわたりほとんど見られない。

各年級群の時系列変化を見ると、2016 年級群は 2018 年 5 月から 8 月にかけて比較的多く生残し、同時期のまとまった漁獲 (図 11) に繋がっていたと推察される。2020 年の漁獲主体となる 2018 年級群については、2019 年 5 月時点における体長モードは例年同時期よりも 1 cm 程度大きく、比較的小型であった 2018 年の 2017 年級群と比較すると 2 cm 以上大きかった。このため、2019 年 8 月の 2018 年級群には、すでに体長 10 cm を超え漁獲サイズに達しているものも多く見られた。これらの個体による産卵は、2019 年に例年よりも早い時期に多く採集された浮遊期幼生 (図 5) の発生に寄与した可能性がある。その後、2018 年級群のピークは 2020 年 2 月にはほぼ消失していたことから、晩夏から秋にかけて大きな減耗が生じたものと見られる。また、2019 年級群についても、2020 年 2 月と 6 月には比較的大きなピークが見られていたが、同年 8 月から 11 月にかけて大きく減耗した。このような夏季から秋季に満 1 歳のシャコに生じる減耗は、近年の他の不漁年 (2013 年、2017 年および 2019 年) の前年にも共通して見られている。

2020 年級群についても 2021 年の 11 月以降ほとんど消失していることから、再び大きな減耗が発生したと考えられる。

(4) 資源の水準・動向

資源の水準の判断基準として、過去 33 年 (1989～2021 年) の資源量指標値 (豊浜小底シャコ CPUE) について最高値と最低値の範囲を 3 等分し、32.3、20.1 を水準間の境界として上から高位、中位、低位と定めた。ただし、3. (3) 項に記したとおり直近の極端な不漁年 (2017 年および 2019～2021 年) の CPUE は過小評価となっている可能性が高いため、水準判断の基準値が過度に下方修正されるリスクに配慮し、上記計算から除外している。2021 年の資源量指標値が 3.7 であったことから、2020 年の資源水準は低位と判断した (図

14)。また、直近5年間（2017～2021年）の資源量指標値の推移から2021年の動向は減少と判断した。

2010年代の資源量指標値の変動は極めて大きく、漁獲主体年級群の生残の多寡に応じて中位と低位の間を行き来していた。2018年の資源水準は、2017年の秋以降に2016年級群が比較的多く漁獲加入したことから、2017年の低位から中位となった。しかし、2017年級群、2018年級群および2020年級群がそれぞれ2018年、2019年および2020年の夏から秋にかけて大きく減耗した結果（図6-2）、2019～2021年の資源水準は低位となったものと見られる。2020年級群についても減耗の兆候が見られ（図6-2）、2021年10月以降の漁獲も低調に推移していることから（図11）、資源水準の低い傾向は2022年も継続するものと予想される。

5. 2023年ABCの算定

(1) 資源評価のまとめ

愛知県の主要水揚げ港を根拠地とする小底漁業によるシャコCPUE (kg/隻/日) を資源量指標値として水準・動向を判断すると、資源水準は低位、動向は減少となる。

(2) ABCの算定

資源水準および資源量指標値（小底シャコCPUE）の変動傾向に合わせて漁獲を行うことを管理目標とし、令和4（2022）年度ABC算定のための基本規則2-1）（FRA-SA2022-ABCWG02-02）に基づき、以下の式により2023年ABCを算定した。

$$ABC_{limit} = \delta_1 \times Ct \times \gamma_1$$

$$ABC_{target} = ABC_{limit} \times \alpha$$

$$\gamma_1 = (1 + k \times (b/I))$$

ここで、 C_t は t 年の漁獲量、 δ_1 は資源水準で決まる係数、 k は係数、 b と I はそれぞれ資源量指標値の傾きと平均値、 α は安全率である。 γ_1 は資源量指標値の変動から算定する。

本系群は漁獲量の年変動が激しく、また直近年の漁獲量は暫定値を用いているため不確実性が高い。このため、 C_t は3年平均漁獲量 Cave 3-yr とし、2019～2021年の平均漁獲量74トンを用いた。シャコの資源動向を示す資源量指標値は、豊浜小底シャコCPUEとした。令和2年度資源評価までは直近3年間の資源量指標値を参照して b および I を定めていた。しかし、近年は資源量指標値の短期的変動が激しく、 b の値が乱高下するようになったことにより、資源の動向判断が減少にも関わらずABC算定値が前年よりも増加する年が見られた。このため、令和3年度の算定から資源量指標値の参照期間を直近5年間とした。また、シミュレーション結果から、低位水準における δ_1 を0.6とした。これらのABC算定における係数の検討に関しては、補足資料4に詳細を記した。

今年度評価においては2017～2021年の資源量指標値から b は-2.30、 I は7.74となった。 k は標準値の1.0とし、 γ_1 は0.70となった。 α は標準値の0.8とした。

なお、本系群の資源量指標値は近年激しく変動する中で減少傾向にある。また、2022年も前年に続いて資源量指標値が低い水準となると予測されたため、予防的観点から2023年

漁獲量は ABCtarget 付近を目指すことを推奨する。

| 管理基準 | Target/ Limit | 2023 年 ABC (トン) | 漁獲割合 (%) | F 値 |
|--------------------|------------------|--------------------|-------------|-----|
| 0.6・Cave 3-yr・0.70 | Target | 25 | — | — |
| | Limit | 31 | — | — |

Limit は、管理基準の下で許容される最大レベルの漁獲量である。Target は、資源変動の可能性やデータ誤差に起因する評価の不確実性を考慮し、管理基準の下でより安定的な資源の増大または維持が期待される漁獲量である。ABCtarget = α ABClimit とし、係数 α には標準値 0.8 を用いた。

(3) ABC の再評価

| 昨年度評価以降追加されたデータセット | 修正・更新された数値 |
|--------------------|--------------|
| 2020 年愛知県漁獲量確定値 | 2020 年漁獲量の確定 |
| 2021 年漁獲量暫定値 | |

| 評価対象年 (当初・再評価) | 管理基準 | F 値 | 資源量 (トン) | ABClimit (トン) | ABCtarget (トン) | 漁獲量 (トン) (実際の F 値) |
|-----------------------|------------------------|-----|-------------|------------------|-------------------|--------------------------|
| 2021 年(当初) | 0.7・Cave 3-yr・ 0.98 | — | — | 97 | 78 | |
| 2021 年(2021 年 再評価) | 0.6・Cave 3-yr・ 0.81 | — | — | 70 | 56 | |
| 2021 年(2022 年 再評価) | 0.6・Cave3-yr・ 0.81 | — | — | 70 | 56 | 49 (-) |
| 2022 年(当初) | 0.6・Cave 3-yr・ 0.67 | — | — | 52 | 42 | |
| 2022 年(2022 年 再評価) | 0.6・Cave 3-yr・ 0.67 | — | — | 53 | 42 | |

2012 年以降の ABC の当初算定値は愛知県集計の漁獲量暫定値から計算されているため、翌年の再評価時には漁獲量確定値への更新を行っている。2021 年以降の再評価においては、資源量指標値の参照期間を従来の 3 年間から 5 年間に変更して γ_1 を計算するとともに、低位水準における δ_1 を 0.7 から 0.6 に変更して ABC を計算した。

6. ABC 以外の管理方策の提言

伊勢・三河湾における現状のシャコの漁獲量は 1970 年以降で最低の水準にあり、この傾向は東京湾における不漁期の継続(清水 2002)と類似している。東京湾のシャコの年級群豊度は生活史初期における環境要因により主に決定されると考えられ(児玉 2004)、本系

群も貧酸素水塊の規模拡大等の環境要因の影響を受けて資源の低水準が続いている可能性がある。近年では極端な不漁年が頻発しているが、これは漁獲主体となる年級群が満1歳時に大量減耗したことに起因している。この減耗の原因として、2013年の不漁においては、2012年の貧酸素水塊最大面積が大きかったことの影響が指摘されている（日比野・中村2014）。2017年、2019年、2020年および2021年の極端な不漁は、それぞれ前々年生まれの年級群の減耗によって生じたと考えられる。2018年には、2016年級群の漁獲加入が比較的良好であったために不漁が解消したが（図6-1）、2020年級群の順調な漁獲加入が見込めないことから（図6-2、図11）、2022年も不漁傾向は継続すると予測される。

このように、本系群では漁獲の主体となる年級群が秋季に大きく切り替わり、ある年級群が満1歳の秋季に漁獲加入するまでの生残の多寡がその翌年の漁獲量の多寡に直結する。したがって、極端な不漁が継続することを避けるためには、次に漁獲主体となる年級群を保護することが重要である。現状実施されている体長10cm未満の個体の再放流は、次年級群の保護と親魚量の確保につながり、不漁の解消に向け一定の効果があると考えられることから、確実な実施の継続が望まれる。すでに2020年級群に減耗の兆候が見られていることから、今後も小型個体に対しては慎重な漁獲を行うことが望ましい。なお、10月の豊浜地先日別水温月間平均（1988～2017年、DL-3mに設置した水温計で計測、愛知県水産試験場漁業生産研究所調べ）と翌年の資源量指標値の間には負の相関が見られている（未発表）。満1歳時における減耗の過程および原因となる環境要因について、さらに研究を進めていく必要がある。

伊勢・三河湾では夏季を中心とした貧酸素水塊の規模拡大時にはシャコの分布域が縮小し、その結果として水塊周辺部漁場での漁獲圧が高まり、特に漁獲加入直前の小型個体（満1歳）が多獲されている（図9）。夏季には小型個体の再放流後の生残率が低下する傾向があり（富山・岩崎2005、日比野ほか2012）、豊前海では夏場の投棄死亡を抑制することがシャコ漁獲量の増大と資源回復に効果的であることが指摘されている（亘ほか2011）。これに関して、シャコの不漁期間に大型の魚類狙いの操業を行うことでシャコの小型個体の入網低減につながっている可能性がある。しかし、魚類狙いの操業の増加は現在用いている資源量指標値の信頼性を低下させるという問題もある。こうした伊勢・三河湾内におけるシャコ資源の時空間的変動や操業形態の変化を捉え、資源量指標値の変動を実際の資源変動に近づけるため、愛知県の標本船操業データを用いた Vector Autoregressive Spatio Temporal (VAST) モデルによる資源量指標値標準化について検討した（補足資料5）。今後はこれらの解析結果等も踏まえ、操業場所や時期の制限など、合理的な漁場利用ルールについて検討を続ける必要がある。

他方、近年は伊勢・三河湾内において低次栄養段階の生産性低下によるシャコの栄養状態の悪化を示唆する報告（曾根ほか2022a）のほか、シャコの捕食者であるハモの漁獲量増加等の情報もある（愛知県ほか2021）。さらに、愛知県・三重県による生物情報収集調査のデータでは、近年トゲシャコ等の南方系のシャコ類の記録が増加している。こうした湾内の生態系構造の変化が本系群の内的自然増加率や環境収容力の低下を引き起こしている可能性がある。今後の内湾域の資源管理においては、生息場の環境、食物網や生態系全体を包括的に理解することの必要性も高まっている。

7. 引用文献

- 愛知県 (1991) シャコの資源評価手法の開発. 平成3年度愛知水試業務報告, 119-120.
- 愛知県・和歌山県・徳島県・高知県・大分県 (2021) 令和2(2020)年度資源評価調査報告書
ハモ. <https://abchan.fra.go.jp/digests2020/trends/202016.pdf> (last accessed 30 June 2022)
- 有山啓之・矢持 進・佐野雅基 (1997) 大阪湾奥部における大型底生動物の動態について.
II. 主要種の個体数分布・体長組成の季節変化. 沿岸海洋研究, **35**, 83-91.
- FAO (2006) Stock assessment for fishery management. A framework guide to the stock assessment tools of the Fisheries Management Science Programme. FAO Fisheries and Aquaculture Technical Paper 487, 259 pp.
- 浜野龍夫 (2005) 「シャコの生物学と資源管理」. 日本水産資源保護協会, 東京, 208 pp.
- 日比野学・白木谷卓哉・立木宏幸 (2012) III水産業振興事業 4 資源管理漁業推進事業 調査検討事業(内湾小型底びき網漁業混獲物調査). 平成23年度愛知水試業務報告, 98-99.
- 日比野学・中村元彦 (2014) 伊勢湾におけるシャコの資源変動要因と2012年秋以降の不漁・黒潮の資源海洋研究, **15**, 87-93.
- 日比野学 (2016) 伊勢・三河湾におけるマアナゴの食性. マアナゴ資源と漁業の現状, 増養殖研究所, **3**, 101-102.
- 児玉圭太・清水詢道・青木一郎 (2003a) 東京湾におけるシャコ加入量の変動要因. 神水試研報, **8**, 71-76.
- 児玉圭太・山川 卓・青木一郎・福田雅明・清水詢道 (2003b) 東京湾産シャコの最小成熟体長の低下と、飼育下における複数回産卵. 神水試研報, **8**, 77-79.
- 児玉圭太 (2004) 東京湾におけるシャコの資源量変動機構に関する研究. 東大大学院博士論文, 49-51 pp.
- Kodama K., T. Shimizu, T. Yamakawa and I. Aoki (2004) Reproductive biology of the female Japanese mantis shrimp *Oratosquilla oratoria* (Stomatopoda) in relation to changes in the seasonal pattern of larval occurrence in Tokyo Bay, Japan. Fish. Sci., **70**, 734-745.
- Kodama K., M. Oyama, J. H. Lee, Y. Akaba, Y. Tajima, T. Shimizu, H. Shiraishi and T. Horiguchi (2009) Interannual variation in quantitative relationships among egg production and densities of larvae and juveniles of Japanese mantis shrimp *Oratosquilla oratoria* in Tokyo Bay, Japan. Fish. Sci., **75**, 875-886.
- 中田尚宏 (1986) 東京湾におけるシャコ幼生の分布について. 神水試研報, **7**, 17-22.
- 中田尚宏 (1989) 東京湾におけるシャコの生物学的特性. 神水試研報, **10**, 63-69.
- 成田光好・Monthon Ganmanee・関口秀夫 (2007) 伊勢湾におけるシャコ *Oratosquilla oratoria* の個体群動態. 日水誌, **73**, 18-31.
- 清水詢道 (2000) 東京湾におけるシャコ浮遊幼生の生残率の推定. 神水試研報, **5**, 55-60.
- 清水詢道 (2002) 東京湾のシャコ資源について - I 東京湾のシャコ資源について. 神水試研報, **7**, 1-10.
- 下村友季・中村元彦 (2019) 伊勢湾における貧酸素水塊の分布と小型底びき網漁業の漁場との関係. 黒潮の資源海洋研究, **20**, 89-98.
- 曾根亮太・日比野学・下村友季・鶴寄直文・澤山周平 (2022a) 伊勢・三河湾におけるシャコの資源動態と肥満度の変化及び加入・生残過程. 愛知水試研報, **27**, 22-30.

- 曾根亮太・日比野学・下村友季・鶴寄直文・横内一樹 (2022b) 伊勢・三河湾におけるマアナゴの資源動態と肥満度, 胃内容物組成及び餌料環境の変化. 愛知水試研報, **27**, 10-21.
- 富山 実・岩崎員郎 (2005) シャコの生残率向上をめざした伊勢・三河湾の小型底びき網漁船へのシャワー散布装置の導入. 愛知水試研報, **11**, 59-65.
- 亘 真吾・石谷 誠・尾田成幸 (2011) 瀬戸内海豊前海におけるシャコの資源解析と資源状況. 日水誌, **77**, 799-808.

(執筆: 澤山周平、横内一樹、青木一弘、竹茂愛吾、堀 正和、福井 眞)



図 1. シャコ伊勢・三河湾系群の分布域

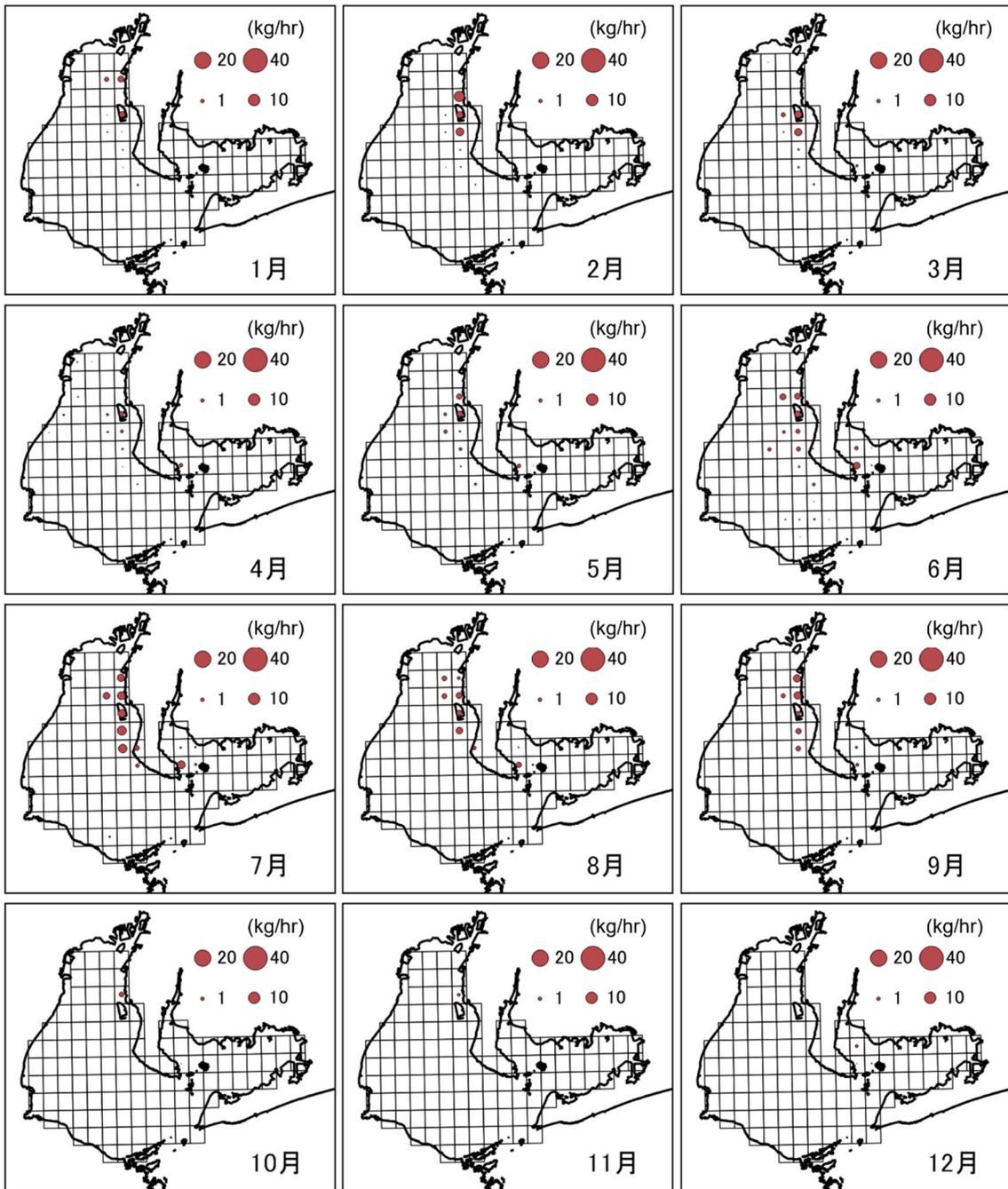


図2. 漁獲サイズのシャコの CPUE (kg/hour) の分布 (2021年1月～12月)
愛知県小底標本船 (計5隻) の集計値による。

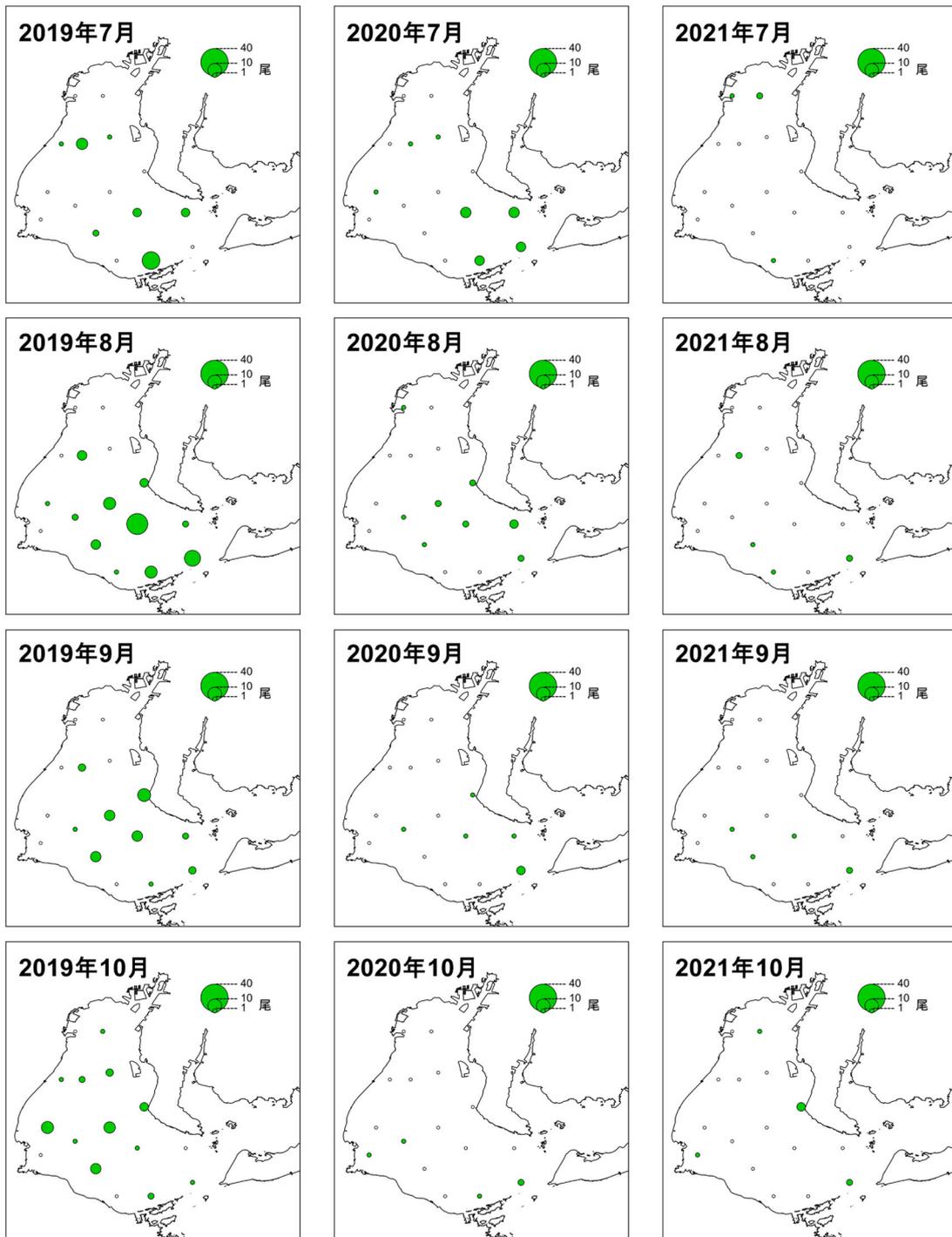


図3. 伊勢湾内のシャコ浮遊期幼生の月別分布（7～10月）

左列から2019年、2020年および2021年の三重県調査における採集尾数。白点は採集尾数が0尾であることを示す。

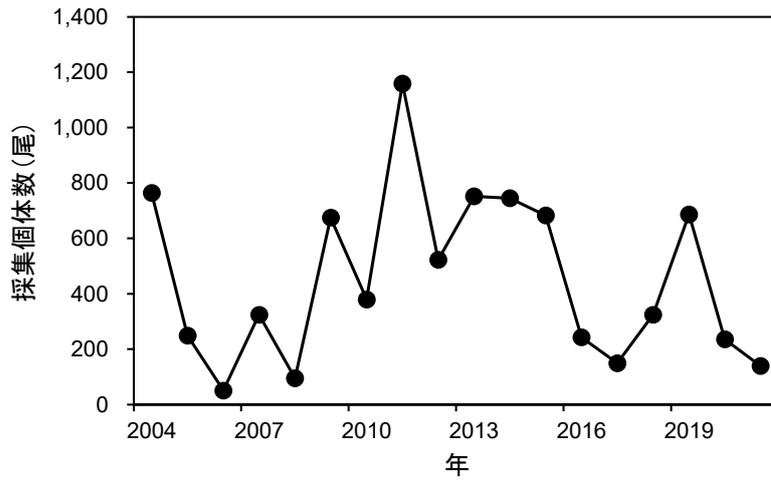


図 4. 伊勢湾におけるシャコ浮遊期幼生採集数の推移（2004～2021 年の三重県・愛知県調査の合計値）

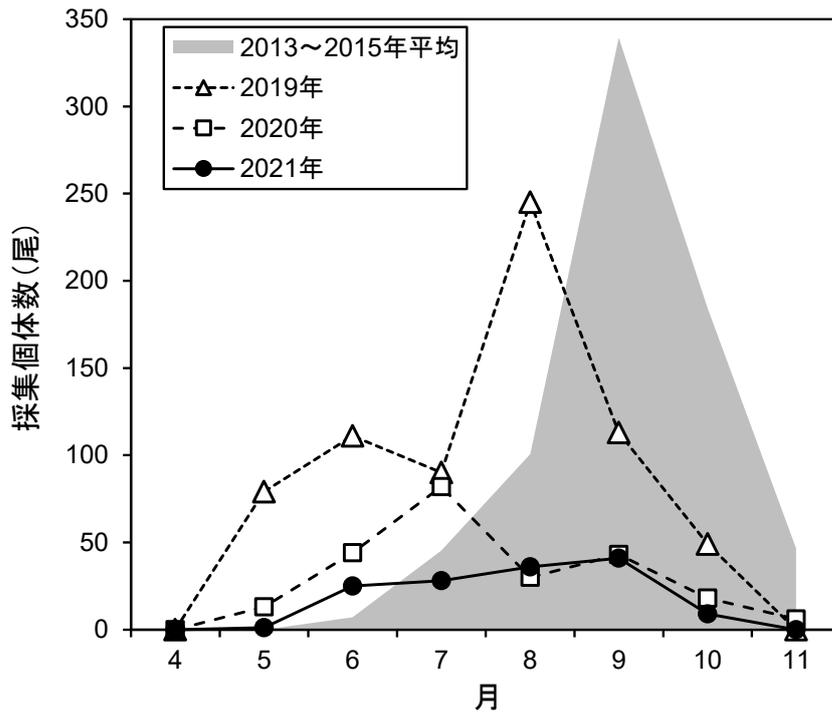


図 5. 伊勢湾におけるシャコ浮遊期幼生月別採集個体数（三重県・愛知県調査の 4～11 月合計値、2013～2015 年の平均と 2019 年、2020 年および 2021 年）

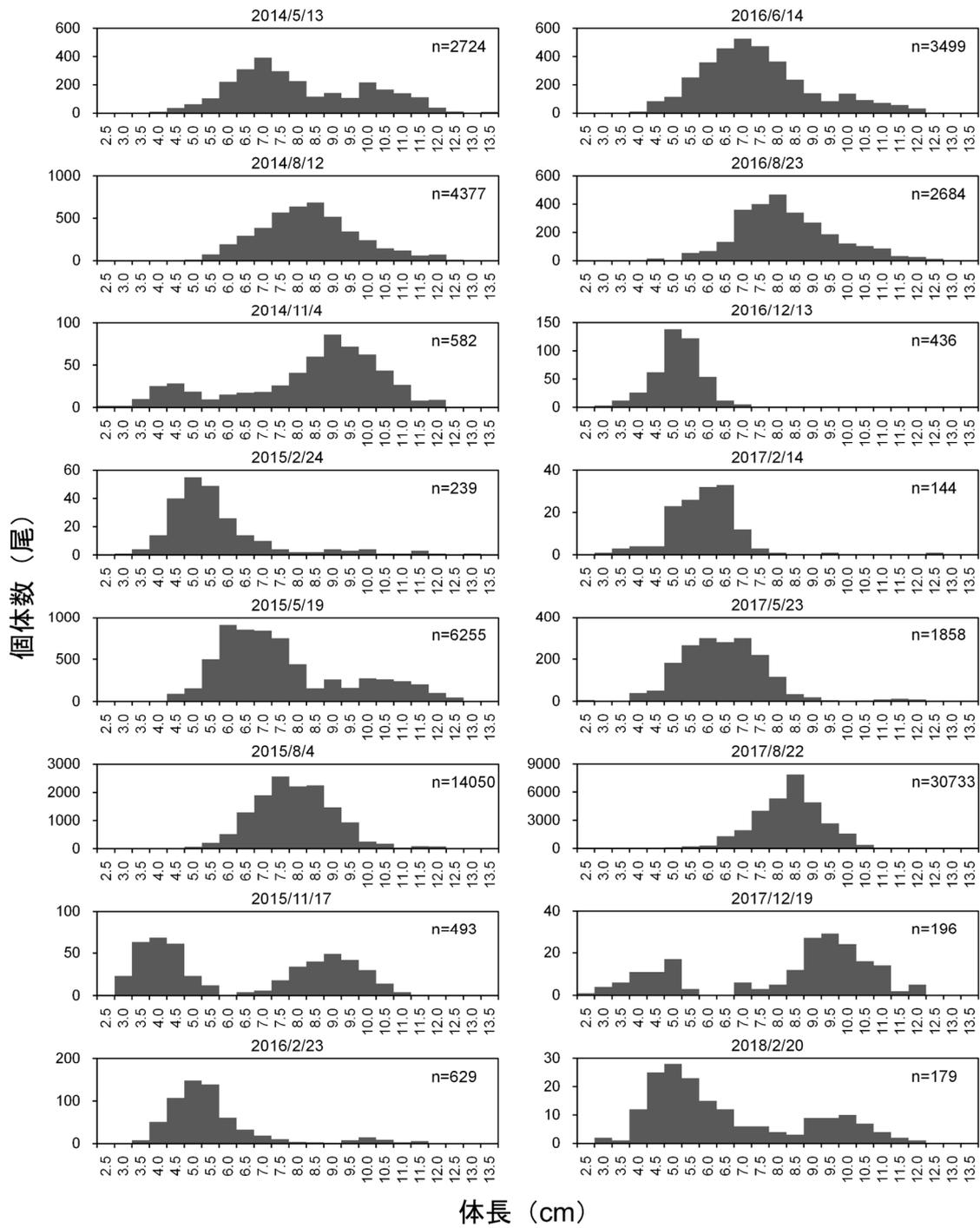


図 6-1. 伊勢湾で採捕されたシャコの月別体長組成 (2014~2017 年度)
愛知県小底漁場一斉調査による。n は各調査でのシャコの総採集体数。

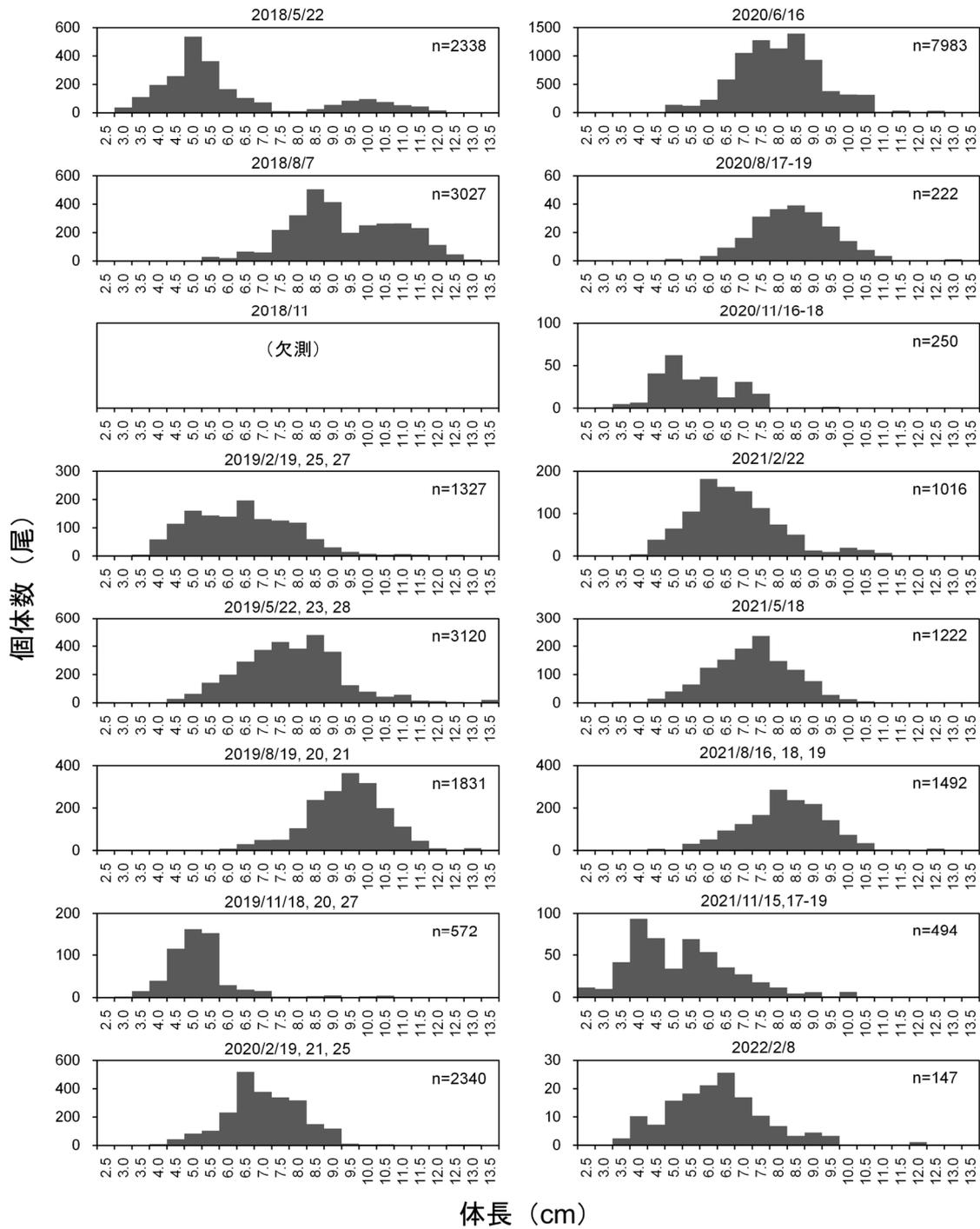


図 6-2. 伊勢湾で採捕されたシャコの月別体長組成 (2018~2021 年度)
愛知県小底漁場一斉調査による。n は各調査でのシャコの総採集個体数。

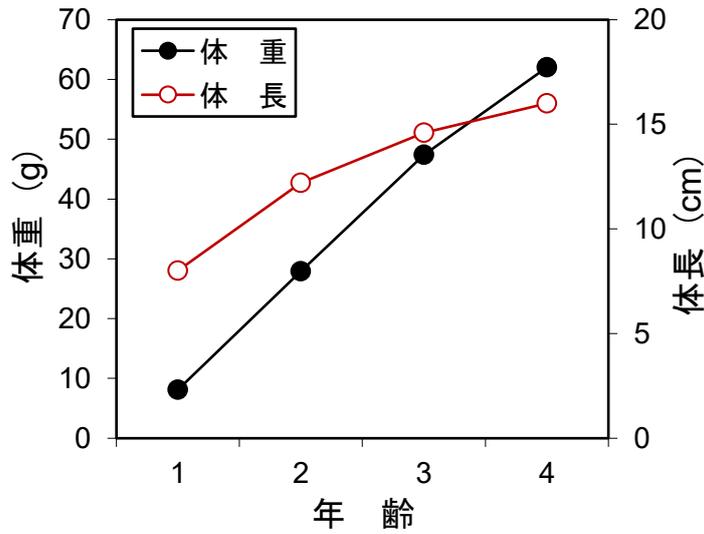


図7. 伊勢・三河湾のシャコの年齢と成長

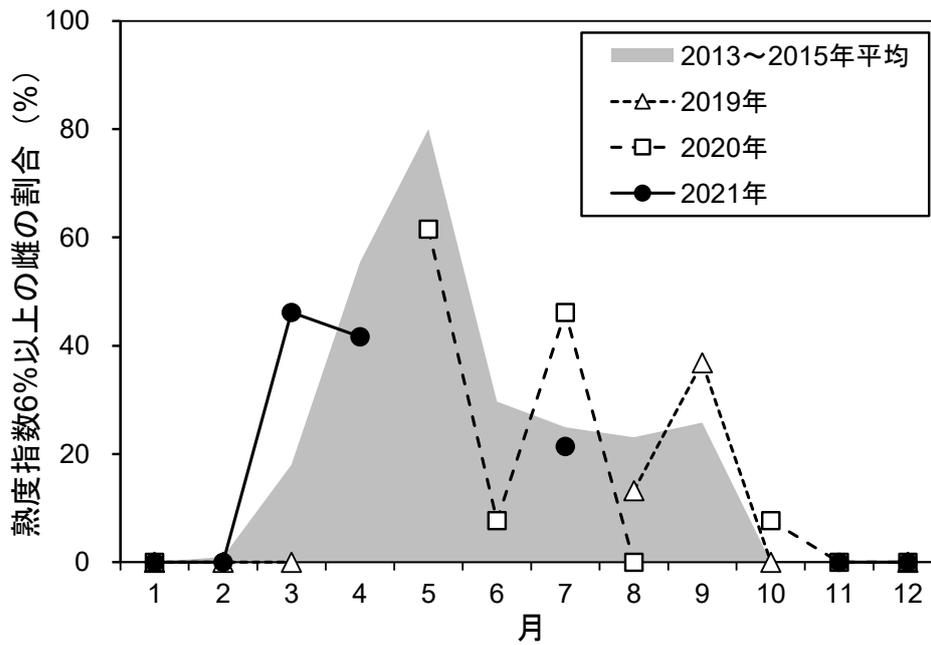


図8. 伊勢・三河湾の月別シャコ成熟雌比率（愛知県調べ、2013～2015年の各月平均値と2019年、2020年および2021年）

2019年の4～7月、11月、2020年2～4月、9月および2021年の5～6月、8～10月は欠測。市場での大型シャコ買い付けデータのみを集計。

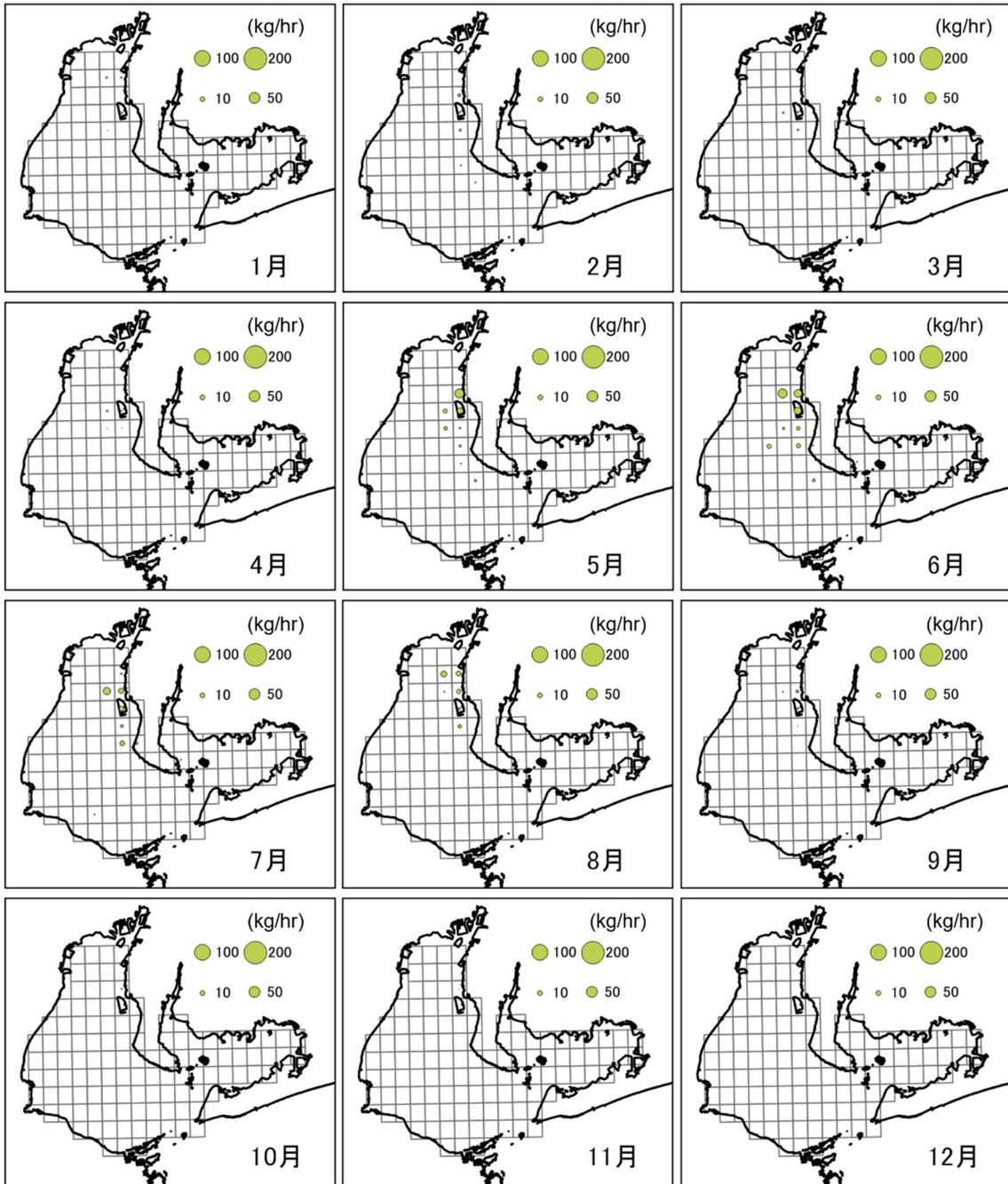


図9. 再放流サイズのシャコの CPUE (kg/hour) の分布 (2021年1~12月)
 愛知県小底標本船 (計5隻) の集計値による。

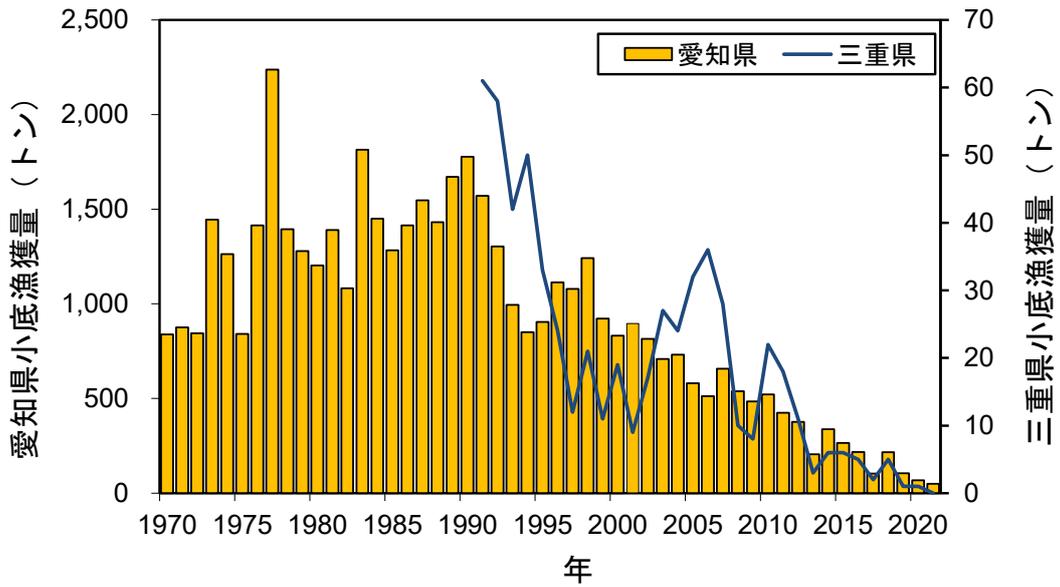


図 10. 愛知県および三重県における小底シャコ漁獲量の経年変化（1970～2021年）

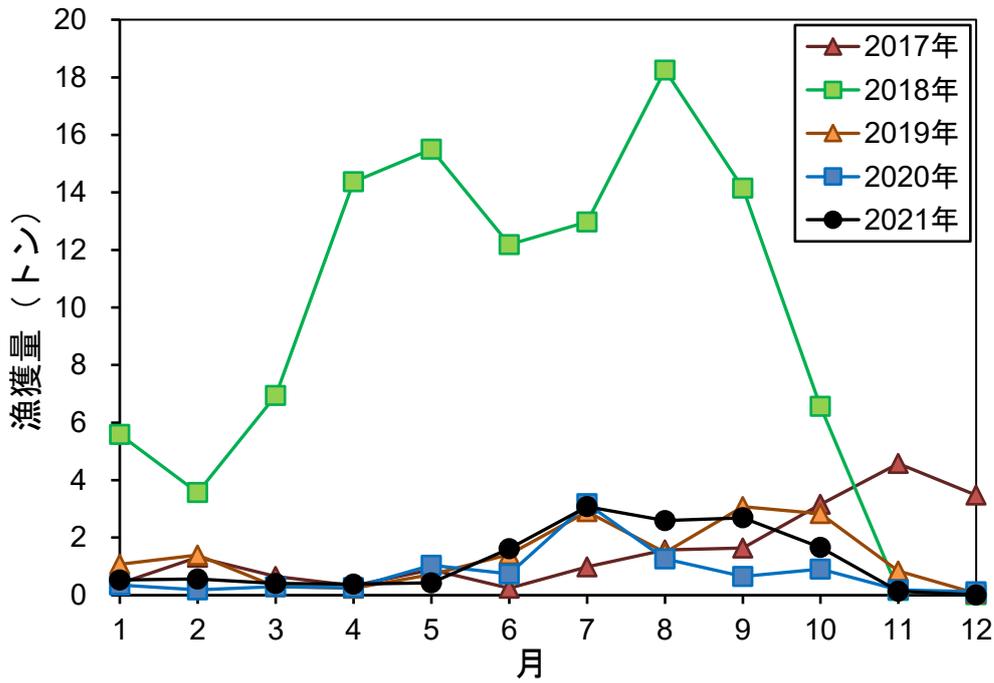


図 11. 愛知県豊浜漁港における月別小底シャコ漁獲量（2017～2021年）

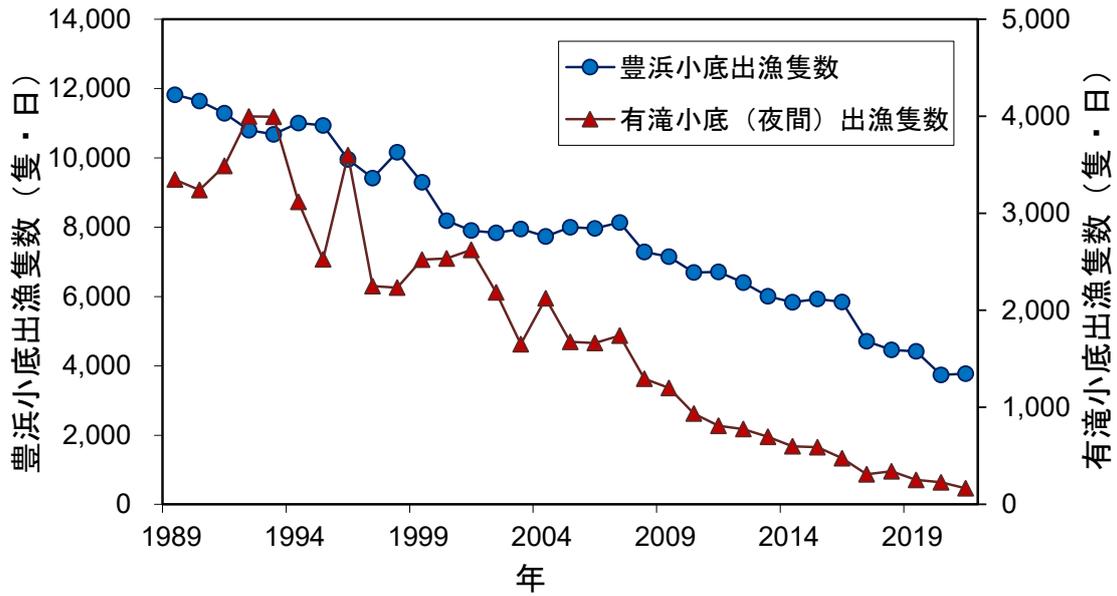


図 12. 愛知県豊浜漁港における小底漁業延べ出漁隻数および三重県有滝漁港における小底 (夜間) 延べ出漁隻数の推移 (1989~2021 年)

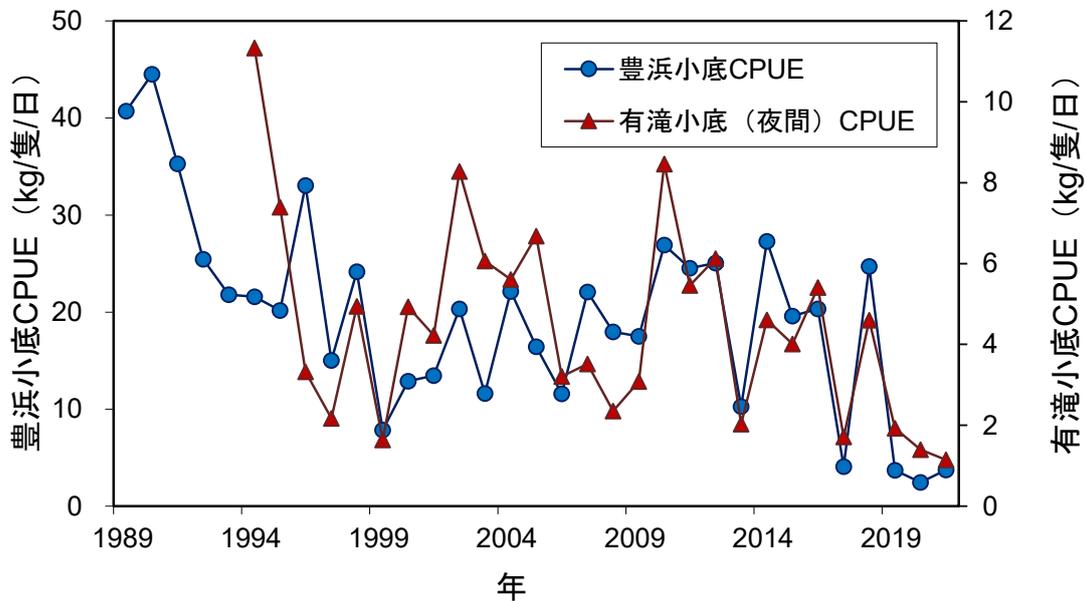


図 13. 愛知県豊浜漁港における小底シャコ CPUE および三重県有滝漁港における小底 (夜間) シャコ CPUE の推移 (1989~2021 年)

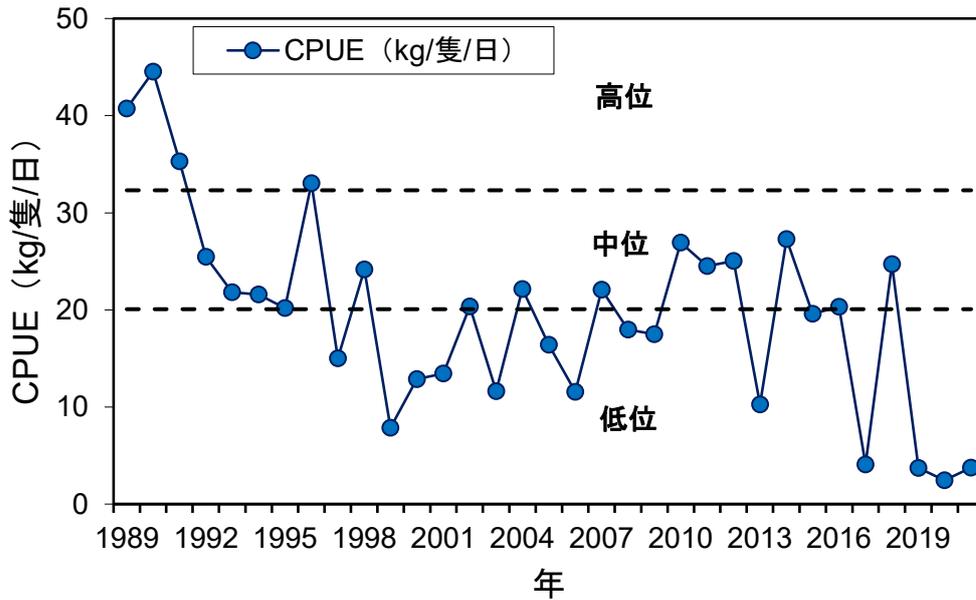


図 14. 愛知県豊浜漁港における小底シャコ CPUE の推移 (1989～2021 年) とそれを基にした水準の区分

水準・動向を判断する資源量指標値。過去 33 年 (1989～2021 年、ただし直近の極端な不漁年である 2017 年、2019 年、2020 年および 2021 年を除く) における最大値: 44.5 と最小値: 7.8 の間を 3 等分し高位・中位・低位を区分。

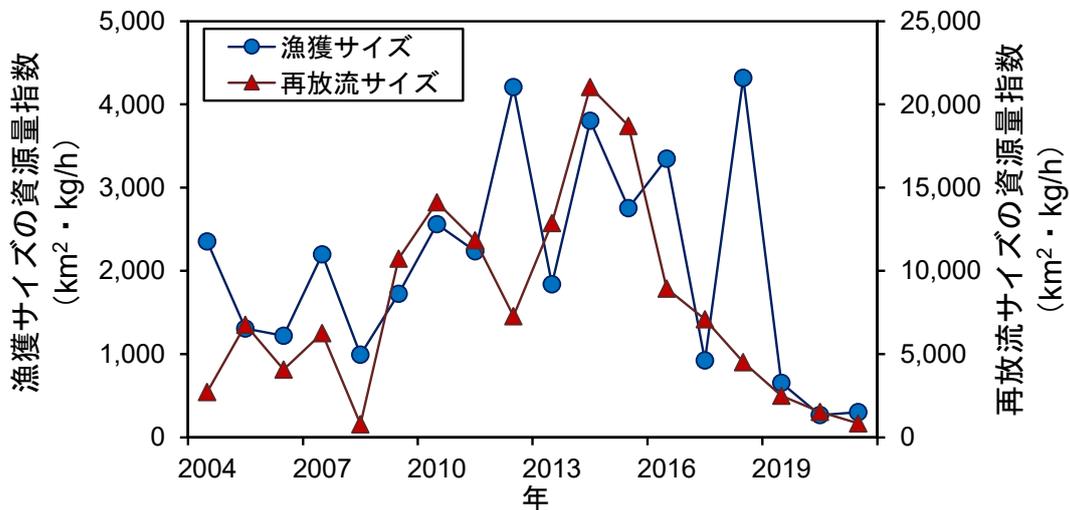


図 15. 愛知県小底標本船の操業記録 (2004～2021 年) から算出した漁獲サイズ (体長 10 cm 以上) および再放流サイズ (体長 10 cm 未満) のシャコの資源量指数の推移 2004～2015 年は 6 隻分、2016 年以降は 5 隻分のデータをそれぞれ集計。

表 1-1. 愛知県と三重県のシャコ漁獲量（トン）（1970～2003 年）

| 年 | 愛知県 | 三重県 | 計 |
|------|-------|-----|-------|
| 1970 | 839 | | |
| 1971 | 876 | | |
| 1972 | 844 | | |
| 1973 | 1,445 | | |
| 1974 | 1,263 | | |
| 1975 | 841 | | |
| 1976 | 1,414 | | |
| 1977 | 2,238 | | |
| 1978 | 1,395 | | |
| 1979 | 1,279 | | |
| 1980 | 1,203 | | |
| 1981 | 1,390 | | |
| 1982 | 1,083 | | |
| 1983 | 1,814 | | |
| 1984 | 1,450 | | |
| 1985 | 1,283 | | |
| 1986 | 1,414 | | |
| 1987 | 1,548 | | |
| 1988 | 1,431 | | |
| 1989 | 1,671 | | |
| 1990 | 1,777 | | |
| 1991 | 1,571 | 61 | 1,632 |
| 1992 | 1,303 | 58 | 1,361 |
| 1993 | 995 | 42 | 1,037 |
| 1994 | 850 | 50 | 900 |
| 1995 | 905 | 33 | 938 |
| 1996 | 1,113 | 24 | 1,137 |
| 1997 | 1,079 | 12 | 1,091 |
| 1998 | 1,242 | 21 | 1,263 |
| 1999 | 922 | 11 | 933 |
| 2000 | 832 | 19 | 851 |
| 2001 | 896 | 9 | 905 |
| 2002 | 816 | 17 | 833 |
| 2003 | 709 | 27 | 736 |

データ出典)

1970～2003 愛知県：愛知県調べ 三重県：三重県調べ。

表 1-2. 愛知県と三重県のシャコ漁獲量（トン）（2004～2021 年）

| 年 | 愛知県 | 三重県 | 計 |
|------|-----|-----|-----|
| 2004 | 732 | 24 | 756 |
| 2005 | 580 | 32 | 612 |
| 2006 | 512 | 36 | 548 |
| 2007 | 657 | 28 | 685 |
| 2008 | 538 | 10 | 548 |
| 2009 | 485 | 8 | 493 |
| 2010 | 522 | 22 | 544 |
| 2011 | 425 | 18 | 443 |
| 2012 | 377 | 11 | 388 |
| 2013 | 205 | 3 | 208 |
| 2014 | 338 | 6 | 344 |
| 2015 | 266 | 6 | 272 |
| 2016 | 218 | 5 | 223 |
| 2017 | 103 | 2 | 105 |
| 2018 | 216 | 5 | 221 |
| 2019 | 104 | 1 | 105 |
| 2020 | 67 | 1 | 68 |
| 2021 | 49 | 0 | 49 |

データ出典)

2004～2006 東海農政局。

2007～2011 漁業・養殖業生産統計年報。

資源回復計画対象魚種の漁獲動向（農林水産省）。

2012～2020 愛知県：漁業地域別魚種別漁獲量調査。

三重県：三重県水産研究所調べ。

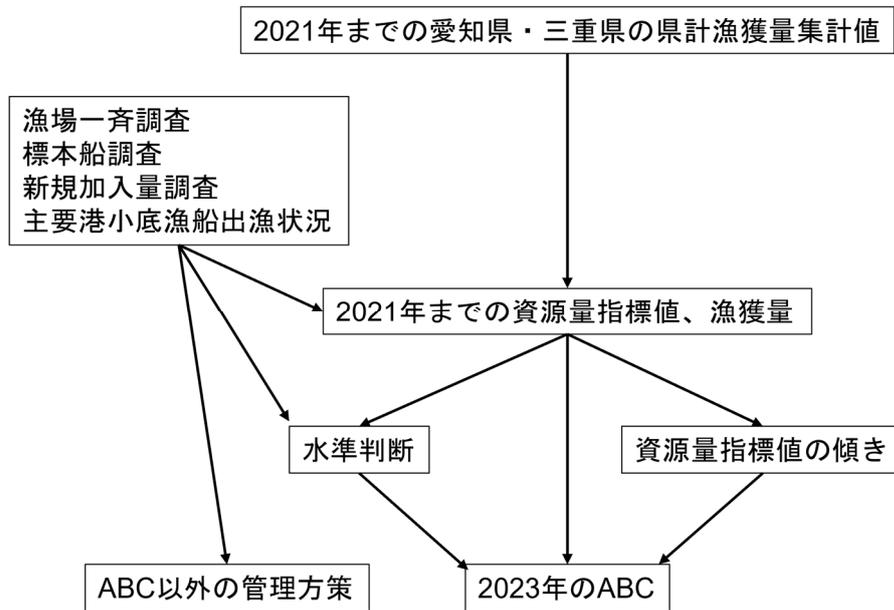
2021 愛知県：漁業地域別魚種別漁獲量調査（暫定値）。

三重県：三重県水産研究所調べ。

表 2. 愛知県豊浜地区の小底漁業によるシャコ漁獲量、年間延べ出漁
 隻数および CPUE (1989～2021 年)

| 年 | 漁獲量 (kg) | 年間出漁隻数 (隻・日) | CPUE (kg/隻/日) |
|------|-------------|-----------------|------------------|
| 1989 | 481,402 | 11,821 | 40.7 |
| 1990 | 518,443 | 11,642 | 44.5 |
| 1991 | 398,409 | 11,289 | 35.3 |
| 1992 | 274,941 | 10,802 | 25.5 |
| 1993 | 232,837 | 10,681 | 21.8 |
| 1994 | 237,538 | 11,008 | 21.6 |
| 1995 | 220,545 | 10,934 | 20.2 |
| 1996 | 328,859 | 9,953 | 33.0 |
| 1997 | 141,239 | 9,412 | 15.0 |
| 1998 | 245,483 | 10,160 | 24.2 |
| 1999 | 72,848 | 9,297 | 7.8 |
| 2000 | 105,249 | 8,185 | 12.9 |
| 2001 | 106,355 | 7,901 | 13.5 |
| 2002 | 159,324 | 7,835 | 20.3 |
| 2003 | 92,437 | 7,950 | 11.6 |
| 2004 | 171,018 | 7,729 | 22.1 |
| 2005 | 131,390 | 8,002 | 16.4 |
| 2006 | 92,110 | 7,960 | 11.6 |
| 2007 | 179,427 | 8,133 | 22.1 |
| 2008 | 130,870 | 7,288 | 18.0 |
| 2009 | 125,048 | 7,147 | 17.5 |
| 2010 | 180,337 | 6,696 | 26.9 |
| 2011 | 164,664 | 6,713 | 24.5 |
| 2012 | 160,254 | 6,400 | 25.0 |
| 2013 | 61,721 | 6,009 | 10.3 |
| 2014 | 159,136 | 5,831 | 27.3 |
| 2015 | 116,135 | 5,928 | 19.6 |
| 2016 | 118,806 | 5,844 | 20.3 |
| 2017 | 19,241 | 4,711 | 4.1 |
| 2018 | 110,263 | 4,461 | 24.7 |
| 2019 | 16,369 | 4,416 | 3.7 |
| 2020 | 9,188 | 3,743 | 2.5 |
| 2021 | 14,120 | 3,777 | 3.7 |

補足資料 1 資源評価の流れ



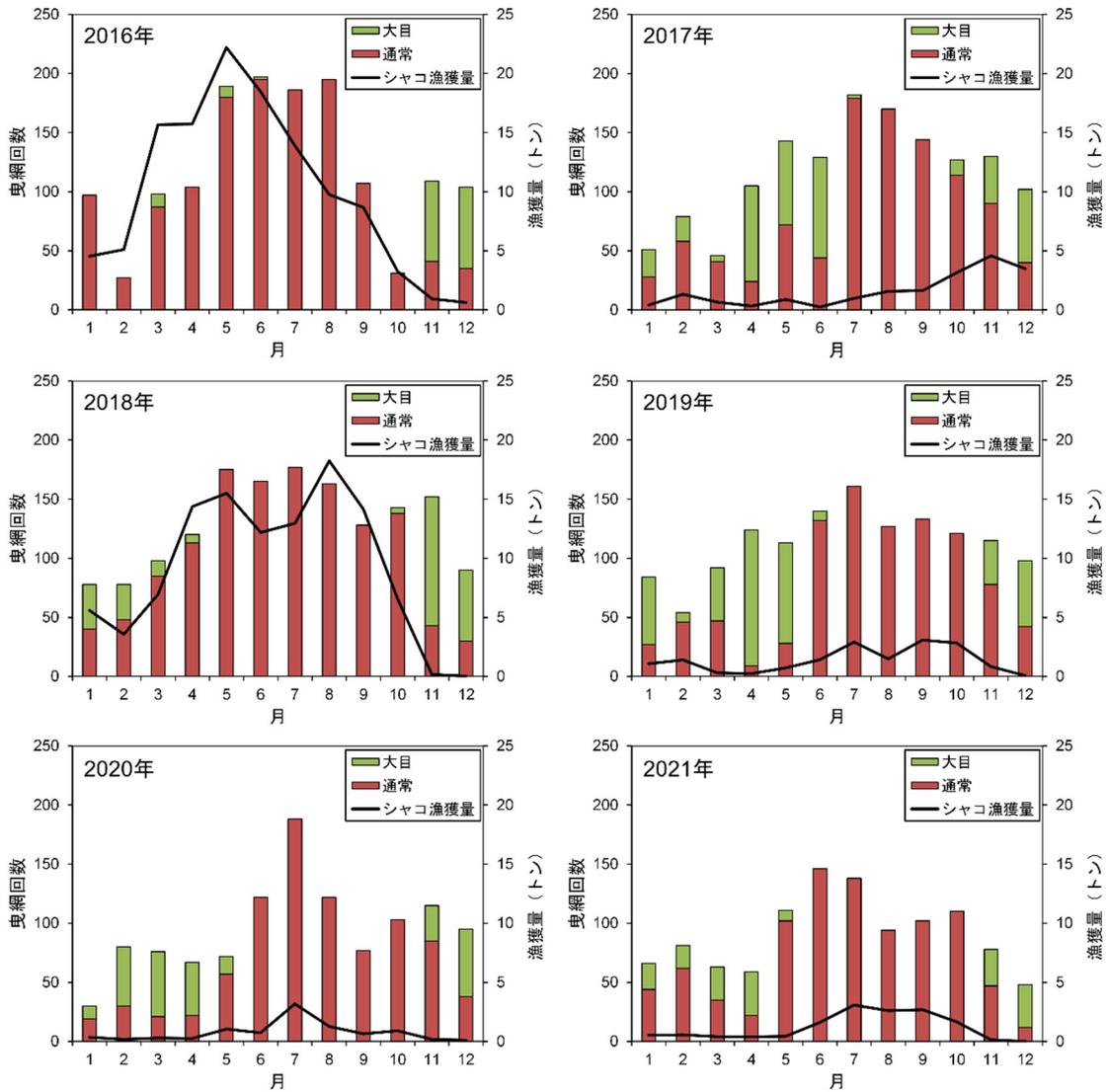
補足資料2 伊勢・三河湾の小底シャコ漁業の操業形態に近年生じている変化

本系群の漁獲の大半を占める小底漁業の操業形態には近年大きな変化が見られている。例えば、近年のシャコの不漁年にマダイやクロダイ、サワラ等の大型の魚類の漁獲が好調だったことにより、豊浜漁港の小底漁業でシャコが入網しない大目網（コッドエンド目合い8～10節程度）の使用頻度が増加しているという情報がある（愛知県 未発表）。そこで、愛知県豊浜漁港の小底標本船の操業データから、全曳網回数に占める通常網と大目網の使用割合についてまとめた。豊浜漁港の小底標本船4隻（標本船A、B、CおよびDとする）の使用網種類データについて、利用可能だった期間を補足表2-1に示した。また、2013～2020年の愛知県の漁港別小底シャコ漁獲量を基に、漁獲量全体に占める豊浜およびその他の漁港（所在地の海域区分別）の割合を求めた。

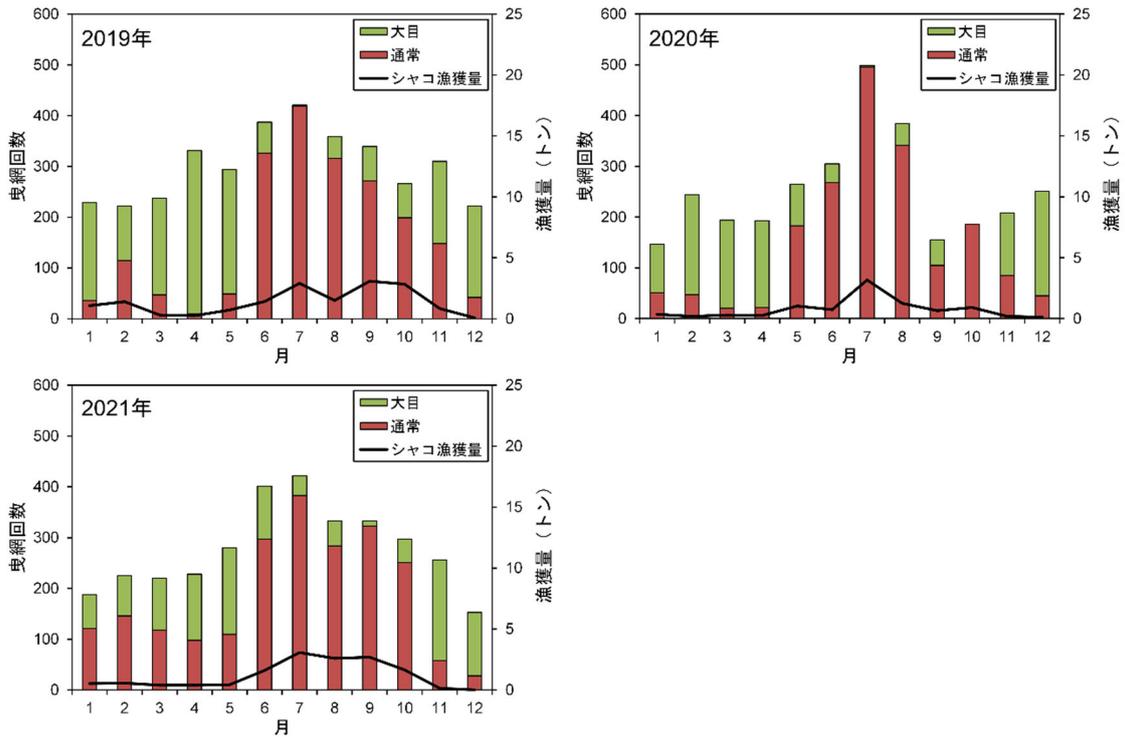
標本船Aの5年分の網種類別使用割合とシャコ漁獲量（月別）を補足図2-1に示す。シャコの漁獲が通常程度の年（2016年および2018年）は、シャコの漁獲盛期である春季（3～5月）は大目網をほとんど使用していなかった。これらの年では、大目網の使用は主に冬季のスズキ等を狙った操業に限られていた。これに対し、極端にシャコが不漁だった2017年、2019年および2020年では、シャコがほとんど漁獲されていない春季に大目網の使用割合が際立って大きく（平均約6割）、年全体で見ても大目網の使用割合が大きい傾向が見られた。6月から秋頃にかけてはマアナゴを狙った操業が増え、シャコの好不漁に関わらず通常網が多く使用される傾向にあった。2021年の大目網の使用割合は、春季には前年と比べてやや減少していたものの、年間を通じて前年とほぼ同様の傾向を示した。

こうした不漁年における月別の網使用割合の傾向は、2019～2021年の標本船3隻分を集計した結果においても同様に見られた（補足図2-2）。したがって、これら直近の不漁年では豊浜の小底全体で大目網の使用割合が大きかった可能性が高い。

豊浜の小底における操業形態の変化の影響は、愛知県小底シャコ漁獲量全体に占める豊浜の割合にも顕著に表れている（補足図2-3）。豊浜の割合はシャコが不漁だった2013年、2017年、2019年および2020年に小さく、特に2017年以降の直近の不漁年では際立って小さい（2割未満）。したがって、近年の豊浜漁港の小底シャコ漁獲量およびノミナルCPUE（出漁隻数ベース）の変動についても、上述の操業形態の変化の影響を強く受けていたと考えられる。一方で、三河湾岸に所在地を置く漁港においては比較的安定した漁獲が見られ、不漁年では全体に占める割合が大きくなっている。現在資源量指標値として利用している豊浜ノミナルCPUEについては、漁港特有の操業形態や資源密度の空間分布を考慮して標準化していく必要がある。

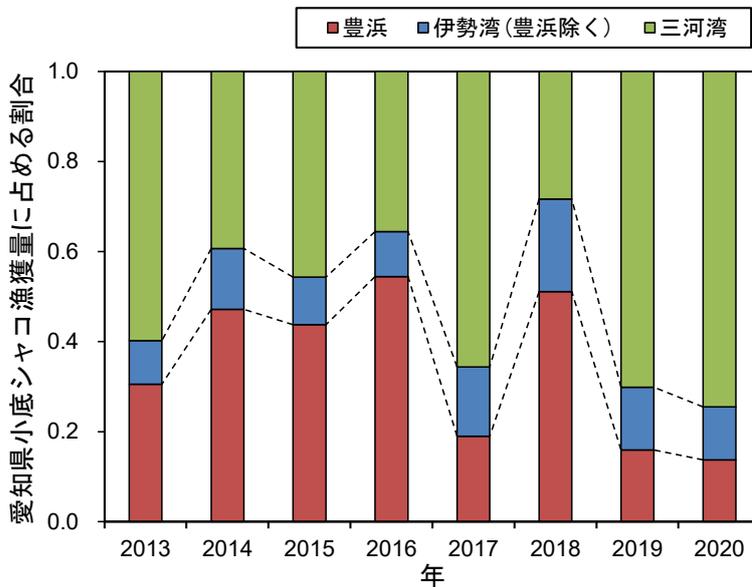


補足図 2-1. 豊浜小底標本船 A の月別網種類別曳網回数と豊浜漁港における月別シャコ漁獲量 (2016~2021 年)



補足図 2-2. 豊浜小底標本船 3 隻分の月別網種類別曳網回数総計値と豊浜漁港における月別シャコ漁獲量 (2019~2021 年)

2019 年と 2020 年は標本船 A、B および C のデータを、2021 年は標本船 A、B および D のデータを合計。



補足図 2-3. 愛知県小底シャコ漁獲量全体に占める豊浜漁港およびその他の漁港 (所在地の海域区分別) の割合 (2013~2020 年)

三河湾に区分されている漁港には一部に伊勢湾で操業する小底漁船も属しているため、所在地の海域区分は必ずしも操業海域の区分と一致しない。

補足表 2-1. 豊浜漁港の小底標本船 4 隻の使用網種類データの利用可能期間

| 標本船 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 | 2021年 | 利用可能年数 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| A | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | 6 |
| B | | | | ○ | ○ | ○ | 3 |
| C | | | | ○ | ○ | | 2 |
| D | | | | | | ○ | 1 |
| 合計隻数 | 1 | 1 | 1 | 3 | 3 | 3 | |

補足資料 3. 月別漁獲量・出漁隻数（豊浜・有滝）による資源量指標値の標準化

概要

| | |
|-----------------|---|
| データ | 豊浜漁港漁獲量・小底出漁隻数(愛知県調べ、月別データ) 有滝漁港漁獲量・小底(夜間)出漁隻数(三重県調べ、月別データ) |
| 対象 | 出漁隻数あたりのシャコ の漁獲量 |
| データの利用可能な期間 | 1989～2021年(豊浜漁港) 1999～2021年(有滝漁港) |
| 標準化に使用した期間 | 1989～2021年 |
| データの抽出 | 全レコード(672件)のうち 出漁隻数が0のデータ(14件、全レコードの2.12%)を除外 |
| 使用した統計ソフト・パッケージ | R (4.2.0) にてパッケージ tidyverse (データ処理)、MuMIn (モデル選択)、arm (ブートストラップ)、ggplot2 (作図) を使用 |
| 統計モデル | 一般化線形モデル: 誤差構造(ガンマ分布、正規分布)、リンク関数(対数リンク) |
| フルモデルの説明変数 | 年、月、水揚げ港、年×月、月×水揚げ港(カテゴリ・固定効果)、オフセット($\log(\text{出漁隻数})$)(数値・固定効果)、切片なし |
| 最終モデルの選択方法 | AIC、総当たり |
| 選択された説明変数 | 年、月、港、月×水揚げ港(カテゴリ・固定効果): 誤差構造(ガンマ分布) |
| 年トレンドの抽出方法 | 組み合わせ計算 |
| 信頼区間の計算方法 | ブートストラップ法 |
| 標準化の結果 | 標準化 CPUE は 1990 年代前半にかけて減少し、1990 年代後半から 2010 年代前半にかけて横ばいで推移、最近年は減少傾向が続く。 |

1. 背景

本系群においては、愛知県の主要水揚げ港（豊浜）における小底漁船の努力量（延べ出漁隻数）あたりの漁獲量（以下、「豊浜ノミナル CPUE」という）を資源量指標値として評価に利用している。近年、豊浜の小底における操業形態の変化や空間的に不均一な環境を持つ伊勢・三河湾の環境変化といった影響から、豊浜ノミナル CPUE による資源評価は困難となっており、湾内のより広範囲にわたる本系群の資源量を反映した資源量指標値を推計することが望まれる。特に、近年の極端な不漁年において豊浜での月によるシャコの漁獲傾向が通常年と異なる傾向が見られることから（補足資料 2）、年・月および漁港特有の影響を考慮した資源量指標値の補正が必要と考えられた。三重県有滝漁港の小底（夜間びき）については、比較的長期間にわたる月別漁獲量と出漁隻数データが整備されていることから、2021 年度の補足資料では、愛知県豊浜漁港および三重県有滝漁港における月

別の漁獲量と延べ出漁隻数データを用いた CPUE の標準化を試みた。本補足資料では、昨年度に引き続き豊浜漁港と有滝漁港の月別漁獲量と延べ出漁隻数データを用いた CPUE 標準化の検討を進めることとした。

2. 方法

使用するデータは、1989～2021 年の愛知県豊浜漁港と 1999～2021 年三重県有滝漁港における月別小底出漁隻数（有滝は夜間）および月別漁獲量とした。本解析では一般化線形モデル（GLM）を適用し、漁獲量を応答変数、年、月、水揚げ港（豊浜、有滝）の主効果並びに年と月、月と水揚げ港の交互作用を説明変数（いずれもカテゴリカル変数）とし、CPUE として換算するためにオフセット項に出漁隻数の対数値をとり、リンク関数を log リンクとした候補モデルを作成した。有滝漁港のデータには月別漁獲量がゼロの月が含まれていた。この合計 14 件のゼロキャッチデータのうち 13 件は 2016 年秋以降に記録され、近年の資源量減少を反映したものと考えられた。そこで、ゼロキャッチデータが絶対量として小さい数値を取るように、応答変数全体にその最小値の 1%を足して解析した。応答変数は正規分布またはガンマ分布に従うと仮定した。計算には R (ver.4.2.0) および glm 関数を用いた。モデル選択は MuMIn パッケージ (ver.1.46.0) の dredge 関数を用い、赤池情報量基準 (AIC) に基づいて行った。選択されたモデルとその推定結果を利用し、arm パッケージ (ver.1.12-2) を用いて試行回数 1,000 回のブートストラップを行い、その結果から標準化 CPUE の信頼区間を算出した。また、漁港による残差の偏りを改善できるか検討するため、gamlss パッケージ (ver.5.4-3) を用いて水揚げ港ごとに推定係数の分散を変えた推定を行った (GAMLSS 解析)。GLM 解析に使用した応答変数を使用し、年、月、水揚げ港（豊浜、有滝）の主効果並びに年と水揚げ港、月と水揚げ港の交互作用を説明変数（いずれもカテゴリカル変数）として、3 つの主効果を持つモデルをベースとして交互作用の組み合わせでモデルを作成した。CPUE として換算するためにオフセット項に出漁隻数の対数値をとり、リンク関数を log リンク、誤差構造をガンマ分布として仮定した。

3. 結果と考察

補足表 3-1 に GLM によるモデル選択の結果選ばれた 5 つのモデルを示した。応答変数はガンマ分布に従うと仮定され、説明変数に年、月、水揚げ港の主効果および月と水揚げ港の交互作用をもつモデルが AIC 最小の標準化モデル（以下、「GLM ベストモデル」という）となった。GLM ベストモデルの推定係数を補足表 3-2 に示した。残差プロットにおいては近年の有滝漁港の値で広がる傾向が見られた（補足図 3-1）。残差のヒストグラムはやや左に尾を引いたものとなり、Q-Q プロットにおいても標準化残差の分布は標準正規分布からのずれが見られた（補足図 3-2）。このずれは有滝漁港で近年多く記録されたゼロキャッチデータに起因しているものと考えられる。月と水揚げ港の交互作用の係数は豊浜漁港における 9、10、11 月に有意な傾きが得られており、これは有滝漁港で近年多くゼロキャッチが記録された月に対応していた（補足表 3-2）。

補足図 3-3 では、2 港分のノミナル CPUE（以下、「ノミナル CPUE」という）と GLM ベストモデルでの標準化 CPUE、本系群の資源量指標値として現状用いられている豊浜ノミナル CPUE の推移を比較した。豊浜ノミナル CPUE は概ね標準化 CPUE と同様の傾向を示

し、2000年代以前や2008年、2017年を除いて豊浜ノミナルCPUEは標準化のモデルから算出された95%信頼区間内に存在した。最近年における標準化CPUEの変動幅は豊浜ノミナルCPUEのそれよりも小さくなった。ノミナルCPUEと標準化CPUEに注目すると、直近3年間はノミナルCPUEと標準化CPUEで同様の傾向を示す一方、1990年代では後者は前者よりも低めの傾向を、2000年代には後者は前者よりも高めの傾向を示した。2010年代には全般的に標準化CPUEの方がノミナルCPUEよりも高めの傾向であるものの、ノミナルCPUEは標準化のモデルから算出された95%信頼区間内に存在する割合が高く、最近年の低い資源量指標値のトレンドが標準化CPUEでもノミナルCPUEと同様に算出されたことから、近年の資源量トレンドの確度は高いものと考えられる。

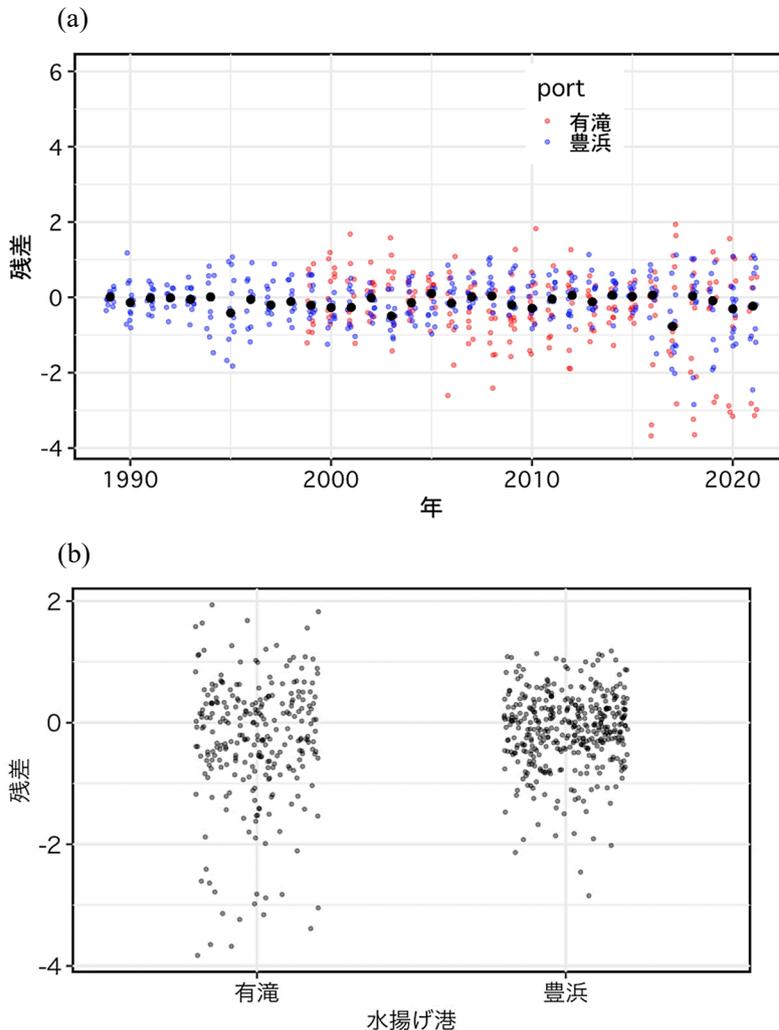
GLMによる標準化の結果、有滝漁港のデータにおいて残差が偏る結果が得られたため(補足図3-1)、GAMLSSによりこれを解消できるか試みた。GAMLSSにおける説明変数の異なる4つのモデルのAICを補足表3-3に示す。上記のGLMベストモデルと同じ説明変数の組み合わせのモデルが2番目に小さいAICとなり、これから月と水揚げ港の交互作用の効果を差し引いた、年、月、水揚げ港の主効果のみを持つモデルがAIC最小となった。GLMベストモデルと同じ説明変数の組み合わせのGAMLSSモデルに注目し、その残差をプロットしたものが補足図3-4である。GLMベストモデルの残差プロット(補足図3-1)と比較すると、有滝漁港における最近年の残差の広がりはやや小さくなっていった。しかし、残差の標準偏差はGLMベストモデルとGAMLSSモデルでともに1.02であり、大きな改善は見られなかった。一方、期間全体にわたって豊浜漁港における残差が大きく広がる傾向が見られ、豊浜における残差の標準偏差はGLMベストモデルでは0.60だったのに対し、GAMLSSのモデルでは1.00と大きくなった。補足図3-5に、GLMとGAMLSSで試算した複数の標準化CPUEの年推移を比較して示した。GLMによる標準化CPUEは月と水揚げ港の交互作用の有無にかかわらずおよそ同じ傾向を示した。一方、GAMLSSでGLMベストモデルと同じ説明変数を有するモデルで推定されたCPUEは、GLMによる標準化CPUEと豊浜ノミナルCPUEとの中間的な値となり、長期的にはこれらとほぼ同じトレンドを示した。

豊浜漁港と有滝漁港の月別漁獲量と延べ出漁隻数データを用いたGLMによるCPUE標準化において、近年の有滝漁港におけるモデルの残差が大きく広がったが、これは晩夏から秋季にかけて有滝でゼロキャッチが多く記録されていることに起因するものと考えられる。水揚げ港ごとに分散を分けて推定するモデルの結果では、有滝漁港における残差の偏りに大きな改善は見られず、豊浜漁港における残差が全体的に大きくなった。豊浜は有滝に比して漁獲量・努力量が圧倒的に大きく、記録データの時系列も長いため、豊浜のデータは相対的な重要度が高いと考えられる。これらのことから、本系群の資源評価に適用する標準化CPUEとしては、GLMベストモデルが現状では妥当と考える。

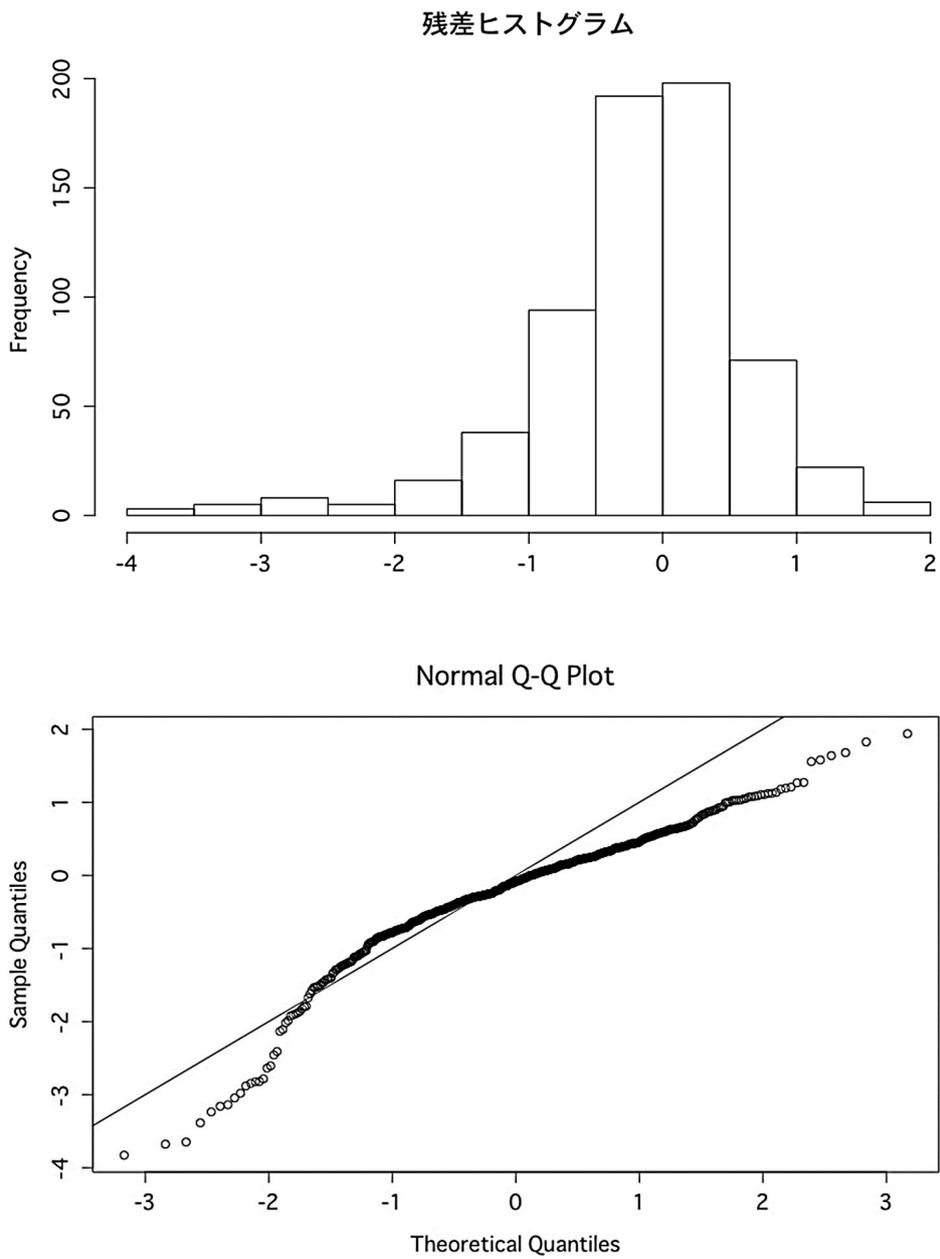
GLMベストモデルによる標準化CPUEの過去33年間(1989~2021年)の最低値と最高値を用いて資源の水準区分を試算し、現状の水準区分との比較を行った(補足図3-6)。両者の水準判断は2000~2005年頃に若干の違いが見られたものの、それ以外はほぼ一致していた。現状の水準区分の計算では、直近の極端な不漁年における豊浜漁港の操業形態の変化のバイアスに配慮し、これらの年を除く対応を取っている。一方、標準化CPUEでは直近の不漁年も含み全期間を通じて水準区分を計算したが、現状の水準判断の推移とほぼ

一致したため、GLM による標準化で豊浜特有のバイアスがある程度補正できたものと考えられた。これらの CPUE を用いて、今年度評価における ABC 計算方法に基づいて ABClimit の年推移を比較したところ、長期的なトレンドに大きな差は無く、2019 年以降はほぼ同じ値となった（補足図 3-7）。

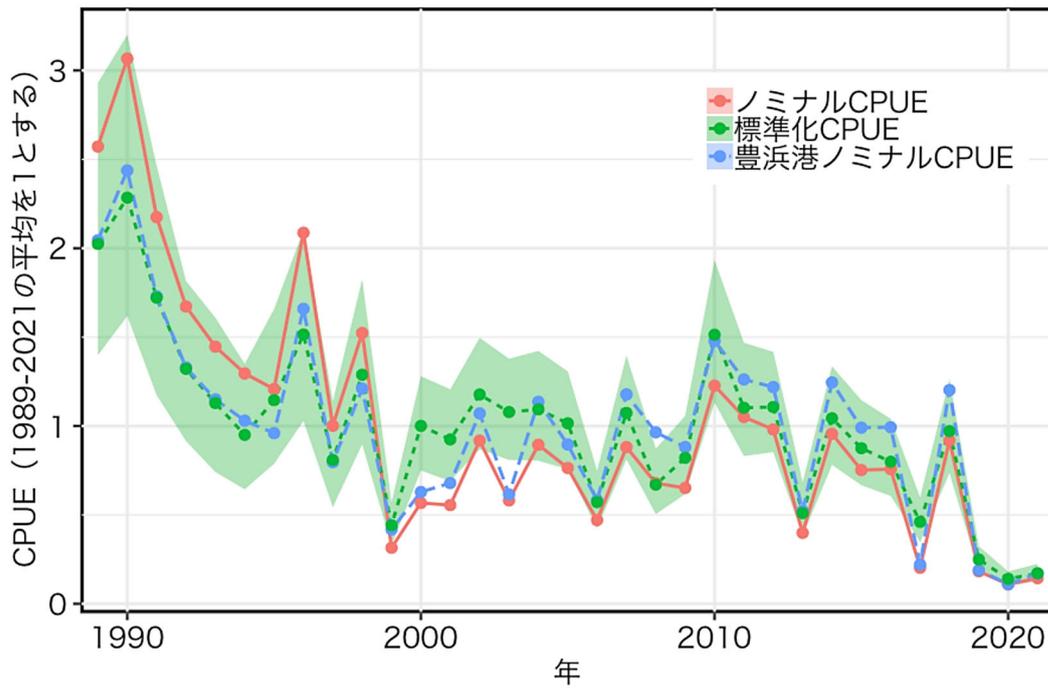
なお、有滝漁港におけるゼロキャッチデータは近年継続的に記録されており、今後も引き続き生じる可能性が高い。GLM の誤差構造について、今回は正規分布とガンマ分布を仮定して解析を行ったが、将来的にはゼロキャッチデータを意識し、Tweedie 分布の仮定やデルタ 2 段階法等の解析によるさらなる補正が必要となる可能性がある。また、その他のアプローチとして、補足資料 5 で試行した Vector Autoregressive Spatio-Temporal model (VAST) のような空間分布を考慮した高度解析による標準化作業により、伊勢・三河湾全体の資源を対象とした資源量指標値の補正を試みていく方針である。



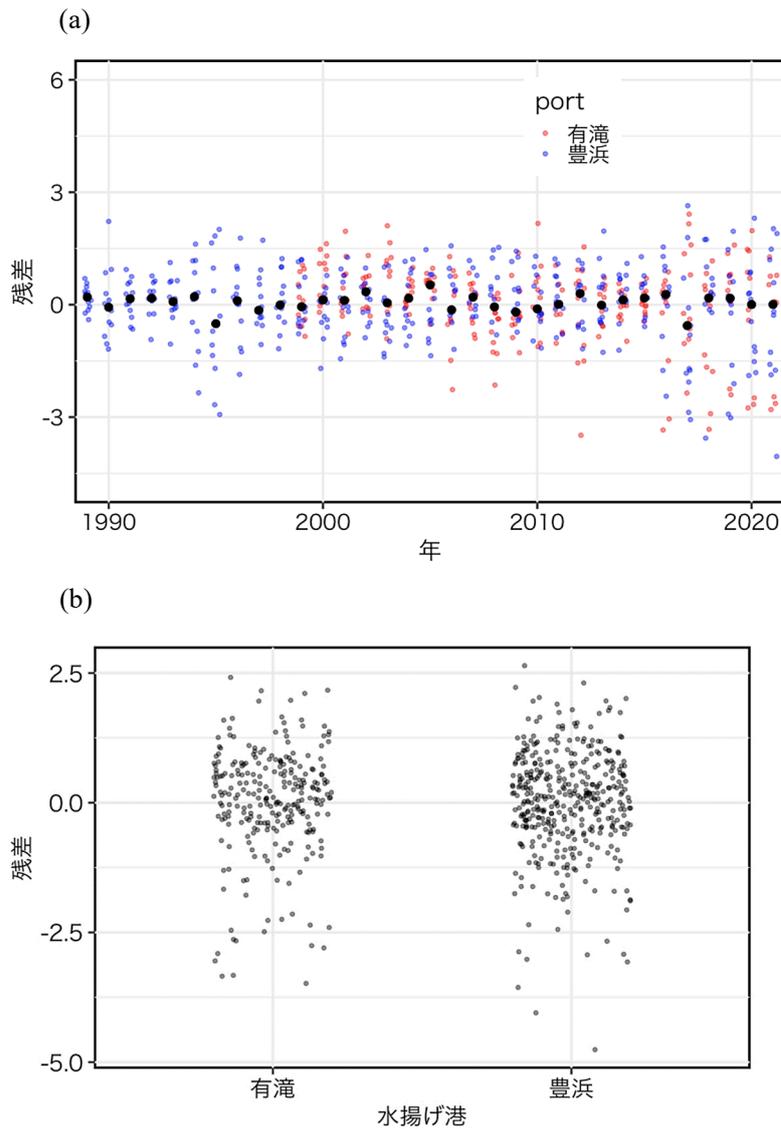
補足図 3-1. 標準化モデルの残差；(a) 年ごとのプロットと(b) 水揚げ港ごとのプロット
 年ごとのプロットでは黒点が各年の残差の中央値、青点が豊浜漁港、赤点が有滝漁港
 の残差を、水揚げ港ごとのプロットでは灰色が各年月の残差を示す。



補足図 3-2. 標準化モデルの残差のヒストグラム (上) と Q-Q プロット (下)

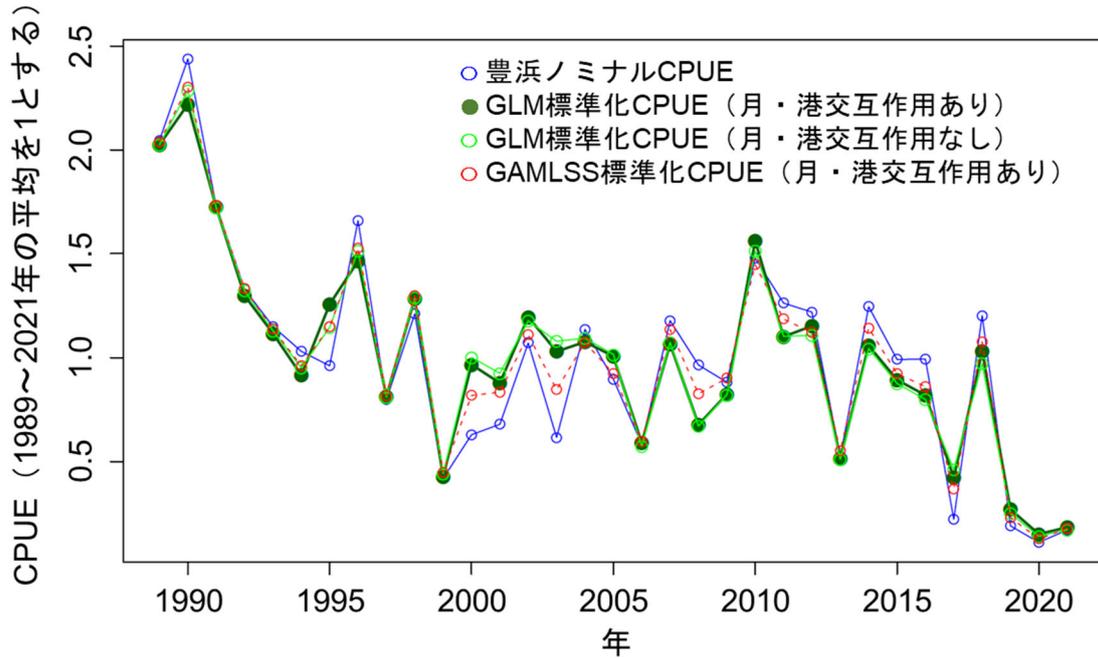


補足図 3-3. 月別漁獲データ（豊浜漁港および有滝漁港）のノミナル CPUE と GLM で推定した標準化 CPUE、豊浜ノミナル CPUE の推移（1989～2021 年）
 それぞれの CPUE の値は各平均値で除して平均を 1 とした。赤色がノミナル CPUE、緑色が標準化 CPUE のトレンド、青色が豊浜ノミナル CPUE を示す。標準化 CPUE と同色の網かけ部分は 95%信頼区間を表す。



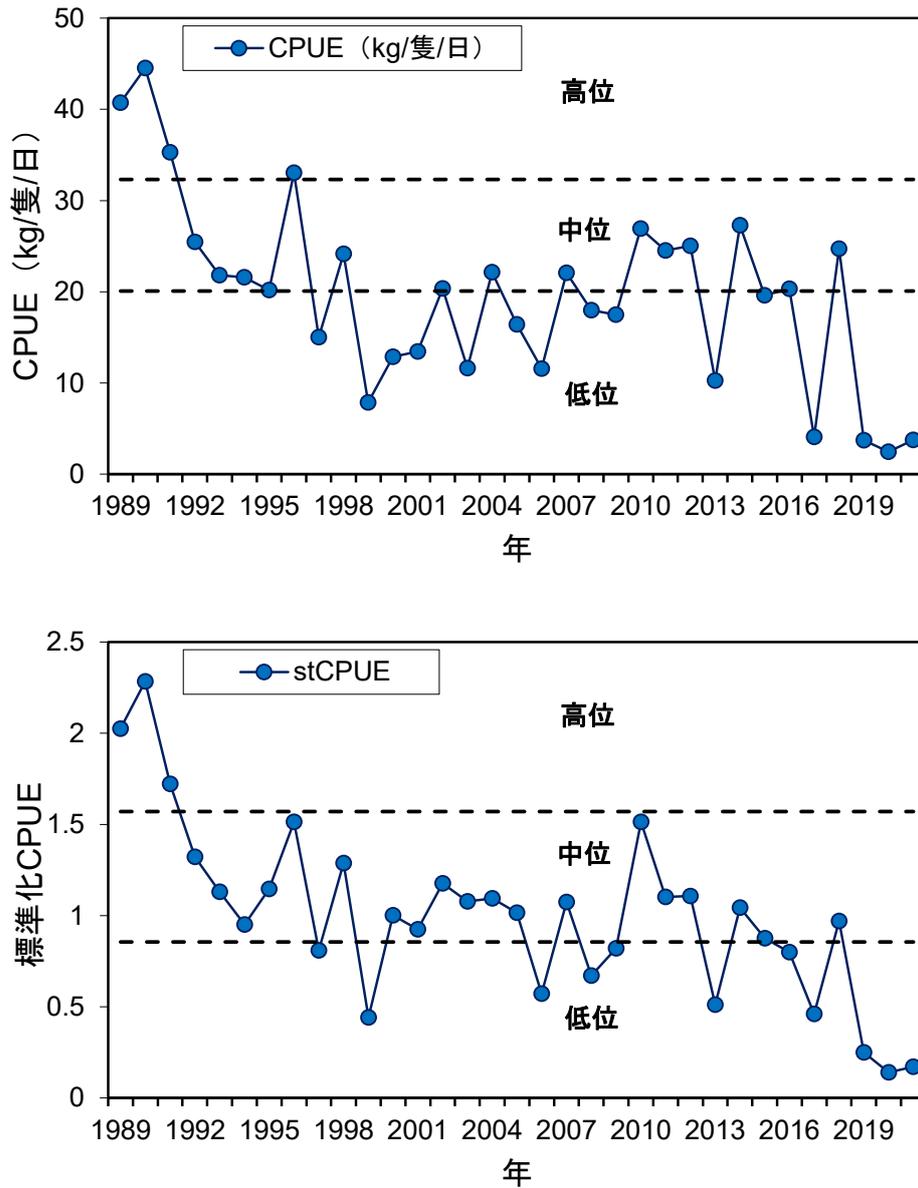
補足図 3-4. 水揚げ港ごとに分散を分けた標準化モデルの残差；(a) 年ごとのプロットと (b) 水揚げ港ごとのプロット

年ごとのプロットでは黒点が各年の残差の中央値、青点が豊浜漁港、赤点が有滝漁港の残差を、水揚げ港ごとのプロットでは灰色が各年月の残差を示す。

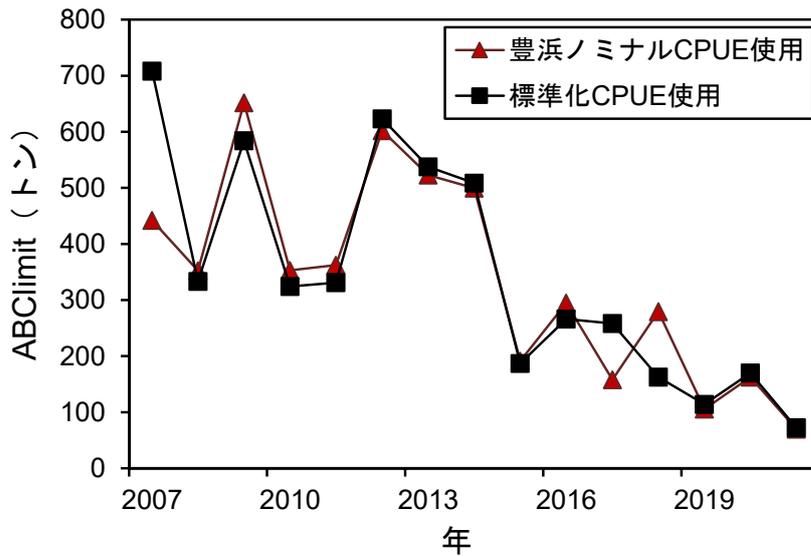


補足図 3-5. 複数の標準化 CPUE の推移 (1989~2021 年)

それぞれの CPUE の値は各平均値で除して平均を 1 とした。青色が豊浜ノミナル CPUE、濃緑色が年、月、港の主効果および月と港の交互作用を持つ一般化線形モデル標準化 CPUE、明緑色が年、月、港、月の主効果のみを持つ一般化線形モデル標準化 CPUE、赤色が GAMLSS により水揚げ港の分散を分けて推定した年、月、港の主効果および月と港の交互作用を持つモデルの CPUE のトレンドを示す。



補足図 3-6. 豊浜ノミナル CPUE を用いた現状の水準区分（上、本文図 14 と同一の図）と GLM による標準化 CPUE（平均を 1 として基準化）を用いて試算した水準区分（下）現状の水準区分（上）については本文図 14 の説明文参照。標準化 CPUE を用いた水準区分（下）では過去 33 年（1989～2021 年）における最大値: 2.28 と最小値: 0.14 の間を 3 等分し高位・中位・低位を定義。



補足図 3-7. 現状の資源評価方法(豊浜ノミナル CPUE を使用)と GLM による標準化 CPUE を使用した方法による ABClimit 計算結果の年推移の比較 (2007~2021 年)

補足表 3-1. GLM 解析における AIC を基準にしたモデル選択の上位 5 モデルと AIC

| 説明変数 | 誤差構造 | df | AIC |
|---------------|-------|-----|---------|
| 年+月+港+月*港 | ガンマ分布 | 57 | 11444.9 |
| 年+月+港 | ガンマ分布 | 46 | 11446.4 |
| 年+港 | ガンマ分布 | 35 | 11539.5 |
| 年+月+港+年*月+月*港 | ガンマ分布 | 409 | 11610.3 |
| 月+港 | ガンマ分布 | 14 | 11628.4 |

補足表 3-2. GLM ベストモデルの係数推定結果

| 変数 | 推定値 | S.E. | p値 |
|----------|--------|-------|----------|
| 1月 | 2.553 | 0.250 | 1.19E-22 |
| 2月 | 2.459 | 0.263 | 1.69E-19 |
| 3月 | 2.721 | 0.243 | 1.72E-26 |
| 4月 | 3.022 | 0.242 | 4.36E-32 |
| 5月 | 2.666 | 0.242 | 6.45E-26 |
| 6月 | 2.478 | 0.242 | 7.13E-23 |
| 7月 | 2.392 | 0.242 | 1.59E-21 |
| 8月 | 2.046 | 0.242 | 1.85E-16 |
| 9月 | 1.912 | 0.242 | 1.17E-14 |
| 10月 | 1.258 | 0.242 | 2.63E-07 |
| 11月 | 1.282 | 0.242 | 1.56E-07 |
| 12月 | 1.957 | 0.243 | 4.86E-15 |
| 1990年 | 0.121 | 0.273 | 0.6581 |
| 1991年 | -0.162 | 0.273 | 0.5535 |
| 1992年 | -0.426 | 0.273 | 0.1189 |
| 1993年 | -0.583 | 0.273 | 0.0330 |
| 1994年 | -0.756 | 0.273 | 0.0058 |
| 1995年 | -0.569 | 0.273 | 0.0375 |
| 1996年 | -0.290 | 0.273 | 0.2885 |
| 1997年 | -0.917 | 0.273 | 0.0008 |
| 1998年 | -0.452 | 0.273 | 0.0984 |
| 1999年 | -1.522 | 0.238 | 3.30E-10 |
| 2000年 | -0.704 | 0.238 | 0.0032 |
| 2001年 | -0.784 | 0.238 | 0.0011 |
| 2002年 | -0.542 | 0.238 | 0.0232 |
| 2003年 | -0.630 | 0.240 | 0.0088 |
| 2004年 | -0.616 | 0.238 | 0.0100 |
| 2005年 | -0.690 | 0.238 | 0.0039 |
| 2006年 | -1.264 | 0.240 | 1.90E-07 |
| 2007年 | -0.634 | 0.238 | 0.0080 |
| 2008年 | -1.105 | 0.238 | 4.27E-06 |
| 2009年 | -0.903 | 0.238 | 0.0002 |
| 2010年 | -0.291 | 0.238 | 0.2226 |
| 2011年 | -0.608 | 0.243 | 0.0128 |
| 2012年 | -0.604 | 0.238 | 0.0115 |
| 2013年 | -1.378 | 0.240 | 1.46E-08 |
| 2014年 | -0.663 | 0.240 | 0.0059 |
| 2015年 | -0.839 | 0.238 | 0.0005 |
| 2016年 | -0.930 | 0.238 | 0.0001 |
| 2017年 | -1.481 | 0.240 | 1.22E-09 |
| 2018年 | -0.735 | 0.238 | 0.0021 |
| 2019年 | -2.096 | 0.242 | 3.83E-17 |
| 2020年 | -2.672 | 0.242 | 5.12E-26 |
| 2021年 | -2.468 | 0.242 | 1.06E-22 |
| 水揚げ港（豊浜） | 1.146 | 0.194 | 6.23E-09 |
| 2月：水揚げ港 | 0.063 | 0.284 | 0.8253 |
| 3月；水揚げ港 | 0.031 | 0.267 | 0.9069 |
| 4月：水揚げ港 | 0.065 | 0.265 | 0.8056 |
| 5月；水揚げ港 | 0.141 | 0.265 | 0.5953 |
| 6月：水揚げ港 | -0.086 | 0.265 | 0.7459 |
| 7月；水揚げ港 | 0.170 | 0.265 | 0.5206 |
| 8月：水揚げ港 | 0.366 | 0.265 | 0.1681 |
| 9月；水揚げ港 | 0.564 | 0.265 | 0.0339 |
| 10月：水揚げ港 | 1.064 | 0.265 | 6.76E-05 |
| 11月；水揚げ港 | 0.588 | 0.265 | 0.0269 |
| 12月：水揚げ港 | 0.186 | 0.267 | 0.4848 |

補足表 3-3. GAMLSS 解析における AIC を基準にしたモデル選択での
上位 4 モデルと AIC

| 説明変数 | 誤差構造 | df | AIC |
|---------------|-------|----|---------|
| 年+月+港 | ガンマ分布 | 47 | 11330.0 |
| 年+月+港+月*港 | ガンマ分布 | 58 | 11335.5 |
| 年+月+港+年*港+月*港 | ガンマ分布 | 80 | 11341.4 |
| 年+月+年*港 | ガンマ分布 | 69 | 11344.5 |

補足資料4 ABC算定式に用いる係数の検討

近年本系群においては、満1歳時の大量減耗に起因する不漁が頻発し、操業形態の変化も生じている(補足資料2)。その結果として、資源量指標値(豊浜CPUE)の短期的変動が極めて激しくなっている(図14)。ABC算定時に用いる係数 b および I について、令和2年度評価までは直近3年間の資源量指標値を参照して用いてきたが、上述の状況下で b の値が乱高下するようになったことにより、動向判断に用いられる5年間の傾きが負の値であるにも関わらず、ABC算定値が前年から増加するという事例が見られていた。例えば令和元(2019)年度評価(澤山・山本2020)において、2017年の資源量指標値が極めて小さかったため、2014~2018年の5年間の傾きは負の値だったのに対し、2016~2018年の3年間の傾きは正の値となった(補足図4-1)。この影響により、令和元(2019)年度評価における動向判断が減少にも関わらず、2020年ABC算定値は前年のABC算定値の約3倍となった。資源量指標値の極端な短期的変動は今後も続くことが予想され、同様の問題の頻発が懸念される。また、本系群の資源状態は近年悪化の傾向が顕著であり、湾内の長期的な環境変化との関連が想定されていることを鑑みても、より長期的な資源量指標値の動向を基にしたABCの算定が適切と考えられた。

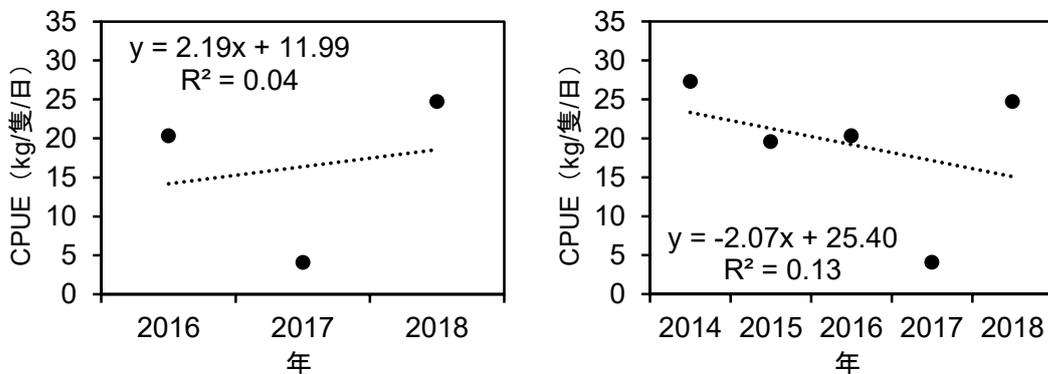
ABCの算定方法の変更を検討する上では漁獲量や乱獲回避等に配慮し、適切な係数を選択することが必要である。市野川ほか(2015)では、様々な係数の組み合わせのもとでのシミュレーションから管理目標の達成度に関するパフォーマンス指標を推定することにより、適切な管理ルールについて評価している。そこで、市野川ほか(2015)と同じシミュレーションモデルとパフォーマンス指標を用いて、 C_t を3年平均漁獲量、資源量指標値の参照期間を5年とする条件のもと、低位水準における δ_1 の値を4段階(0.5、0.6、0.7、0.8)に変化させた4通りの計算方法(高位および中位水準では $\delta_1=1.0$ で一定)についてシミュレーションを行った。その結果、低位水準の δ_1 を0.6または0.5とした場合、平均漁獲量比と総合得点(平均漁獲量比と乱獲回避率を総合した評価指標)のスコアでは令和2年度までの管理ルールに及ばないものの、乱獲回避率のスコアが令和2年度までの管理ルール以上となった(補足表4-1)。また、4段階のシミュレーション結果で総合得点のスコアを比較すると、低位水準の δ_1 を0.6とした場合に最大となった(補足表4-1)。低位水準の δ_1 を0.5まで下げた場合、乱獲回避率は更に上昇したが、平均漁獲量比のスコアが大幅に低下し、その影響により総合得点のスコアも低下した。本系群のような、低位水準にありながら変動が激しい資源については、漁獲量よりも資源の保全を重視した管理が必要である。このため、ABCの算定方法を変更する上では、従来の計算方法と同等かそれ以上の乱獲回避率を備えた方法を選択する必要があると考える。一方、 δ_1 を小さくするほど乱獲回避率は上がり続けるため、漁獲量への影響も考慮して管理ルールを検討する必要がある。したがって、資源量指標値の参照期間を5年とする場合、乱獲回避率において令和2年度までの管理ルールを上回ったもののうち、総合得点スコアがより大きい管理ルール(低位水準の $\delta_1=0.6$ 、補足表4-1で※を付したもの)の適用が妥当と考えられた。これらのことから、令和3年度評価よりABC算定における資源量指標値の参照期間を5年とし、低位水準においては $\delta_1=0.6$ とする管理ルール(以下、「新管理ルール」という)に変更することとした。

新管理ルールの適用に関して、現状での妥当性を確認する目的で、過去のABCの試算

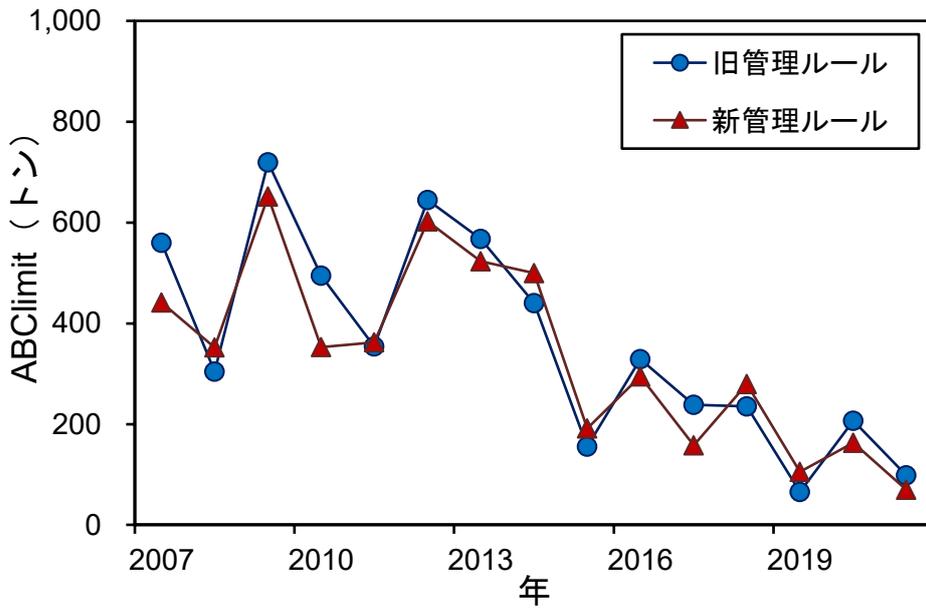
を行い、令和2年度までの管理ルール（以下、「旧管理ルール」という）による計算結果との比較を行った。その結果、2007年以降のABClimitについて、新旧の管理ルールにおける算定結果の長期的なトレンドの間に大きな差異は見られなかった（補足図4-2）。また、平成19（2007）年度資源評価以降の期間について、動向判断に用いられる資源量指標値の傾き（5年）と、新旧それぞれの管理ルールによるABClimit算定値の前年からの増減の関係を補足図4-3に示した。旧管理ルールと新管理ルールそれぞれの回帰直線間で傾きに有意差は見られず（ANCOVA, $p > 0.05$ ）、残差は後者で小さかった（それぞれ $R^2 = 0.09, 0.15$ ）。すなわち、新管理ルール適用によりABClimitの増減幅は小さくなる傾向が見られた。旧管理ルールを用いたABC計算では、平成27（2015）年度評価（黒木・鴨志田 2016）、令和元（2019）年度評価（澤山・山本 2020）および本年度評価において、指標値の傾き（5年）が負にも関わらず前年からABC計算値が増加したが（補足図4-3中の第二象限内の点）、いずれの事例においても新管理ルールの計算方法ではABCの増加が大幅に低減された。したがって、新管理ルールの適用により、近年の資源量指標値の乱高下に起因する動向判断とABC計算値の間の不整合がある程度緩和できた。

引用文献

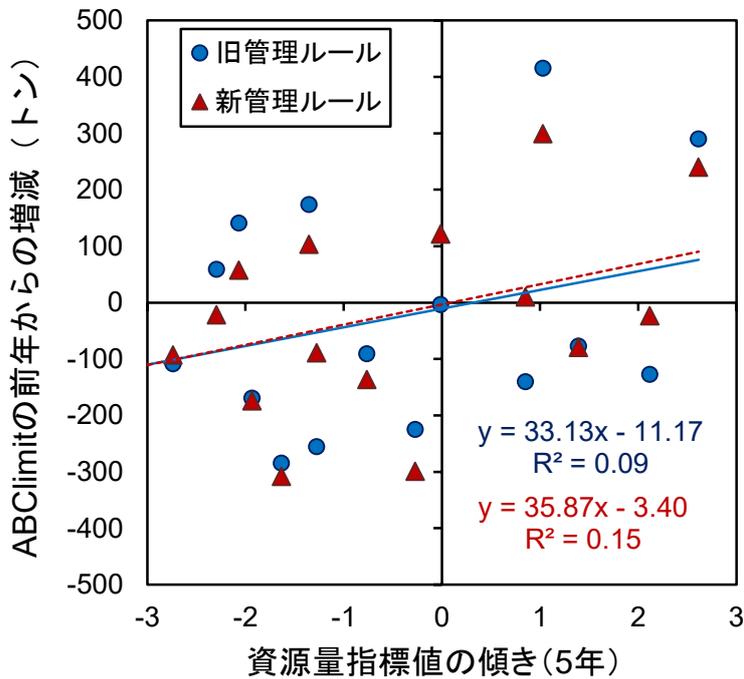
市野川桃子・岡村 寛・黒田啓行・由上龍嗣・田中寛繁・柴田泰宙・大下誠二 (2015) 管理目標の数値化による最適なABC算定規則の探索. 日水誌, **81**, 206-218.
 黒木洋明・鴨志田正晃 (2016) 平成27(2015)年度シャコ伊勢・三河湾系群の資源評価. 平成27年度我が国周辺水域の漁業資源評価(魚種別系群別資源評価・TAC種以外)第3分冊, 水産庁増殖推進部・国立研究開発法人水産総合研究センター, 1853-1873.
 澤山周平・山本敏博 (2020) 令和元(2019)年度シャコ伊勢・三河湾系群の資源評価. <http://abchan.fra.go.jp/digests2019/details/201977.pdf> (last accessed 18 August 2021)



補足図4-1. 令和元（2019）年度評価時の資源量指標値（豊浜小底 CPUE）の動向
 左：3年間（2016～2018年）、右：5年間（2014～2018年）。



補足図 4-2. 旧管理ルール（令和 2 年度までの管理ルール）および新管理ルール（令和 3 年度以降の管理ルール）における ABClimit 計算結果の年推移（2007～2021 年）



補足図 4-3. 各資源評価年度における動向判断に用いた資源量指標値の傾き（5 年）と ABClimit 算定値の前年からの増減（旧管理ルールおよび新管理ルール）の関係（2007 ~2021 年度評価）

補足表 4-1. 異なる係数の組み合わせにおける管理ルールのパフォーマンス指標のシミュレーション結果

| 管理ルール | 総合得点 | 乱獲回避率 | 平均漁獲量比 |
|------------------------------------|------|-------|--------|
| catch3-cpue3-1-1-0.7-1 (旧管理ルール) | 0.77 | 0.78 | 0.94 |
| catch3-cpue5-1-1-0.5-1 | 0.49 | 0.88 | 0.52 |
| catch3-cpue5-1-1-0.6-1※ | 0.71 | 0.80 | 0.79 |
| catch3-cpue5-1-1-0.7-1 | 0.70 | 0.71 | 0.90 |
| catch3-cpue5-1-1-0.8-1 | 0.52 | 0.52 | 0.93 |

市野川ほか (2015) の方法で計算。管理ルールの名称は、使用する漁獲量 (catch3 は 3 年平均を表す)、CPUE の参照期間 (cpue3 は 3 年間を表す)、資源水準ごとに定める係数 δ_i (高位、中位、低位の順) および資源量指標値の増減が ABC に与える影響の大きさを調整する係数 k の組み合わせをハイフンで順に記している。令和 3 年度以降適用された新管理ルールに※を付している。

補足資料 5 Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) モデルによる資源量指標値標準化の試み

本年度の資源評価においては資源量指標値として豊浜漁港における小底漁業の漁獲データから算出したノミナル CPUE を用いたが、データの解像度や空間的なカバレッジなどの点において、将来的にはより詳細かつ広範囲にわたる資源状態を代表する指標値を検討する必要がある。また、近年、豊浜の小底における操業形態の変化等（補足資料 2）を念頭に、これらの操業形態の情報を加味した CPUE の標準化を行う必要性も高まっている。さらに、本系群が生息する伊勢湾・三河湾は我が国の代表的な閉鎖的内湾であり、夏季を中心に底層近傍の溶存酸素 (DO) 濃度が 3 mg/l を下回る貧酸素水塊が毎年のように発生する（黒田・藤田 2006、赤石ほか 2005）。本系群の湾内分布は貧酸素水塊の影響を強く受けることが知られるため（日比野ほか 2015、曾根ほか 2017、下村・中村 2019）、湾全域の資源評価の上では資源密度の時空間的な変動を考慮する必要がある。

これらの課題を解決するために、愛知県の小底標本船（補足表 5-1）の伊勢・三河湾における 2010～2020 年の月ごとの操業データのうち、漁獲サイズのシャコの漁獲量、操業時間データ並びに標本船 ID と操業に使用した網の種類データ（以下、「網データ」という）を使用し、本系群の資源量指標値の標準化を試みた。網データは豊浜漁港の標本船 3 隻分（補足表 5-1）について記録があり、大目網使用時とそれ以外で異なる ID とした。豊浜標本船については通常年における使用実績では冬季（1、2、11、12 月）に大目網の利用頻度が高いことから、網データの無い年は冬季 4 ヶ月間に大目網を利用したものと仮定し、同一標本船に対して大目網使用の有無によって異なる ID を割り当てた。その他の漁港の標本船については全期間を通じて同一標本船は同じ ID とした。

標準化には Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) モデルを使用した（Thorson and Barnett 2017）。VAST は取り扱うデータの時空間自己相関を考慮しているため、標準化のためのモデルに時空間変動を取り入れることができる（後述のように本解析では時間軸の自己相関は扱わなかった）。一般化線形モデルや一般化加法モデルなどの CPUE 標準化手法と比較した研究では、VAST のパフォーマンスが総合的に最も高かったと報告されている（Grüss et al. 2019）。

モデルの概要

VAST は資源量密度をサンプル i の遭遇確率 ($p_1(i)$) と、資源が漁獲された場合のサンプル i の資源量密度 ($p_2(i)$) に分けて線形予測子で表す。本解析では以下の式を用いた。

$$p_1(i) = \beta_1(t_i) + \omega_1(s_i) + \varepsilon_1(s_i, t_i) + \eta_1(v_i)$$

$$p_2(i) = \beta_2(t_i) + \omega_2(s_i) + \varepsilon_2(s_i, t_i) + \eta_2(v_i)$$

$\beta(t_i)$ はサンプル年 t の固定効果で、サンプル年の効果は各年で独立とした。第 2 項の $\omega(s_i)$ はサンプル年 t における空間のランダム効果、第 3 項の $\varepsilon(s_i, t_i)$ はサンプル年 t と場所 s における時空間のランダム効果を表している。第 4 項の $\eta(v_i)$ は要因 v_i が漁獲能率の過分散を生じさせるランダム効果を表しており、要因 v_i には標本船 ID を使用した。

VAST では始めに、空間情報からクラスタリングの一種である k-平均法により観測地点数より少ない所与のノット数 (100) に空間分布を近似し、各ノットにおける相対密度の時

空間変化をモデル化する。先行研究においてノット数は 100 以上とすることを推奨されていることに従い (Thorson 2019)、ノット数を 100 とした。空間効果の確率密度関数は多変量正規分布 (MVN) を使って、

$$\omega_j(\cdot, f) \sim MVN(0, \mathbf{R}_j)$$

($j=1,2$)と表す。 \mathbf{R}_j は Matérn 相関関数で、

$$\mathbf{R}_j(s_n, s_m) = (1/2\varphi^{-1}\Gamma(\varphi)) \times (\kappa_j |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|)^\varphi \times K_\nu(\kappa_j |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|)$$

($j=1,2$)と表される。ここでは φ は、 $\varphi=1$ として推定しない。 Γ はガンマ関数。 K_ν は第2種の変形ベッセル関数、 κ_j は非相関率、 $\mathbf{d}(s_n, s_m)$ はノット間の距離、 \mathbf{H} は地理的な異方性(方角によって相関の程度が異なること)を表す行列である。時空間効果の確率密度関数は

$$\varepsilon_j(\cdot, f, t) \sim \begin{cases} MVN(0, \mathbf{R}_j) & \text{if } (t = 0) \\ MVN(\rho_{\varepsilon_j} \varepsilon_j(\cdot, f, t-1), \mathbf{R}_j) & \text{if } (t > 0) \end{cases}$$

($j=1,2$)で与えられる。本解析ではサンプル年で独立と仮定した($\rho_{\varepsilon_1} = \rho_{\varepsilon_2} = 0$)。

本データを使用した解析では二項分布とガンマ分布を使用したデルタ型のモデルを使用し、予測遭遇率($r_1(i)$)と予測資源密度($r_2(i)$)を以下の式で表した(Thorson 2017)。

$$\begin{aligned} r_1(i) &= \text{logit}^{-1} p_1(i) \\ r_2(i) &= a_i \times \log^{-1} p_2(i) \end{aligned}$$

a_i はオフセット項であり、今回の場合は平均資源量密度を目的変数として用いているので1とした。資源量密度 B が観測される確率は以下で表され、周辺尤度が最大となるパラメータを推定した。本解析では分布 g にガンマ分布を仮定した。

$$\Pr(B = b_i) = \begin{cases} 1 - r_1(i) & \text{if } (B = 0) \\ r_1(i) \times g\{B = b_i | r_2(i), \sigma_m^2\} & \text{if } (B > 0) \end{cases}$$

推定されたパラメータから、各年 t における各場所 s の相対資源量密度を $d^*(s, t) = r_1^*(s, t) \times r_2^*(s, t)$ で計算し、各ノットの面積と相対資源量密度を掛け合わせた値の総和を資源量指標値として推定した。

$$I(t, l) = \sum_{x=1}^{n_x} (a(x, l) \times d^*(x, t))$$

ここで $a(x, l)$ は空間層 l とノット x に関連づけられた面積を表す。この際、ランダム効果の平均補正を行った(Thorson and Kristensen 2016)。また、資源量の平均密度 D は以下で表され、これを用いて占有有効面積 A が算出される。

$$D(t, l) = \sum_{x=1}^{n_x} \left(\frac{a(x, l) \times d^*(x, t)}{I(t, l)} d^*(x, t) \right)$$

$$A(t, l) = \frac{I(t, l)}{D(t, l)}$$

VAST のモデル構造の詳細については、Thorson (2019) や GitHub (<https://github.com/James-Thorson-NOAA/VAST>) を参照されたい。計算には VAST ver.4.2.0 を使用した。

VAST により得られた資源量指標値は、標本船データの年間漁獲量を年間総操業時間で除した標本船ノミナル CPUE、今年度資源評価に用いた豊浜港のノミナル CPUE と比較した。それぞれの資源量指標値は解析期間に対してそれぞれ平均が 1 となるようにした。また、標本船 ID をランダム効果として組み込む効果を確認するため、標本船 ID を考慮する・しない場合、網データを含めて標本船 ID を考慮した場合で VAST を実行し、資源量指標値の推移を比較した。

結果

VAST により推定された CPUE の予測値（各ノットの相対資源量密度）を空間情報とともに視覚化すると（補足図 5-1）、データ取得年を通して湾北部での資源量密度が比較的高水準であった。また、不漁年には資源量の占有有効面積が縮小し（補足図 5-2）、特に 2017 年には湾奥、三河湾に資源が集中するパターンが見られた。

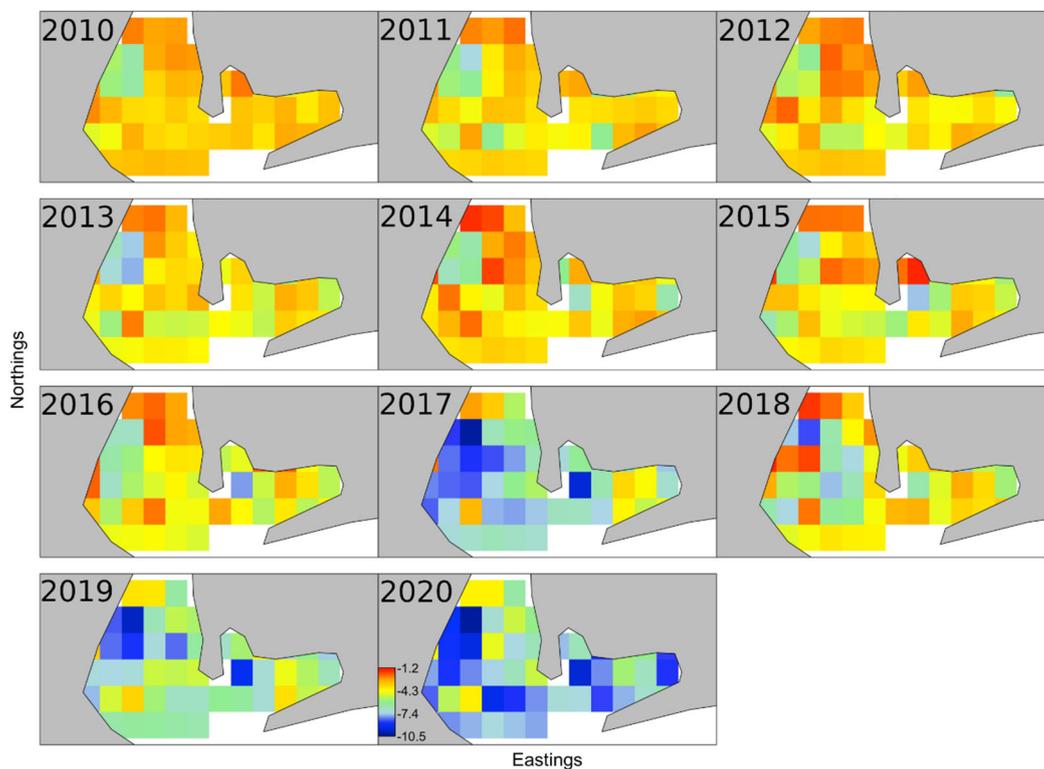
標準化資源量指標値は標本船データのノミナル CPUE に比べて凸凹が小さくなった（標準偏差は標準化資源量指標値で 0.49、標本データのノミナル CPUE で 0.51）（補足図 5-3）。豊浜ノミナル CPUE の年トレンドは、VAST で得られた資源量指標値よりも 2010、2011 年は大きく、2012 年以降は小さく推移する傾向にあった。最近年に注目すると不漁年であった 2017 年や 2019 年において、VAST による資源量指標値は豊浜ノミナル CPUE よりも大きい値となった。

2017 年以降の不漁年においては、本系群以外の魚類狙い操業があったと推測され、本解析では網データの違いとしてこれを考慮して解析した。各モデルの AIC を比較すると、標本船 ID を区別しないモデルよりも標本船 ID を考慮するモデルで AIC は低く、また網データを含まないモデルよりも網データを含むモデルで AIC は低くなった（補足表 5-2）。また、標準化資源量指標値の変動も網データを含んだ標本船 ID を考慮したモデルで小さい値をとった（補足図 5-4）。得られた資源量密度の時空間変動について、環境情報（水温・DO 分布）との対比により、資源分布に影響を与えている影響の検討などを行う予定である。また、標本船の網データは利用可能な期間が短いため、今後もデータの収集を継続していく必要がある。

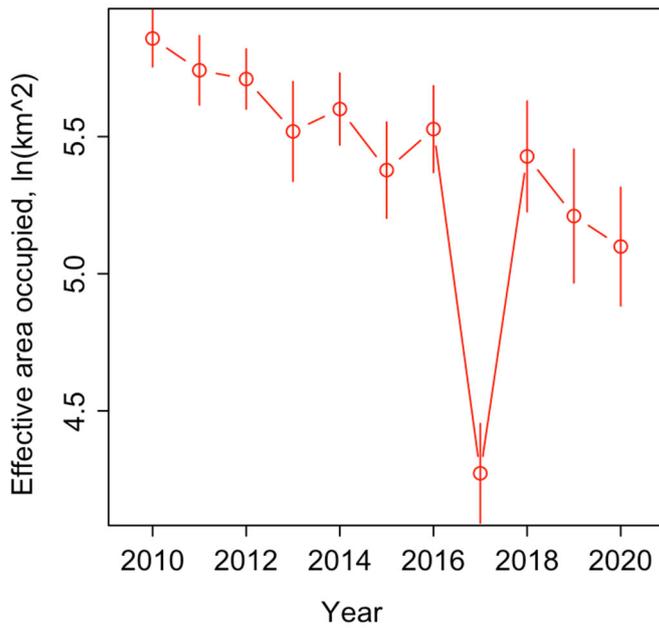
引用文献

- 赤石正廣・大島巖・鵜飼亮行・青井浩二・黒田伸郎 (2005) 現地観測による伊勢湾・三河湾の貧酸素水塊の挙動の把握. 海洋開発論文集, **21**, 391-396.
- Grüss, A., JF. Walter III, EA. Babcock, FC. Forrestal, JT. Thorson, MV. Laretta, and MJ. Schirripac (2019) Evaluation of the impacts of different treatments of spatio-temporal variation in catch-per-unit-effort standardization models. *Fish. Res.*, **213**, 75-93.
- 日比野学・青山高士・松澤忠詩・谷幸太郎 (2015) 伊勢湾における底層溶存酸素量の変化に

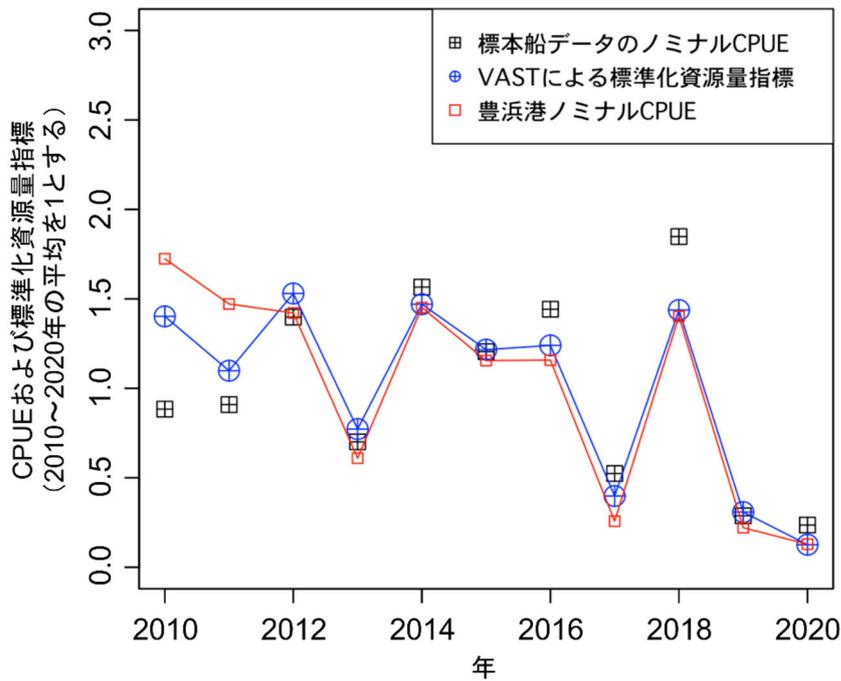
- 伴う大型底生生物の小型底びき網への入網状況. 水産海洋研究, **79**, 1-11.
- 黒田伸郎・藤田弘一 (2006) 伊勢湾と三河湾の貧酸素水塊の短期変動及び長期変動の比較. 愛知水試研報, **12**, 5-12.
- 下村友季・中村元彦 (2019) 伊勢湾における貧酸素水塊の分布と小型底びき網漁業の漁場との関係. 黒潮の資源海洋研究, **20**, 89-98.
- 曾根亮太・和久光靖・山田 智・鈴木輝明・高倍昭洋 (2017) 三河湾における底生性魚介類の貧酸素化に対する時空間的応答と減耗過程. 水産海洋研究, **81**, 230-244.
- Thorson, JT. and K. Kristensen (2016) Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. Fish. Res., **175**, 66-74.
- Thorson, JT. (2017) Three problems with the conventional delta-model for biomass sampling data, and a computationally efficient alternative. Can. J. Fish. Aquat. Sci., **75**, 1369-1382.
- Thorson, JT. and LAK. Barnett (2017) Comparing estimates of abundance trends and distribution shifts using single- and multispecies models of fishes and biogenic habitat. ICES J. Mar. Sci., **74**, 1311-1321.
- Thorson, JT. (2019) Guidance for decisions using the Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) package in stock, ecosystem, habitat and climate assessments. Fish. Res., **210**, 143-161.



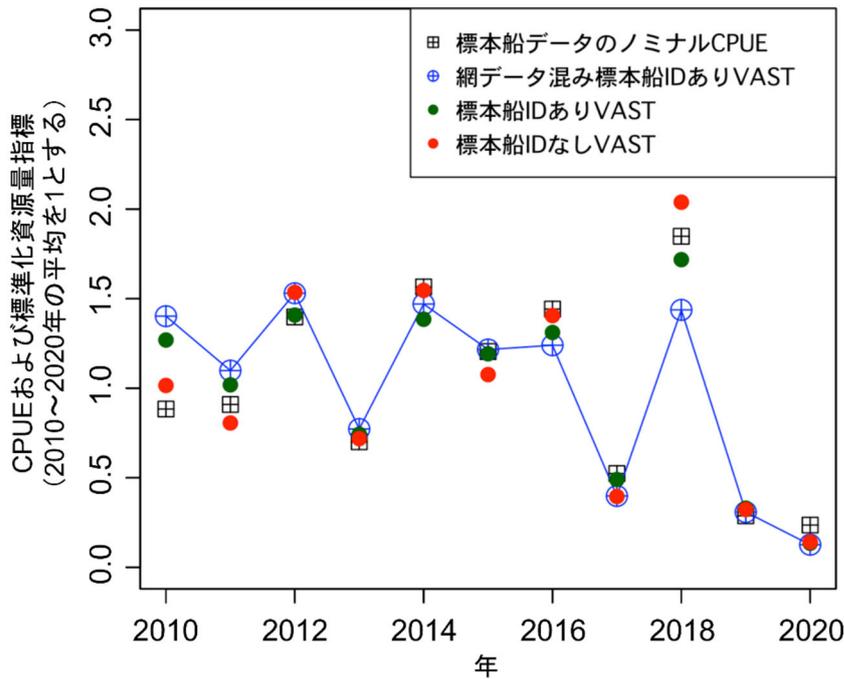
補足図 5-1. 標本船データを用いた VAST による本系群の資源量密度 (log スケール) の伊勢・三河湾内における時空間変動 (2010~2020 年)



補足図 5-2. 本解析の対象海域における資源量密度の占有有効面積の年トレンド



補足図 5-3. 標本船データを利用したノミナル CPUE と VAST による標準化資源量指標値 (網データを含めた標本船 ID をランダム効果とした場合)、豊浜漁獲データのノミナル CPUE の推移
比較のために標本データ取得期間 (2010~2020 年) の各 CPUE の値はこの期間における各平均値で除して平均を 1 とした。



補足図 5-4. 標本船データを利用したノミナル CPUE と網データを含めた標本船 ID をランダム効果とした VAST、標本船 ID をランダム効果とした VAST、標本船 ID を用いない VAST による標準化資源量指標値の推移
比較のために標本船データ取得期間（2010～2020 年）の各 CPUE の値はこの期間における各平均値で除して平均を 1 とした。

補足表 5-1. VAST 解析に使用した愛知県の小底標本船データの期間

| 漁港 | 船ID | 2009年 | 2010年 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 |
|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 鬼崎 | 1 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 大井 | 2 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |
| 日間賀 | 3 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | | | | | |
| 豊浜 | 4 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○* | ○* |
| 豊浜 | 5 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | | | | | | |
| 豊浜 | 6 | ○ | ○ | ○ | | | | | | | | | |
| 豊浜 | 7 | | | | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | ○* | ○* |
| 豊浜 | 8 | | | | | | | ○ | ○* | ○* | ○* | ○* | ○* |
| 隻数 | | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |

○は漁獲量と操業時間データの使用可能期間を示す。*は使用網種類データが使用可能であることを示す。

補足表 5-2. VAST 結果の AIC と標準化資源量指標値の解析期間における標準偏差

| 船IDの扱い | AIC | 標準偏差 |
|--------------|----------|------|
| 船IDなし | 224305.3 | 0.57 |
| 船IDあり | 202905.8 | 0.48 |
| 網データを含む船IDあり | 199375.7 | 0.49 |
| (ノミナル) | - | 0.51 |