

令和 5（2023）年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価

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（安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・日野晴彦・河野悌昌・高橋正知）

参画機関：青森県産業技術センター水産総合研究所、岩手県水産技術センター、宮城県水産技術総合センター、福島県水産資源研究所、福島県水産海洋研究センター、茨城県水産試験場、千葉県水産総合研究センター、愛知県水産試験場漁業生産研究所、三重県水産研究所、和歌山県水産試験場、徳島県立農林水産総合技術支援センター水産研究課、高知県水産試験場、香川県水産試験場、愛媛県農林水産研究所水産研究センター、愛媛県農林水産研究所水産研究センター栽培資源研究所、大分県農林水産研究指導センター水産研究部、宮崎県水産試験場

要 約

本系群について、資源量指標値に基づき資源状態を評価した。本系群は太平洋および瀬戸内海のみき網、定置網および釣りなどで主に漁獲される。漁獲量は、2004年まで0.6万～2.7万トンの範囲で増減を繰り返して推移した後、2005年以降に増加し、2015年には4.9万トンに達した。その後は減少傾向に転じ、2018年以降の漁獲量は、2021年を除き、3万トン以下で推移している。直近5年間（2018～2022年）の平均漁獲量は2.7万トンであった。本系群の資源量指標値には、卵稚仔調査で得られる卵密度データを標準化して平均値を1とした相対値を用いた。資源量指標値は1979～2016年にかけて増加傾向を示したが、2017年から減少傾向に転じ、2022年の指標値は過去2番目に低い値となった。直近5年間は減少傾向にある。1979～2022年の資源量指標値に累積正規分布をあてはめたところ、現状（2022年）は8.5%の資源量水準であると評価された。

本系群では、管理基準値や漁獲管理規則など、資源管理方針に関する検討会の議論をふまえて最終化される項目については、管理基準値等に関する研究機関会議において提案された値を暫定的に示した。

要 約 表

	資源量 水準	資源量 指標値	説 明
現状の値 (2022年)	8.5%	0.47	資源量指標値に累積正規分布を 当てはめて得た水準

年	資源量指標値 (標準化産卵量)	漁獲量(トン)
2018	1.52	23,861
2019	1.39	25,680
2020	0.77	23,904
2021	0.79	39,345
2022	0.47	22,455
平均		27,049

1. データセット

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) 漁獲成績報告書(農林水産省) 主要港月別水揚量 主要港月別体長組成
資源量指標値	卵稚仔調査(周年、水研、鹿児島～青森(27)都道府県) ノルパックネット鉛直曳網

卵の出現状況から前年9月～当年8月を産卵期と判断し、この間のデータを集約して得られる値を資源量指標値とした。算出された資源量指標値は、当年1～12月の親魚量を指標すると仮定した。

2. 生態

(1) 分布・回遊

本系群の分布・回遊範囲は、資源増大期に150°E以東の沖合域へ拡大するカタクチイワシやマイワシのような広がりを見せず、本州～九州の太平洋沿岸に集中しており、強い沿岸性を示している(図2-1)。

(2) 年齢・成長

1歳末までに被鱗体長で約22cmに達する(山田1994、図2-2)。月別体長組成と主要港水揚量から推定した月別漁獲尾数の体長組成から、春季に0歳魚が出現し、前年生まれの1歳魚とともに分布すると考えられる(図2-3)。秋～冬季になると0歳魚は1歳魚と同程度の体長に成長することも窺える(図2-3)。漁獲の大部分は0～1歳魚が占める。寿命は2年とされるが(真田ほか1994、1996)、2歳以上の高齢魚が存在するとの指摘もある(岡田2016)。

(3) 成熟・産卵

1歳までに成熟する(図2-2)。雌では16cm前後から成熟個体が出現する(本多ほか2002)。18cm以上に成長すると、ほぼ全ての個体が成熟すると考えられる(大下ほか2011、Nyuji and Takasuka 2017)。産卵期は10月～翌年7月に亘る(補足図2-2、渡井ほか2022)。産卵盛期は明瞭でないが、3～6月に卵密度が高くなる傾向がある(補足図2-2)。産卵場は土佐湾周辺海域を中心に、伊豆諸島～関東近海でもかなりの産卵が見られる(補足図2-5)。一日に産卵する雌魚尾数の全雌魚尾数に対する割合を示す産卵頻度は0.14～0.26、雌の体重1gあたり一回に産卵する卵数を示す相対バッチ産卵数は76～142個/gと報告されている(Nyuji et al. 2022)。仔魚の出現時期は主に11月～翌年6月である(渡井ほか2022)。仔魚期の成長速度は餌料環境よりも環境水温の影響を強く受けると考えられている(Watanabe et al. 2013、2014)。

(4) 被捕食関係

動物プランクトン等を捕食する。土佐湾における胃内容物調査では橈脚類が最も多く出現し、次いでオキアミ類も確認された。その他、十脚類、毛顎類などが確認されている（広田ほか 2003）。大型浮魚等に捕食される。

(5) 特記事項

北西太平洋における小型浮魚類の資源は気候変動に伴って数十年規模で周期的かつ劇的な変動を繰り返している。例えば、太平洋十年規模変動指数が正偏差の期間はマイワシ資源が高水準となり、負偏差の期間はカタクチイワシ資源が高水準となる魚種交替が知られている（Takasuka et al. 2008）。海流による輸送等により沿岸域から沖合域にかけて広範囲に分布するこれらの種とは異なり、ウルメイワシの分布域は生活史を通じて黒潮内側域に集中する傾向がある。本種の資源変動は、長期・広域的な気候変動よりも、主たる生息場である沿岸域の物理・餌料環境の影響を受けていると考えられる（Watanabe et al. 2013）。

3. 漁業の状況

(1) 漁業の概要

主にまき網、定置網により漁獲される。和歌山県では棒受網、高知県では多鈎釣りでも漁獲される。仔稚魚（シラス）期は船びき網で漁獲される。外国船による漁獲はない。

(2) 漁獲量の推移

漁業・養殖業生産統計年報に基づく太平洋区と瀬戸内海区の合計漁獲量を本系群の漁獲量として用いた。1994年以降の宮崎県および愛媛県の漁獲量については、漁獲成績報告書の記載に基づき、太平洋区に所属する大中型まき網漁船による東シナ海域での漁獲量を差し引いた。本年度の漁業・養殖業生産統計年報の修正に伴い、本系群の2016～2021年の漁獲量も修正された。

本系群の漁獲量は増減を繰り返している（図 3-1）。1968～1976年の漁獲量は概ね1万～2万トンで推移し、2万トンを上回る年も見られた。しかし、1977～1991年では1万トンを下回る年が多くを占めた。その後の漁獲量は増加に転じ、1992～1998年は1.6万～2.6万トン、1999～2004年は1.1万～1.7万トンで推移した。2002年以降の漁獲量は2015年まで長期的な増加傾向を示し、2007年以降は概ね3万トン以上の高い水準で推移し、2015年には4.9万トンとなった。特に太平洋中区の増加が顕著であった。しかし、増加傾向が継続する中で、2010年のように漁獲量が単年的に大きく減少する年も見られた。2016年以降の漁獲量は減少傾向に転じ、2018年以降は概ね3万トン以下で推移している。2022年の漁獲量は2.2万トンで、前年（3.9万トン）より減少した。直近5年間（2018～2022年）の平均漁獲量は2.7万トンであった。

4. 資源の状態

(1) 資源評価の方法

資源評価は「令和5（2023）年度 漁獲管理規則およびABC算定のための基本指針

(FRA-SA2023-ABCWG02-01)」(水産研究・教育機構 2023)での2系資源の管理規則で用いられる資源量水準の判定方法に従い、過去の資源量指標値に累積正規分布をあてはめ、現状(2022年)の資源量水準を評価した(補足資料1)。資源量指標値には、水産資源研究所が開発してきた卵稚仔データベース(Oozeki et al. 2007、大関ほか 2013)に集計されている1978年9月～2022年8月の緯度経度5分升目の平均卵密度を使用した。Vector Autoregressive Spatio-Temporal model(VAST model、Thorson 2019)を用いて標準化された平均卵密度に面積を乗じた産卵量の時系列を、平均値を1として規格化し、本系群の親魚量を反映する資源量指標値とした(補足資料2)。

(2) 資源量指標値の推移

1979～2016年の資源量指標値は0.36～1.92の範囲で推移し、全体としては増加傾向を示した(図4-1、表3-1)。しかし、2002年、2006年、2008年のように単年的に大きく減少する年も見られた。2017年から減少傾向に転じたものの、2017～2019年の値は1.39～1.62と比較的高い水準であった。しかし、2020年に0.77と大きく減少し、2021年も同程度となった。2022年の指標値はさらに減少となり、0.47と過去2番目に低い値となった。直近5年間(2018～2022年)の指標値の増減傾向から、動向は減少と判断される。

(3) 資源量水準

本系群の資源量指標値(1979～2022年)に累積正規分布をあてはめたところ、2022年の資源量指標値は8.5%水準と評価された。資源量指標値の年変動の大きさを示す指標であるAAV(Average Annual Value、水産研究・教育機構 2023)は0.262であり、これは資源量指標値が平均で毎年26%程度上昇もしくは低下していたことを示している。

(4) その他

漁獲量が増加していた2010年以降の年齢別・体長別漁獲尾数の推移をみると、2013年から2016年にかけて1歳魚に相当する大型個体が多く漁獲されるようになり、2017年以降は大型魚の漁獲尾数が減少していることが窺え、親魚量の減少を示唆していると考えられる(図4-2)。

5. 資源評価のまとめ

本資源は、2017年から2022年まで資源量推定値の減少傾向が続いており、2022年の値は過去2番目の低さであった。一方、近年の漁獲量は資源量指標値ほど低下していない。本系群は大部分が0～1歳で構成されるため、年々の再生産成功率の変動がその年の資源量や漁獲量に強く影響すると考えられる。再生産の場となる沿岸の産卵場を維持し、親魚と加入の状況をモニタリングできる体制を整えることが重要と考えられる。

令和4年度では、資源量推定に向けたプロダクションモデルの適用の検討を行った(渡邊ほか 2022)。現時点では本系群の評価に適用するまでには至っていない。しかし、今後も資源量指標値に関する情報収集と標準化手法の検討、およびプロダクションモデルにおける計算の設定等についての検討を続ける。

6. 引用文献

- 水産研究・教育機構 (2023) 令和 5 (2023) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2023-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp.
https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-ABCWG02-01.pdf.
- 広田祐一・本多 仁・市川忠史・三谷卓美 (2003) 土佐湾におけるウルメイワシの胃内容物. 黒潮の資源海洋研究, **4**, 35-44.
- 本多 仁・広田祐一・三谷卓美・上原伸二・阪地英男・梨田一也 (2002) 土佐湾におけるウルメイワシ産卵群の体長組成及び成熟状態の季節変化と幼魚の出現時期. 黒潮の資源海洋研究, **3**, 75-83.
- Nyuji, M. and A. Takasuka (2017) Spawning cycle and fecundity of a multiple spawner round herring *Etrumeus teres* off southern Japan: Oocyte growth and maturation analysis. J. Sea Res., **122**, 11-18.
- Nyuji, M., A. Takasuka, M. Okada (2022) Variation in reproductive parameters of round herring in the Pacific coastal waters of Japan. J. Sea Res., **187**, 1-10.
- 岡田 誠 (2016) 熊野灘における大型ウルメイワシの出現. 黒潮の資源海洋研究, **17**, 55-63.
- 大下誠二・後藤常夫・大塚 徹・梶島光次郎 (2011) 東シナ海におけるウルメイワシの年齢・成長と成熟特性. 日水誌, **77**, 15-22.
- Oozeki, Y., A. Takasuka, H. Kubota and M. Barange (2007) Characterizing spawning habitats of Japanese sardine (*Sardinops melanostictus*), Japanese anchovy (*Engraulis japonicus*), and Pacific round herring (*Etrumeus teres*) in the northwestern Pacific. Calif. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep., **48**, 191-203.
- 大関芳沖・高須賀明典・坪井守夫・木立 孝・鈴木秀彌・服部茂昌 (2013) 産卵調査と資源変動研究—その研究を継続させた想い— 中井甚二郎 (1901~1984). 水産海洋研究, **77** (創立 50 周年記念特別号), 6-12.
- 真田康広・藤田正夫・石田 実 (1994) 太平洋南部におけるウルメイワシの耳石日周輪に基づく年齢と成長. 南西外海の資源・海洋研究, **10**, 55.
- 真田康広・藤田正夫・石田 実 (1996) 太平洋南部におけるウルメイワシの耳石日周輪に基づく年齢と成長. 平成 2~4 年度地域性浮魚資源管理方式開発調査報告書, 南西海区水産研究所・三重県水産技術センター・和歌山県水産試験場・徳島県水産試験場・高知県水産試験場・愛媛県水産試験場・大分県水産試験場・宮崎県水産試験場・鹿児島県水産試験場, 54-58.
- Takasuka, A., Y. Oozeki and H. Kubota (2008) Multi-species regime shifts reflected in spawning temperature optima of small pelagic fish in the western North Pacific. Mar. Ecol. Prog. Ser., **360**, 211-217.
- Thorson, J. T. (2019) Guidance for decisions using the Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) package in stock, ecosystem, habitat and climate assessments. Fish. Res., **210**, 143-161.
- 渡井幹雄・安田十也・渡邊千夏子・木下順二・井元順一 (2022) 2021 年~2022 年春季の我が国太平洋岸におけるウルメイワシ卵・仔魚の分布状況. 令和 4 年度中央ブロック卵・稚仔、プランクトン調査研究担当者協議会研究報告, **42**, 153-168.

渡邊千夏子・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二 (2022) 令和 4 (2022) 年度ウルメイワシ太平洋系群の状態空間余剰生産モデルによる資源解析. FRA-SA2022-SC06-12. 水産研究教育機構, 横浜.

Watanabe, Y., S. Ochiai, K. Fukamichi (2014) Larval growth rates differ in response to seasonal temperature variations among clupeoid species inhabiting the Pacific coastal waters of Japan. Fish. Sci., **80**, 43-51.

Watanabe, Y., T. Suzuki, K. Tsuno (2013) Temperature determines growth rates of larval round herring *Etrumeus teres* in the Pacific coastal waters off southern Japan. Fish. Sci., **79**, 757-766.

山田浩且 (1994) 1. 熊野灘におけるウルメイワシの資源生態. 水産海洋研究, **58**, 286-292.

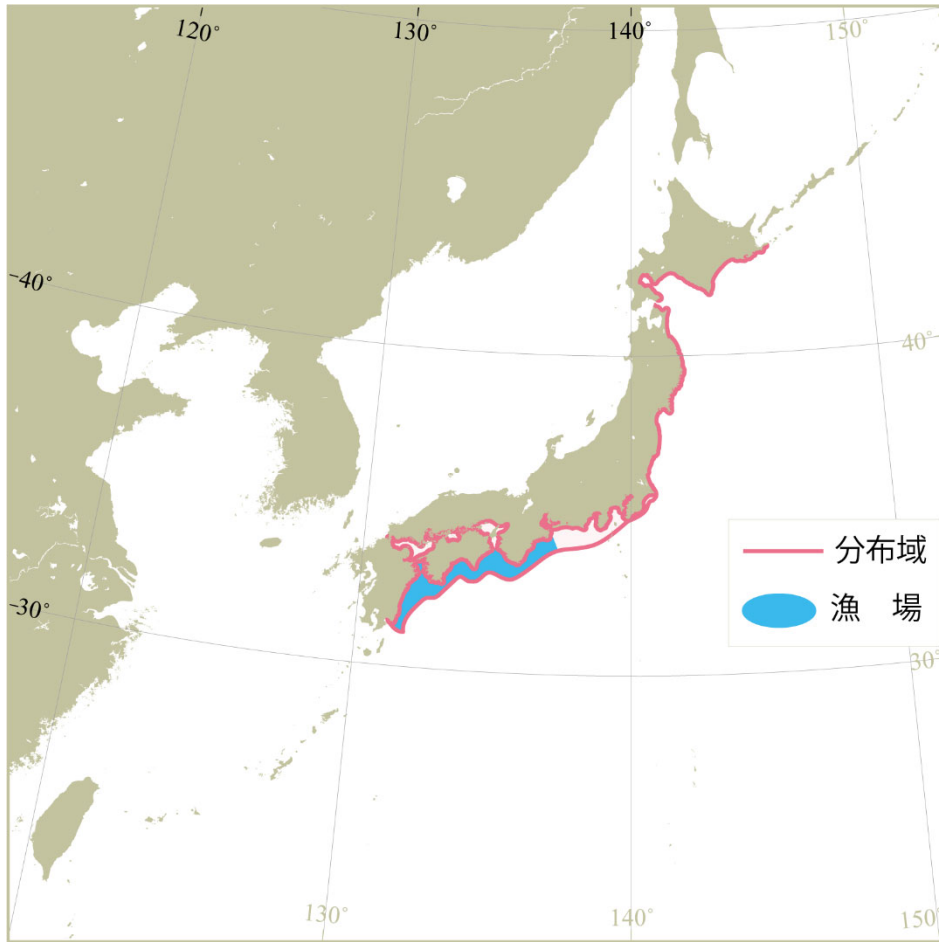


図 2-1. ウルメイワシ太平洋系群の分布

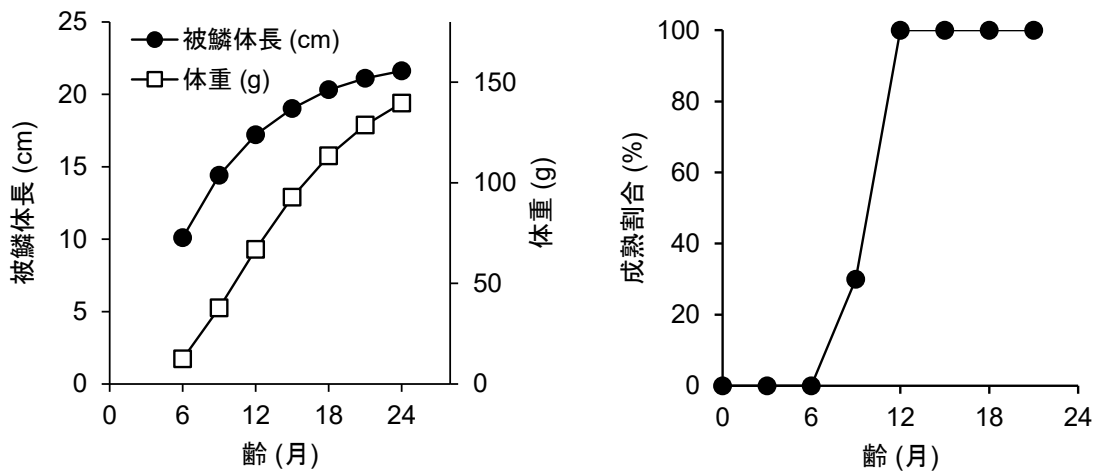


図 2-2. 月齢と成長の関係 (左) および月齢と成熟割合の関係 (右)

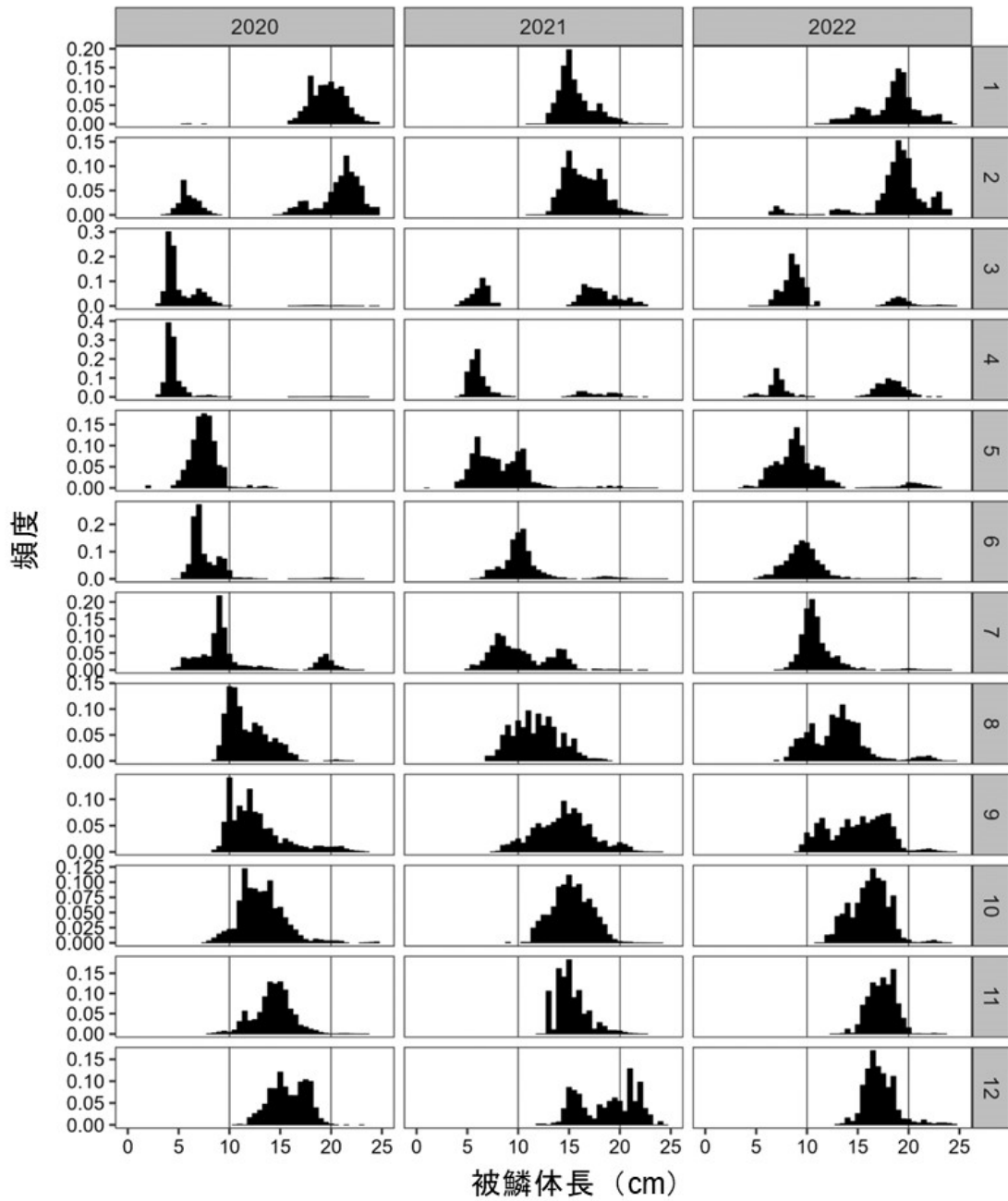


図 2-3. 漁獲物の月別推定体長組成の推移の例（2020～2022年）

宮崎県～三重県の主要港水揚量と体長測定結果から求めた。図の上端の数字は年、右端の数字は月を表す。

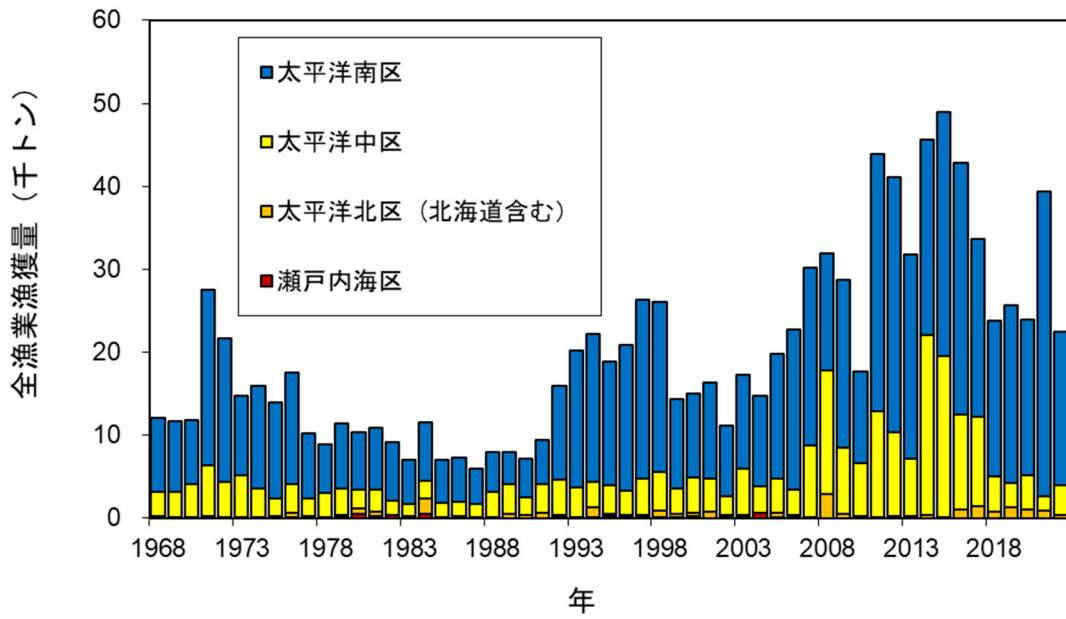


図 3-1. 漁獲量の推移

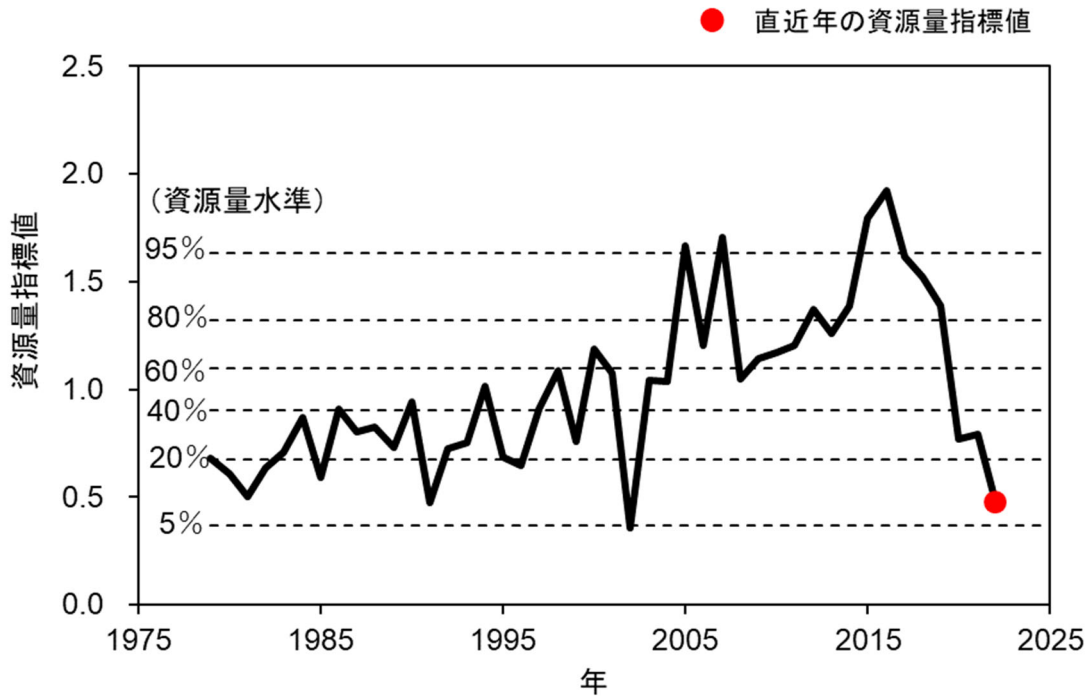


図 4-1. 資源量指標値の推移と累積正規分布を適用したときの資源量水準

資源量指標値は平均を 1 とする相対値で示した (左縦軸)。横破線は資源量水準を示す。赤丸は 2022 年の資源量指標値を示す。

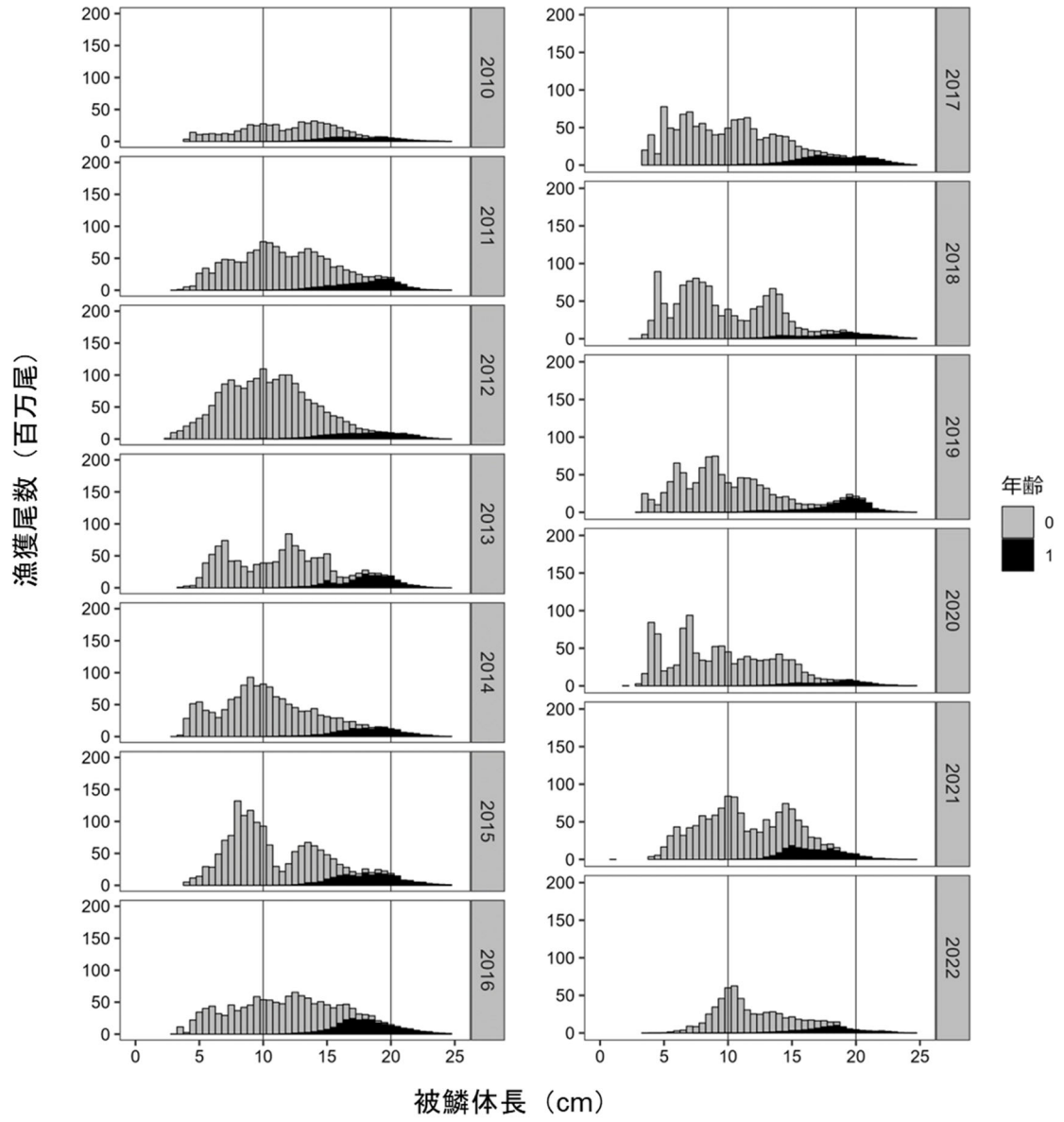


図 4-2. 2010 年以降の体長別・年齢別漁獲尾数の推移

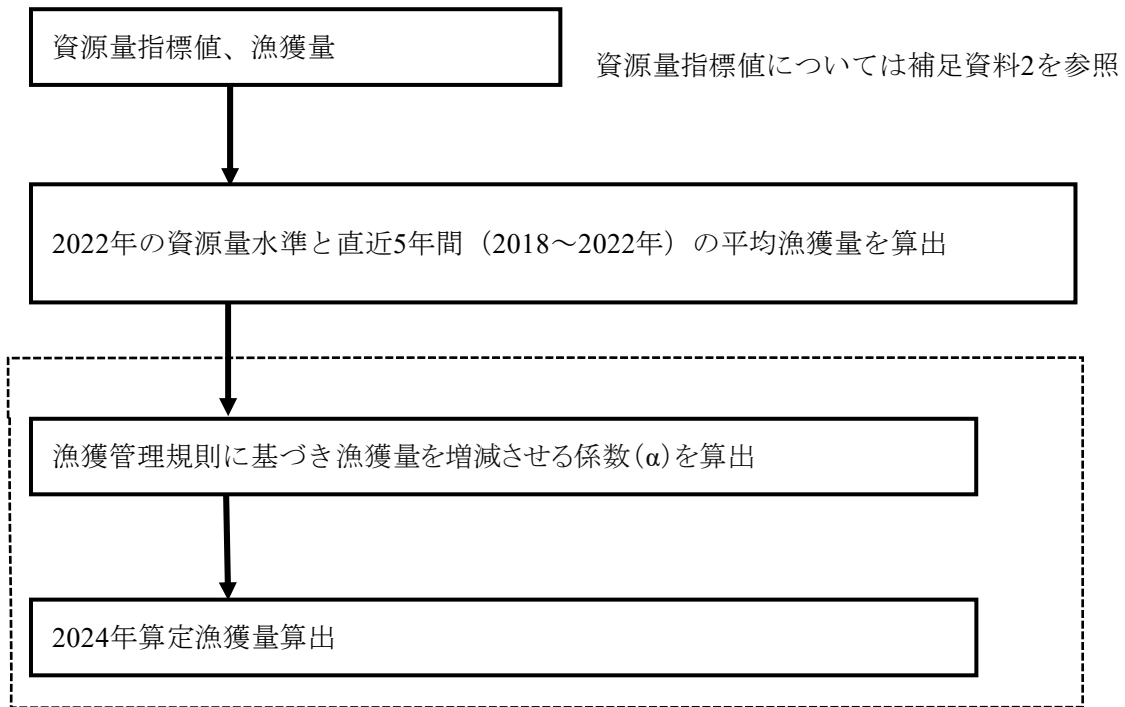
表 3-1. 漁獲量および資源量指標値の推移

年	漁獲量(トン)					資源量指標 値(相対値)
	太平洋 南区	太平洋中区	太平洋北区 (北海道含 む)	瀬戸内海区	合計	
1968	8,961	2,938	33	161	12,093	
1969	8,423	3,152	14	46	11,635	
1970	7,732	3,949	17	143	11,841	
1971	21,061	6,224	1	196	27,482	
1972	17,229	4,373	1	61	21,664	
1973	9,640	5,080	7	47	14,774	
1974	12,316	3,500	15	61	15,892	
1975	11,600	2,136	45	190	13,971	
1976	13,404	3,471	617	66	17,558	
1977	7,846	2,096	4	268	10,214	
1978	5,794	2,975	3	62	8,834	
1979	7,821	3,123	352	80	11,376	0.68
1980	7,024	2,237	714	449	10,424	0.61
1981	7,429	2,608	573	223	10,833	0.50
1982	7,054	1,795	8	332	9,189	0.64
1983	5,293	1,470	64	211	7,038	0.71
1984	7,092	2,014	1,889	550	11,545	0.87
1985	5,237	1,674	42	130	7,083	0.59
1986	5,349	1,739	16	213	7,317	0.91
1987	4,186	1,626	79	54	5,945	0.80
1988	4,823	3,079	18	81	8,001	0.82
1989	3,853	3,627	456	32	7,968	0.73
1990	4,718	2,051	368	35	7,172	0.94
1991	5,433	3,387	620	36	9,476	0.48
1992	11,326	4,249	204	147	15,926	0.72
1993	16,397	3,639	8	123	20,167	0.75
1994	17,791	3,107	1,167	78	22,143	1.02
1995	14,996	3,477	185	272	18,930	0.68
1996	17,471	3,013	115	227	20,826	0.64
1997	21,437	4,521	225	89	26,272	0.91
1998	20,547	4,679	799	76	26,101	1.09
1999	10,851	3,000	367	187	14,405	0.76
2000	10,036	4,240	478	233	14,987	1.19
2001	11,569	4,057	698	46	16,370	1.08
2002	8,501	2,306	116	248	11,171	0.36
2003	11,295	5,592	161	202	17,250	1.04

表 3-1. 漁獲量および資源量指標値の推移（つづき）

年	漁獲量(トン)					資源量指標 値(相対値)
	太平洋 南区	太平洋中区	太平洋北区 (北海道含 む)	瀬戸内海区	合計	
2004	11,032	3,095	67	613	14,807	1.03
2005	15,016	4,111	595	102	19,824	1.67
2006	19,288	3,102	254	131	22,775	1.20
2007	21,441	8,635	34	130	30,240	1.70
2008	14,126	14,930	2,864	43	31,963	1.05
2009	20,262	7,947	480	12	28,701	1.14
2010	10,953	6,421	160	93	17,627	1.17
2011	30,988	12,748	70	18	43,824	1.20
2012	30,642	10,187	137	88	41,054	1.37
2013	24,692	6,944	177	18	31,831	1.26
2014	23,595	21,714	291	43	45,643	1.39
2015	29,393	19,345	98	76	48,912	1.80
2016	30,371	11,352	1,057	24	42,804	1.92
2017	21,488	10,825	1,365	28	33,706	1.62
2018	18,773	4,358	725	5	23,861	1.52
2019	21,415	2,992	1,271	2	25,680	1.39
2020	18,676	4,232	990	6	23,904	0.77
2021	36,652	1,752	928	13	39,345	0.79
2022	18,463	3,630	355	7	22,455	0.47

補足資料1 資源評価の流れ



※点線枠内は資源管理方針に関する検討会における管理基準値や漁獲管理規則等の議論をふまえて作成される。

補足資料 2 資源量指標値の算出方法：Vector Autoregressive Spatio-Temporal モデルによるウルメイワシ太平洋系群卵密度の標準化

(1) 背景

我が国太平洋岸では 1978 年以降、水産庁委託事業における国立研究開発法人水産研究・教育機構（旧水産庁水産研究所、旧独立行政法人水産総合研究センター）と各都県水産研究機関との共同調査によって、主に小型浮魚類の再生産状況を把握するために卵稚仔調査が周年実施されてきた（Oozeki et al. 2007、大関ほか 2013）。毎月の調査により、太平洋岸全体で毎年 3,000～4,000 件のプランクトンネット（近年は改良型ノルパックネット）の鉛直曳網データが蓄積されている（Takasuka et al. 2008）。

本報告では、太平洋全体に相当する海区Ⅰ～Ⅲおよび瀬戸内海に相当する海区Ⅶの調査で得られる平均卵密度を資源量指標値として用いた。しかし、卵稚仔調査の調査海域や調査点数は年や月により異なり、ウルメイワシの産卵場の位置も年や季節による変化があることから、平均卵密度の標準化を行った。標準化には Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) モデルを使用した（Thorson and Barnett 2017、Thorson 2019）。VAST は、空間自己相関を考慮することで、相対密度の時空間変動の柔軟な取り扱いを可能にした CPUE 標準化の手法である。VAST による卵密度の標準化はマサバ太平洋系群およびゴマサバ太平洋系群で行われている。ゴマサバ太平洋系群では、マサバ卵との区別が困難なために生じると考えられる卵密度の誤差を解消でき、資源評価推定値の改善に貢献していることが報告されている（Kanamori et al. 2021）。マサバ太平洋系群における平均卵密度に対して VAST を適用した研究では、温暖化に伴いマサバの産卵場が北にシフトしつつあることが報告されている（Kanamori et al. 2019）。

(2) 方法

【使用したデータ】

水産資源研究所が開発してきた卵稚仔データベースから、海区Ⅰ～Ⅲ（日向灘～本州東方沖）および海区Ⅶ（瀬戸内海）の調査結果で得られる 1979～2022 年の平均卵密度を使用した。期間を通じた全調査点の分布は補足図 2-1 のとおりである。

y 年 m 月の平均卵密度を $E_{y,m}$ とし、以下のように定義した。

$$E_{y,m} = \sum_i \left(\frac{1}{S} \frac{D_m}{d_i} \right) \bar{X}_i$$

ここで S は卵期間の平均生残率、 D_m は m 月の日数、 d_i は区画 i における平均孵化日数であり、卵採集時の水温、採集時の卵の発生ステージおよび水温別の卵発生速度（Uehara and Mitani 2009）を用いて算出される（渡部 1983）。 \bar{X}_i は区画 i における 1 m^2 あたり平均卵数である（渡部 1983）。本報告では緯度経度 5 分升目を区画として算出された $E_{y,m}$ を用いた。平均卵密度の年別・月別平均値の季節変化をみると、ウルメイワシの卵はほぼ周年観察されるものの、9 月に卵密度が減少する傾向がみられた（補足図 2-2）。このことから、産卵期は渡井ほか（2021）に従い前年 9 月～当年 8 月とした。なお、ウルメイワシ卵は形態的

な特徴から同定でき、他魚種卵と混同されにくいことから、ゴマサバ太平洋系群で考慮したような他魚種卵による採集率への影響は考慮していない。令和3年度の検討において水温の影響は認められなかったことから、令和4年度以降は考慮していない。

【モデルの構造】

VASTは卵密度を、サンプル*i*の遭遇確率（の線形予測子） $(p_1(i))$ と、卵が採集された場合のサンプル*i*の卵密度（の線形予測子） $(p_2(i))$ に分けて、以下のように表す。

$$\begin{aligned} p_1(i) &= \beta_1(y_i) + \omega_1(s_i) + \varepsilon_1(s_i, y_i) + \eta_1(y_i, m_i) \\ p_2(i) &= \beta_2(y_i) + \omega_2(s_i) + \varepsilon_2(s_i, y_i) + \eta_2(y_i, m_i) \end{aligned}$$

右辺の第1項の $\beta(y_i)$ は調査年*y*の固定効果で、各調査年で独立とした。第2項の $\omega(s_i)$ は空間のランダム効果、第3項の $\varepsilon(s_i, y_i)$ は調査年*y*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 $\eta(y_i, m_i)$ は卵の採集効率の過分散を生じさせる要因のランダム効果を表しており、それは調査年*y*と調査月*m*の交互作用で表されるとした。

【パラメータの推定】

初めに、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ので（Thorson 2019）、これに倣いノット数を推奨値の最小である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、

$$\omega_1(\cdot, f) \sim MVN(0, \mathbf{R}_1), \quad \omega_2(\cdot, f) \sim MVN(0, \mathbf{R}_2)$$

と表す。ここで、 \mathbf{R}_1 , \mathbf{R}_2 はMatérn相関関数であり、

$$\begin{aligned} \mathbf{R}_1(s_n, s_m) &= \frac{1}{2^{\phi-1}\Gamma(\phi)} \times (\kappa_1 |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|)^\phi \times K_\nu(\kappa_1 |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|) \\ \mathbf{R}_2(s_n, s_m) &= \frac{1}{2^{\phi-1}\Gamma(\phi)} \times (\kappa_2 |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|)^\phi \times K_\nu(\kappa_2 |\mathbf{d}(s_n, s_m)\mathbf{H}|) \end{aligned}$$

と表される。ここでは、 ϕ は推定しない。 Γ はガンマ関数、 K_ν は第2種の変形ベッセル関数、 κ_1 と κ_2 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。同様に、時空間効果の確率密度関数は

$$\begin{aligned} \varepsilon_1(\cdot, f, y) \sim f(x) &= \begin{cases} MVN(0, \mathbf{R}_1), & \text{if } y = 1 \\ MVN(\rho_{\varepsilon_1} \varepsilon_1(\cdot, f, y-1), \mathbf{R}_1) & \text{if } y > 1 \end{cases} \\ \varepsilon_2(\cdot, f, y) \sim f(x) &= \begin{cases} MVN(0, \mathbf{R}_2), & \text{if } y = 1 \\ MVN(\rho_{\varepsilon_2} \varepsilon_2(\cdot, f, y-1), \mathbf{R}_2) & \text{if } y > 1 \end{cases} \end{aligned}$$

で与えられるが、本解析では調査年で独立と仮定した ($\rho_{\epsilon 1} = \rho_{\epsilon 2} = 0$)。上記モデルのパラメータは、Template Model Builder (Kristensen et al. 2016) と呼ばれる高速最適化ソフトを用い、最尤法によって推定される。

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 ($r_1(i)$) と予測卵密度 ($r_2(i)$) を以下の式で表した (Thorson 2017、Thorson et al. 2021)。

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

a_i はオフセット項であり、今回の場合は平均卵密度を目的変数として用いているので 1 とした。卵密度 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。

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

推定されたパラメータから、各年における各位置の予測卵密度を

$$d^*(s, y) = r_1^*(s, y) \times r_2^*(s, y)$$

で計算し、各ノットの面積と予測卵密度を掛け合わせた値の総和を算出した。

$$I(y) = \sum_{s=1}^{n_s} (a(s) \times d(s, y))$$

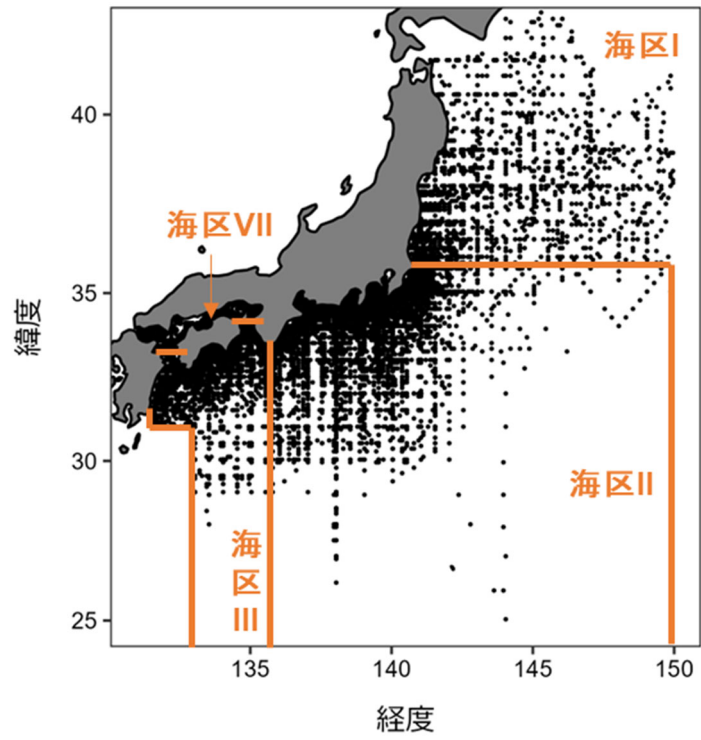
この際、ランダム効果の平均補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。VAST のモデル構造の詳細については、Thorson (2019) や GitHub (<https://github.com/James-Thorson-NOAA/VAST>) を参照されたい。本報告では各年の $I(y)$ を 1979~2022 年の平均値で除して規格化した相対値を資源量指標値とした。

(3) 結果

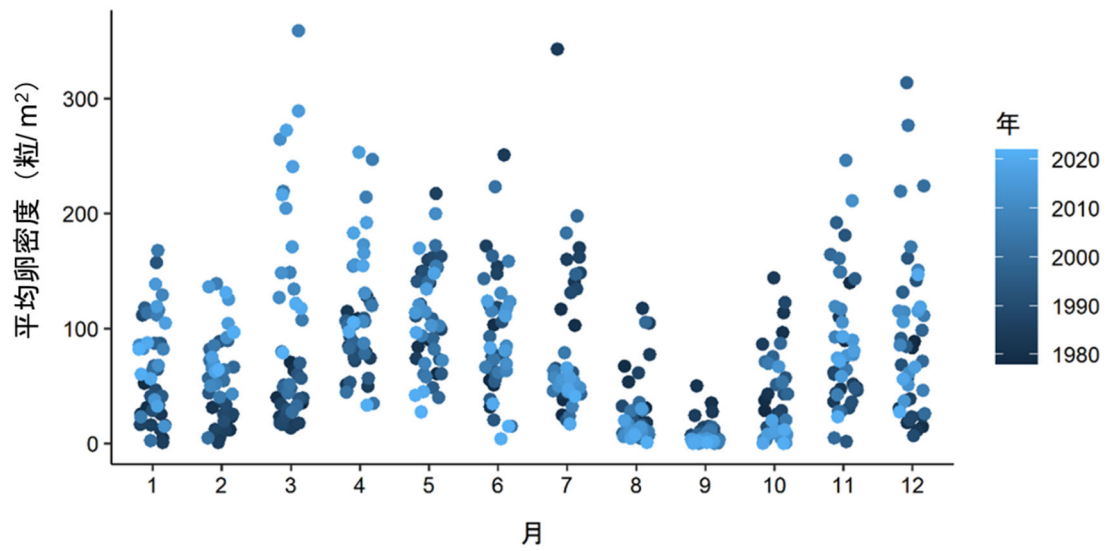
1979~1986 年は、標準化した指標値が標準化しない場合よりも低く、逆に 2008~2019 年は標準化した場合に高くなった。すなわち、標準化により指標値の動向がより明瞭となった (補足図 2-3)。2020~2022 年では標準化による違いが殆ど見られなかった。予測卵密度の QQ プロットおよび予測値と残差の関係からモデルの仮定は妥当であると考えられた (補足図 2-4)。各年の相対卵密度は土佐湾を中心とする四国沖および伊豆諸島周辺で高かった (補足図 2-5)。四国沖の相対卵密度は対象期間の 1979~2022 年を通じて高く、安定した産卵場であることが示された。伊豆諸島周辺海域の相対卵密度も増減はあるものの調査期間を通じて周辺海域より高い傾向がみられた (補足図 2-5)。

引用文献

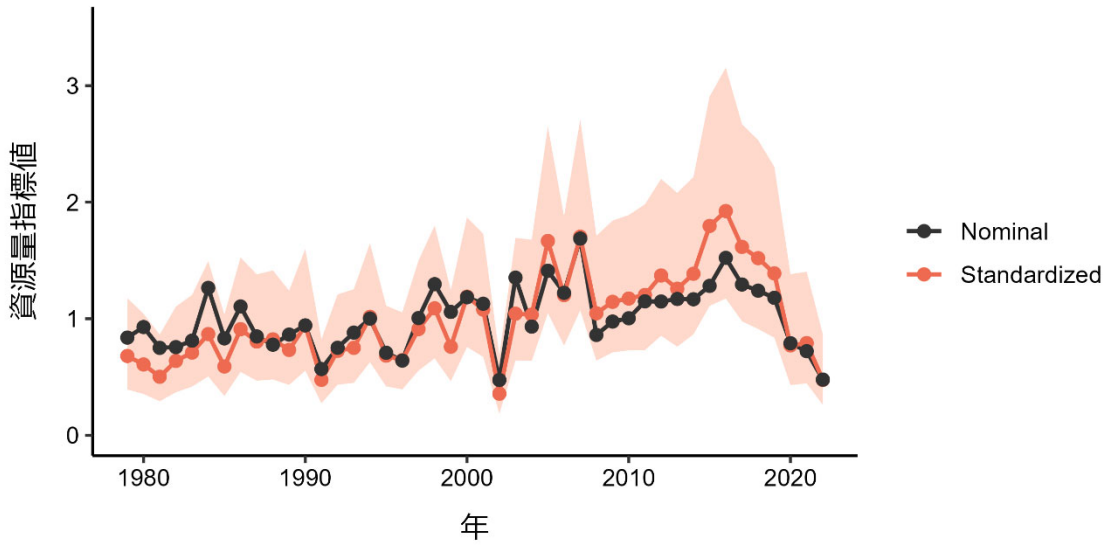
- Kanamori, Y., S. Nishijima, H. Okamura, R. Yukami, M. Watai, A. Takasuka (2021) Spatio-temporal model reduces species misidentification bias of spawning eggs in stock assessment of spotted mackerel in the western North Pacific. *Fish. Res.*, **236**, 105825.
- Kanamori, Y., A. Takasuka, S. Nishijima, H. Okamura (2019) Climate change shifts the spawning ground northward and extends the spawning period of chub mackerel in the western North Pacific. *Mar.Ecol. Prog. Ser.* **624**, 155-166.
- Kristensen, K., A. Nielsen, C. E. Berg, H. Skaug, and B. M. Bell (2016) TMB: automatic differentiation and Laplace approximation. *J. Stat. Softw.*, **70**, 1-21.
- Oozeki, Y., A. Takasuka, H. Kubota and M. Barange (2007) Characterizing spawning habitats of Japanese sardine (*Sardinops melanostictus*), Japanese anchovy (*Engraulis japonicus*), and Pacific round herring (*Etrumeus teres*) in the northwestern Pacific. *Calif. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep.*, **48**, 191-203.
- 大関芳沖・高須賀明典・坪井守夫・木立 孝・鈴木秀彌・服部茂昌 (2013) 産卵調査と資源変動研究—その研究を継続させた想い— 中井甚二郎 (1901~1984). *水産海洋研究*, **77** (創立 50 周年記念特別号), 6-12.
- Takasuka, A., H. Kubota and Y. Oozeki (2008) Spawning overlap of anchovy and sardine in the western North Pacific. *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, **366**, 231-244.
- Thorson, J. T. 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, J. T. (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, J. T. and L. A. K. Barnett (2017) Comparing estimates of abundance trends and distribution shifts using single-multispecies models of fishes and biogenic habitat. *ICES J. Mar. Sci.* **74**, 1311-1321.
- Thorson, J. T. (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, J. T., C. J. Cunningham, E. Jorgensen, A. Havron, P-J. F. Hulson, C. C. Monnahan, P. v. Szalay (2021) The surprising sensitivity of index scale to delta-model assumptions: Recommendations for model-based index standardization. *Fish. Res.* **233**, 105745.
- Uehara, S. and T. Mitani (2009) Effect of temperature on the development of eggs and the daily pattern of spawning of round herring *Etrumeus teres*. *Fish. Sci.*, **75**, 159-165.
- 渡井幹雄・安田十也・入路光雄・宇田川美穂・渡邊千夏子・木下順二 (2021) 2020 年～2021 年春季の我が国太平洋岸におけるウルメイワシ卵・仔魚の分布状況. 令和 3 年度中央ブロック卵・稚仔、プランクトン調査研究担当者協議会研究報告, **41**, 155-170.
- 渡部泰輔 (1983) 卵数法. *水産資源の解析と評価*. 石井丈夫編, 恒星社厚生閣. 東京, 9-29pp.



補足図 2-1. 卵稚仔調査における海区の区分および本資料でを使用した全データの分布

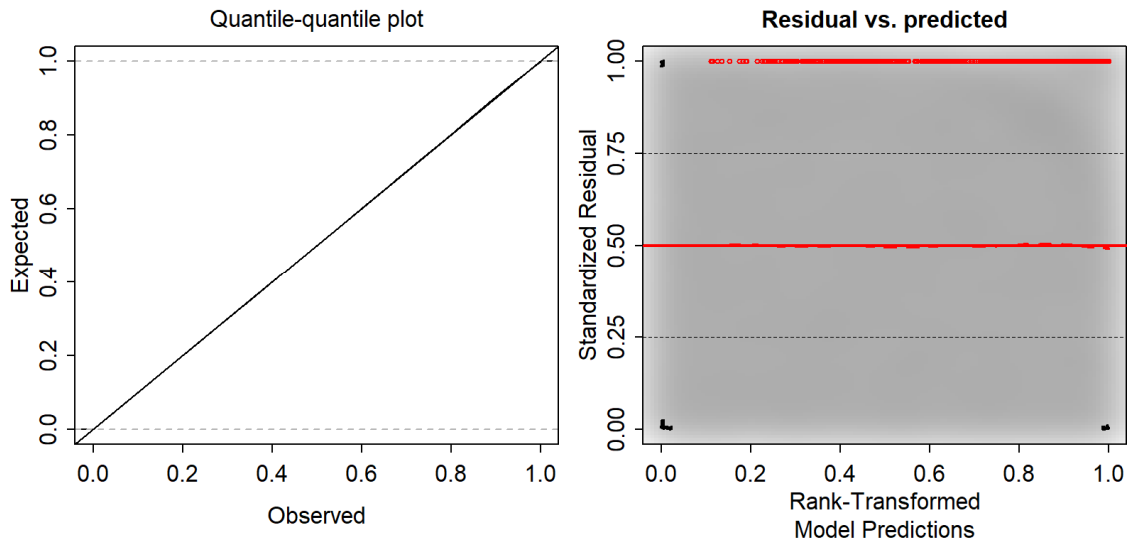


補足図 2-2. 1978～2022 年における月平均卵密度の季節変化

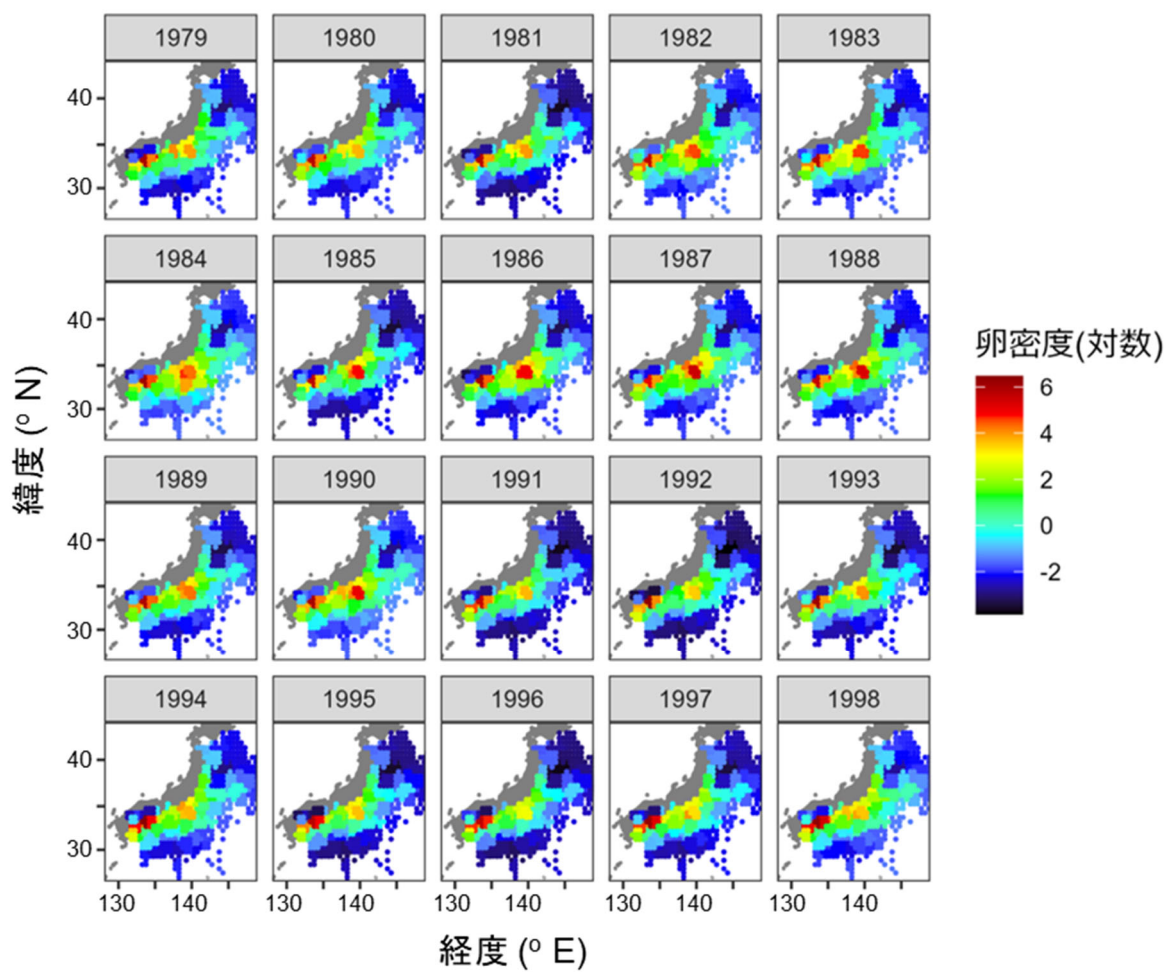


補足図 2-3. 資源量指標値の推移

標準化した値 (Standardized) と元データから計算した値 (Nominal) を各平均値で除して規格して示した。オレンジ色の領域は標準化した値の 95%信頼区間である。

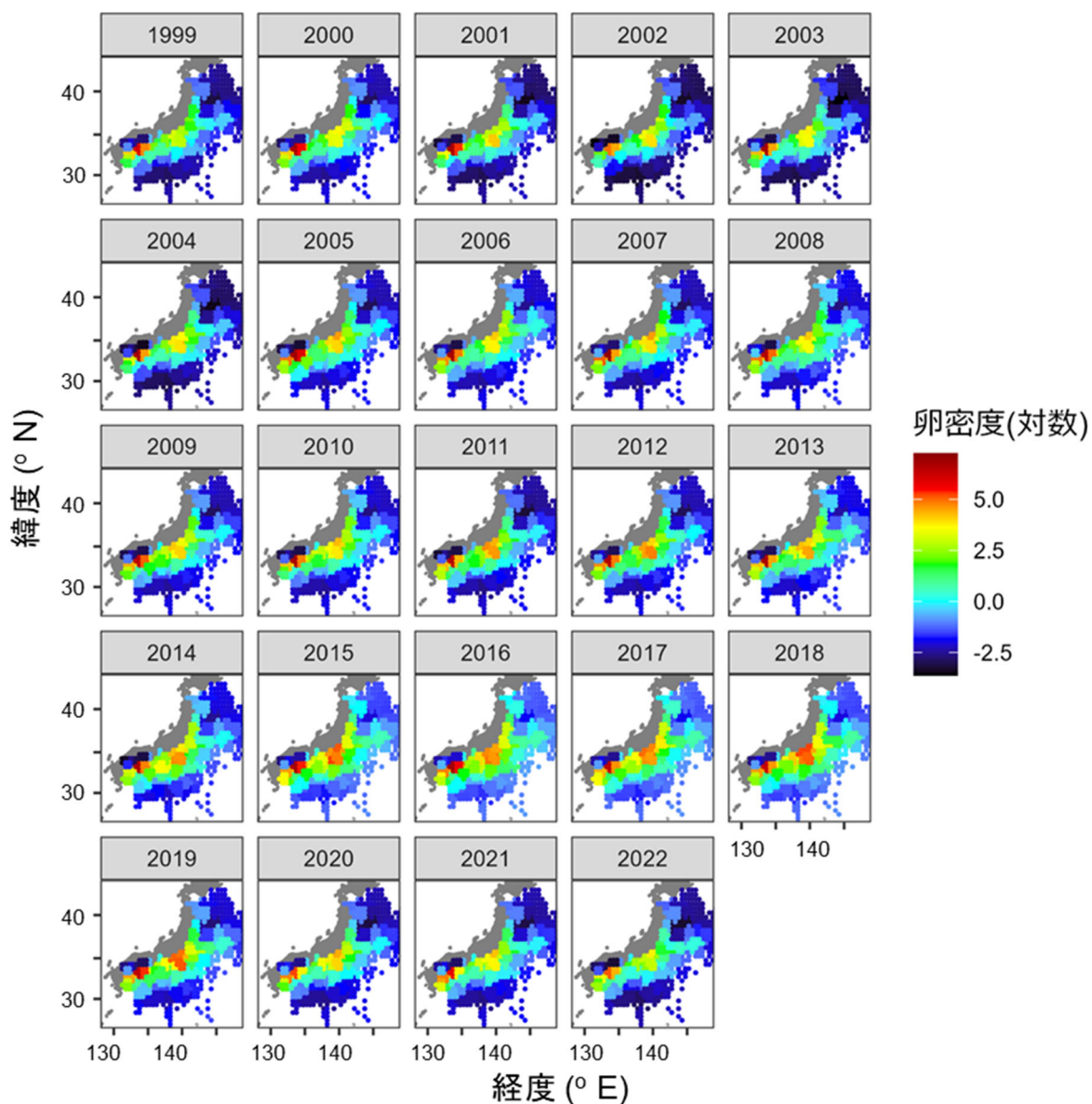


補足図 2-4. 予測卵密度の QQplot (左図) および予測値に対する残差の分布 (右図)



補足図 2-5. VAST から推定された資源量指標値の空間分布 (1979~1998 年)

色は資源量指標値の多寡を示す。



補足図 2-5. (つづき) VAST から推定された資源量指標値の空間分布 (1999~2022 年)
色は資源量指標値の多寡を示す。

補足資料 3 2024 年の算定漁獲量

(1) 漁獲管理規則案への当てはめ

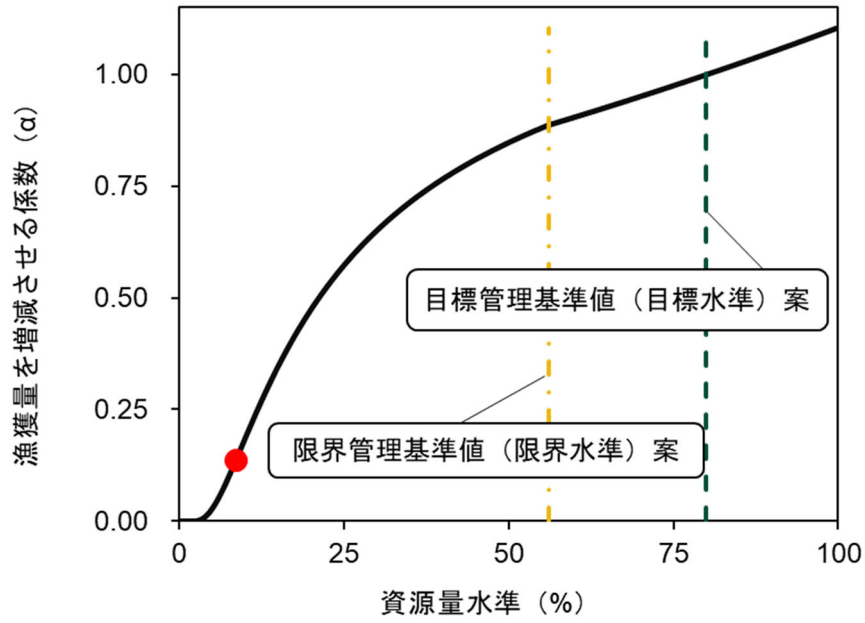
令和 3 年 9 月に開催された「管理基準値等に関する研究機関会議」から、令和 4 年 3 月に開催された「資源管理方針に関する検討会」へは、本系群に 2 系資源の漁獲管理規則を適用することが提案されている。2 系資源の漁獲管理規則は、基準となる水準に対する資源量指標値の大小関係に基づき、近年の平均漁獲量から算定年の漁獲量を計算するための係数を求める仕組みである（補足資料 5）。資源量指標値が目標水準を上回る場合は、算定年の漁獲量を平均漁獲量よりも増加させるが、目標水準を下回る場合は、算定年の漁獲量を平均漁獲量よりも削減する。限界水準よりも下回る場合は、より大きく漁獲量を削減して資源の回復を促す。提案された本系群の漁獲管理規則案は、目標管理基準値（目標水準）を資源量水準 80%、限界管理基準値（限界水準）を資源量水準 56%とした 2 系資源の基本的漁獲管理規則である（水産研究・教育機構 2023、補足資料 5）。この基本的漁獲管理規則を本系群のデータに当てはめ、2024 年の算定漁獲量を求めた。目標管理基準値（目標水準）案および限界管理基準値（限界水準）案に相当する資源量指標値はそれぞれ 1.32 および 1.06 であった。現状（2022 年）の資源量指標値は 0.47 であり、その資源量水準は目標管理基準値（目標水準）案および限界管理基準値（限界水準）案を下回った。この資源量水準に対応する漁獲量を増減させる係数（ α ）は、漁獲管理規則案に基づき 0.136 と算出された（補足図 3-1、3-2、補足表 3-1）。

(2) 2024 年漁獲量の算定

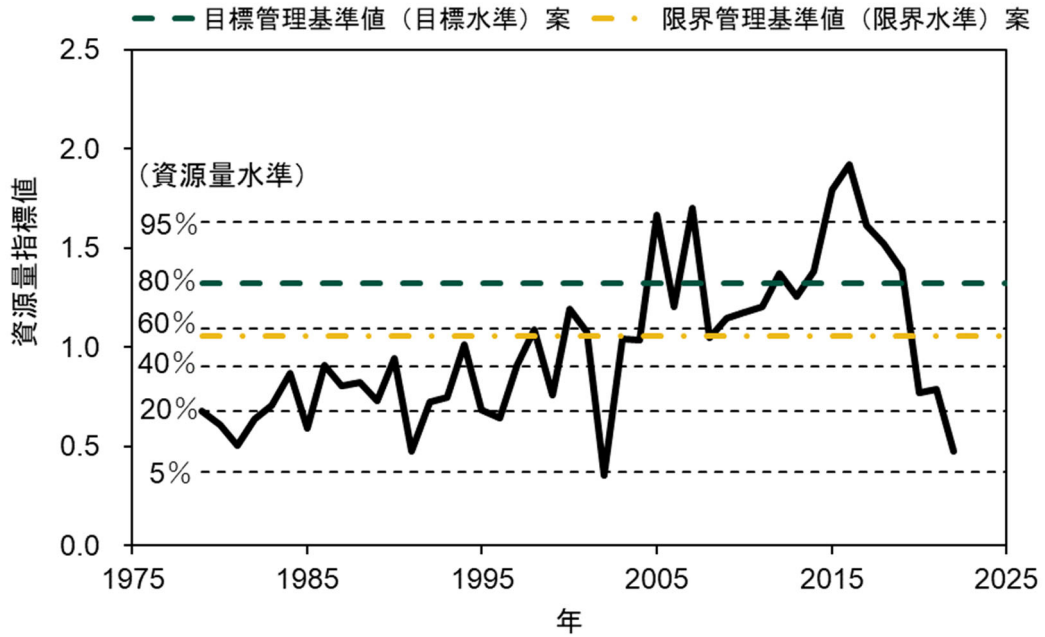
漁獲管理規則案にて漁獲量を増減させる係数（ α ）は 0.136 である。また、直近 5 年間（2018～2022 年）の平均漁獲量（C）は 27,049 トンである。したがって、上述した 2 系資源の基本的漁獲管理規則 $\alpha \times C$ により算出されるウルメイワシ太平洋系群の 2024 年の算定漁獲量は 3,682 トンとなる（補足図 3-3、補足表 3-2）。

引用文献

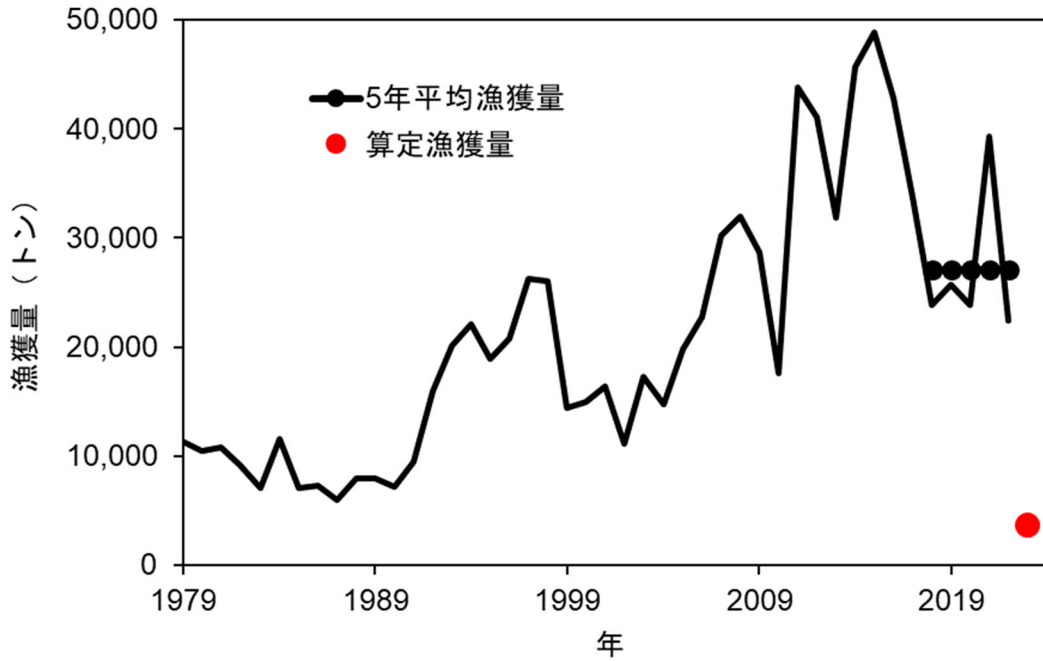
水産研究・教育機構 (2023) 令和 5 (2023) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2023-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp.
https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-ABCWG02-01.pdf.



補足図 3-1. 基本的漁獲管理規則案 赤丸は 2022 年の資源量水準に対応する α



補足図 3-2. 資源量指標値の水準



補足図 3-3. 漁獲量の推移と試算された算定漁獲量

実線は漁獲量、黒丸と黒太線は 2018～2022 年の平均漁獲量、赤丸は 2024 年算定漁獲量。

補足表 3-1. 管理基準値案および現状の値

	資源量水準	漁獲量を増減させる係数(α)	資源量指標値	説明
目標管理基準値 (目標水準)案*	80.0%	1.00	1.32	資源量指標値の時系列を累積正規分布に当てはめた場合に 80%水準に相当する値
限界管理基準値 (限界水準)案*	56.0%	0.89	1.06	資源量指標値の時系列を累積正規分布に当てはめた場合に 56%水準に相当する値
現状の値 (2022 年)	8.5%	0.136	0.47	過去 5 年の平均漁獲量に掛ける係数は、目標水準案と限界水準案に対する現状の値の水準によって規定される

* 「令和 3 (2021) 年度ウルメイワシ太平洋系群研究機関会議」で提案した水準。

補足表 3-2. 近年の漁獲量および算定漁獲量

	年	漁獲量(トン)
漁獲量の年変化	2018	23,861
	2019	25,680
	2020	23,904
	2021	39,345
	2022	22,455
	平均	27,049
算定漁獲量	2024	3,682

補足資料 4 変動緩和措置を適用した場合の 2024 年の算定漁獲量

「令和 5 (2023) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針 (FRA-SA2023-ABCWG02-01)」(水産研究・教育機構 2023) では、基本的漁獲管理規則 (以下、基本規則とする) 以外の選択肢として、漁獲量の変動幅を抑制する措置 (以下、変動緩和措置とする) が示されている。変動緩和措置では、基本規則に基づく目標および限界管理基準値案のもと、 α を推定するためのパラメータ δ_1 、 δ_2 、 δ_3 をそれぞれ 0.3、0.6、0.3 とする。現状の資源量水準から導かれる α と直近 5 年間の平均漁獲量を用いて算出される値が直近年漁獲量の $(1 + 0.4) \times 100\%$ を超える、もしくは直近年漁獲量の $(1 - 0.4) \times 100\%$ を下回る場合に、変動緩和措置を適用した算定漁獲量は直近年漁獲量 $\times (1 + 0.4) \times 100\%$ もしくは直近年漁獲量 $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ に置き換わる。

令和 4 年度資源評価会議において、変動緩和措置を適用した漁獲量の算定が本系群の漁獲管理規則案の選択肢のひとつとして承認された (渡邊ほか 2022)。

(1) 変動緩和規則を適用した漁獲管理規則案への当てはめ

変動緩和措置を適用した場合においても基本的漁獲管理規則案と同様に目標管理基準値 (目標水準) 案は 80%、限界管理基準値 (限界水準) 案は 56% とする。一方、目標管理基準値に対応する α は 1.00、限界管理基準値に対応する α は 0.93、現状 (2022 年) の資源量指標値の水準に相当する α_{2024} は 0.070 となった (補足図 4-1、4-2、補足表 4-1)。

(2) 2024 年漁獲量の算定

α_{2024} を用いて算出される 2024 年算定漁獲量は 0.2 万トンとなり、2022 年漁獲量 2.2 万トン $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ を下回った。このため、変動緩和措置によって算出される 2024 年の算定漁獲量 (C_{2024}) は、2022 年漁獲量 2.2 万トン $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ により算出され、1.3 万トンである (補足図 4-2、補足表 4-2)。

(3) 基本規則との比較

基本規則と変動緩和措置をとった場合の漁獲管理規則を比較すると、資源量水準 28% 未満および 80% 以上での α は変動緩和措置のほうが小さく、28~80% の間で大きくなる (補足図 4-3)。MSE シミュレーションによると、変動緩和措置は基本規則と同等の資源保護の性能を持つことが示されている (水産研究・教育機構 2022)。しかし、資源保護の性能を維持しつつ急激な漁獲量の増減を抑制するため、長期的な平均漁獲量を確保する性能は基本規則より劣る (水産研究・教育機構 2022)。

過去のデータに基づいて基本規則および変動緩和措置をとった場合の α と算定漁獲量の推移を比較した (補足図 4-4)。この比較では、データ最新年 (t) は 1990~2022 年とし、 t 年の α と $t + 2$ 年の算定漁獲量を算出した。1990~2022 年の 33 年間のうち、1991 年および 2002 年に資源量指標値が急減し (補足図 4-4a)、 α が 0 に近い値となった (補足図 4-4b)。これらの年の算定漁獲量は、基本規則を適用した場合には非常に小さくなったが、変動緩和措置を適用した場合には算定漁獲量の急激な変動が回避された (補足図 4-4c)。一方、変動緩和措置をとった場合の算定漁獲量が基本規則をとった場合より少なくなる事

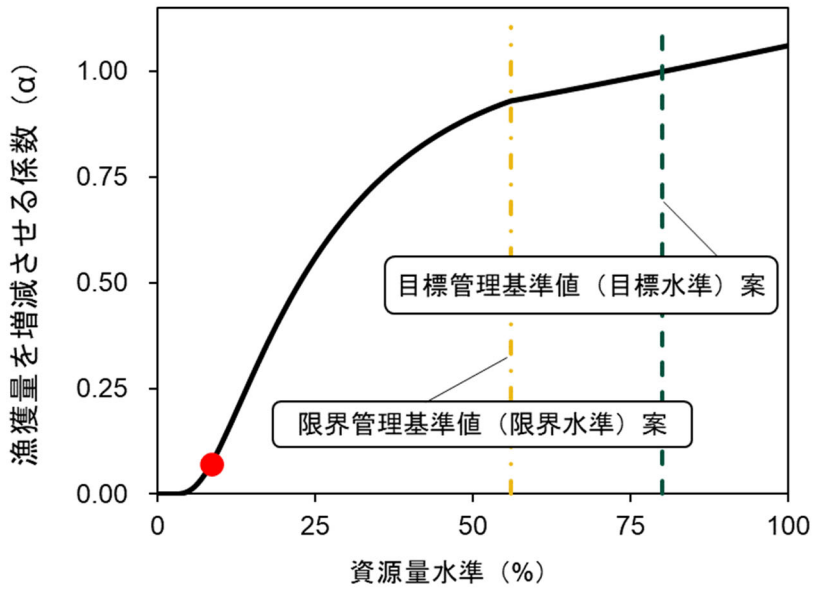
例もみられた。例えば 2018 年の漁獲量は過去 5 年（2014～2018 年）の平均漁獲量と比べて非常に少ない値であった。一方で、この年の α は、2018 年の資源量指標値と過去 5 年の平均漁獲量が高かったために高く算定された（補足図 4-4b）。そのため、変動緩和措置を適用していた場合には、 α と平均漁獲量から算出される漁獲量が 2018 年漁獲量の 140%を上回ったため、算定漁獲量は上限値に置き換わった。その結果、基本規則を適用した場合と比べて 8 千トン程度少ない算定漁獲量となった（補足図 4-4c）。1990～2022 年の 33 年間のうち、変動緩和措置を適用した場合の算定漁獲量が基本規則をとった場合より少なくなった年は 23 回あった。また、変動緩和措置を適用した場合の算定漁獲量が t 年漁獲量 $\times (1 + 0.4) \times 100\%$ に置き換えられた年は 3 回、 t 年漁獲量 $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ に置き換えられた年は 7 回みられた。

以上のように、変動緩和措置は資源量指標値の急減に伴う算定漁獲量の急減を避けることができる一方、資源量水準が高い時の算定漁獲量が基本規則よりも低く抑えられる傾向がある。しかし、一時的な資源量指標値の変動は今後も避けがたいと考えられることから、算定漁獲量の大きな変化を避けることができる変動緩和措置は有効な漁獲管理規則の選択肢のひとつと考えられる。

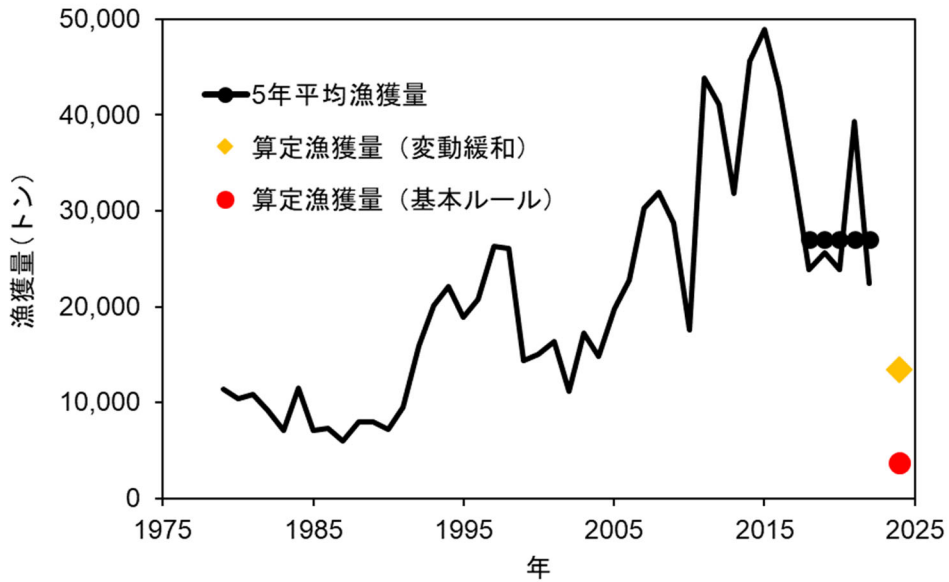
なお、補足図 4-4 に示した計算は個体群動態モデルを用いたシミュレーションに基づくものではないため、漁獲を削減すべき時に削減しなかったことが資源にどの程度影響するか、といった管理効果を示すものではない。

引用文献

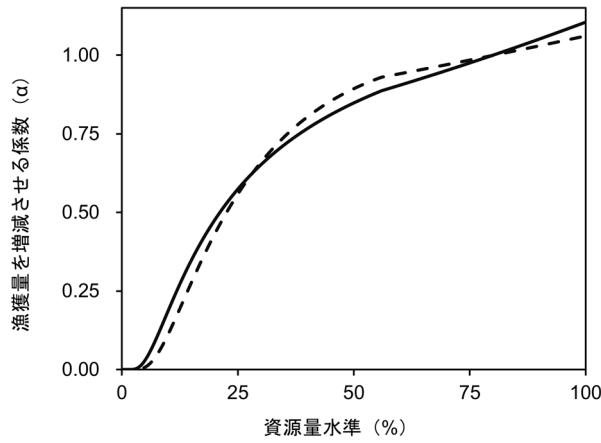
- 水産研究・教育機構 (2022) 新 2 系ルールについての追加計算とその結果. FRA-SA2022-ABCWG02-11, 水産研究・教育機構, 横浜.
- 水産研究・教育機構 (2023) 令和 5 (2023) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2023-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp. https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-ABCWG02-01.pdf.
- 渡邊千夏子・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・河野悌昌・高橋正知 (2022) 令和 4 (2022) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価. FRA-SA2022-AC-21, 令和 4 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構, 東京, 29pp. https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2022/details_2022_21-Urume-P.pdf



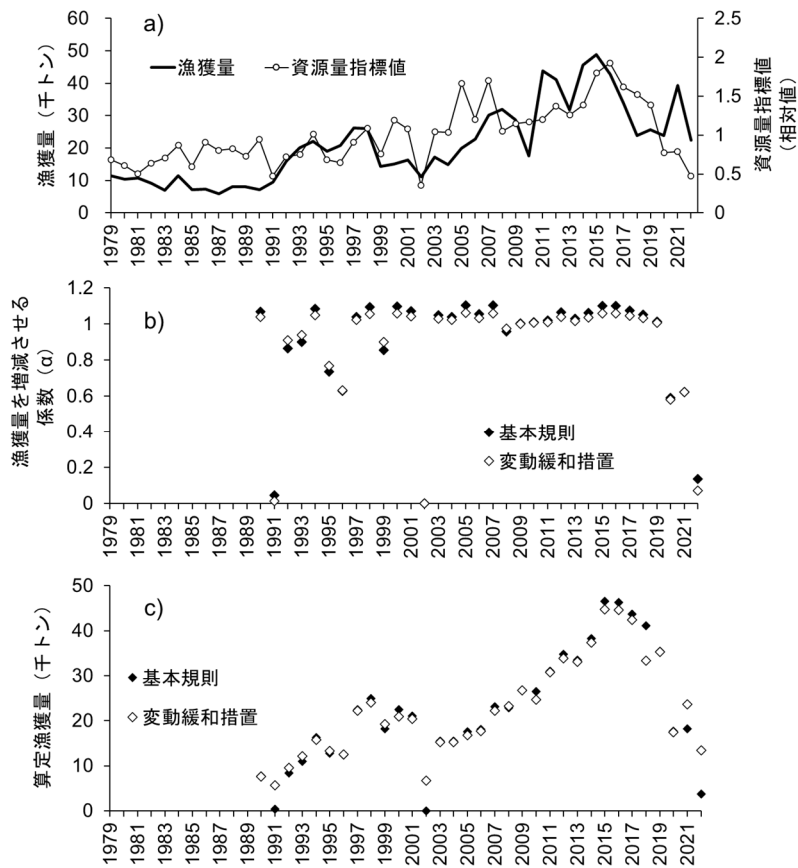
補足図 4-1. 変動緩和措置をとった場合の漁獲管理規則案
赤丸は 2022 年の資源量水準に対応する α を示す。



補足図 4-2. 漁獲量の推移と試算された算定漁獲量
実線は漁獲量、黒丸と黒太線は 2018～2022 年の平均漁獲量、赤丸は基本規則に基づく 2024 年算定漁獲量、黄色ひし形は変動緩和措置をとった場合の 2024 年算定漁獲量を示す。



補足図 4-3. 基本規則および変動緩和措置をとった場合の漁獲管理規則の比較
 実線は基本規則の α 、破線は変動緩和措置をとった場合の α の値。



補足図 4-4. 基本規則と変動緩和措置の比較

a) 算定漁獲量の基本データとなる漁獲量および資源量指標値、b) t 年までのデータによって算出される α 、c) t 年までのデータによって算出される t+2 年の算定漁獲量、いずれも横軸は t 年。

補足表 4-1. 管理基準値案および現状の値

	資源量 水準	漁獲量を増減 させる係数 (α^{**})	資源量 指標値	説 明
目標管理基準値 (目標水準)案*	80.0%	1.00	1.32	資源量指標値の時系列を累積正規分布に当てはめた場合に 80%水準に相当する値
限界管理基準値 (限界水準)案*	56.0%	0.93	1.06	資源量指標値の時系列を累積正規分布に当てはめた場合に 56%水準に相当する値
現状の値 (2022 年)	8.5%	0.070	0.47	過去 5 年の平均漁獲量に掛ける係数は、目標水準案と限界水準案に対する現状の値の水準によって規定される。

* 「令和 3 (2021) 年度ウルメイワシ太平洋系群研究機関会議」で提案した値。

** 変動緩和措置をとった場合の値。

補足表 4-2. 近年の漁獲量および算定漁獲量

	年	漁獲量(トン)
漁獲量の年変化	2018	23,861
	2019	25,680
	2020	23,904
	2021	39,345
	2022	22,455
	平均	27,049
算定漁獲量*	2024	13,473

*算定漁獲量は 2022 年漁獲量 22,455 トン× (1-0.4) ×100%。

補足資料 5 2系の漁獲管理規則について

2系資源の管理規則における漁獲管理規則（HCR）は、資源を目標水準（ B_T ）の周辺に推移させるように、直近 t 年の資源量指標値の水準（ D_t ）が目標水準を上回る場合は漁獲量を増加させ、下回る場合は漁獲量を削減させる。次年に推奨される漁獲量（すなわち ABC）は、直近の資源量指標値の水準に対応する係数（漁獲量を増減させる係数 α ）を漁獲管理規則により設定し、これを現状の漁獲量（近年の漁獲量平均値）に乘じることで求める（下式 1）。限界水準案（ B_L ）を下回った場合には、資源量指標値を目標水準により早く近づけるように α を大きく引き下げる。係数 β はこの漁獲管理規則で算出される漁獲量全体を調整する係数であり通常は $\beta=1$ とする。

$$ABC = \alpha_t \cdot \beta \cdot \bar{C}_t = \exp[k_t(D_t - B_T)] \cdot \beta \cdot \bar{C}_t \quad (1)$$

ここで、 k_t は、次式（2）の通りとなる。

$$k_t = \begin{cases} \delta_1 & \dots D_t > B_L \\ \delta_1 + \delta_2 \exp\left[\delta_3 \log(AAV_t^2 + 1)\right] \frac{B_L - D_t}{D_t - B_B} & \dots B_B < D_t \leq B_L \\ \infty & \dots D_t \leq B_B \end{cases} \quad (2)$$

漁獲量の増減速度は、調整係数 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 による。ここで δ_2 は資源が少ない場合の漁獲量の削減係数（すなわち回復速度）、 δ_3 は次式（3）の資源量指標値 I の年変動（AAV）が大きい場合に漁獲量を抑える係数である。 B_B は禁漁水準案である。

$$AAV_t = \frac{1}{N} \sum_{u=1}^t \frac{2|I_u - I_{u-1}|}{I_u + I_{u-1}} \quad (3)$$

直近 t 年の資源量指標値 I の水準 D_t は資源量指標値に累積正規分布を適用することにより 0~1 の値として計算される（下式 4）。

$$D_t = \int_{-\infty}^{I_t} \varphi \left[\frac{x - E(I)}{SD(I)} \right] dx \quad (4)$$

ここで φ は標準正規分布、 $E(I)$ は資源量指標値の平均値、 $SD(I)$ は資源量指標値の標準偏差である。

「令和 5（2023）年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針（FRA-SA2023-ABCWG02-01）」（水産研究・教育機構 2023）では、一般的なシミュレーションに基づき定められた基本の漁獲管理規則案として、 B_T は 80%、 B_L はその 7 割の 56% とし、調整係数（ δ_1 、 δ_2 、 δ_3 ）には、それぞれ 0.5、0.4、0.4 を用いるとされている。本資源の漁獲シナリオでも、上記の基本の漁獲管理規則案を用いることが研究機関会議から提案されてい

る。また、令和4年度資源評価会議において、変動緩和措置を適用した漁獲管理規則案として、 B_T は80%、 B_L はその7割の56%とし、調整係数 (δ_1 、 δ_2 、 δ_3) には、それぞれ0.3、0.6、0.3を用いることが承認されている。

引用文献

水産研究・教育機構 (2023) 令和5 (2023) 年度漁獲管理規則およびABC算定のための基本指針. FRA-SA2023-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp.
https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-ABCWG02-01.pdf.