

令和 5（2023）年度キダイ日本海・東シナ海系群の資源評価

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（酒井 猛・増渕隆仁）

参画機関：島根県水産技術センター、山口県水産研究センター、長崎県総合水産試験場、
熊本県水産研究センター

要 約

本系群の漁獲量は、1960年には1万トンを超えていたが、2013年以降は4,000トン前後で推移している。本系群のうち、東シナ海の資源状態については1993年以降の2そうびき以西底びき網漁業とトロール調査のデータから計算した標準化CPUE（資源量指標値）、日本海の資源状態については1993年以降の島根県浜田以西の2そうびき沖合底びき網漁業のデータから計算した標準化CPUE（資源量指標値）により評価した。資源水準は資源量指標値に加え、既往の文献の情報と1992年以前の2そうびき以西底びき網漁業と島根県浜田以西の2そうびき沖合底びき網漁業における長期的な資源密度指数の変動傾向も考慮して判断し、資源動向は直近5年間（2018～2022年）の資源量指標値の推移から判断した。資源水準は東シナ海で中位、日本海で高位と判断されたが、資源の主体は東シナ海にあると判断し、本系群全体の資源水準を中位とした。資源動向はいずれの海域でも増加と判断されたことから、本系群全体の資源動向を増加とした。資源量指標値の水準と変動傾向に応じた漁獲を行うことを管理方策とし、ABC算定規則2-1)に基づいて2024年ABCを算定した。

管理基準	Target/Limit	2024年ABC(百トン)	漁獲割合(%)	F値
1.0・Ct _{ECS} ・1.06+	Target	32	—	—
1.0・Ct _{WJS} ・1.09	Limit	40	—	—

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。なお、Ct_{ECS}およびCt_{WJS}は、それぞれ東シナ海区および日本海西区の2022年漁獲量を示している。

年	資源量 (百トン)	親魚量 (百トン)	漁獲量 (百トン)	F値	漁獲割合 (%)
2018	—	—	37	—	—
2019	—	—	37	—	—
2020	—	—	33	—	—
2021	—	—	34	—	—
2022	—	—	38	—	—

*2022年の漁獲量は暫定値。

水準：中位 動向：増加

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	漁業・養殖業生産統計年報(農林水産省) 主要港水揚量(島根県、山口県、長崎県、熊本県) 以西底びき網漁業漁獲成績報告書(水産庁) 沖合底びき網漁業漁獲成績報告書(水産庁) 水産統計(韓国海洋水産部)(2023年5月) 漁業種類別魚種別生産量年別統計(台湾行政院農業委員会漁業署) FAO統計資料(FAO)(FAO Fishery and Aquaculture statistics. Global capture production 1950–2021、 http://www.fao.org/fishery/statistics/software/fishstatj/en 、2023年6月)
資源量指数 ・資源量指標値	以西底びき網漁業漁獲成績報告書(水産庁) 沖合底びき網漁業漁獲成績報告書(水産庁) 小型底びき網漁業漁獲成績報告書(島根県) 島根県漁獲システム集計(島根県) 資源量直接推定調査「底魚類現存量調査(東シナ海)」(水研) ・着底トロール 東シナ海底魚類分布生態調査(水研) ・着底トロール
・現存量	資源量直接推定調査「底魚類現存量調査(東シナ海)」(水研) ・着底トロール

1. まえがき

キダイは、東シナ海において以西底びき網漁業の、日本海において沖合底びき網漁業の主な漁獲対象の一つである。このほかに小型底びき網漁業・釣り・はえ縄漁業等でも漁獲される。本資源は東シナ海において大正末期から昭和初期に急速に減少したが、戦時中に東シナ海での操業が減少することによって資源の回復をみたことで知られている(真道1960)。しかし、戦後に漁業が再開されると再び主対象として漁獲されたため、一時的に回復した資源は再び戦前の水準に戻るようになった。東シナ海においては外国の漁船によってもキダイが漁獲されているが、中国・韓国の漁獲統計において、キダイは「タイ類」の中に含まれており、キダイとしての漁獲量は不明である。

2. 生態

(1) 分布・回遊

本種は本州中部以南・東シナ海・台湾・海南島等の暖水域に広く分布する。東シナ海においては大陸棚縁辺部の水深100~200mに多く分布する(図1)。大規模な回遊は知られておらず、夏季は浅みに、冬季は深みにという深浅移動を行う程度である。

(2) 年齢・成長

成長は雌雄やふ化時期によって異なるが、ふ化後1年で尾叉長90~110 mm、2年で150~160 mm、3年で190~220 mm、4年で220~270 mmに達する(Oki and Tabeta 1998) (図2)。寿命は不明であるが、真道(1960)は鱗を用いて年齢査定を行い、最高8歳までの年齢-体長関係式を作成している。

(3) 成熟・産卵

初回成熟年齢は2歳であり、3歳以上で全数成熟する(図3)。産卵期は春と秋の年2回で、2つの発生群が認められている(Oki and Tabeta 1998)。産卵のための接岸、深淺移動は認められず、五島西沖~済州島、沖縄北西の大陸棚縁辺、台湾北東の大陸棚縁辺、浙江、福建近海で産卵すると考えられている(山田 1986)。幼魚の分布域は親魚の分布域とほぼ重なる。

(4) 被捕食関係

主な餌料生物は甲殻類である(山田 1986)。

3. 漁業の状況

(1) 漁業の概要

漁獲の主体は沖合底びき網漁業、以西底びき網漁業、小型底びき網漁業、はえ縄、釣りによる。県別では、島根・山口・長崎の漁獲量が多い。

日本漁船の漁場はかつて日本海西部海域から東シナ海南部まで広く形成されたが、現在は日本海西部から九州西岸にかけての海域が中心である。漁業種類によって漁場の縮小傾向は異なり、島根県浜田以西の2そうびき沖合底びき網漁業(以下、「沖底2そう」という)のキダイの有漁漁区(緯経度10分柁目)数は1966年の175漁区から2002年の90漁区まで減少を続け、それ以降は100漁区前後で推移している(図4)。また、沖底2そうの操業範囲に大きな変遷はないが、網数の分布からみた主漁場は1966年に対馬西側、1970~1990年代に対馬東側から島根県沖合、2000年代以降に対馬周辺と、年代による変化が認められる(図5)。

一方、2そうびき以西底びき網漁業(以下、「以西2そう」という)の有漁漁区(緯経度30分柁目)数は1995年まではゆるやかに減少しながらも、100漁区以上で操業していたが、1996年以降に急減した。近年は20漁区程度で推移していたものの、2022年には12漁区となった。沖底2そうよりも漁場の縮小傾向が著しい(図4)。また、以西2そうでは、総網数に対する北緯31度以南における網数の割合が2000年以降大きく減少した(図6)。2010年以降も漁場位置は日中暫定措置水域を避けるように変化し(図7)、北緯31度以北の漁場利用の割合が高くなっている。以西2そうの漁獲量が多かった1947~1951年の1網当たりの漁獲量の分布では、東シナ海のキダイは3つの密度の高い漁場が認められ、中でも中南漁場(クチミノセー帯:北緯29度00分東経126度30分周辺)および大南漁場(台湾北東沖:北緯26度30分東経123度30分周辺)の2つは、もう1つの九州西岸沖合から済州島にかけての漁場と比較して密度がかなり高かった(真道 1960)。現在の以西2そうはかつてキダイの密度が高かったこれら北緯31度以南の東シナ海漁場を利用しなくな

ってきたといえる。

(2) 漁獲量の推移

全ての漁業種類による漁獲量は、1960年には1万トンを超えており、1960年代は7,000トン以上の年が多かったが、その後減少し、1970年以降は7,000トンを超える年がほとんどなくなった(図8、表1)。2013年以降は4,000トン前後で推移しており、2022年は3,775トンであった。

漁業種別では以西2そうおよび沖底2そうによる漁獲量が全体の5割程度を占めている。以西2そうによる漁獲量は1960年以降減少傾向にあったが、2001年から増加し、2003年以降は1,000トン以上で安定している。2022年は1,172トンであった。一方、沖底2そうによる漁獲量は1992年から増加し、1994年以降は1,000トン前後で推移した。2015年以降は1,000トンを下回り、2020年に601トンまで減少したが、その後2021年は633トン、2022年は889トンと2年連続で増加した。

その他の漁業種類による漁獲量は1960年代半ば以降2,000トン前後で推移し、2022年は1,412トンであった。その他の漁業種類による漁獲量を県別にみると、島根県が最も多く、次いで山口県、熊本県、長崎県の順であった(表2)。

本系群のキダイは中国・韓国でも漁獲されていると推測される。中国では2021年のタイ類の漁獲量が12.8万トン(FAO Fishery and Aquaculture Statistics. Global capture production 1950-2021、<http://www.fao.org/fishery/statistics/software/fishstatj/en>、2023年6月)、韓国では2022年のマダイ・クロダイ・イシダイ以外のタイ類の漁獲量は1,919トンである(水産統計(韓国海洋水産部)、<http://www.fips.go.kr>、2023年5月)。これらの中に本種も含まれていると考えられるが、キダイとしての漁獲量は不明である。台湾ではキダイが統計品目に含まれており、2021年の生産量は291トンであった。

(3) 漁獲努力量

以西2そうと沖底2そうの総網数は1980年代以降ともに減少傾向にある(図9)。2022年における総網数を1980年と比較すると、沖底2そう(1.3万網)では17%であるのに対して、以西2そう(0.48万網)では1.2%まで大幅に減少した。島根県内の沖底2そうのうち浜田よりも東に根拠地を置くもの(以下、「島根沖底2そう」という)の総網数も1990年代以降で見ると減少傾向にあり、2021年以降0網となっている(図10)。また、島根県小型底びき網漁業(以下、「島根小底」という)のキダイ有漁航海数は2007年以降減少傾向にあり、2020年には1,437回となった。2021年には2,007回に回復し、2022年はやや減少して1,783回となった。

4. 資源の状態

(1) 資源評価の方法

季節、海洋環境によって漁獲効率が変化するため、規格化された調査計画に基づかない漁業データの単位努力量当たり漁獲量(CPUE)はその影響を強く受けていると考えられる。また、操業の時空間的な偏りも漁業によるCPUEのバイアス要因となる可能性が高いことから、現在漁業が行われていない海域の資源状態もなにかしらの形で考慮する必要がある。

したがって、昨年度資源評価と同様、時空間的に解像度の高い我が国主要漁業のデータに加え、継続的に広範囲を網羅する調査船調査データを用い、上記の漁獲効率に影響する要因を考慮して計算した標準化 CPUE を資源量指標値とした。

東シナ海においては、近年、特に沖合域で日本漁船は限られた範囲を操業しており、近い将来に過去の水準まで操業が拡大する可能性は低いと考えられる。したがって、当海域の資源量指標値には、単一の漁業種類として大きな割合を占める以西 2 そうの日別・漁船別データに加え、以西 2 そうの漁場縮小以降もキダイの主分布域と想定される陸棚縁辺域を広く対象としているトロール調査データを用いた。日本海においては、主要漁業である沖底 2 そうの日別・漁船別データを用いた。これらのデータから、補足資料 2 の方法に従い、1993 年以降についてそれぞれの海域における標準化 CPUE の計算を行った。なお、令和 3 年度までの資源評価における標準化 CPUE の計算には水温情報を加味していたが、今年度は令和 4 年度と同様に計算から除外した（補足資料 2）。

1993 年以降の東シナ海と日本海の資源量指標値の変動を基に、長期的な月別・漁区別データから計算した以西 2 そうと沖底 2 そうの資源密度指数（CPUE の合計値をキダイが漁獲された漁区数で除した値）の推移や既往の文献から推察される 1992 年以前の資源状態も考慮し、2022 年現在の資源状態を判断した（補足資料 1）。

(2) 資源量指標値の推移

以西 2 そうの日別・漁船別データとトロール調査のデータから推定した東シナ海の資源量指標値（各年の標準化 CPUE (kg/網) を 1993～2022 年の標準化 CPUE の平均値で除して規格化した値）は、2000 年以降、2011 年まで増加傾向にあった。その後 2018 年にかけて減少したが、2019 年は増加に転じ、2020 年には計算を行った 30 年間（1993～2022 年）で最も高い値となった。ただし、2020 年は新型コロナウイルス感染症拡大の影響により調査船調査が欠測したため、トロール調査のデータを資源量指標値に反映できなかったことが数値に大きく影響したことから、2020 年の値については参考値扱いとした。資源量指標値は 2020 年と比較すると減少したものの 2021、2022 年も引き続き高い値を示しており、直近 5 年間（2018～2022 年）では増加傾向にあった（図 11）。

沖底 2 そうの日別・漁船別データから推定した日本海の資源量指標値は 1996 年以降、変動しながらも長く増加傾向にあって、2011 年には計算を行った 30 年間（1993～2022 年）で最も高い値を示した。2014 年以降、2018 年にかけて低下したが、2019 年以降は 3 年連続で上昇し、2022 年は前年をわずかに下回ったものの、直近 5 年間（2018～2022 年）では増加傾向にある（図 12）。

東シナ海および日本海の長期的な資源の変動傾向の参考とするため、1960 年代以降における以西 2 そうと沖底 2 そうの資源密度指数を図 13 に示した。以西 2 そうは、キダイがあまり分布しない黄海や大陸沿岸の漁場から撤退しているため、北緯 31 度以南の漁場における網数の割合が低くなる直前の 1999 年時点（図 6）の有漁漁区における 1960～1999 年の資源密度指数を計算した。2000 年以降は北緯 31 度以南での操業が急激に減少したため、資源密度指数は示していない。以西 2 そうの資源密度指数は 1962 年に急激に低下し、1970 年代から 1990 年代は低迷を続けた。沖底 2 そうについては以西 2 そうと比較して漁場の遷移が小さいことから、月別・漁区別データが利用可能な 1966 年以降について全漁区

を対象とした資源密度指数を計算した（図 13）。沖底 2 そうの資源密度指数は、1968 年に落ち込み、1970 年代から 1990 年代初頭にかけて低い水準で推移したが、1992 年以降は急激に増加した。2010 年代初頭には 1966 年以降で最高水準となり、その後も高い水準が維持されている。直近 5 年間（2018～2022 年）は資源量指標値である標準化 CPUE と同様に増加傾向にある。

東シナ海におけるキダイの主分布域と想定される陸棚縁辺域において、2000～2022 年の 5～6 月に行われた着底トロールによる資源量直接推定調査（春季トロール調査）の現存量推定値は、2000 年以降増加し、2010～2017 年は増減を伴いながらも横ばいであった（図 14、表 3）。しかし、以降は増加傾向にあり、2022 年には調査開始年以降での最高値を更新した。また 2023 年は調査測点が少ないため参考値扱いではあるが、最高値をさらに更新した。

島根沖底 2 そうの CPUE（漁獲量/総網数）は 1993 年以降に大きく増加した後、変動が激しいものの増加傾向にあった。しかし、2021 年より島根沖底 2 そうの操業はみられなくなった（図 15）。島根小底の CPUE（漁獲量/有漁航海数）は 1993 年以降変動を伴いながら増加し、2011 年前後に一旦減少が見られたが、直近 5 年間（2018～2022 年）では増加傾向にあった。

（3）資源の水準・動向

東シナ海における資源量指標値は、2000 年代以降上昇していき、2022 年は計算を行った 30 年間（1993～2022 年）で 3 番目に高い値を示した。また、1960 年以降における以西 2 そうの資源密度指数は、1960 年代前半に大きく低下し、1970～1990 年代は低迷を続けた。これらを総合すると、東シナ海では 1960 年代に資源量が減少し、1990 年代まで低迷を続けた後、現在に至るまで増加を続けたと考えられる。以上の結果は、Zhu et al. (2018) が以西 2 そうの月別データとトロール調査データに多変量自己回帰状態空間モデルを適用して予測した 1959～2014 年の資源量指数の推移とも一致している。また、Zhu et al. (2018) は、2010～2014 年の資源量指数は 1960 年代初頭と同程度まで増加したと推定している。本資源評価における 2022 年の資源量指標値は 2014 年以前の最高値（2011 年）より若干低い程度の値となっており、引き続き現在も 1960 年代初頭と同程度の高い資源水準を維持していると考えられる。しかし、過去の文献によると、1947 年の以西 2 そうの資源密度指数は 35.2 貫/網（132 kg/網）と推定されており（真道 1960）、1990 年代以前で最も高い 1961 年の資源密度指数（56.4 kg/網）の 2 倍以上の値となっている。したがって、戦後間もない 1947 年の資源量は、1960 年代初頭や 2010 年以降よりもかなり高水準にあったと推察される。以上を考慮し、東シナ海では、2014 年以前の資源量指標値の最高値（2011 年）の 2 倍（3.54）を歴史的最高水準と仮定した。また、資源の長期的な推移を考慮すると、資源量指標値の計算期間は資源量が最低水準に近い年代を考慮できていると考えられることから、歴史的最高水準と資源量指標値の最低値の間を 3 等分し、水準を判断した。2022 年の資源量指標値は 1.76 となり、高位・中位の境界（2.40）を下回り、中位・低位の境界（1.27）を上回ったため、資源水準は中位とした（図 11）。資源動向は、直近 5 年間（2018～2022 年）の資源量指標値の変動傾向から、増加と判断した。

日本海における資源量指標値は、算出範囲初年の 1993 年から徐々に上昇していき、2011

年に 1.56 と高い値を示した。2018 年にかけて低下が見られたが、再度上昇し、2022 年は前年をわずかに下回ったものの、計算を行った 30 年間（1993～2022 年）で 4 番目に高い値となった。また、1966 年以降の沖底 2 そうの資源密度指数は 1970～1990 年代初頭まで低い水準で推移したが、その後上昇し、2000 年代以降はそれ以前よりも高い水準で推移している（図 13）。東シナ海とは異なり、日本海では CPUE 等の指標から 1960 年代中盤以前の資源の変動傾向を詳細に把握することが困難である。しかし、市場の水揚記録等によると、各地で 1950～1960 年代に漁獲量の急減は起きておらず（松浦 2008）、この期間に資源状態が急激に悪化したとは考えにくい。したがって、本資源評価の資源量指標値の計算期間は資源量がかかなり少ない年から多い年までを網羅できていると考えた。当海域では、1993 年以降の資源量指標値の最高値と最低値の間を 3 等分し、高位・中位の境界を 1.15、中位・低位の境界を 0.74 として水準を判断した。2022 年の資源量指標値は、1.50 となったため、水準を高位と判断した（図 12）。資源動向は、直近 5 年間（2018～2022 年）の資源量指標値の変動傾向から、増加と判断した。

本資源評価での水準判断は、東シナ海では中位、日本海では高位と異なる結果となった。東シナ海における漁獲量は我が国のみの漁獲量であっても日本海における漁獲量を長らく上回っており、資源の主体は東シナ海にあると判断されるため、系群全体としての資源水準は東シナ海の水準を重視し、中位とした。資源動向はいずれの海域でも増加と判断されたため、本系群全体での資源動向を増加とした。

5. 2024 年 ABC の算定

(1) 資源評価のまとめ

東シナ海と日本海の資源量指標値（標準化 CPUE）の推移から、資源の水準は中位、動向は増加と判断した。

(2) ABC の算定

東シナ海と日本海ではそれぞれの漁獲量と資源量指標値が利用できることから、各海域の資源量指標値の水準と変動傾向に合わせて漁獲を行うことを管理方策とし、令和 5（2023）年度 ABC 算定のための基本規則 2-1）（FRA-SA2023-ABCWG02-02. 水産庁・水産研究・教育機構 2023）に基づき海域ごとの ABC を以下の式により算定した。また、それらの合計値を系群全体の 2024 年 ABC とした。なお、ABC とその基礎となる漁獲量は日本漁業に対する値である。

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

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

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

ここで、Ct は最近年（2022 年）の漁獲量、 δ_1 は資源水準によって決まる係数、 α は安全率、k は係数、b と I はそれぞれ直近 3 年間（2020～2022 年）の資源量指標値の傾きと平均値である。 δ_1 には東シナ海で中位水準の標準値である 1.0、日本海で高位水準の標準値である 1.0 を採用した。k には標準値の 1.0 を採用した。水産庁・水産・研究教育機構（2023）に

もとづく ABC 算定時に用いる係数 b および I については、資源量指標値の直近 3 年間の傾きおよび平均値とすることが標準であるが、本系群の東シナ海における ABC 算定においては、 b 、 I の計算に直近 3 年間（2020～2022 年）の傾きおよび平均値を用いて計算した場合、参考値扱いとした 2020 年の特異的に高い資源量指標値によって、算出される γ_1 が資源の状態を反映しない低い値となる。このため、東シナ海においては臨時的な措置として、 b 、 I に直近 5 年間（2018～2022 年）の傾きおよび平均値を用い、 $b = 0.10$ 、 $I = 1.76$ 、 $\gamma_1 = 1.06$ と計算された。日本海では標準の直近 3 年間（2020～2022 年）の傾きおよび平均値を b 、 I の計算に用い、 $b = 0.13$ 、 $I = 1.43$ 、 $\gamma_1 = 1.09$ と計算された。

管理基準	Target/Limit	2024 年 ABC(百トン)	漁獲割合(%)	F 値
$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.06+$	Target	32	—	—
$1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.09$	Limit	40	—	—

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。Ct_{ECS} および Ct_{WJS} は、それぞれ 2022 年における東シナ海区および日本海西区の漁獲量を示している。

(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
2021 年漁獲量確定値	2021 年漁獲量の確定
2022 年以西 2 そう・沖底 2 そう漁獲成績報告書データ	東シナ海と日本海の標準化 CPUE
2022 年度調査船調査(資源量直接推定調査「底魚類現存量調査」(東シナ海)、東シナ海底魚類分布生態調査(水研))着底トロール調査データ	東シナ海の標準化 CPUE

評価対象年 (当初・再評価)	管理基準	F 値	資源量 (百トン)	ABClimit (百トン)	ABCtarget (百トン)	漁獲量 (百トン)
2022 年(当初)	$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 0.99 +$ $1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.02$	—	—	33	26	
2022 年 (2022 年再評価)	$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.29+$ $1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.13$	—	—	41	32	
2022 年 (2023 年再評価)	$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.18 +$ $1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.13$	—	—	38	31	38
2023 年(当初)	$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.01+$ $1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.12$	—	—	36	29	
2023 年 (2023 年再評価)	$1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.10+$ $1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.12$	—	—	38	30	

東シナ海区における 2021 年漁獲量の確定値は 1,939 トンで、暫定値の 1,946 トンを下回っ

た。日本海西区では確定値・暫定値ともに1,450トンであった。2022年の以西2そうおよび沖底2そうの漁獲成績報告書データおよび2022年度の調査船調査データを加えて標準化CPUE（資源量指標値）を再計算し、さらに東シナ海におけるb、Iに5年間の傾きおよび平均値を用いたことにより、 γ_1 が変化した。この影響で、2023年再評価値が変化した。東シナ海におけるb、Iに3年間の傾きおよび平均値を用いた場合、2022年（2023年再評価）の管理基準は $1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.40 + 1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.13$ となり、ABClimitは43百トン、ABCtargetは34百トンと計算される。同様に2023年（2023年再評価）の管理基準は $1.0 \cdot Ct_{ECS} \cdot 1.01 + 1.0 \cdot Ct_{WJS} \cdot 1.12$ となり、ABClimitは36百トン、ABCtargetは29百トンと計算される。

6. ABC以外の管理方策の提言

本資源は、特に東シナ海の漁場において外国漁船による漁獲の影響を強く受けると考えられるが、周辺国の漁獲統計が利用できないため、系群全体の資源状態を正確に把握することは容易ではない。適切な資源管理を推進するためには、関係各国の協力も重要である。

現在中国等の漁船が高密度に操業していると考えられる東シナ海の南部は、日本漁船が操業する東シナ海北部と比較して資源の増加が顕著ではないと推定されている（Zhu et al. 2018、Kawauchi et al. 2020）。これまで中国では、夏季休漁や漁具規制、漁獲体長規制に加え、第13、14次5カ年計画の下で漁業生産量の大幅削減等の施策が実施されてきた。我が国としては、中国漁船が操業する海域の資源についてもトロール調査等によって継続的にモニタリングすることにより、上記の方策等による管理効果を検証していくことが重要である。

7. 引用文献

- Kawauchi, Y., S. Ohshimo, T. Sakai, M. Yoda and Y. Aonuma (2020) Spatiotemporal changes in demersal fish habitats suggest potential impacts of fishing pressure: A case study of yellow seabream *Dentex hypselosomus* in the East China Sea. Reg. Stud. Mar. Sci., **40**, 101491.
- 松浦 勉 (2008) 「沖底 (2 そうびき) の経営構造—日本型底びき網漁法の変遷」. 北斗書房, 東京, 157 pp.
- Oki, D. and O. Tabeta (1998) Age, growth and reproductive characteristics of the Yellow Sea Bream *Dentex tumifrons* in the East China Sea. Fish. Sci., **64**, 191-197.
- 真道重明 (1960) 東海におけるレンコダイ資源の研究. 西海区水産研究所研究報告, **20**, 1-198.
- 水産庁・水産研究・教育機構 (2023) 令和 5(2023)年度 ABC 算定のための基本規則. FRA-SA2023-ABCWG02-02, 水産研究・教育機構, 横浜, 11pp, https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-ABCWG02-02.pdf
- 山田梅芳 (1986) キダイ (レンコダイ). 「東シナ海・黄海のさかな」山田梅芳・田川 勝・岸田修三・本城康至編著, 水産庁西海区水産研究所, 長崎, 232-233.
- Zhu, M., T. Yamakawa and T. Sakai (2018) Combined use of trawl fishery and research vessel survey data in a multivariate autoregressive state-space (MARSS) model to improve the accuracy of abundance index estimates. Fish. Sci., **84**, 437-451.

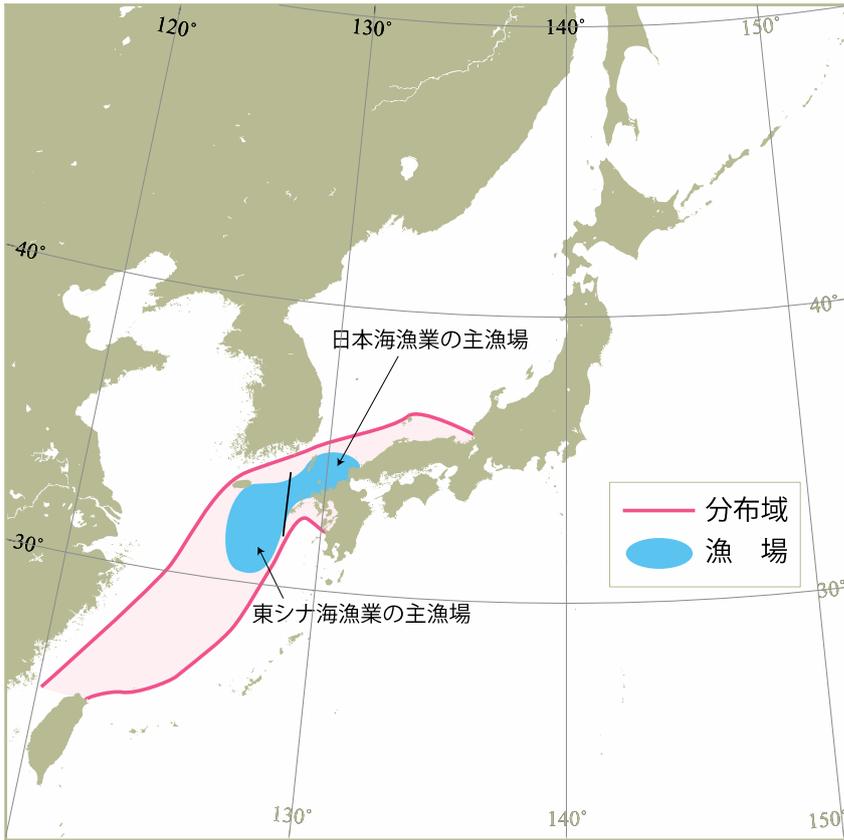


図 1. キダイ分布図

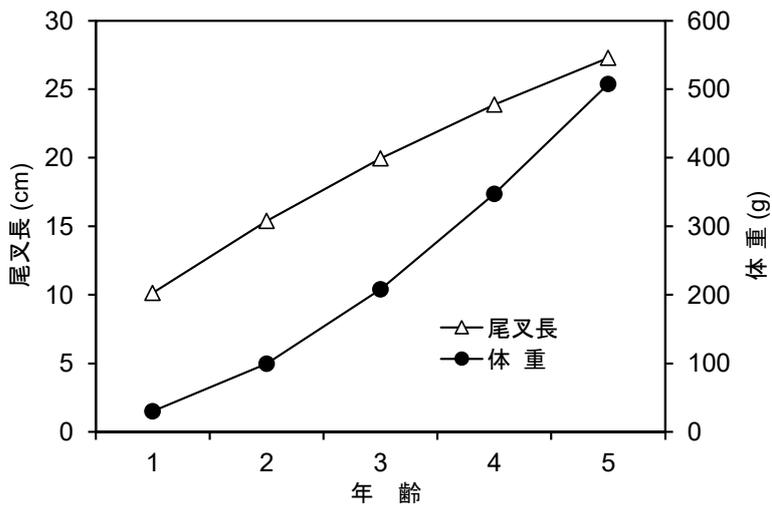


図 2. キダイ年齢と成長

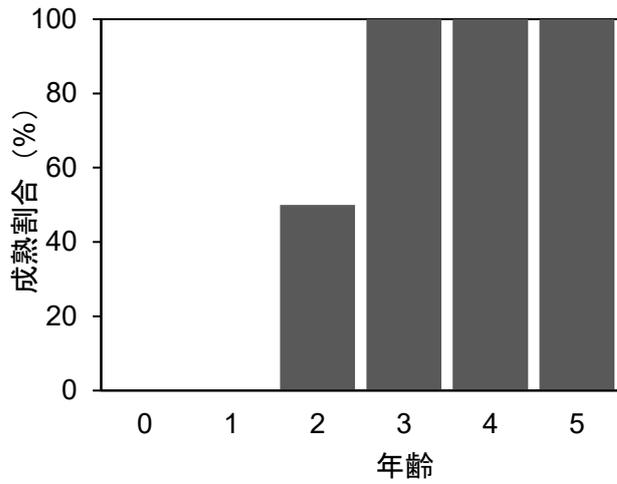


図3. キダイ年齢別成熟割合

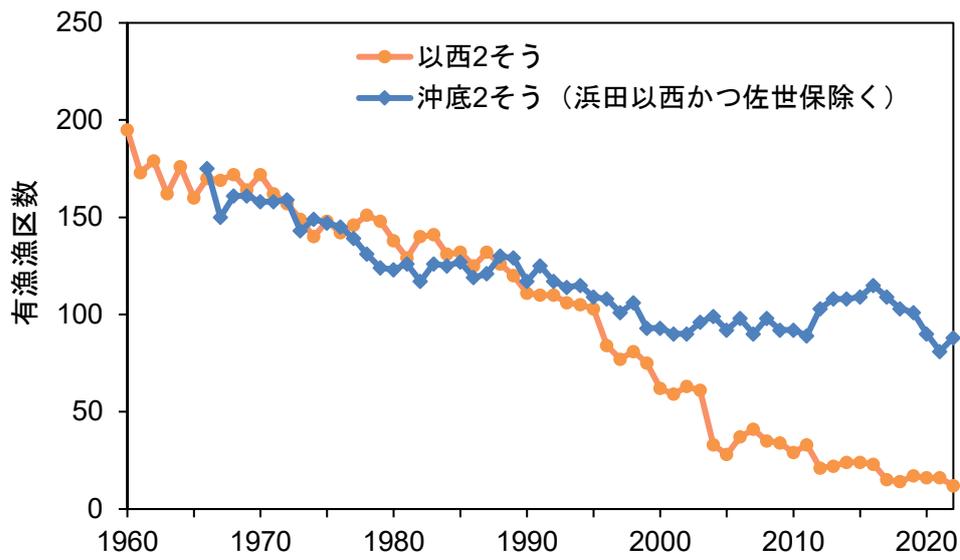


図4. 以西2そうと沖底2そうのキダイ有漁漁区数

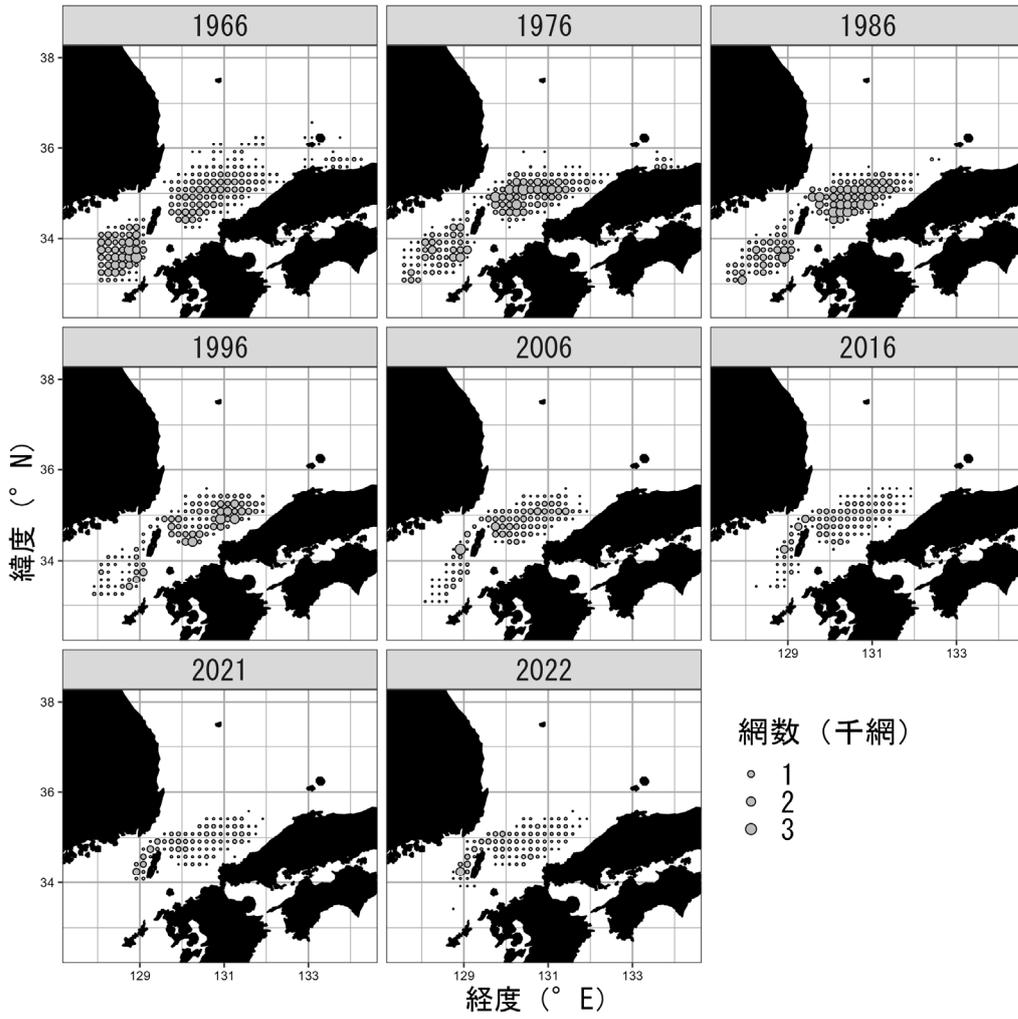


図 5. 沖底 2 そうにおける網数の分布

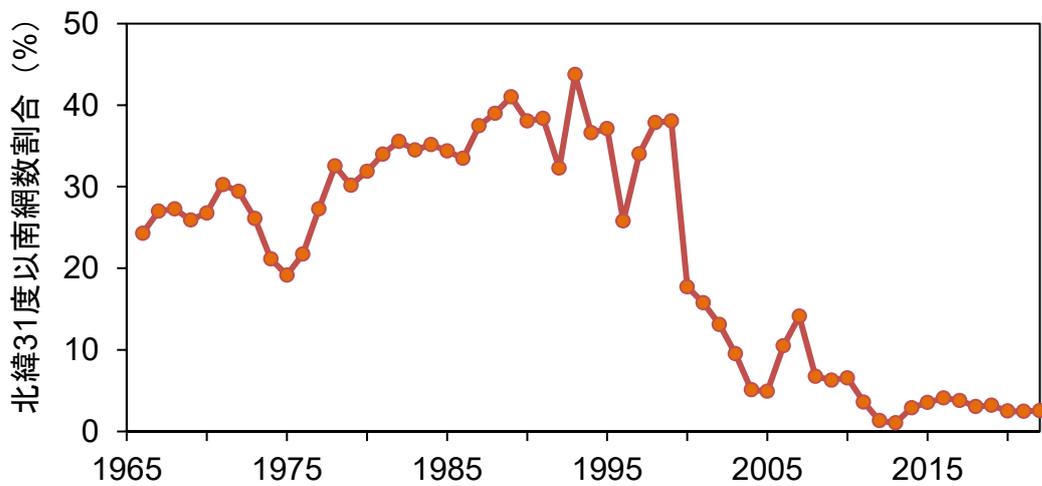


図 6. 以西 2 そう総網数に占める北緯 31 度以南での網数の割合

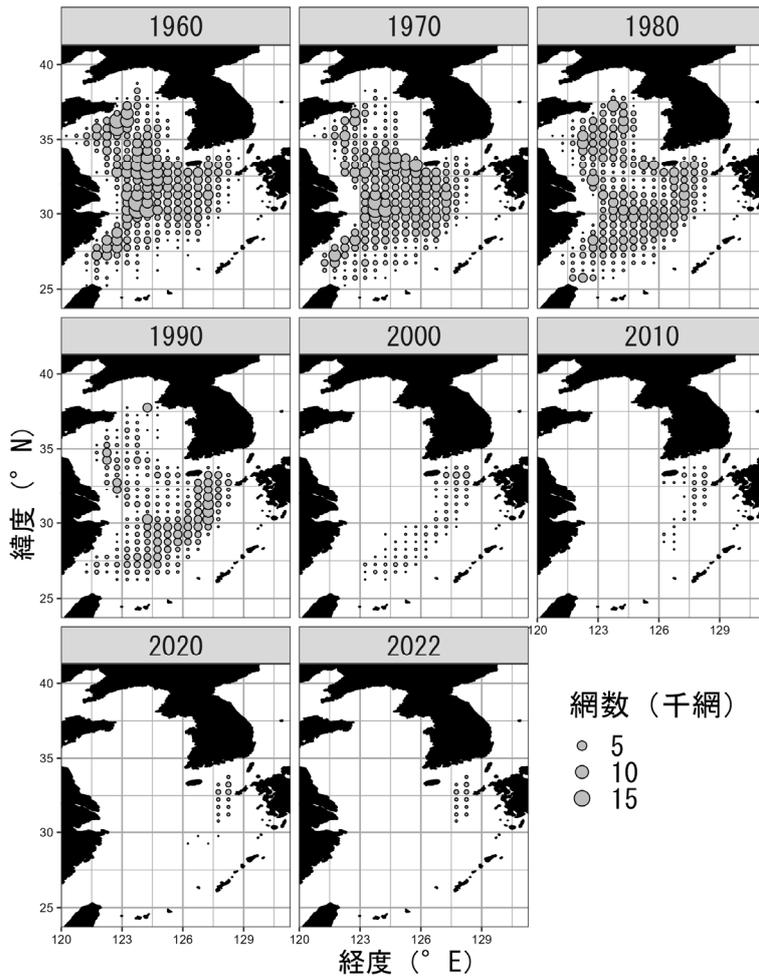


図7. 以西2そうにおける網数の分布

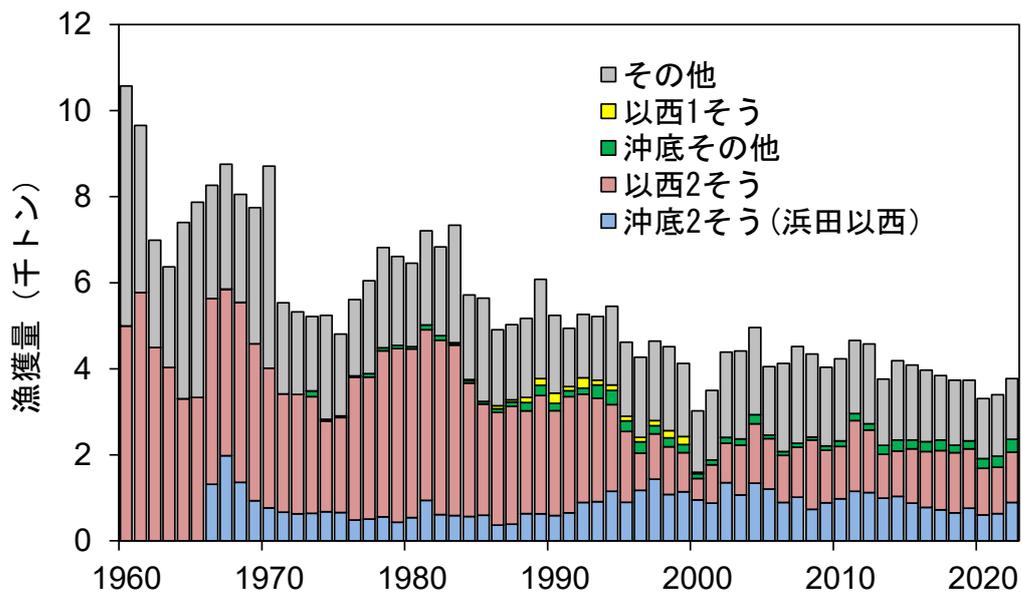


図8. キダイの漁業種類別漁獲量

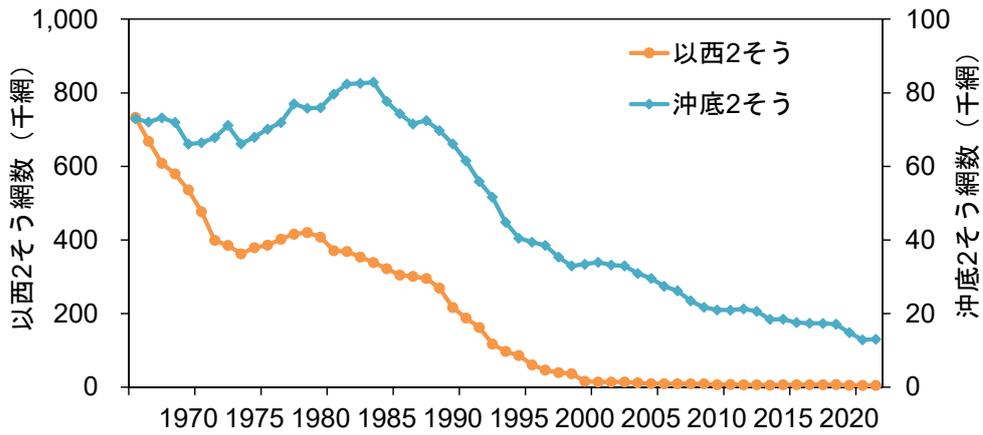


図 9. 以西 2 そうと沖底 2 そう（浜田以西）（佐世保含まず）の努力量

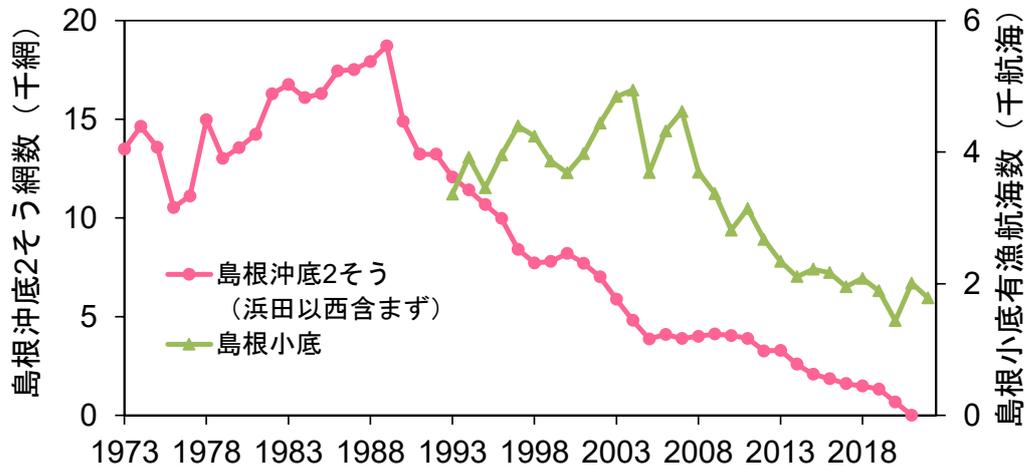


図 10. 島根沖底 2 そう（浜田以西含まず）、島根小底の努力量

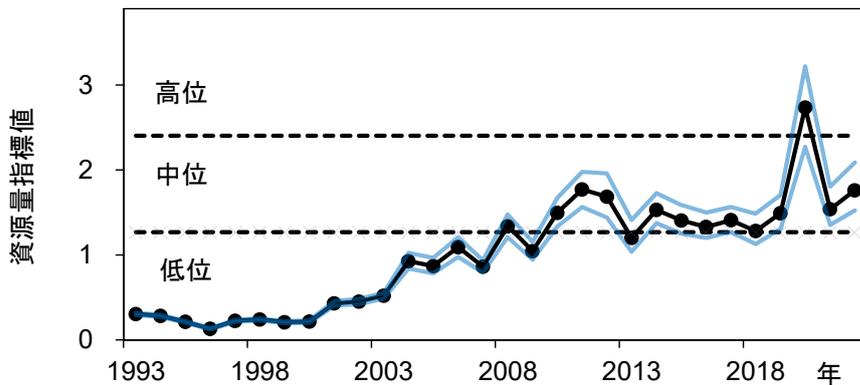


図 11. 東シナ海における標準化 CPUE（資源量指標値） 青色線は 95%信頼区間であり、データのブートストラップサンプリングとベストモデルによる標準化 CPUE の計算を 1,000 回繰り返して求めた。2020 年の標準化 CPUE は参考値扱い。

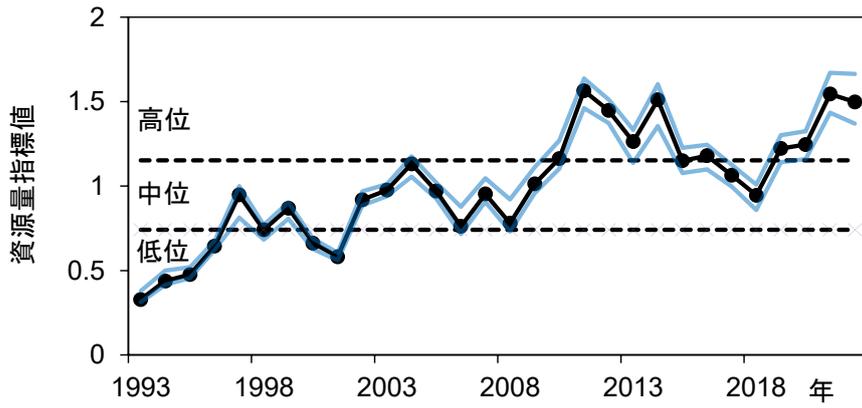


図 12. 日本海における標準化 CPUE (資源量指標値) 青色線は 95%信頼区間であり、データのブートストラップサンプリングとベストモデルによる標準化 CPUE の計算を 1,000 回繰り返して求めた。

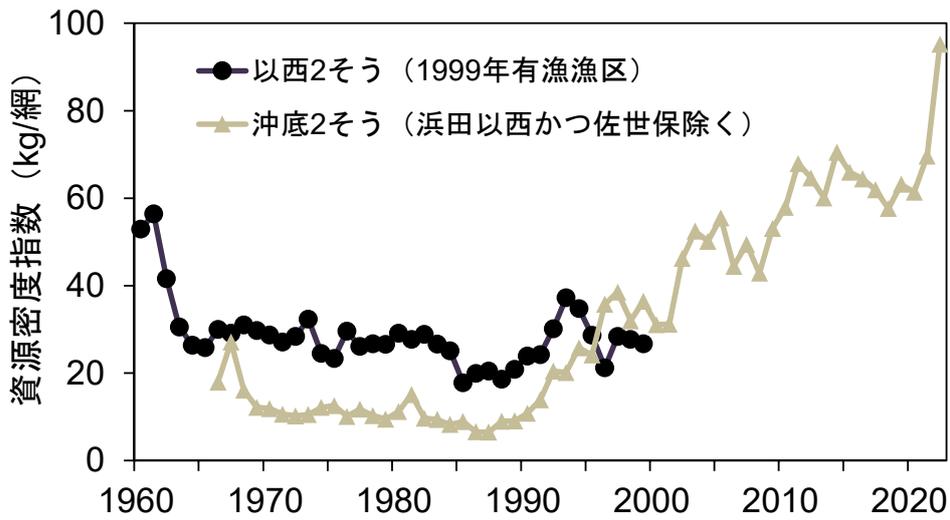


図 13. 以西 2 そうと沖底 2 そう (浜田以西を根拠地とするもの。ただし佐世保根拠地船を除く) の資源密度指数 以西 2 そうは北緯 31 度以南での操業割合が急激に低下する前の 1999 年有漁漁区における 1960~1999 年の値。

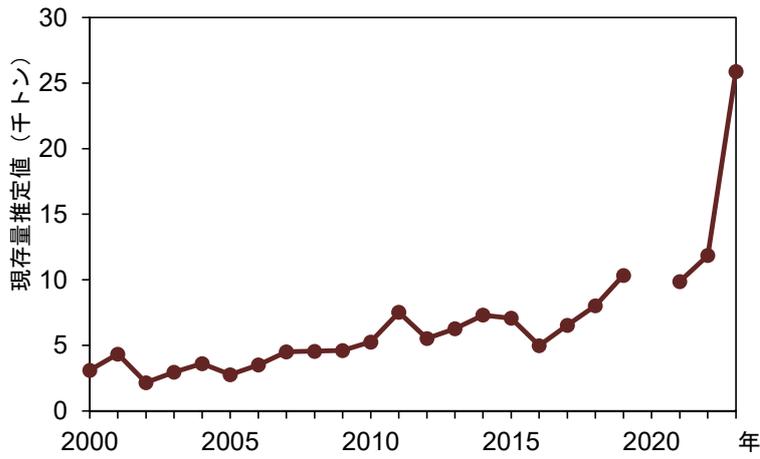


図 14. 東シナ海における春季トロール調査の現存量推定値 : 2020 年は欠測、2023 年は調査測点が少ないため参考値扱い

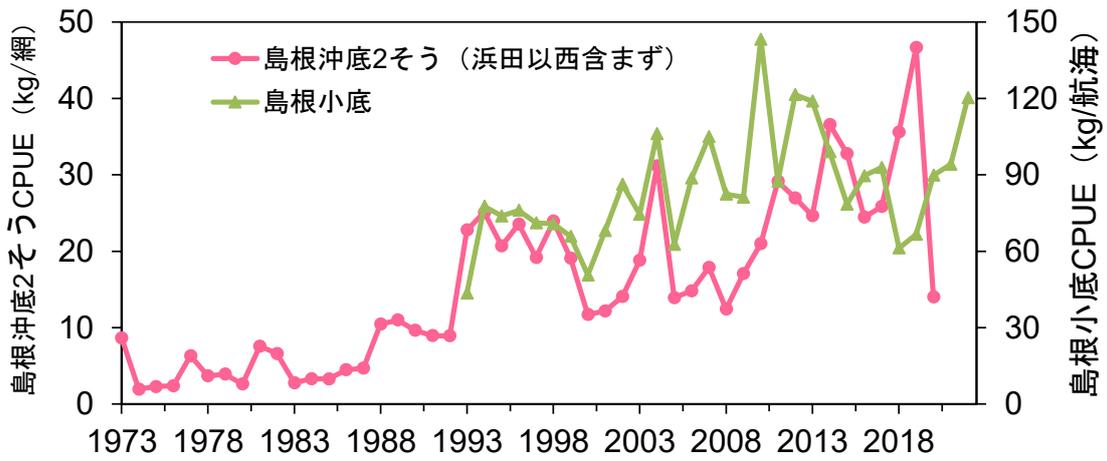


図 15. 島根沖底 2 そう (浜田以西含まず)、島根小底の CPUE

表 1. キダイの漁獲量 (単位: トン)

年	沖底 2 そう	沖底 その他	以西 2 そう	以西 1 そう	その他	総漁獲量	大海区別漁獲量	
							東シナ海区	日本海西区
1960	—	—	4,995	1	5,577	10,573	6,196	4,377
1961	—	—	5,775	0	3,883	9,658	6,707	2,951
1962	—	—	4,493	0	2,494	6,987	4,756	2,231
1963	—	—	4,033	0	2,336	6,369	4,383	1,986
1964	—	—	3,302	1	4,097	7,400	3,400	4,000
1965	—	—	3,333	1	4,538	7,871	3,663	4,208
1966	1,315	—	4,318	1	2,632	8,267	4,636	3,631
1967	1,980	—	3,869	2	2,903	8,754	4,396	4,358
1968	1,359	—	4,182	5	2,509	8,055	4,715	3,340
1969	936	—	3,648	—	3,163	7,747	4,338	3,409
1970	766	—	3,246	—	4,697	8,708	4,226	4,482
1971	665	—	2,750	—	2,118	5,533	3,021	2,512
1972	625	—	2,779	0	1,915	5,319	3,204	2,115
1973	639	134	2,715	1	1,724	5,213	3,209	2,004
1974	677	45	2,105	0	2,412	5,239	2,543	2,696
1975	660	37	2,203	0	1,907	4,807	2,603	2,204
1976	483	30	3,325	0	1,774	5,612	3,809	1,803
1977	512	82	3,296	0	2,162	6,051	3,955	2,096
1978	561	69	3,858	0	2,329	6,817	4,651	2,166
1979	432	73	4,040	0	2,070	6,614	4,900	1,714
1980	542	44	3,924	0	1,945	6,455	4,954	1,501
1981	945	113	3,964	0	2,187	7,209	5,194	2,015
1982	608	109	4,054	0	2,063	6,834	5,080	1,754
1983	589	49	3,959	12	2,731	7,341	5,380	1,961
1984	567	56	3,098	25	1,973	5,719	3,994	1,725
1985	600	55	2,580	6	2,400	5,641	3,850	1,791
1986	366	84	2,620	71	1,768	4,908	3,461	1,447
1987	390	91	2,740	55	1,748	5,024	3,624	1,400
1988	633	198	2,388	119	1,832	5,170	3,431	1,739
1989	627	239	2,751	159	2,301	6,077	4,311	1,766
1990	588	174	2,438	236	1,804	5,240	3,712	1,528
1991	651	133	2,706	98	1,349	4,937	3,588	1,349
1992	894	136	2,517	248	1,470	5,265	3,616	1,649
1993	911	308	2,405	110	1,481	5,215	3,435	1,780
1994	1,155	328	2,014	125	1,829	5,451	3,157	2,294
1995	897	240	1,652	106	1,725	4,619	2,718	1,902
1996	1,172	264	867	106	1,863	4,272	1,892	2,380
1997	1,436	188	1,054	116	1,847	4,642	2,184	2,458
1998	1,078	208	1,108	171	1,950	4,516	2,282	2,234
1999	1,141	188	911	187	1,698	4,123	2,012	2,112
2000	953	110	497	33	1,432	3,024	1,392	1,632
2001	877	111	891	—	1,617	3,496	1,692	1,804
2002	1,355	127	917	12	1,975	4,386	1,898	2,488
2003	1,070	146	1,157	—	2,041	4,414	2,143	2,270
2004	1,341	217	1,378	—	2,020	4,956	2,176	2,780
2005	1,204	83	1,170	—	1,592	4,048	2,062	1,987
2006	890	84	1,099	—	2,051	4,124	2,085	2,039
2007	1,014	99	1,159	—	2,247	4,520	2,241	2,279
2008	736	74	1,606	—	1,930	4,347	2,559	1,788
2009	884	101	1,223	—	1,828	4,036	2,167	1,869
2010	979	129	1,215	1	1,905	4,228	2,055	2,174
2011	1,154	158	1,644	—	1,698	4,654	2,493	2,161
2012	1,121	145	1,454	—	1,854	4,575	2,222	2,353

表 1. キダイの漁獲量（単位：トン）（つづき）

年	沖底	沖底	以西	以西	その他	総漁獲量	大海区別漁獲量	
	2 そう	その他	2 そう	1 そう			東シナ海区	日本海西区
2013	990	204	1,023	—	1,542	3,760	1,791	1,968
2014	1,033	261	1,052	—	1,838	4,185	1,988	2,197
2015	881	205	1,260	—	1,742	4,088	2,168	1,920
2016	777	234	1,298	—	1,657	3,965	2,272	1,694
2017	721	247	1,380	—	1,498	3,846	2,323	1,523
2018	656	179	1,394	—	1,506	3,735	2,282	1,453
2019	762	186	1,378	—	1,408	3,734	2,220	1,514
2020	601	223	1,089	—	1,397	3,309	1,940	1,369
2021	633	262	1,077	—	1,424	3,396	1,939	1,450
2022	889	302	1,172	—	1,412	3,775	2,137	1,638

沖底 2 そう：島根県浜田以西の 2 そうびき沖底。

その他：沖底と以西の漁獲量を総漁獲量から減じた値。

1995～2018 年の大海区別漁獲量は、県別の漁業・養殖業生産統計年報の漁獲量を積算した値となっており、総漁獲量はその合計値である。

1960～2001 年の日本海西区の漁獲量には、漁業・養殖業生産統計年報における石川県の漁獲量を加算。

2002 年以降、漁業・養殖業生産統計年報における山口県漁獲量（東シナ海区集計分）を日本海西区の漁獲量として集計。

1995～2006 年における福岡県・佐賀県・長崎県（それぞれ東シナ海区集計分）漁獲量および山口県・島根県・鳥取県（それぞれ日本海西区集計分）漁獲量は、県別の漁業・養殖業生産統計年報における「きだい」漁獲量。

2007～2018 年の福岡県・佐賀県（それぞれ東シナ海区集計分）および山口県・島根県・鳥取県（それぞれ日本海西区集計分）の漁獲量は、1997～2006 年における「ちだい」と「きだい」の合計漁獲量に対する「きだい」の割合の平均値を各県で求め、県別の「ちだい・きだい」漁獲量に乗じた値。

2007～2018 年の長崎県「きだい」漁獲量は、「ちだい・きだい」の総漁獲量から「ちだい」の漁獲割合が極めて高い「船びき網」による「ちだい・きだい」漁獲量を減じた値。

1995～2018 年におけるその他の府県（東シナ海区：熊本県・鹿児島県・沖縄県、日本海西区：兵庫県・京都府・福井県・石川県）の漁獲量は、大海区別に各府県の「ちだい・きだい」漁獲量を合計した後、1985～1994 年における「ちだい」と「きだい」の合計漁獲量に占める「きだい」の割合の平均値を大海区別に求め、これらの漁獲量に乗じて算出。

2019 年以降は、漁業・養殖業生産統計年報で再び「きだい」と「ちだい」の漁獲量が別個に集計されたため、「きだい」の大海区別漁獲量および総漁獲量を記載。ただし 2022 年の値は暫定値。

表 2. キダイの 2022 年月別漁獲量 (単位: トン)

県/漁業種類	島根	山口	熊本	長崎	沖底 2 そう	以西 2 そう
1 月	12	4	5	1	33	69
2 月	8	2	3	0	41	121
3 月	15	6	5	4	74	167
4 月	25	5	6	5	91	160
5 月	22	7	5	2	84	45
6 月	3	6	3	2	-	-
7 月	4	6	3	2	-	-
8 月	2	6	3	2	16	75
9 月	44	8	5	1	79	104
10 月	36	10	7	3	162	198
11 月	41	11	8	6	130	108
12 月	11	2	7	2	137	124
年計	223	73	60	30	846	1,172

島根：主要 7 港（沖底除く）、山口：主要 2 港（沖底除く）、熊本：代表漁協、長崎：代表漁協、沖底 2 そう：島根県浜田以西の 2 そうびき沖合底びき網漁業（佐世保除く）。

表 3. 東シナ海の陸棚縁辺域における 2000～2023 年 5～6 月の着底トロール資源量直接推定調査による現存量推定値（調査海域 13 万 8,000km²、漁獲効率 1 として計算）

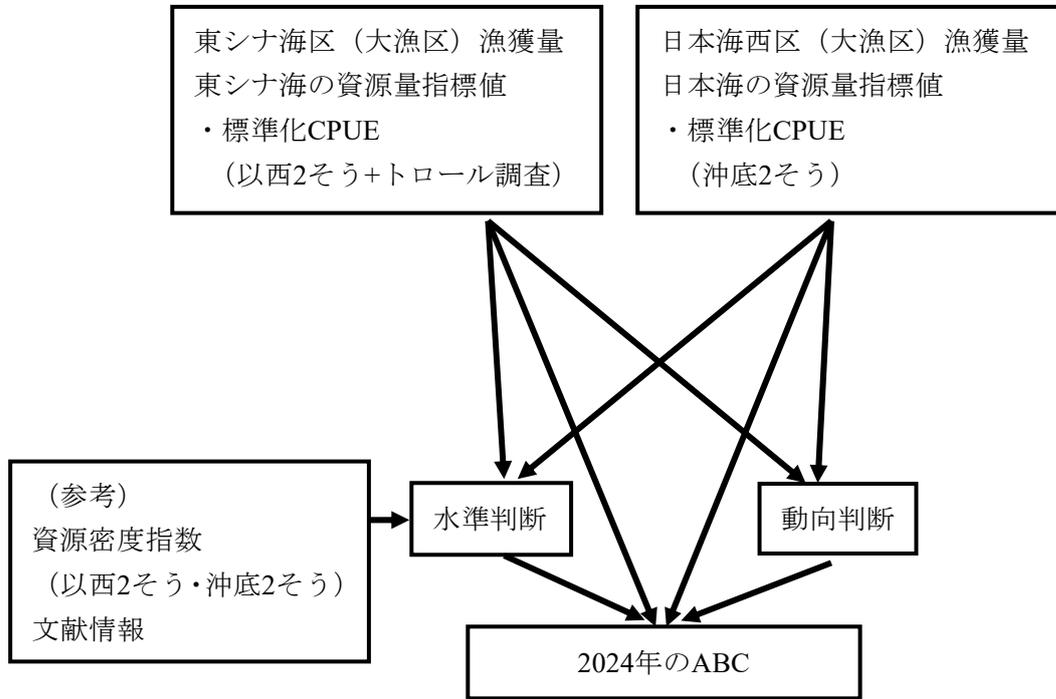
年	現存量推定値(トン)
2000	3,103
2001	4,332
2002	2,156
2003	2,953
2004	3,609
2005	2,762
2006	3,496
2007	4,515
2008	4,552
2009	4,612
2010	5,261
2011	7,525
2012	5,523
2013	6,261
2014	7,304
2015	7,071
2016	4,980
2017	6,534
2018	8,021
2019	10,332
2020 ^{*1}	—
2021	9,868
2022	11,852
2023	(25,885) ^{*2}

*1：2020 年は欠測。

*2：2023 年は調査測点が少ないため参考値扱い。

補足資料 1 資源評価の流れ

使用したデータと資源評価の関係を以下に示す。



補足資料 2 標準化 CPUE の計算

東シナ海と日本海の主要漁業における 30 年分の日別・漁船別漁業データと、広い範囲で継続的に漁獲を行っているトロール調査データから、海域ごとに CPUE の標準化を行った。標準化の際は、水深を説明変数に導入することで、季節・場所の変化の影響に加え、海洋環境の違いによる影響も統計的に除去した。

1. 東シナ海の CPUE 標準化

1993～2022 年における以西 2 通りの緯度経度 10 分漁区単位の日別・漁船別漁獲量・網数に加え、東シナ海陸棚縁辺域で実施された資源量直接推定調査 (2000～2022 年 5～6 月) と東シナ海陸棚上から陸棚縁辺域にかけて実施された東シナ海底魚資源分布生態調査 (2009～2019、2022 年 11～12 月、2021 年 6、9～10 月) における着底トロール調査曳網別の漁獲量を使用した。海洋環境データとして、ETOPO1 global relief model (<https://www.ngdc.noaa.gov/mgg/global/global.html>) から水深情報を切り出して用いた。今回使用したデータの CPUE (kg/網) はゼロキャッチ (操業しているが漁獲量は 0) を含む連続値のため、標準化モデルにはデルタ型一般化線形モデル (Lo et al. 1992) を用いた。このモデルは、有漁確率を予測するモデル (有漁確率モデル) と有漁時の CPUE (自然対数値) を予測するモデル (有漁 CPUE モデル) の 2 つを別々に解析するものである。前者のモデルの誤差分布には二項分布を、後者には対数正規分布を設定した。説明変数には、年、季節、海区、水深、漁法 (漁業もしくはトロール調査) の固定効果 (すべてカテゴリカル変数) と、年と海区の 2 次の交互作用を設定した。海区は、日本と周辺国の漁場の違いや、近年東シナ海の南北で資源の状態が異なると考えられること (Zhu et al. 2018、Kawauchi et al. 2020) を考慮して、北緯 31 度の南北で 2 つに分割した。これらの説明変数について、各モデルにおける最も複雑な候補モデル (フルモデル) を作成した。各フルモデルで、説明変数の有無を変えてベイズ情報量規準 (BIC) による総当たり法のモデル選択を行った。

解析の結果、BIC が最小となるモデル候補 (ベストモデル) は以下のとおりであった。

有漁確率モデル：有漁確率 \sim 切片 + 年 + 季節 + 海区 + 水深 + 漁法
+ 年: 海区 (交互作用)

有漁 CPUE モデル： $\ln(\text{CPUE}) \sim$ 切片 + 年 + 季節 + 海区 + 水深 + 漁法
+ 年: 海区 (交互作用)

ベストモデルにおいて、有漁か否かの判別性能は高く、有漁時 CPUE の残差の正規性・等分散性にも大きな問題がないことを確認した。したがって、これらのモデルを用いて東シナ海の標準化 CPUE を計算した (補足図 2-1)。

2. 日本海の CPUE 標準化

1993～2022 年における沖底 2 通りの緯度経度 10 分漁区解像度の日別・漁船別漁獲量と網数を用いた。海洋環境データとしては、東シナ海と同様に水深を切り出して用いた。本海域においても、デルタ型一般化線形モデルで解析を行った。有漁確率モデル、有漁 CPUE

モデルともに説明変数には、年、季節、海区、水深の固定効果（それぞれカテゴリー変数）を設定した。それぞれのモデルの誤差分布は東シナ海と同様である。海区は、沖底 2 そうの主漁場の変遷（図 5）を考慮し、東経 129 度 30 分（対馬東岸付近）の東西で 2 つに分割した。これらの説明変数を用いて、各モデルにおける最も複雑なモデル（フルモデル）を作成した。各フルモデルにおいて、説明変数の有無を変えて BIC による総当たり法のモデル選択を行った。

解析の結果、ベストモデルは以下のとおりであった。

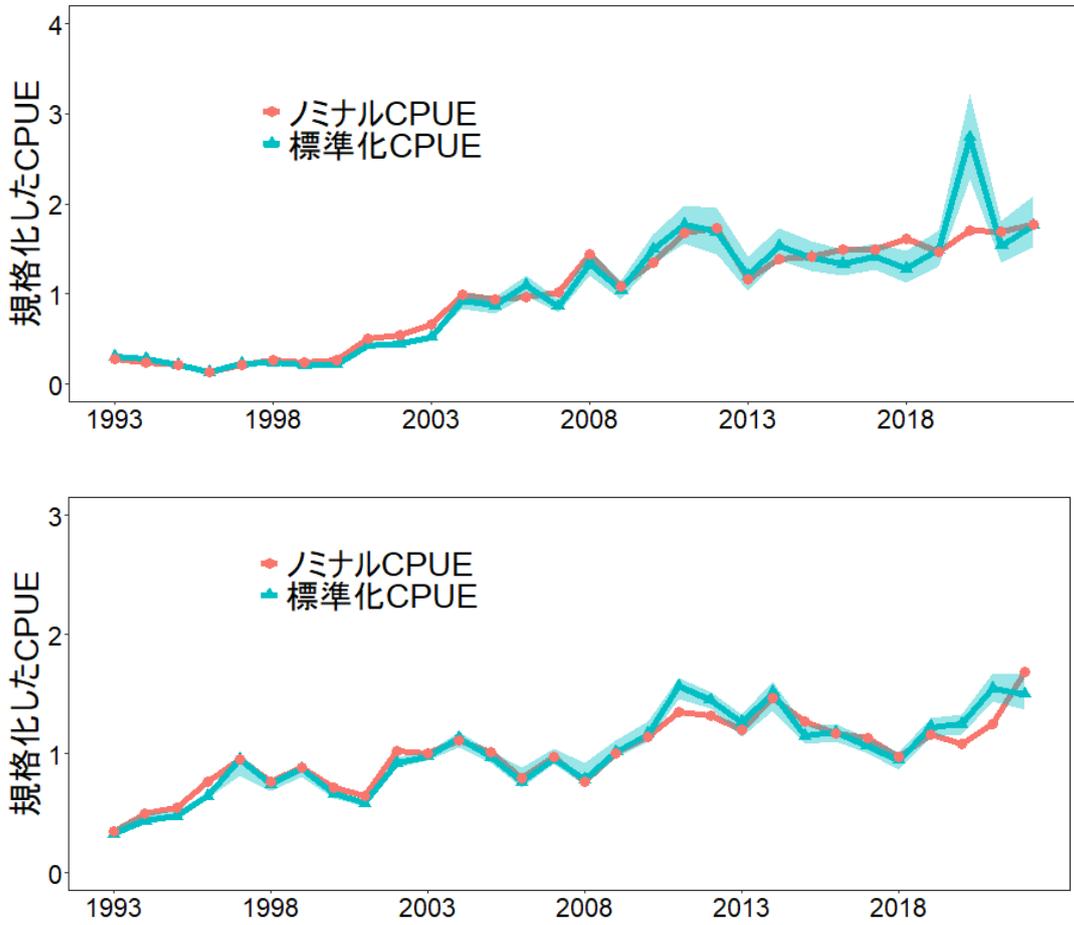
有漁確率モデル：有漁確率 \sim 切片 + 年 + 季節 + 海区 + 水深

有漁 CPUE モデル： $\ln(\text{CPUE}) \sim$ 切片 + 年 + 季節 + 海区 + 水深

ベストモデルにおいて、有漁か否かの判別性能は高く、有漁時 CPUE の残差の正規性・等分散性にも大きな問題がないことを確認した。したがって、これらのモデルを用いて日本海の標準化 CPUE を計算した（補足図 2-1）。

引用文献

- Kawauchi, Y., S. Ohshimo, T. Sakai, M. Yoda and Y. Aonuma (2020) Spatiotemporal changes in demersal fish habitats suggest potential impacts of fishing pressure: A case study of yellow seabream *Dentex hypselosomus* in the East China Sea. Reg. Stud. Mar. Sci., **40**, 101491
- Lo, N. C. H., L. D. Jacobson and J. L. Squire (1992) Indices of relative abundance from fish spotter data based on Delta-lognominal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci., **49**, 2515-2526.
- Zhu, M., T. Yamakawa and T. Sakai (2018) Combined use of trawl fishery and research vessel survey data in a multivariate autoregressive state-space (MARSS) model to improve the accuracy of abundance index estimates. Fish. Sci., **84**, 437-451.



補足図 2-1. 東シナ海（上）と日本海（下）における標準化 CPUE とノミナル CPUE 標準化 CPUE の影は 95%信頼区間であり、データのブートストラップサンプリングとベストモデルによる標準化 CPUE の計算を 1,000 回繰り返して求めた。東シナ海の 2020 年の標準化 CPUE は参考値扱い。