

令和 2（2020）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、新たな枠組みである資源管理指針・計画の下、継続して実施されている。本系群は伊勢・三河湾の小型機船底びき網漁業での重要対象魚種と位置づけられるが、愛知県及び三重県における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、2019年は99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、2000年以降は小刻みに増減している。過去31年（ただし2017年と2019年を除く）の資源量指標値について最高値と最低値の間を3等分し、32.3、20.1を境に上から高位、中位、低位と定め、2019年の資源量指標値3.7から水準は低位と判断した。直近5年間（2015～2019年）の資源量指標値の推移から動向は減少と判断した。ただし、近年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する必要がある。直近5年の資源水準は、漁獲主体となる年級の満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年級が比較的多く加入した影響から中位であったが、2019年は2017年級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2018年級には減耗の兆候が見られていることから、2020年の資源量指標値も低い水準となることが予測される。2019年級の発生量は比較的多いと見られるが、今後の生残状況を注視しながら漁獲を行う必要がある。

2021年ABCは規則2-1)を用いて算出した。なお、資源の動向が減少傾向にあり、2020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2021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	2021年ABC (トン)	漁獲割合 (%)	F 値
0.7・Cave 3-yr・0.98	Target	78	—	—
	Limit	97	—	—

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。

年	資源量 (トン)	親魚量 (トン)	漁獲量 (トン)	F 値	漁獲割合 (%)
2015	—	—	272	—	—
2016	—	—	223	—	—
2017	—	—	105	—	—
2018	—	—	221	—	—
2019	—	—	99	—	—

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、2012～2019 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いる。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型機船底びき網漁業において、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・三河湾の小型機船底びき網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、小型機船底びき網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など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、新たな枠組みである資源管理指針・計画の下、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。愛知県の小型底びき網漁船の標本船の単位漁獲努力量あたりの漁獲量（CPUE: kg/1 時間曳網）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分布の中心があり、三重県側では湾南部に多い。分布中心は時期により変化し、特に夏季は底層で発達した貧酸素水塊を避け、湾奥と知多半島南部の湾口部に多く分布するようになる（愛知県水産試験場発行・伊勢・三河湾貧酸素情報、三重県水産研究所・浅海定線観測結果）。大阪湾では、夏季に貧酸素水塊を避けてシャコの一部は移動するものの、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 7 月から 11 月に出現し、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、三重県及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）による幼生採集数の年別変化から見ると、2016 年以降採集数が少ない年が 3 年続いていたが、2019 年は比較的採集数が多かった（図 4）。

東京湾における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るが、8 月以降は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 2003）。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、春季産卵における卵の孵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 3、図 5）。2018 年は 8 月まで 2013～2015 年並みの採集数であったが、後半の採集数は少なかった。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（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 に小型機船底びき網の漁場一斉調査（2012 年 5 月～2018 年 2 月）により採捕されたシャコの体長組成を示す。この体長組成の推移の一部を含む 2010 年 5 月～2014 年 1 月のデータを LFDA（Length Frequency Data Analysis）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、生態学的な最大寿命とされる 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る。2018 年は成熟開始時期がやや遅かったが、秋まではほぼ例年通りに推移した。2019 年はシャコの不漁にともなう欠測が多かったため成熟開始時期の判断が難しいものの、9 月に成熟雌比率の上昇が見られた。

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℃では約 21 日、25℃では約 12 日を要するとされる (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など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などから、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、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、これらの捕食者が食べていたシャコは小型の個体であった (浜野 2005)。また、伊勢・三河湾においてはマアナゴによる小型のシャコの捕食が報告されている (日比野 2016) ほか、ハモの胃内容物からも見つかっている (平成 29 年度資源評価調査報告書 (資源動向調査) ハモ)。

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型機船底びき網漁業 (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減らしているものの、依然としてシャコの重要度は高い。

主漁期は春から夏にかけてである。漁獲サイズは体長10 cm以上であり、それに満たないシャコは再放流されている。再放流対象の小型シャコの入網量は多く、特に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になっている（平成23年度愛知県調査）。

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

愛知県及び三重県における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トンを超えなくなった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る（図10、表1）。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、愛知県及び三重県の独自集計の値を利用した。2019年の漁獲量はそれぞれ98トン及び1トンであり、記録的不漁であった2017年の漁獲量をさらに下回る合計99トンとなった。

愛知県における主要水揚げ港（豊浜漁港）での最近6年間の漁獲量の経月変化を図11に示す。通常年では、4～5月にピークがあり、それ以降もある程度まとまった漁獲が見られる。不漁年であった2017年は晩秋から漁獲量が上向き、2018年初秋ごろまでは順調な漁獲が続いたが、2018年の11月以降は再び低調な漁獲となった。翌2019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、愛知県及び三重県の主要水揚げ港を根拠地とする小型機船底びき網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割程度となっている。2017年に見られた愛知県での出漁隻数の減少は、極端なシャコの不漁による出漁控えによるものと考えられる（図12）。2019年は、豊浜漁港の出漁隻数は前年からわずかに減少し（図12）、三重県有滝漁港の出漁隻数も前年から減少した（図13）。

なお、2017年及び2019年の豊浜小底漁業においてはシャコ網（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）を用いた操業が例年より

も多かった可能性が示唆されている（愛知県、未発表データ）。ある標本船の年間操業データにおける全曳網回数に占める大目網使用回数の割合は、2016年には1割程度であったのに対して2019年には約3割に達した。この傾向は特にシャコの主漁期前半である春季に強く見られ、4～5月の大目網の使用割合は2016年にはほぼ0割なのに対し2019年には8割を超えていた。これは、シャコの極端な不漁を受け、豊浜の小底漁業者が操業の大部分をスズキ等の大型魚類狙いに切り替えたためと推測される。通常、大目網を用いた操業ではシャコが入網することはない。したがって、2017年及び2019年の出漁隻数ベースの漁獲努力量は、実際のシャコに対する漁獲圧よりも過大となっている可能性が高い。

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2019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

愛知県の主要水揚げ港である豊浜漁港は、シャコの全漁獲量に占める割合が他の漁港に比べて高く、2018年には約5割を占めている。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（1989～2019年）を表2及び図14に示す。資源量指標値は1990年代に大きく減少したが、2000年以降は中位と低位の境界付近で増減を繰り返している。近年は2013年や2017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。2019年のCPUEは3.7となり、2017年に記録したこれまでの最低値を更新した。なお、不漁年の2017年及び2019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割を下回っており、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。このため、従来の資源量指標値の補正について今後検討を進めていく必要がある。

資源量指標値について、月別の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2）。その結果、2000年代以降の標準化CPUEの年トレンドはノミナルCPUEとほぼ同様に推移していた。一方で、高水準期であった1990年前後ではノミナルCPUEよりも低めの傾向となり、月による漁獲傾向が近年とは異なっていた可能性が示唆された。

愛知県の小型底びき標本船（2015年まで6隻分、2016年以降は5隻分）の操業記録から算出した2004～2019年の資源量指数（ $\text{km}^2 \cdot \text{kg}/\text{hr}$ ）の推移は、満2歳主体の漁獲サイズのシャコ（体長10cm以上）では資源量指標値の増減とおおむね同調しており、2018年には大きく増加、2019年には再び大きく減少した（図15）。満1歳主体の再放流サイズのシャコ（体長10cm未満）では漁獲サイズのシャコよりも1年早く資源量指数が増減する傾向が見られていたが、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低かったの

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。

(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。生態学的な寿命は最大で 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。

各年級の時系列変化を見ると、2016 年級は 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。2019 年の漁獲主体年級となるはずだった 2017 年級のピークは、2018 年 8 月までは体長 8~9 cm をモードに見られたが、2019 年 2 月には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。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、不漁年であった 2013 年と 2017 年の前年にも共通して見られている。

2018 年級は、2019 年 5 月時点では比較的幅の広いピークとして見られた。このピークの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、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。しかし、2018 年級のピークは 2019 年 11 月以降見られなくなり、再び大規模な減耗が生じた可能性がある。

2019 年級については、2020 年 2 月時点では比較的大きなピークが見られている。

(4) 資源の水準・動向

資源の水準の判断基準として、過去 31 年（1989~2019 年）の資源量指標値（小底シャコ CPUE）について最高値と最低値の間を 3 等分し、32.3、20.1 を境に上から高位、中位、低位と定めた。ただし、3. (3) 項に記したとおり 2017 年及び 2019 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。2019 年の資源量指標値（3.7）から、2019 年の資源水準は低位と判断した（図 14）。また、直近 5 年間（2015~2019 年）の資源量指標値の推移から 2019 年の動向は減少と判断した。

近年資源量指標値は漁獲主体年級の生残の多寡に応じて中位と低位の間で変動を繰り返しており、2017 年秋以降に 2016 年級が比較的多く漁獲加入したことから、2018 年の資源水準は 2017 年の低位から中位となった。しかし、2017 年級は 2018 年秋以降に大きく減耗したと見られ（図 6-2、図 11）、2019 年の資源水準は再び低位へと転じたものと見られる。2019 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 2020 年も継続するものと予想される。

5. 2021 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型機船底びき網漁業によるシャコ CPUE (kg/隻) 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

資源水準及び資源量指標値（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、以下の ABC 算定規則 2-1) に基づき ABC を算定した。

$$ABClimit = \delta_1 \times Ct \times \gamma_1$$

$$ABCtarget = ABClimit \times \alpha$$

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

ここで、Ct 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。

シャコの資源動向を示す資源量指標値は、シャコ漁獲の大部分を占める漁業種類の小型機船底びき網漁業のシャコ CPUE とし、直近 3 年間 (2017~2019 年) の動向から b (-0.19) と I (10.84) を定めた。k は標準値の 1.0 とした。 δ_1 は、Ct を 3 年平均漁獲量 Cave3-yr (2017~2019 年) とした場合の低位水準の推奨値である 0.7 とした。 α は標準値の 0.8 とした。

なお、資源の動向は減少傾向にあり、2020 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る。このため、予防的観点から 2021 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	2021 年 ABC (トン)	漁獲割合 (%)	F 値
0.7・Cave 3-yr・0.98	Target	78	—	—
	Limit	97	—	—

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
2016 年愛知県漁獲量修正値	2016 年漁獲量の修正
2018 年愛知県漁獲量確定値	2018 年漁獲量の確定
2019 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)
2019 年(当初)	0.7・Cave3-yr・0.47	—	—	72	57	
2019 年(2019 年 再評価)	0.7・Cave3-yr・0.47	—	—	71	57	
2019 年(2020 年 再評価)	0.7・Cave3-yr・0.47	—	—	66	53	99
2020 年(当初)	1.0・Cave 3-yr・1.13	—	—	224	179	
2020 年(2020 年 再評価)	1.0・Cave 3-yr・1.13	—	—	207	166	

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。2016 年の愛知県漁獲量に修正が入り、2016 年漁獲量に変化したため ABC 算定値が変化している。

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 2013 年や 2017 年、2019 年のような極端な不漁年もあり、これらの不漁は漁獲主体となる年級が満 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 年と 2019 年の大不漁は、それぞれ 2015 年級と 2017 年級の減耗によって生じたと考えられる。2018 年には、2016 年級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(図 6-1、図 6-2)。一方、2020 年には 2018 年級の順調な漁獲加入が見込めないことから(図 6-2、図 11)、2020 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が秋季に大きく切り替わり、ある年級が満 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、極端な不漁が複数年にわたって続くことを避けるためには、次に漁獲主体となる年級を保護することが重要である。現状実施されている体長 10 cm 未満の個体の再放流は、次年級の保護と産卵親魚量の確保につながり、不漁が長期化するリスクの低減に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。2019 年の幼生採集量

が多かったこと（図4、図5）、また2020年2月時点で大きなピークが確認されていること（図6-2）から、2019年級の発生量は近年では比較的多かったと推測されるが、引き続き今後の生残状況を注視する必要がある。すでに2018年級に減耗の兆候が見られていることから、2019年級に対しては産卵親魚の確保に配慮して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及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満1歳のシャコが多獲されている（図9）。夏季には小型シャコの再放流後の生残率が低下する傾向があり（平成23年度愛知県調査）、豊前海では夏場の投棄死亡を抑制することが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、不漁期間に大型の魚類狙いの操業を行うことで再放流サイズのシャコの入網低減につながる可能性がある。その一方で、魚類狙いの操業の増加は資源量指標値の信頼性の低下に繋が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を行った（補足資料3）。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等、合理的な漁場利用ルールについて検討を進めていく必要がある。

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.
- 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**(1), 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 (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.
- 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.
- 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., 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.
- 児玉圭太・清水詢道・青木一郎 (2003) 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.

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.

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**(1), 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.

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**(5), 799-808.

(執筆者：澤山周平、横内一樹、山本敏博)

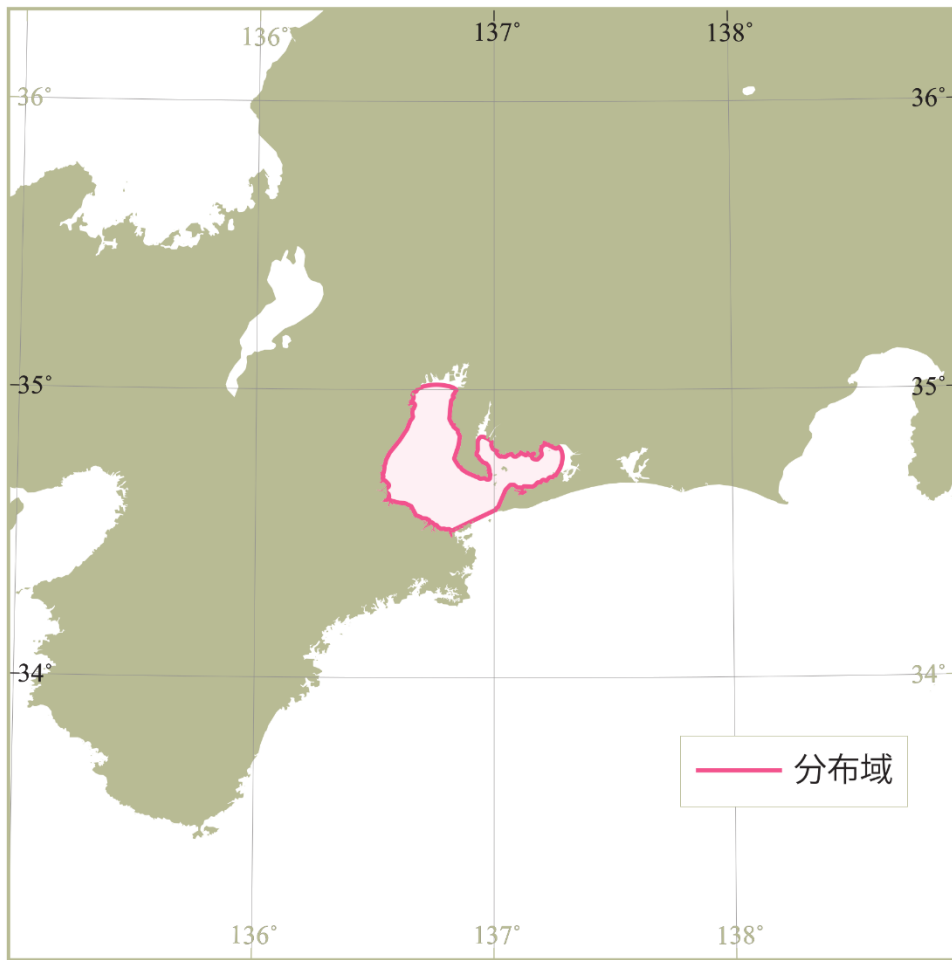


図1. シャコ伊勢・三河湾系群の分布域

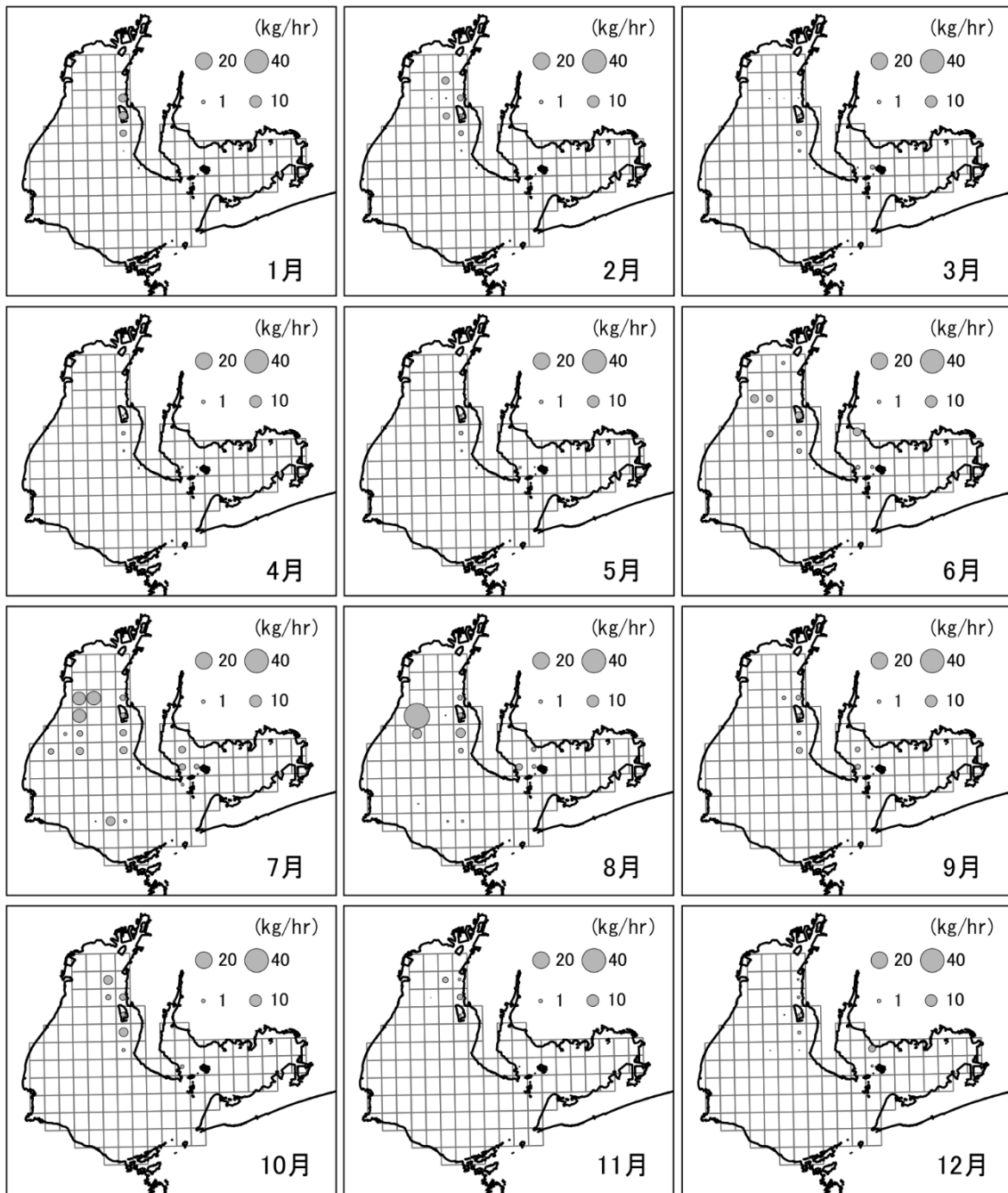


図2. 漁獲サイズのシャコの CPUE (kg/hour) の分布 (2019年1月～12月)
愛知県小型底びき標本船 (計5隻) の集計値による。

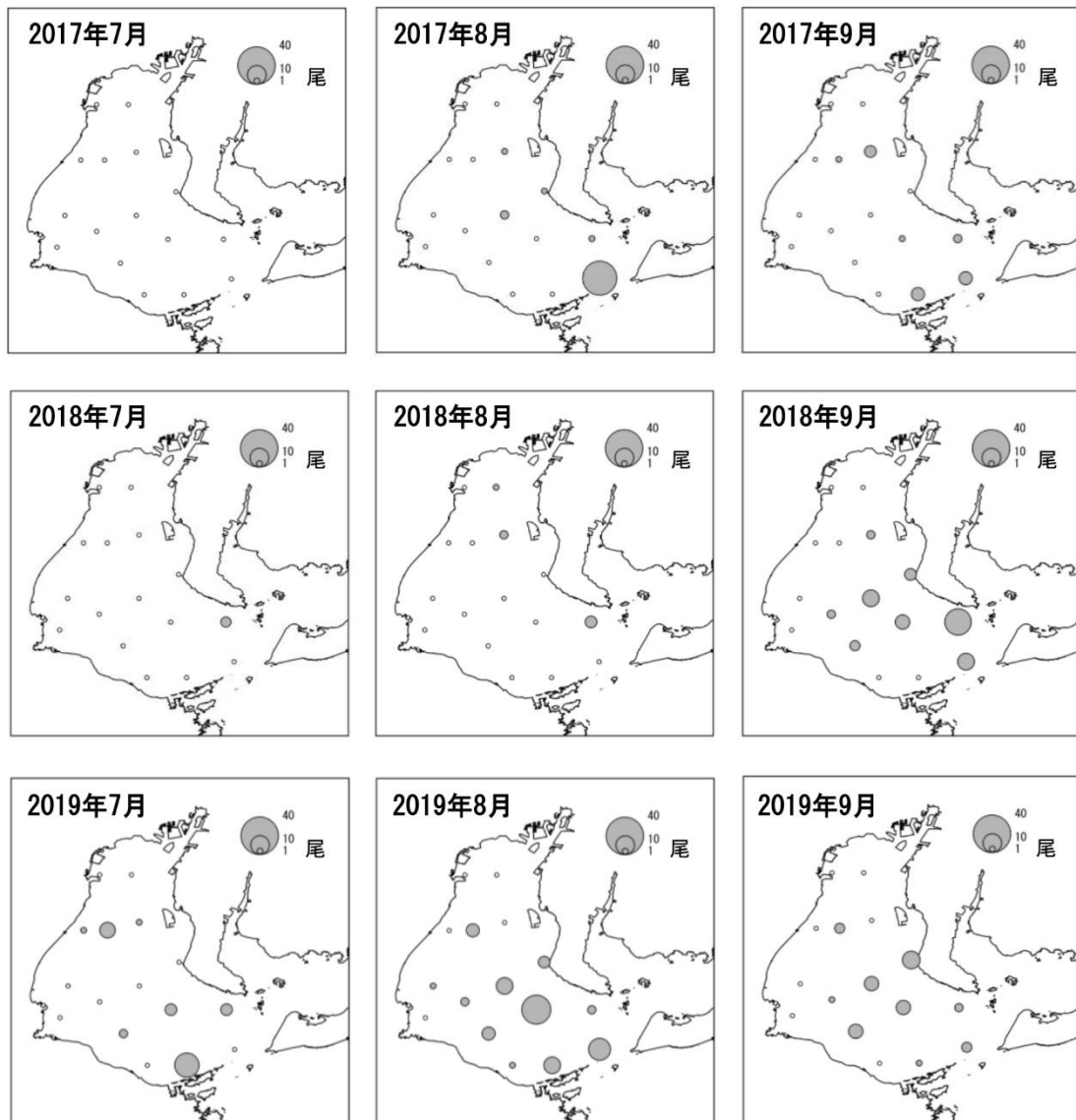


図3. 伊勢湾内のシャコ浮遊期幼生の月別分布（7～9月）

上段から2017年、2018年及び2019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。

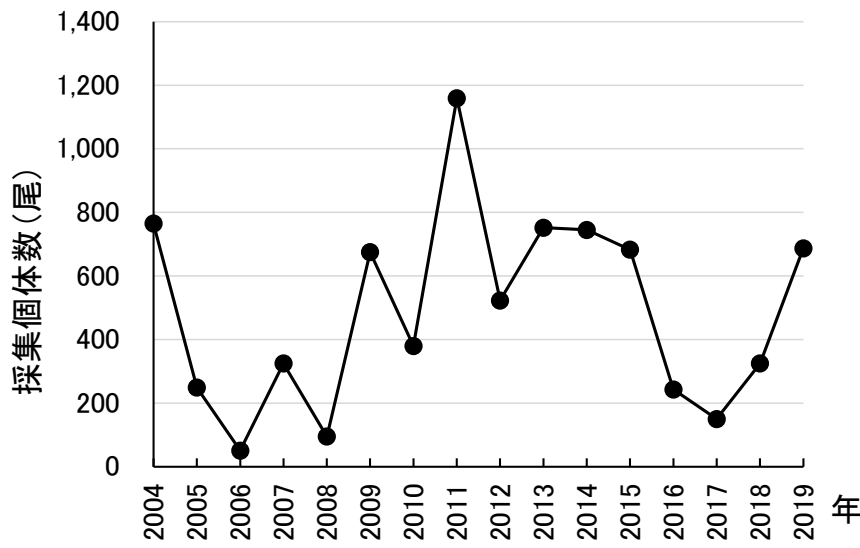


図 4. 伊勢湾におけるシャコ浮遊期幼生採集数の推移（2004～2019 年三重県・愛知県調査の合計値）

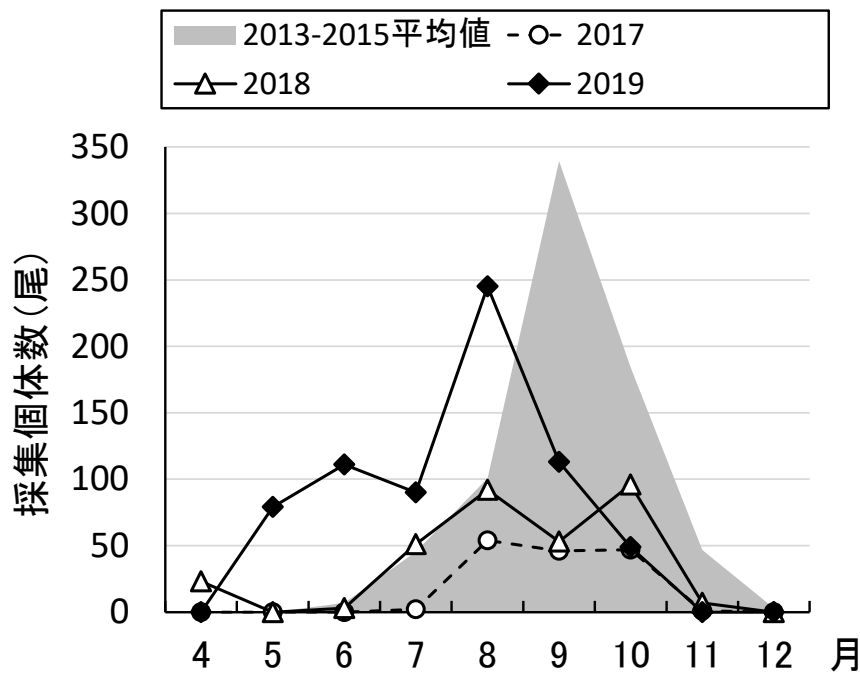


図 5. 伊勢湾におけるシャコ浮遊期幼生月別採集個体数
2013～2019 年三重県・愛知県調査の合計値。ただし 2018 年 9 月は愛知県調査が欠測のため三重県調査単独の採集個体数。

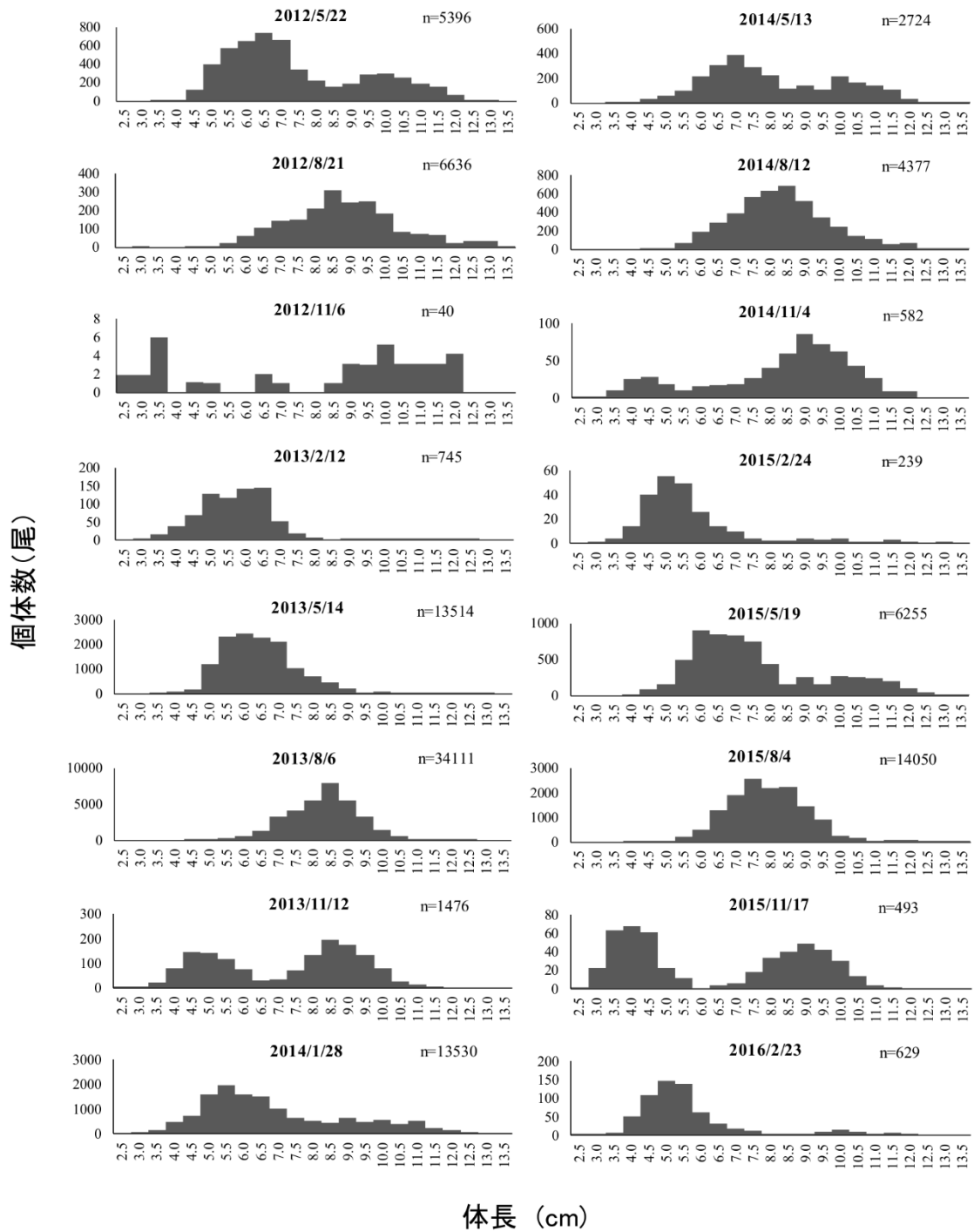


図 6-1. 伊勢湾で採捕されたシャコの月別体長組成
 愛知県小底漁場一斉調査（2012～2015 年度）による。
 グラフ中の“n”は1回の調査でのシャコの総採集個体数。

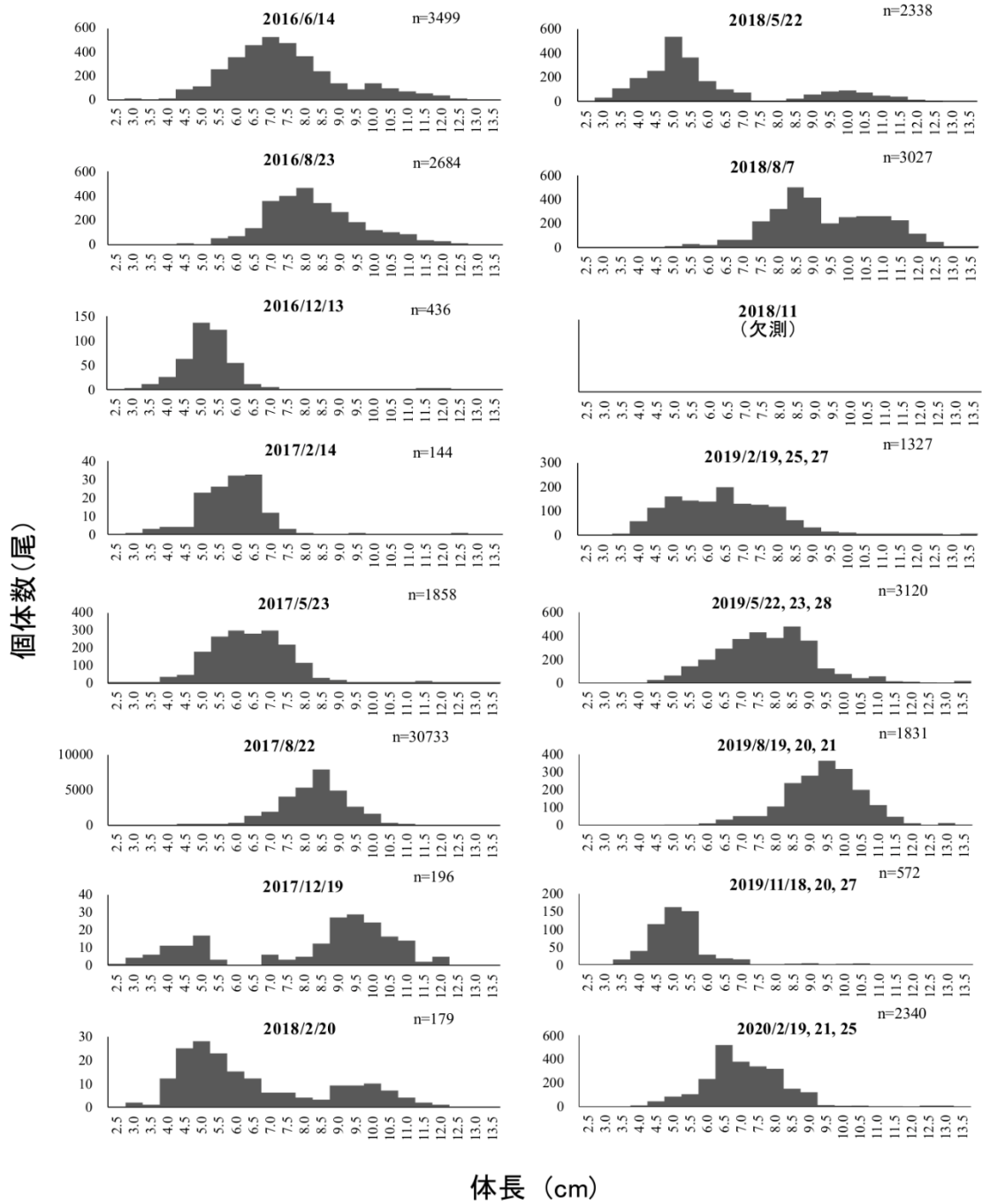


図 6-2. 伊勢湾で採捕されたシャコの月別体長組成
 愛知県小底漁場一斉調査（2016～2019 年度）による。
 グラフ中の“n”は1回の調査でのシャコの総採集個体数。

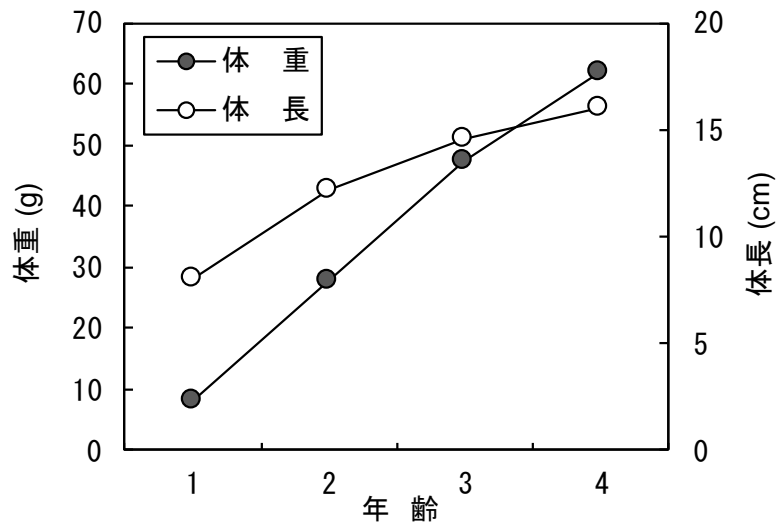


図7. 伊勢・三河湾のシャコの年齢と成長

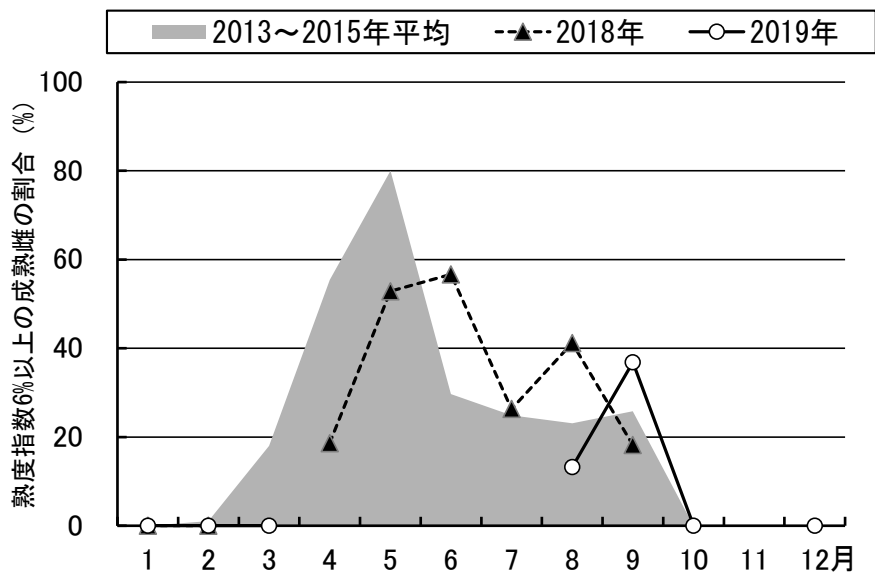


図8. 伊勢・三河湾の月別シャコ成熟雌比率（愛知県調べ、2013～2015年の各月平均値と2018年及び2019年） 2018年の10～11月、2019年の4～7月及び11月は欠測。

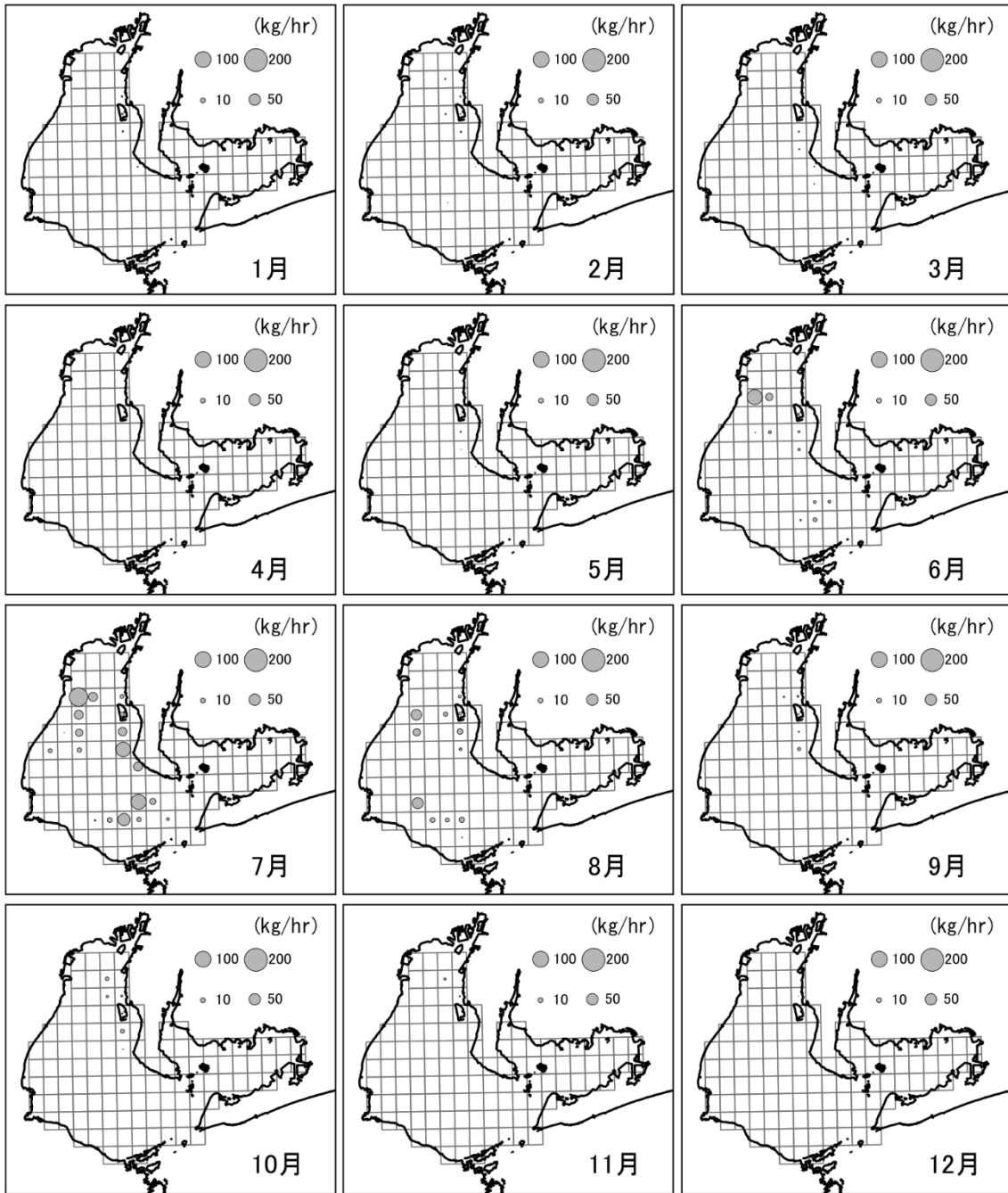


図9. 再放流サイズのシャコの CPUE (kg/hour) の分布 (2019年1月~12月)
愛知県小型底びき標本船 (計5隻) の集計値による。

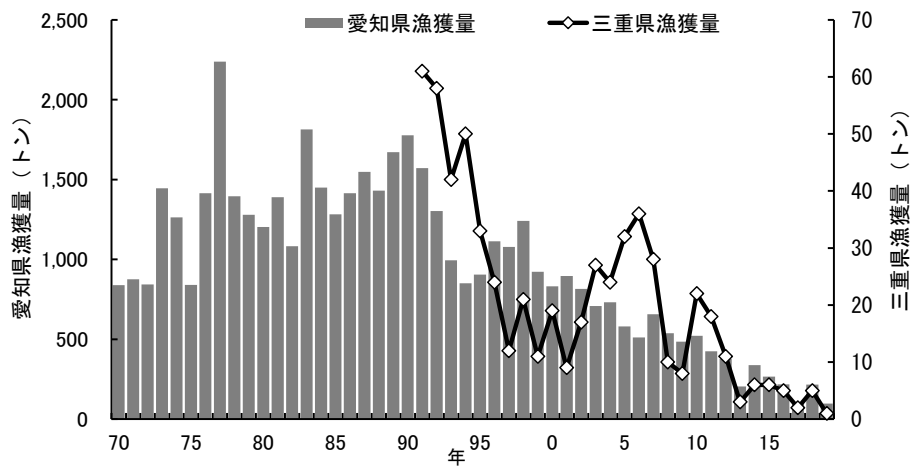


図 10. 愛知県と三重県における漁獲量の経年変化（1970～2019年）

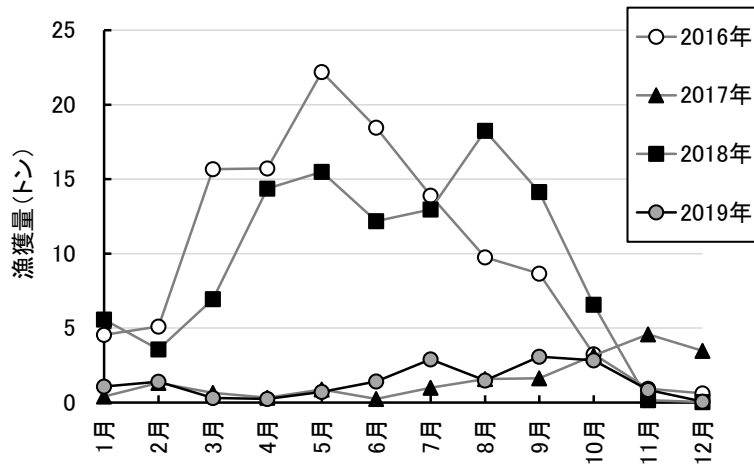


図 11. 愛知県の主要水揚げ港（豊浜漁港）における月別漁獲量（2016～2019年）

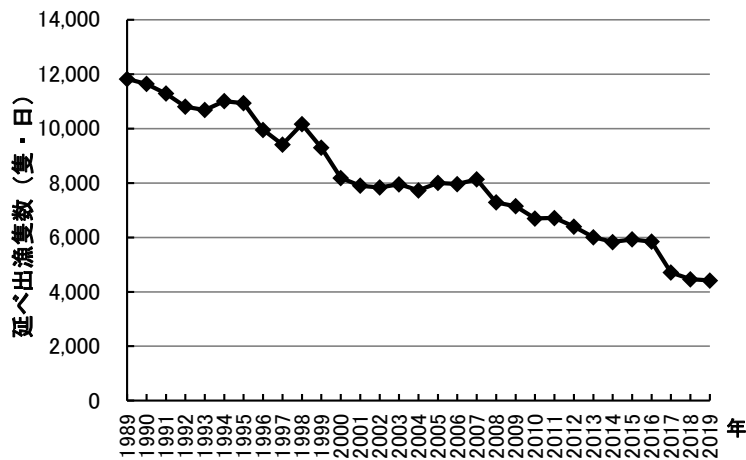


図 12. 愛知県豊浜漁港における小型底びき延べ出漁隻数の推移（1989～2019年）

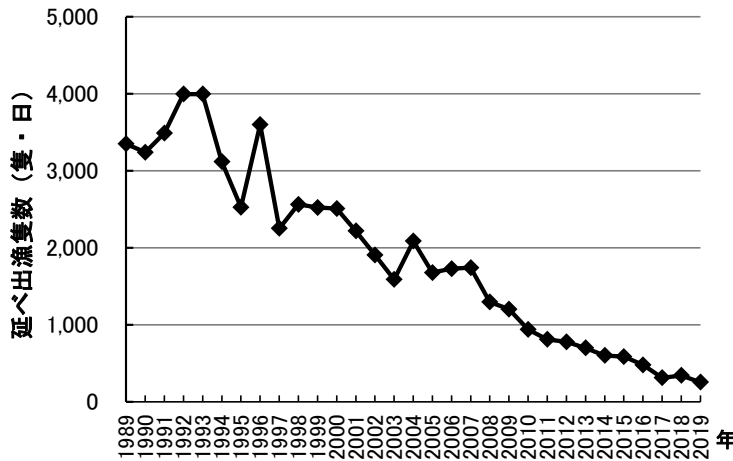


図 13. 三重県有滝漁港における小型底びき延べ出漁隻数の推移 (1989~2019 年)

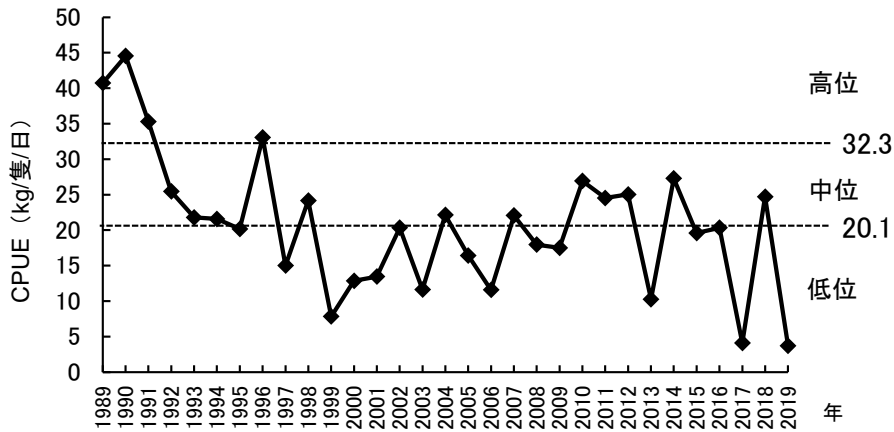


図 14. 愛知県豊浜漁港小型機船底びき網漁業シャコ CPUE の推移 (1989~2019 年)

水準・動向を判断する資源量指標値。過去 30 年 (1989~2019 年、ただし 2017 年と 2019 年除く) 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。

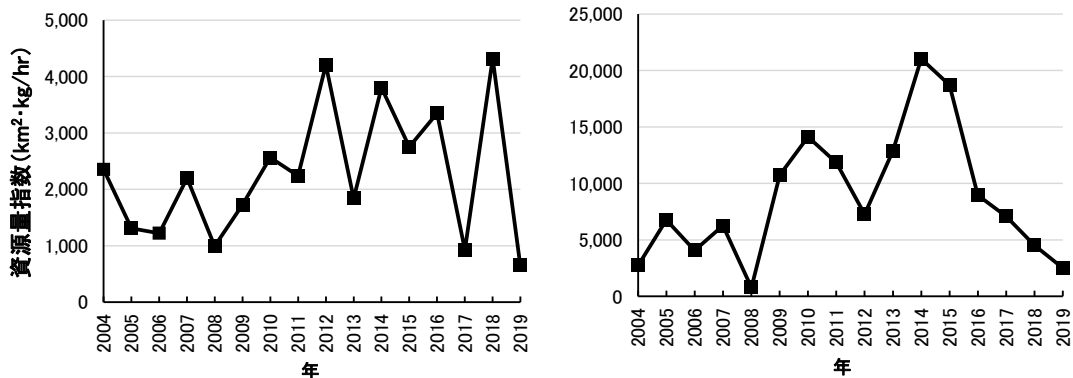


図 15. 小型底びき網標本船の操業記録 (2004~2019 年) から算出した漁獲サイズのシャコ (体長 10 cm 以上) の資源量指数の推移 (左) 及び再放流サイズのシャコ (体長 10 cm 未満) の資源量指数の推移 (右)

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. 愛知県と三重県シャコ漁獲量（トン）（1970～2019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
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	98	1	99

データ出典)

1970-2003 愛知県：愛知県調べ 三重県：三重県調べ

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）

2012-2018 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

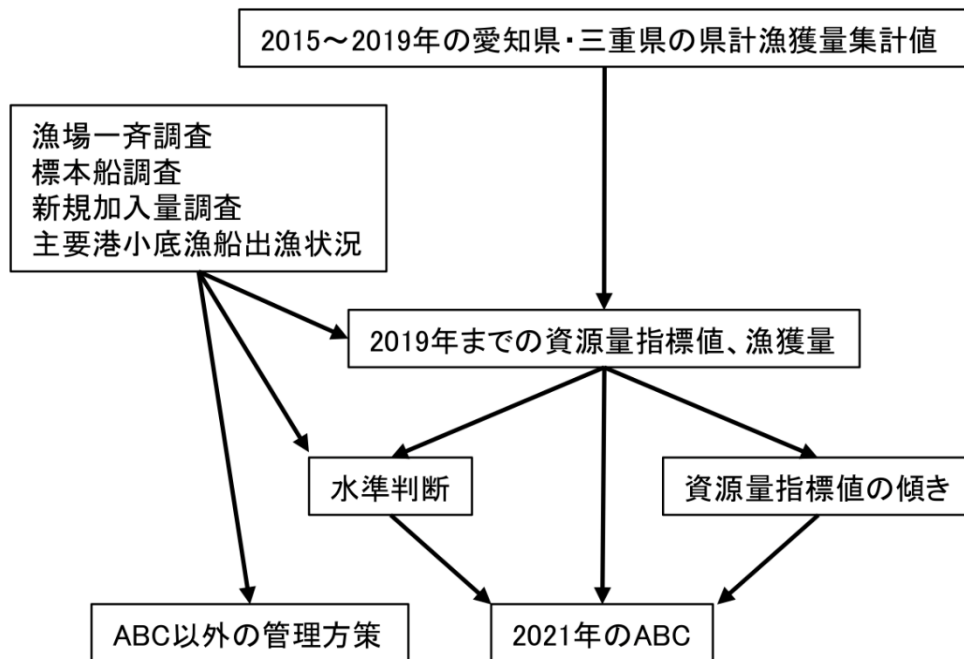
2019 愛知県：漁業地域別魚種別漁獲量調査（速報値）

三重県：三重県水産研究所調べ

表 2. 愛知県豊浜地区の小型機船底びき網漁業によるシャコ漁獲量、年間延べ出漁隻数および CPUE (1989~2019 年)

年	漁獲量 (kg)	年間出漁隻数 (隻)	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

補足資料 1 資源評価の流れ



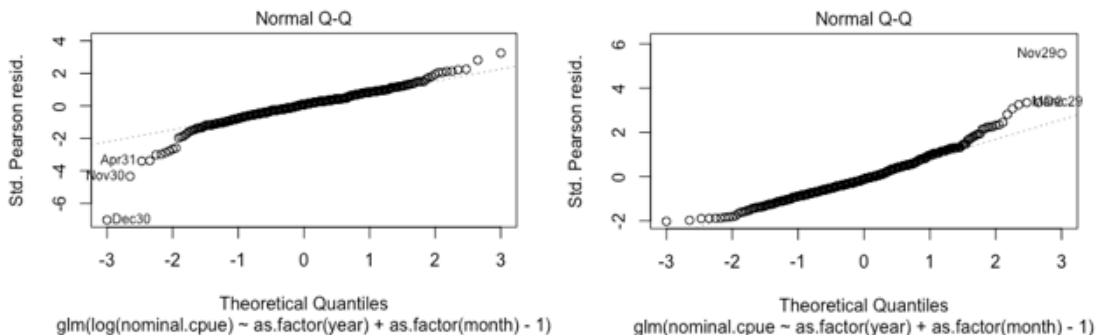
補足資料 2 豊浜月別漁獲量・出漁隻数による資源量指標値（CPUE）の標準化

本系群においては、愛知県の主要水揚げ港（豊浜）における小型機船底びき網漁船の努力量（延べ出漁隻数）あたりの漁獲量を資源量指標値として評価に利用している。従来の評価では、年間漁獲量を年間延べ出漁隻数で除したノミナル CPUE を資源量指標値として用いてきた。本補足資料では、今後の資源評価高度化に向け、豊浜における月別の漁獲量と月別延べ出漁隻数データ（1989～2019 年）を用い、一般化線形モデルによる CPUE の標準化を試みた。

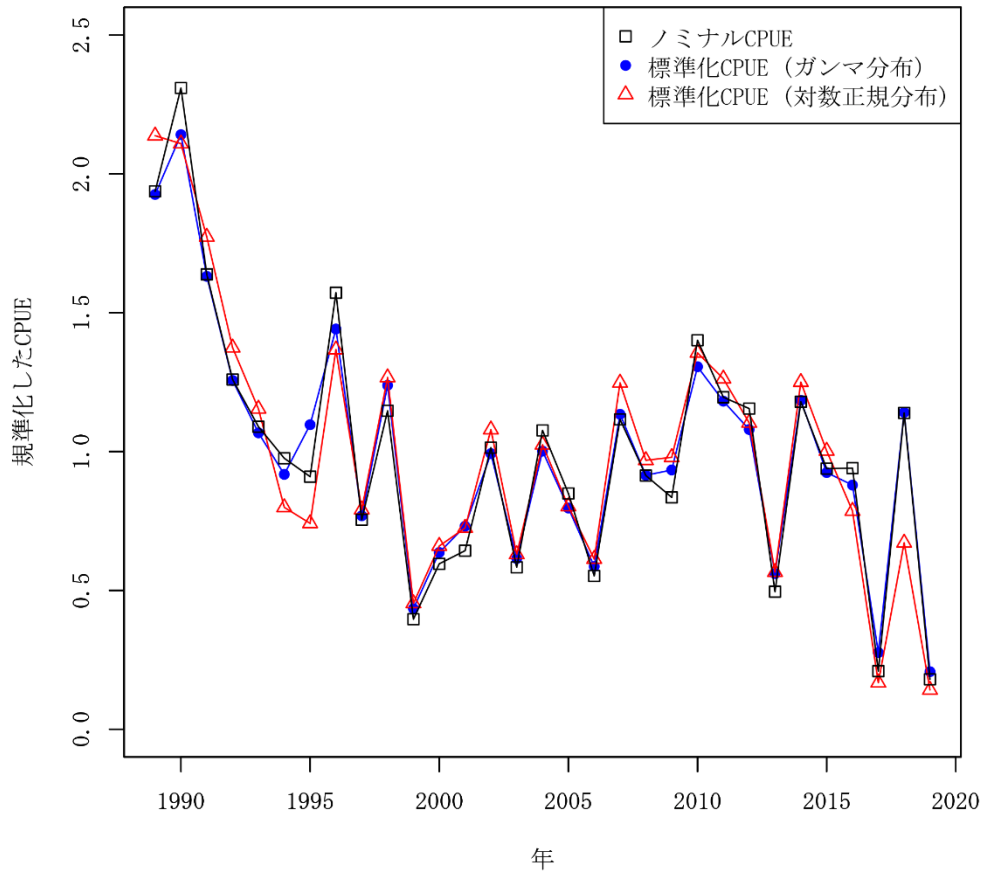
標準化モデルの誤差分布としては、応答変数である CPUE の自然対数が正規分布に従うと仮定したモデル（対数正規分布モデル）と、対数值でない CPUE がガンマ分布に従うと仮定したモデル（ガンマ分布モデル）の両方を考慮した。ガンマ分布モデルのリンク関数は対数関数を用いた。それぞれのモデルにおける説明変数は月と暦年で、両方ともカテゴリカル変数として取り扱った。元の CPUE データは月内のデータを合算したものであるため、年・月の交互作用の検討は行っていない。

ガンマ分布モデルの AIC (2753.110) は、対数正規分布モデルの AIC (2833.436) よりも小さく、Q-Q プロットによるモデル診断においてもガンマ分布モデルの方が標準化残差の分布が標準正規分布によく当てはまった（補足図 2-1）。そのため、本系群の資源量指標値としては、ガンマ分布モデルによって計算された資源量指標値が候補になりうると考える。

補足図 2-2 では、従来資源量指標値として用いられているノミナル CPUE、対数正規分布モデル、ガンマ分布モデルを用いて推定した標準化 CPUE を比較した。最近年 3 年の CPUE は、ノミナル CPUE とガンマ分布モデルで同様の傾向を示す一方、対数正規分布モデルでは低い値で推移した。また、1990 年前後では標準化 CPUE はノミナル CPUE よりも低めの傾向を示した（補足図 2-2）。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、この資源量トレンドの確度は高いものと考えられる。



補足図 2-1. 対数正規分布モデル（左）とガンマ分布モデル（右）それぞれの Q-Q プロット
点線上にプロットがあるほどモデルの当てはまりが良い。



補足図 2-2. 豊浜月別漁獲データを利用した、対数正規分布モデル、ガンマ分布モデルを用いて推定した標準化 CPUE とノミナル CPUE の推移（1989～2019 年）
それぞれの CPUE の値は各平均値で除すことで平均が 1 となるように基準化している。

補足資料3 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用いた資源量指標値は豊浜漁港の月別 CPUE (補足資料 2) 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、より詳細な・広範囲にわたる資源量指標値を検討する必要がある。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、夏季を中心にして底層近傍の溶存酸素濃度が 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、赤石ら 2005)。本系群の湾内分布は夏季に発生する貧酸素水塊の影響により変動することから、資源量指標値の標準化において時空間的な変動を考慮することが必要となる。

この問題点を解決するために、愛知県の小型底びき標本船 (2015 年まで 6 隻分、2016 年以降は 5 隻分) の伊勢・三河湾における 2010~2019 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ならびに操業時間データを使用し、本系群の資源量指標値の標準化を試みた。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。

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

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

$\beta(t_i)$ 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。

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 -平均法により空間分布を近似するノットを決め、ノットにおける相対密度の時空間変化をモデル化する。先行研究ではノット数は 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、

$$\omega_j(\cdot, f) \sim MVN(0, R_j)$$

($j=1,2$) と表す。 R_j は Matérn 相関関数で、

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

($j=1,2$) 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、 $d(s_n, s_m)$ はノット間の距離、 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

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

($j=1,2$) 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)。

$$r_1(i) = \text{logit}^{-1} p_1(i)$$

$$r_2(i) = a_i \times \log^{-1} p_2(i)$$

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。

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ノミナル CPUE、豊浜の漁獲情報 (補足資料 2) から算出したノミナル CPUE とガンマ分布モデルの標準化 CPUE と比較した。それぞれの資源量指標値は標本船のデータ期間に対してそれぞれ平均が 1 となるように規準化した。

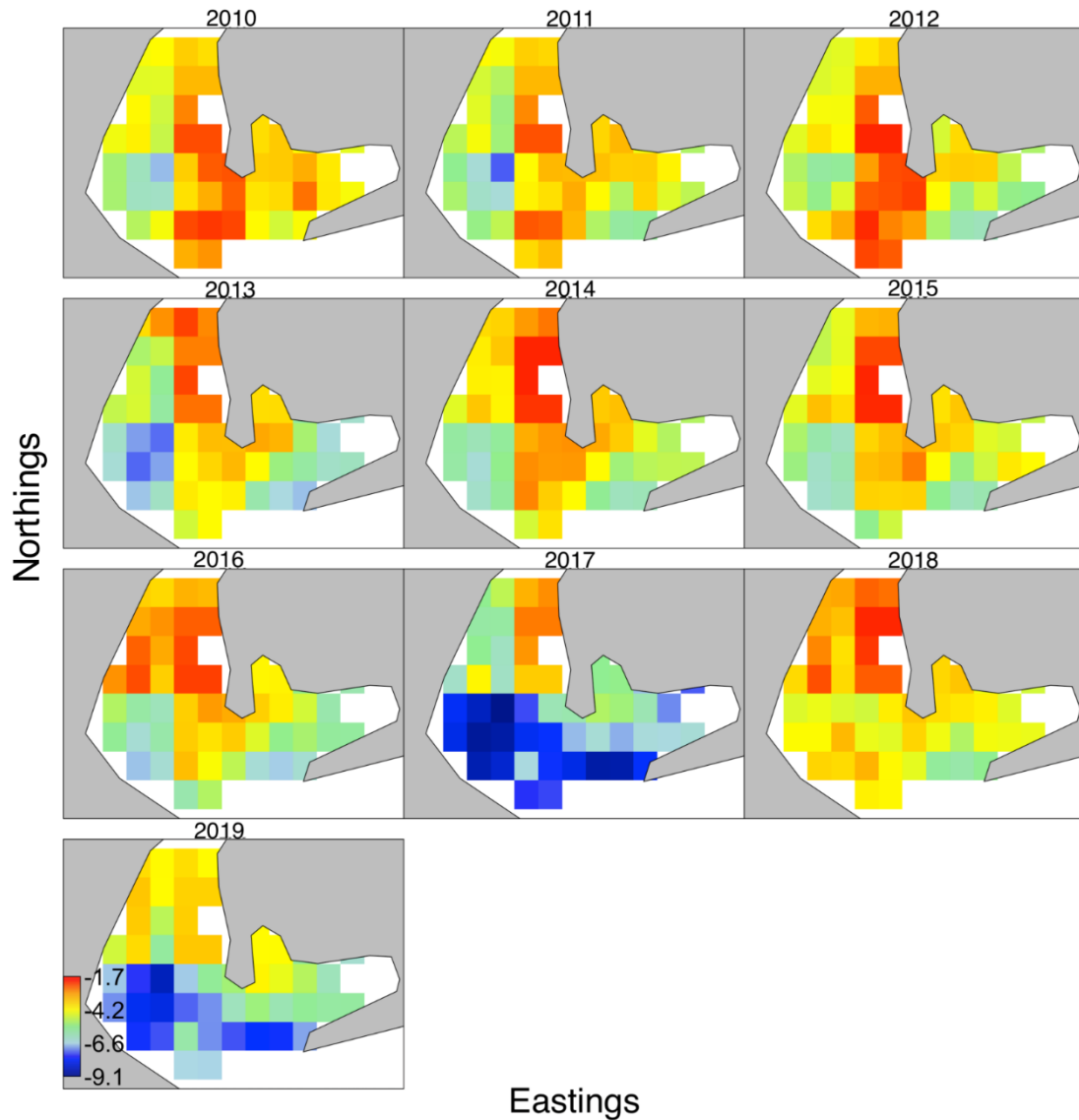
結果

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 3-1)、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 3-2)、湾南部の資源量密度が低くなるというパターンが見られた。

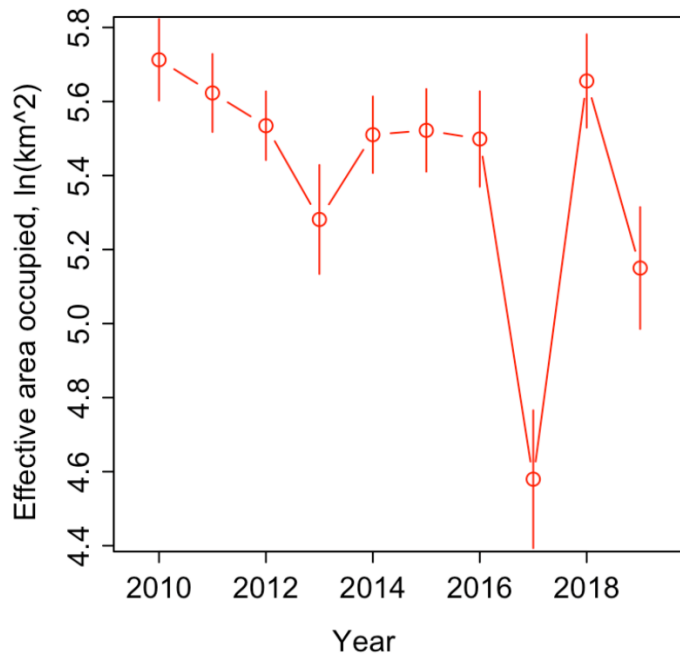
標準化資源量指標値は標本ノミナル CPUE に比べて凸凹が小さくなった (規準化後の標準偏差は標準化資源量指標値で 0.39、標本ノミナル CPUE で 0.42) (補足図 3-3)。さらに、本年度評価で資源量指標値として用いた豊浜ノミナル CPUE と、補足資料 2 で算出した標準化 CPUE の年トレンドは、VAST で得られた資源量指標値よりも 2010、2011、2016 年は大きく、2013 年は小さかった。VAST による標準化資源量指標値は漁獲データを利用した

CPUE と比較した場合も変動が小さくなった。

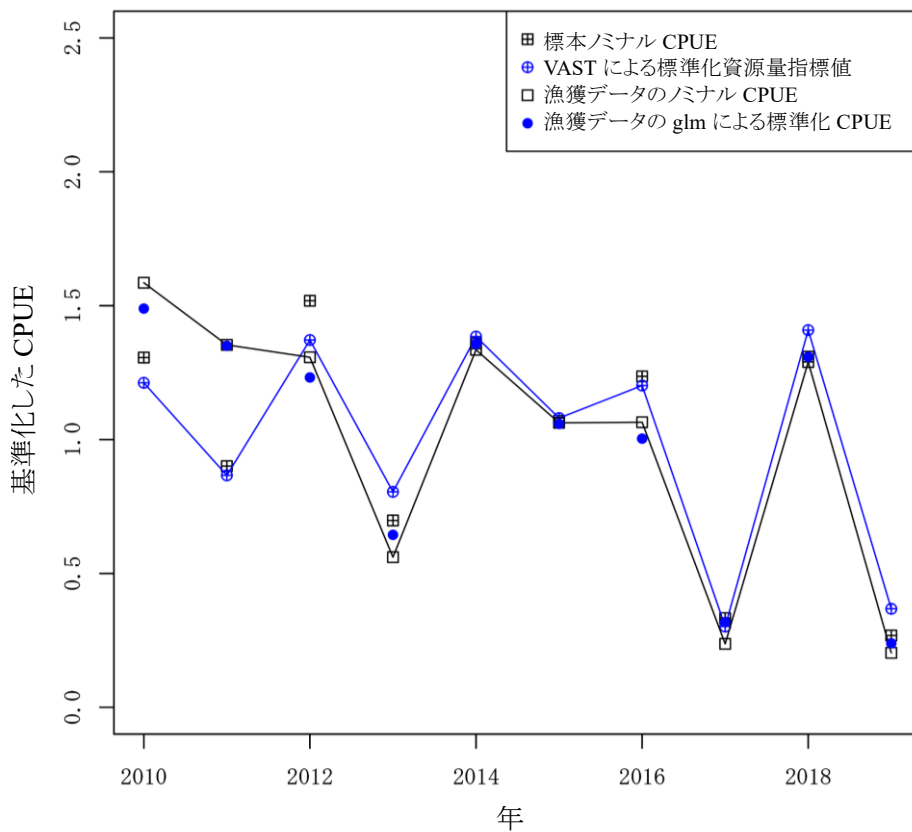
2017 年以降の不漁年においては、本系群以外の魚類狙い操業があったと推測され、本解析ではこれらの影響は考慮できていない。今後は狙い操業に関する情報をモデル内で考慮する他、月別の漁獲情報を利用して本年と標本月の交互作用を考慮する、さらには環境情報（水温・DO 分布）や標本船ごとの漁獲情報をモデルに組み込んだ解析によって資源量指標値標準化の高度化を検討したい。



補足図 3-1. 標本船データを用いた VAST による本系群の資源量密度の伊勢・三河湾内における時空間変動（2010～2019 年）



補足図 3-2. 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 3-3. 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、漁獲データのノミナル CPUE、標準化 CPUE の推移
比較のために標本データ取得期間 (2010~2019 年) の各トレンドの平均を 1 となるように規準化した。

引用文献

- 黒田伸郎・藤田弘一 (2016) 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.
- 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. Lauretta, 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.
- 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. (2019) Guidance for decisions using the Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) package in stock, ecosystem, habitat and climate assessments. *Fish. Res.*, **210**, 143-161.
- 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. 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.