

令和 6（2024）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（日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・
井元順一・木下順二・木皿祐雅・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、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（2019～2023年）の平均漁獲量は2.8万トンであった。本系群の資源量指標値には、平衡状態を仮定しない余剰生産モデル（プロダクションモデル）で推定された資源量の相対値（平均を1として規格化した値）を利用した。資源量指標値は、1979年以降緩やかに増加して1998年に0.95を示し、その後減少して2002年に0.75となった。2003年以降は再び増加し、2015年に過去最高となる1.78を示した。2016年以降は減少傾向が継続しており、2023年における相対値は0.94となった。直近5年間は減少傾向にある。1979～2023年の資源量指標値に累積正規分布を当てはめたところ、現状（2023年）は43.0%の資源水準であると評価された。

本資料では、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（ステークホルダー会合）の議論をふまえて最終化される項目については、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 水準	資源量 指標値	説 明
現状の値 (2023 年)	43.0%	0.94	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 (余剰生産モデルの資源量推定値の相対値)*	漁獲量(トン)
2019	1.26	25,680
2020	1.16	23,925
2021	1.17	39,345
2022	0.97	21,960
2023	0.94	27,566
平均		27,695

*平均を 1 とした相対値を示す。

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、水産機構、宮崎～青森(24)都府県) ノルパックネット鉛直曳網 宮崎県中型まき網 CPUE 愛媛県中型まき網 CPUE 高知県(宿毛湾)中型まき網 CPUE 三重県中型まき網 CPUE VPA による残存資源量

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 22 cm 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 16 cm 前後から成熟個体が出現する (本多ほか 2002)。18 cm 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 2023)。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 1 g 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 2023)。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（図 3-1）。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。

本系群の漁獲量は増減を繰り返している。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。2023 年の漁獲量は 2.8 万トンで、前年（2.2 万トン）より増加した。直近 5 年間（2019～2023 年）の平均漁獲量は 2.8 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 6（2024）年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針（FRA-SA2024-ABCWG02-01）」（水産研究・教育機構 2024）での 2 系資源の管理規則で

用いられる資源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（2023年）の資源水準を評価した（補足資料1）。本年度は資源評価に用いる資源量指標値の算定手法を改訂した。昨年度評価まで、資源量指標値として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）に集計されている緯度経度5分升目の平均卵密度を利用していた。卵密度は親魚量の動向を反映すると考えられるが、本系群の漁獲の大半は未成魚であるため、漁業情報についても考慮された資源量指標値が望ましいと考えられる。そこで本年度評価では、平衡状態を仮定しない Pella-Tomlinson 型余剰生産モデル（プロダクションモデル）である SPiCT（連続時間における確率的な状態空間余剰生産モデル：Pedersen and Berg 2017）により推定された資源量相対値を資源量指標値として用いた。なお本系群では令和3（2021）年度評価まで、半年 VPA による資源量推定結果が示されている（渡邊ほか2021）。そこで1999～2020年における資源量の推定値について、令和5年度におけるソウハチ北海道北部系群およびマガレイ北海道北部系群の資源評価（千葉ほか2023a, b）を参考にして残存資源量 D を推定し、D と平均卵密度および漁業 CPUE を余剰生産モデルによる解析に用いた。平均卵密度については Vector Autoregressive Spatio-Temporal model（VAST model、Thorson 2019）を用いて標準化し（補足資料2）、漁業 CPUE として一般化線形モデルまたは一般化線形混合モデルにより算出した、宮崎県・愛媛県・高知県・三重県における中型まき網の標準化 CPUE を用いた（補足資料3）。余剰生産モデルのパラメータ推定の詳細については補足資料4に示した。

（2）資源量指標値の推移

資源量指標値は1979年以降緩やかに増加して1998年に0.95を示し、その後減少して2002年に0.75となった（図4-1、表3-1）。2003年以降は再び増加し、2015年に過去最高となる1.78を示した。2016年以降は減少傾向が継続しており、2023年における相対値は0.94となった。直近5年間（2019～2023年）の資源量指標値の増減傾向から、動向は減少と判断される。

（3）資源水準

本系群の資源量指標値（1979～2023年）に累積正規分布をあてはめたところ、2023年の資源量指標値は43.0%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2024）は0.065であり、これは資源量指標値が平均で毎年7%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2012年以降の体長別・年齢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2023年まで標準化した卵密度の減少傾向が続いており、2023年における卵密度は過去2番目の低さであった。一方、近年の漁獲量は卵密度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。

6. 引用文献

- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023a) 令和5(2023)年度ソウハチ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2023-AC-67
- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023b) 令和5(2023)年度マガレイ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2023-AC-70
- 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.
- Pedersen, M. W., & Berg, C. W. (2017) A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, **18**, 226-243.
- 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.
- 水産研究・教育機構 (2024) 令和 6 (2024) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2024-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp. https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2024-ABCWG02-01.pdf.
- 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・木下順二・井元順一・日野晴彦 (2023) 2022 年～2023 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 5 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, **43**, 163-178.
- 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.
- 渡邊千夏子・安田十也・渡井幹雄・宇田川美穂・井元順一・木下順二 (2021) 令和 3 (2021) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価. FRA-SA2021-RC02-1
- 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.

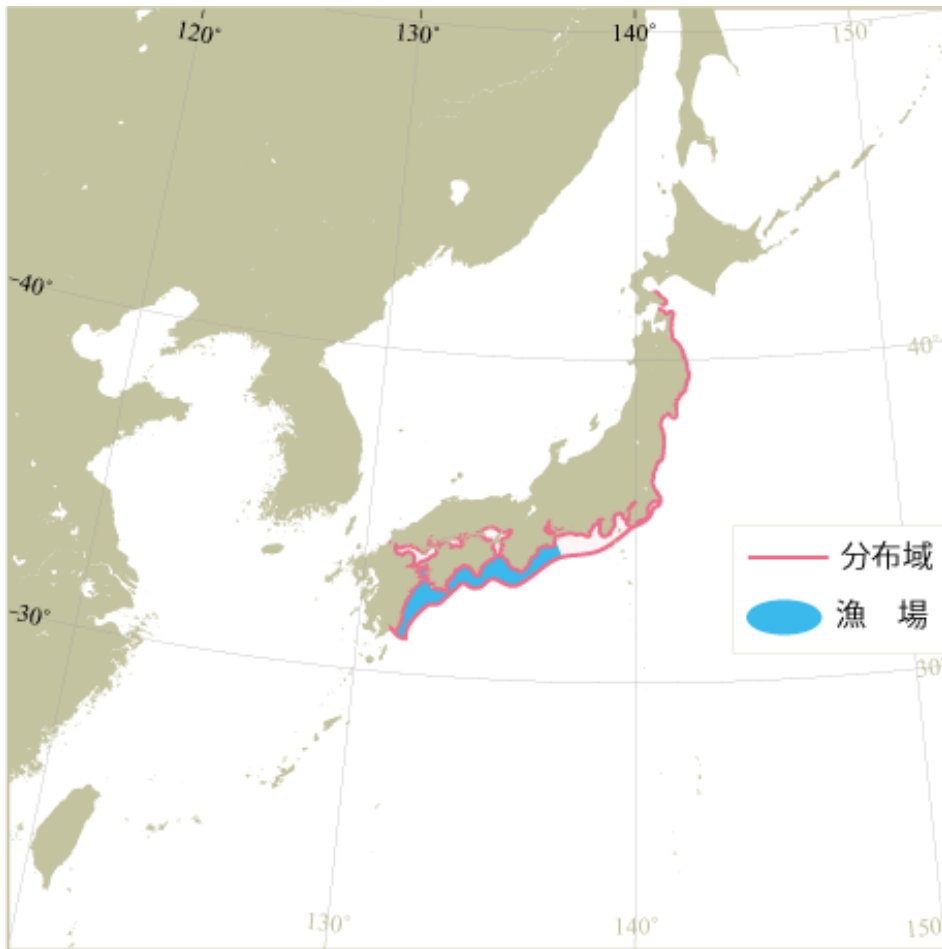


図 2-1. ウルメイワシ太平洋系群の分布

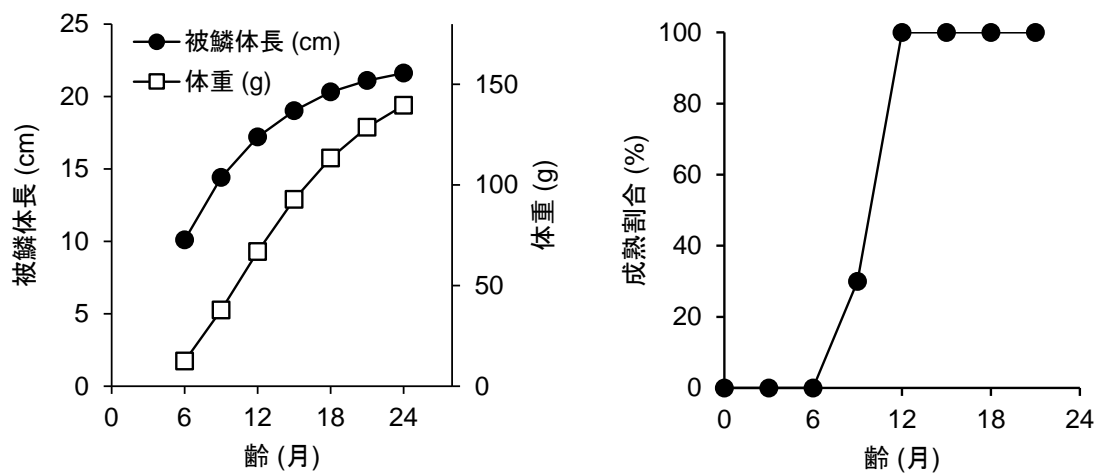


図 2-2. 月齢と成長の関係（左）および月齢と成熟割合の関係（右）

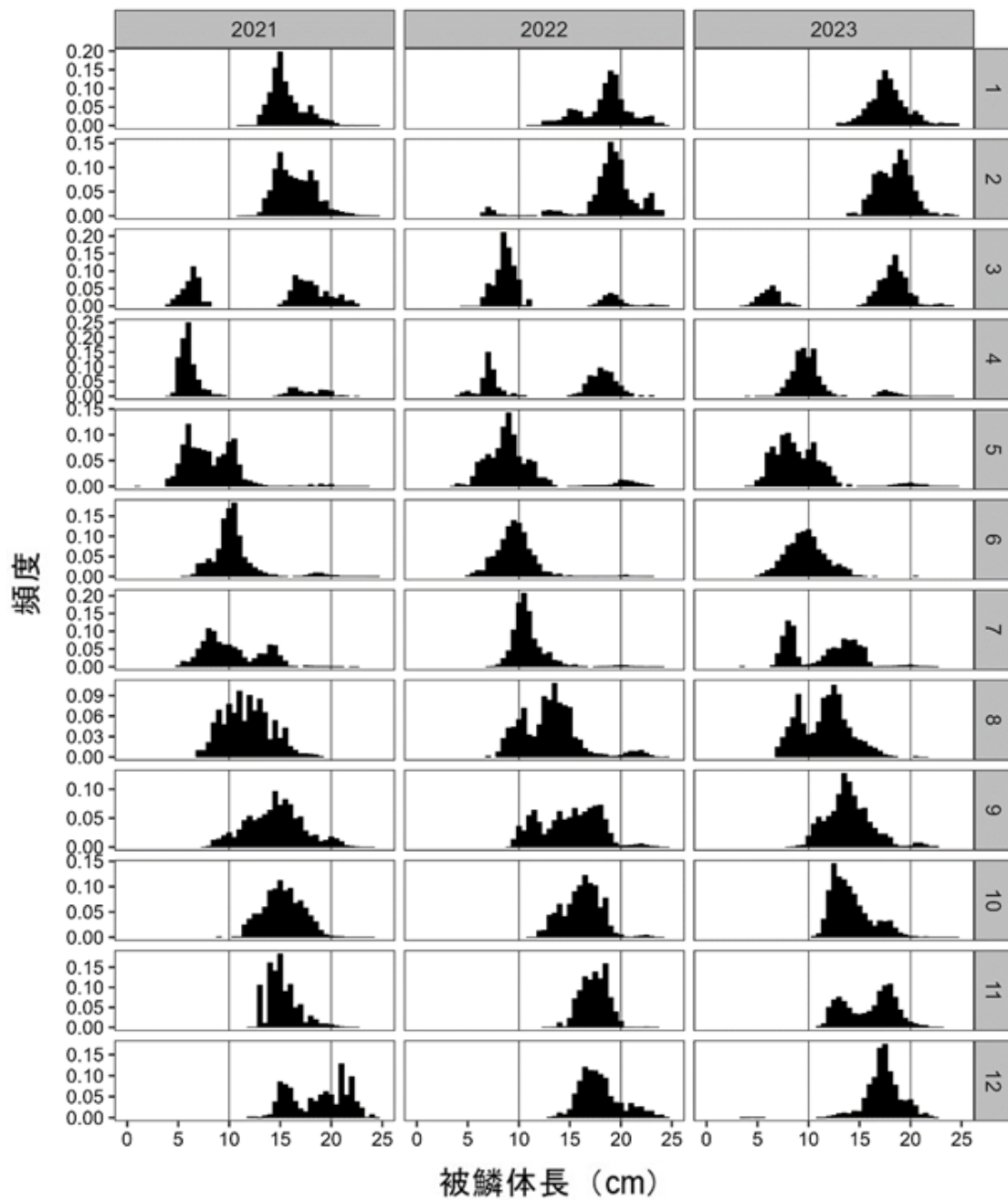


図 2-3. 漁獲物の月別推定体長組成の推移 (2021~2023 年)

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。

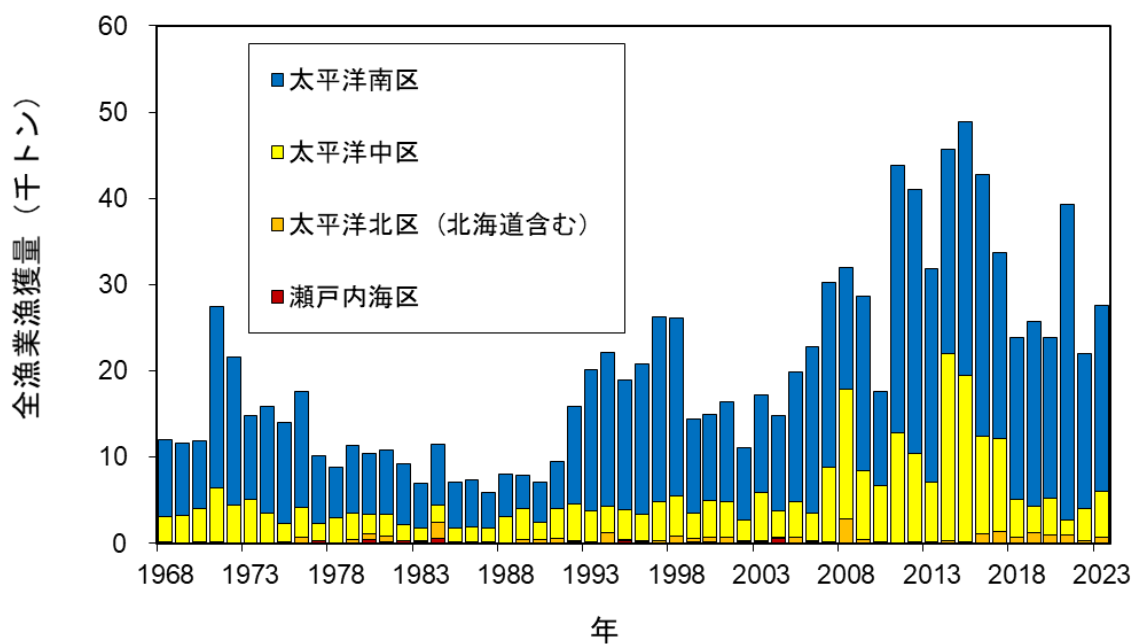


図 3-1. 漁獲量の推移

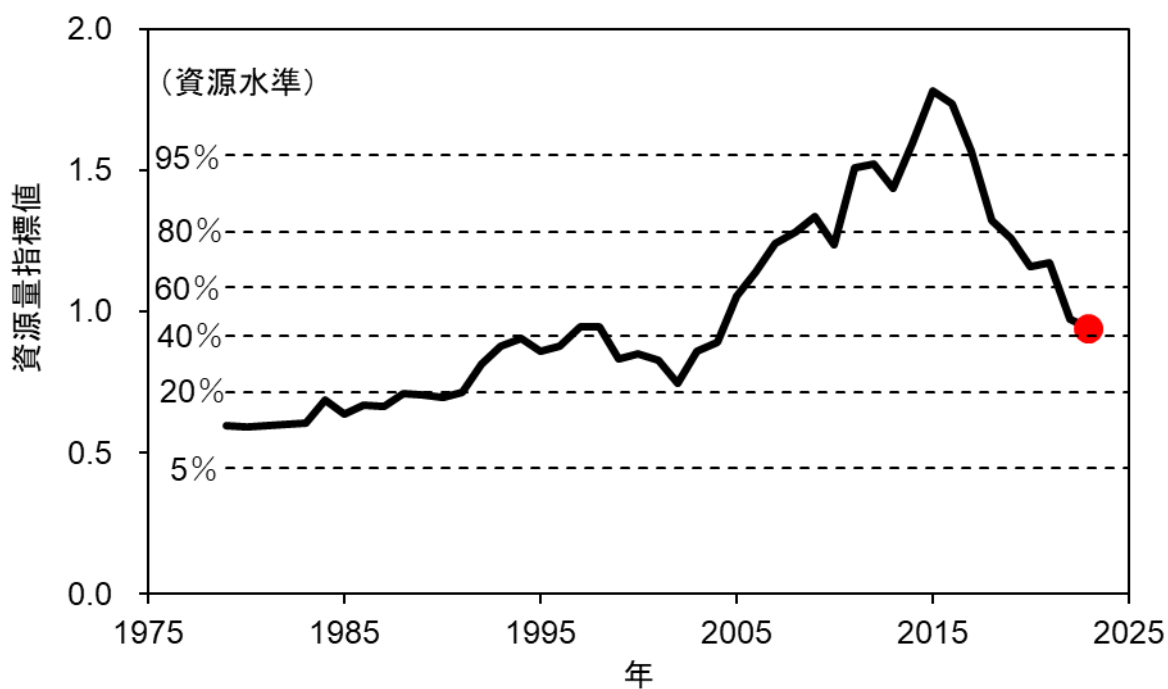


図 4-1. 資源量指標値の推移と累積正規分布を適用したときの資源水準

資源量指標値は平均を 1 とする相対値で示した (左縦軸)。横破線は資源水準を示す。
赤丸は 2023 年の資源量指標値を示す。

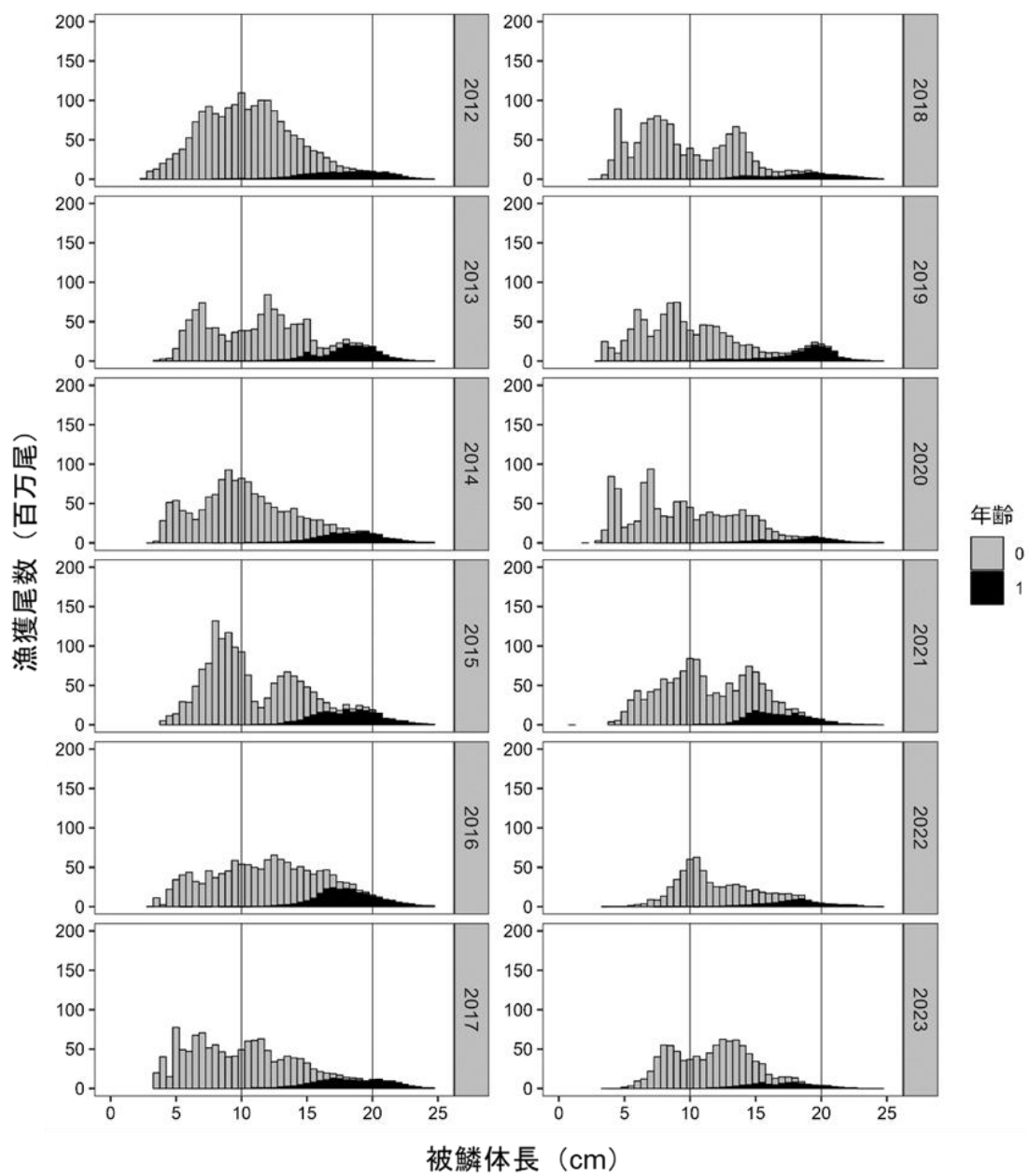


図 4-2. 2012 年以降の体長別・年齢別漁獲尾数の推移

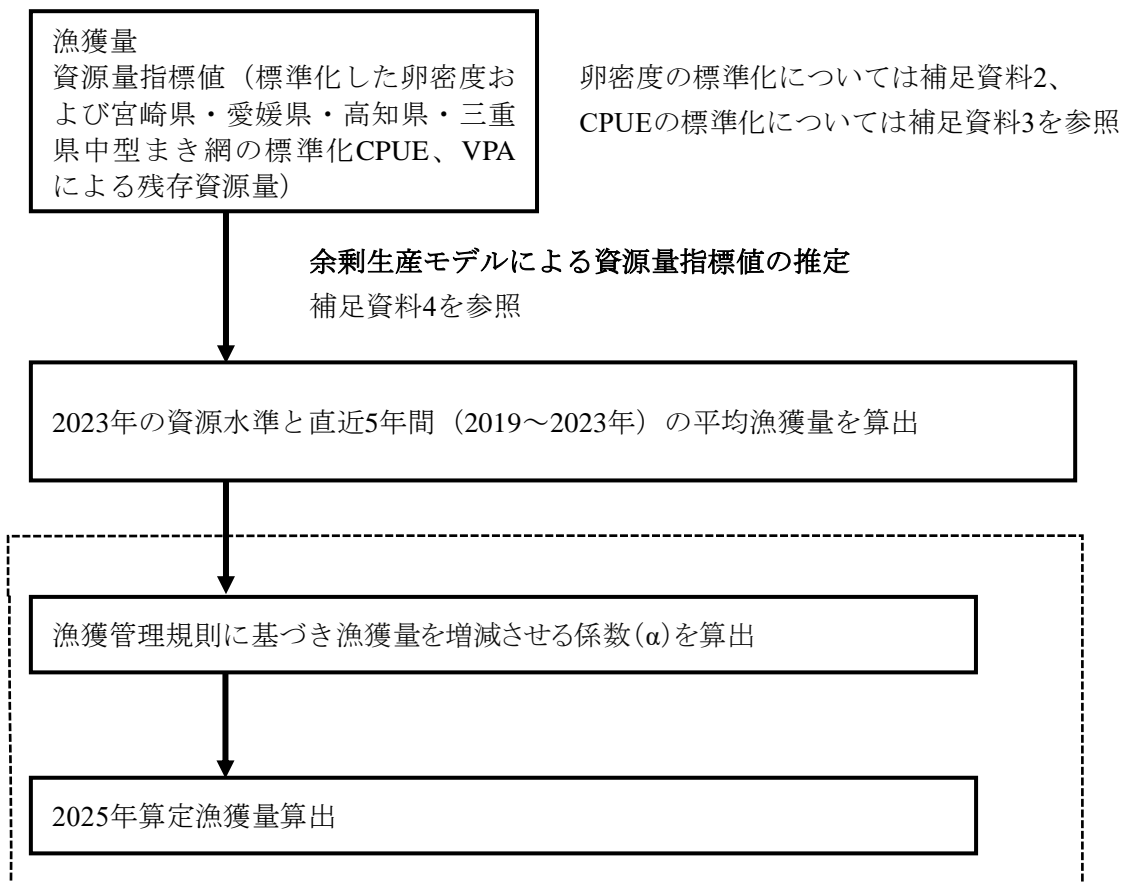
表 3-1. 漁獲量および資源量指標値の推移

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	0.60
1980	7,024	2,237	714	449	10,424	0.59
1981	7,429	2,608	573	223	10,833	0.60
1982	7,054	1,795	8	332	9,189	0.60
1983	5,293	1,470	64	211	7,038	0.61
1984	7,092	2,014	1,889	550	11,545	0.69
1985	5,237	1,674	42	130	7,083	0.64
1986	5,349	1,739	16	213	7,317	0.67
1987	4,186	1,626	79	54	5,945	0.67
1988	4,823	3,079	18	81	8,001	0.71
1989	3,853	3,627	456	32	7,968	0.71
1990	4,718	2,051	368	35	7,172	0.70
1991	5,433	3,387	620	36	9,476	0.72
1992	11,326	4,249	204	147	15,926	0.82
1993	16,397	3,639	8	123	20,167	0.88
1994	17,791	3,107	1,167	78	22,143	0.91
1995	14,996	3,477	185	272	18,930	0.86
1996	17,471	3,013	115	227	20,826	0.88
1997	21,437	4,521	225	89	26,272	0.95
1998	20,547	4,679	799	76	26,101	0.95
1999	10,851	3,000	367	187	14,405	0.83
2000	10,036	4,240	478	233	14,987	0.85
2001	11,569	4,057	698	46	16,370	0.83
2002	8,501	2,306	116	248	11,171	0.75
2003	11,295	5,592	161	202	17,250	0.86

表 3-1. (続き)

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	0.89
2005	15,016	4,111	595	102	19,824	1.06
2006	19,288	3,102	254	131	22,775	1.14
2007	21,441	8,635	34	130	30,240	1.24
2008	14,126	14,930	2,864	43	31,963	1.28
2009	20,262	7,947	480	12	28,701	1.34
2010	10,953	6,421	160	93	17,627	1.24
2011	30,988	12,748	70	18	43,824	1.51
2012	30,642	10,187	137	88	41,054	1.52
2013	24,692	6,944	177	18	31,831	1.44
2014	23,595	21,714	291	43	45,643	1.60
2015	29,393	19,345	98	76	48,912	1.78
2016	30,371	11,352	1,057	24	42,804	1.73
2017	21,488	10,825	1,365	28	33,706	1.57
2018	18,773	4,358	725	5	23,861	1.32
2019	21,415	2,992	1,271	2	25,680	1.26
2020	18,676	4,232	1,011	6	23,925	1.16
2021	36,652	1,752	928	13	39,345	1.17
2022	17,968	3,629	356	7	21,960	0.97
2023	21,504	5,295	751	16	27,566	0.94

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 Vector Autoregressive Spatio-Temporal モデルによる卵密度の標準化

(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の標準化結果を示した。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、平均卵密度を標準化した。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などで行われている。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 1979～2023 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（2023）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)。

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

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。

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

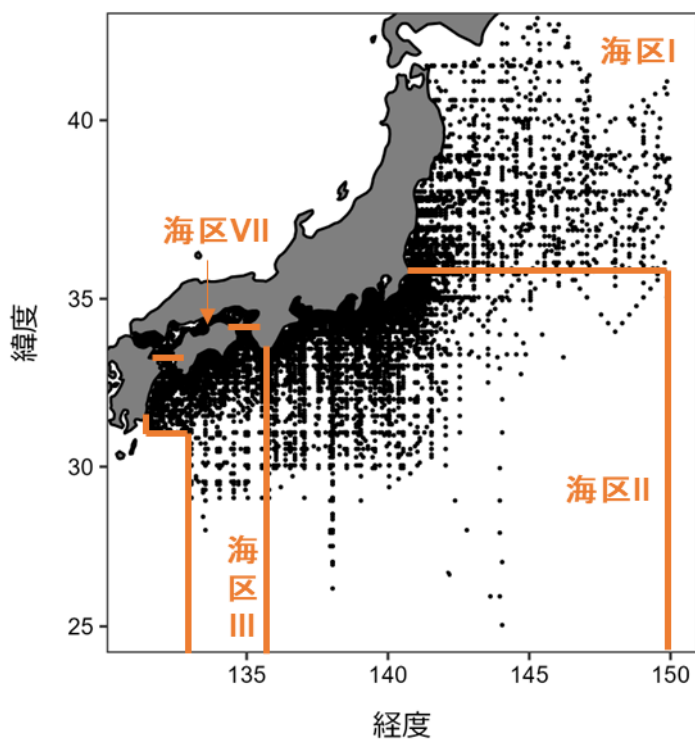
この際、ランダム効果の平均補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。VAST のモデル構造の詳細については、Thorson (2019) や GitHub (<https://github.com/James-Thorson-NOAA/VAST>) を参照されたい。

(3) 結果

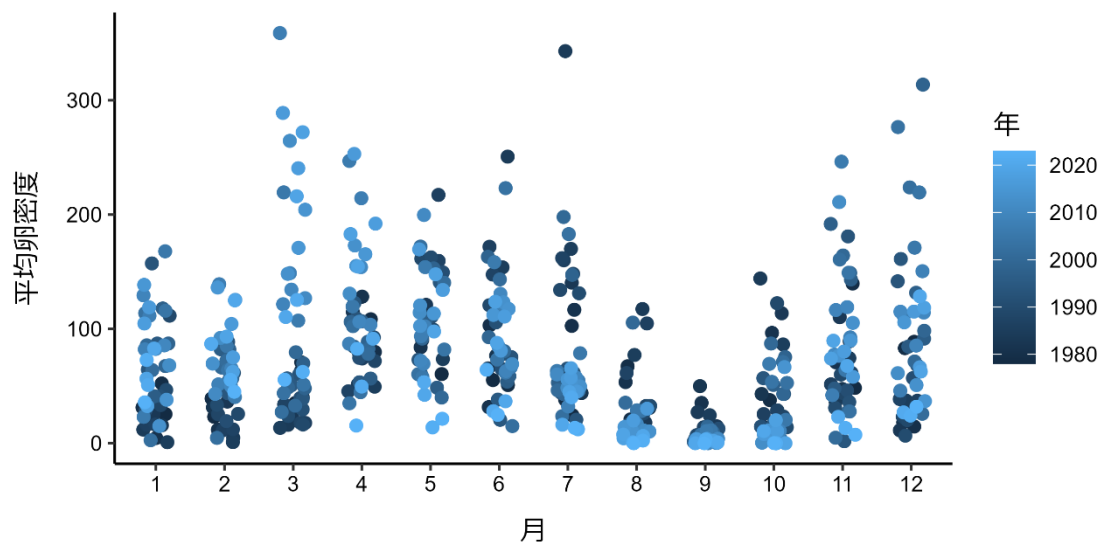
1979~1987 年は、標準化した卵密度が標準化しない場合よりも低く、逆に 2007~2019 年は標準化した場合に高くなった。すなわち、標準化により卵密度の動向がより明瞭となった (補足図 2-3)。2020~2023 年では標準化による違いが殆ど見られなかった。予測卵密度の QQ プロットおよび予測値と残差の関係からモデルの仮定は妥当であると考えられた (補足図 2-4)。各年の相対卵密度は土佐湾を中心とする四国沖および伊豆諸島周辺で高かった (補足図 2-5)。四国沖の相対卵密度は対象期間の 1979~2023 年を通じて高く、安定した産卵場であることが示された。伊豆諸島周辺海域の相対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。

引用文献

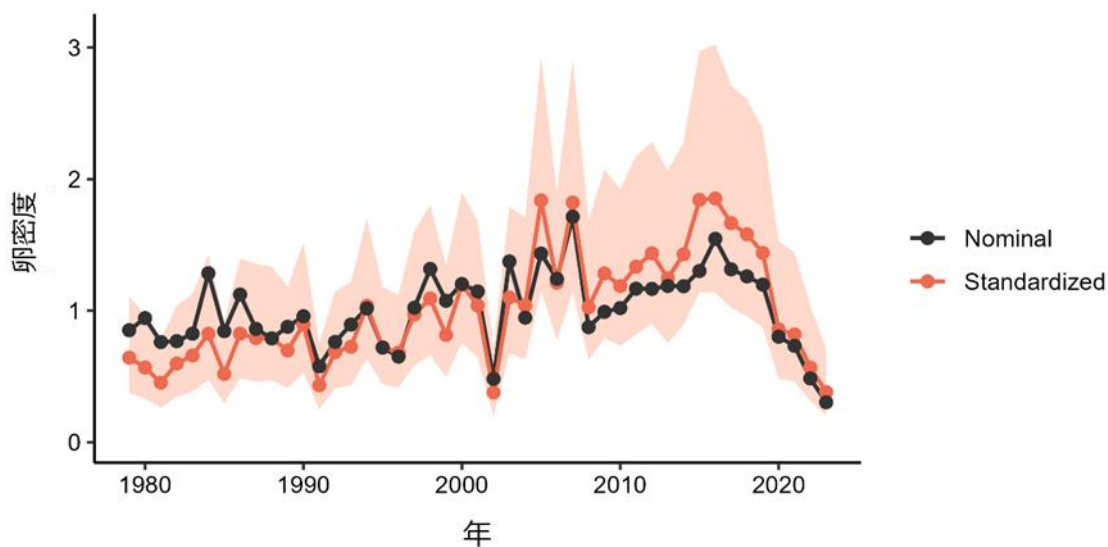
- Kanamori, Y., S. Nishijima, H. Okamura, R. Yukami, M. Watai, A. Takasuka (2021) Spatio-temporal model reduces species misidentification bias of spawning eggs in stock assessment of spotted mackerel in the western North Pacific. *Fish. Res.*, **236**, 105825.
- Kanamori, Y., A. Takasuka, S. Nishijima, 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・木下順二・井元順一・日野晴彦 (2023) 2022 年~2023 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 5 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, **43**, 163-178.
- 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使用了全データの分布

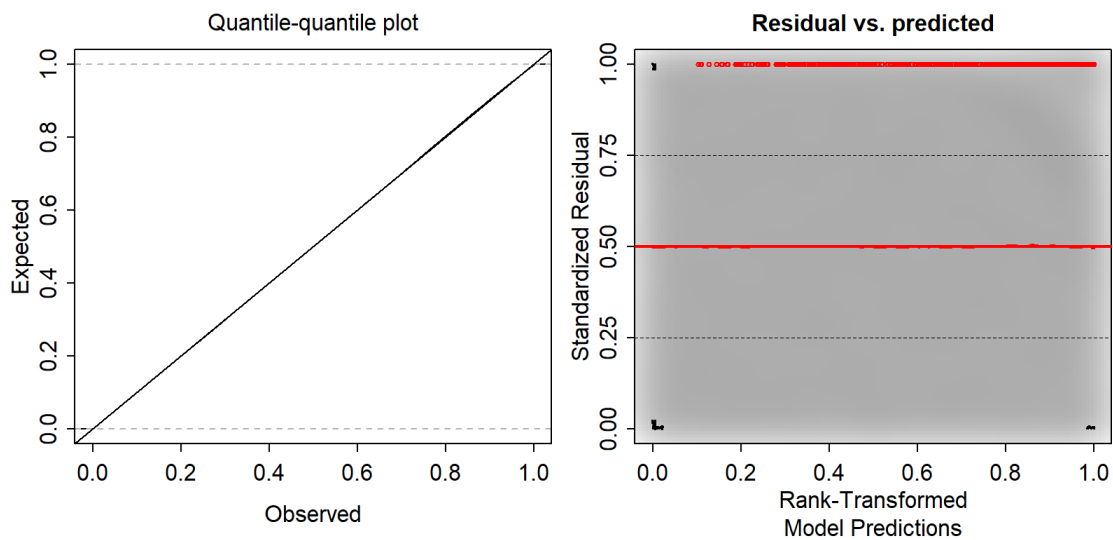


補足図 2-2. 1978～2023 年における月平均卵密度の季節変化

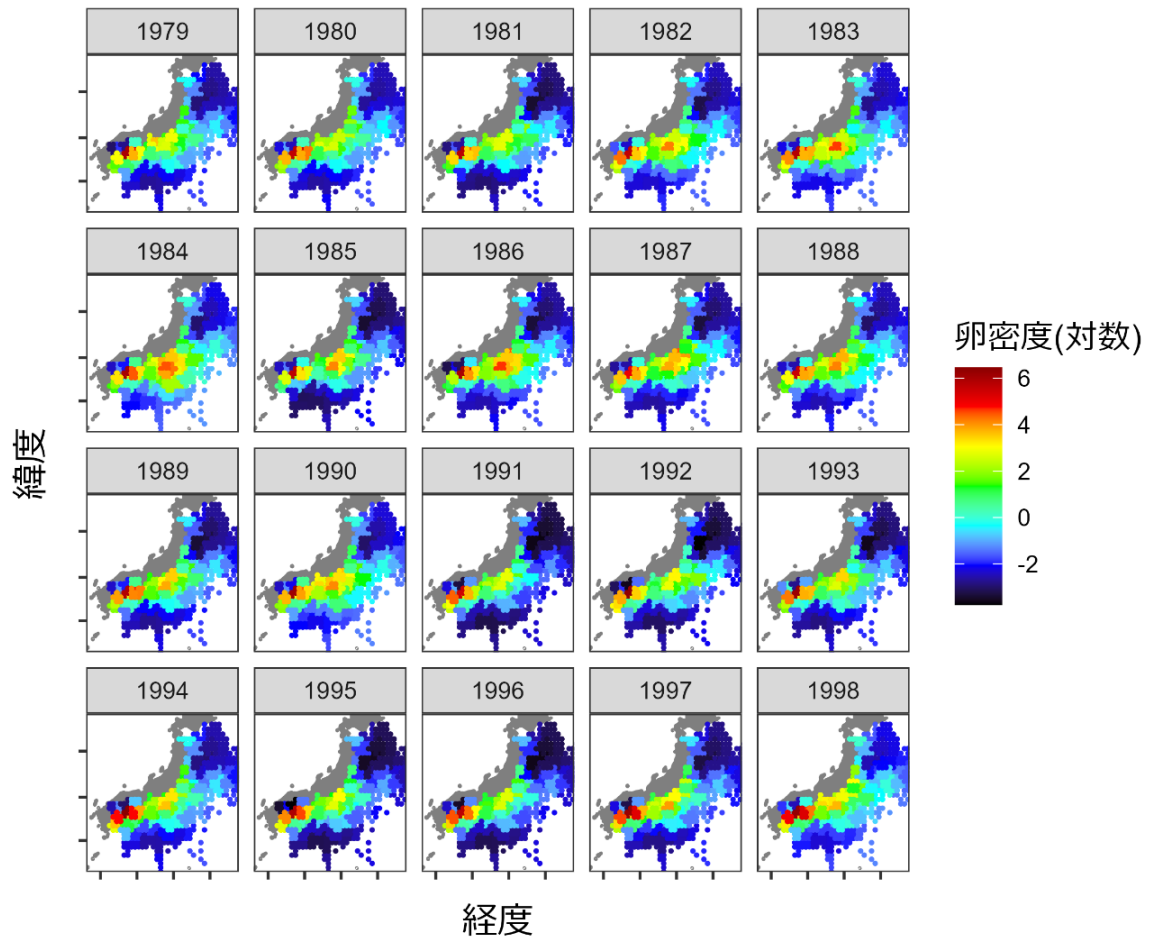


補足図 2-3. 標準化した卵密度の推移

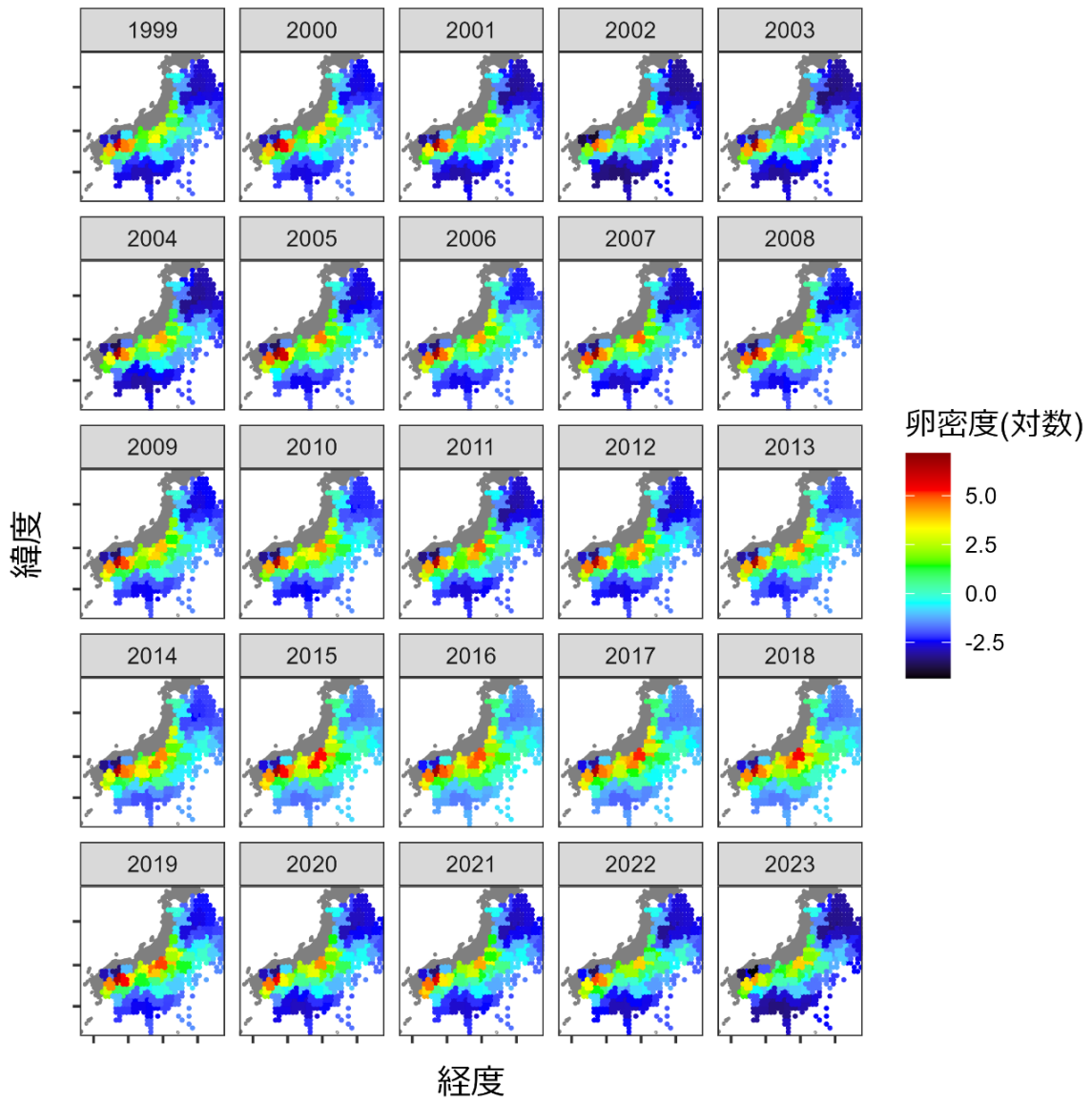
標準化した値 (Standardized) と元データから計算した値 (Nominal) を各平均値で除して規格して示した。オレンジ色の領域は標準化した値の 95%信頼区間である。



補足図 2-4. 予測卵密度の QQ プロット (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 から推定された卵密度の空間分布 (1979～2023 年)
色は卵密度の多寡を示す。



補足図 2-5. (続き)

補足資料3 宮崎県・愛媛県・高知県・三重県の標準化 CPUE の算出方法

余剰生産モデルにおいて指標値として利用するため、本系群の漁獲が多い宮崎県・愛媛県・高知県・三重県について、主要漁業である中型まき網漁業の標準化 CPUE を算出した。解析したデータはいずれも魚種別の漁獲データであり、宮崎県では 2002 年以降の月別データを解析した。愛媛県・高知県・三重県についてはそれぞれ 1995 年、2000 年、2016 年以降の日別データを解析した。中型まき網ではマアジやサバ類が主たる対象魚種であり、本種は主対象魚種の漁獲が少ないときに代替的資源として狙って漁獲されると考えられる。そのため、日別データが利用可能な愛媛県・高知県・三重県の 3 県については、狙い操業を抽出するために Explanation Level=90%を満たすデータ（ウルメイワシの漁獲割合が高い順に、年間累積漁獲量の 90%を占めるデータ）を年ごとに抽出した directed CPUE (Biseau 1998) を標準化し、宮崎県については月別の有漁 CPUE を標準化した。モデルの誤差が正規分布に従うと仮定した、一般化線形モデルまたは一般化線形混合モデルを次の通りに構築した。

宮崎県：Ln (有漁 CPUE) ~ Intercept + 年 + 月 + error term

愛媛県：Ln (directed CPUE) ~ Intercept + 年 + 月 + 海域 + 年*月 (ランダム効果) + 年*海域 + 月*海域 (ランダム効果) + error term

高知県：Ln (directed CPUE) ~ Intercept + 年 + 月 + 年*月 (ランダム効果) + error term

三重県：Ln (directed CPUE) ~ Intercept + 年 + 月 + 所属支所 + 漁船 ID (ランダム効果) + 年*月 (ランダム効果) + 年*所属支所 + 月*所属支所 (ランダム効果) + error term

全ての説明変数はカテゴリカル変数として扱い、一部が欠損した交互作用項および三重県における漁船 ID はランダム効果として扱った。いずれも構築したモデルに対して、BIC を用いた総当たり法により選択されたモデルで標準化 CPUE を算出した（補足図 3-1）。本標準化手法の詳細は別紙ドキュメント（FRA-SA2024-SC09-402、FRA-SA2024-SC09-403、FRA-SA2024-SC09-404、FRA-SA2024-SC09-405）に示した。

引用文献

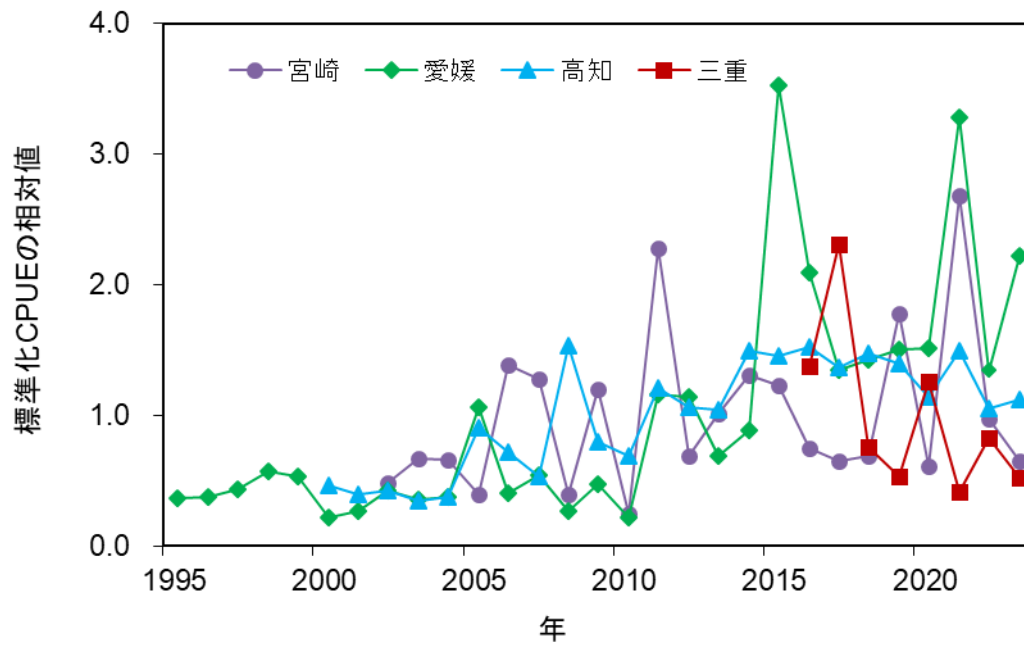
Biseau, A. (1998) Definition of a directed fishing effort in a mixed-species trawl fishery, and its impact on stock assessments. *Aquat. Living Resour.*, **11**, 119-136.

日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・木皿祐雅・河野悌昌・高橋正知 (2024) 令和 6 (2024) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価 宮崎県中型まき網漁業の CPUE 標準化・モデル診断結果. FRA-SA2024-SC09-402

日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・木皿祐雅・河野悌昌・高橋正知 (2024) 令和 6 (2024) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価 愛媛県中型まき網漁業の CPUE 標準化・モデル診断結果. FRA-SA2024-SC09-403

日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・木皿祐雅・河野悌昌・高橋正知 (2024) 令和 6 (2024) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価 高知県宿毛湾における中型まき網漁業の CPUE 標準化・モデル診断結果. FRA-SA2024-SC09-404

日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・木皿祐雅・河野悌昌・高橋正知
(2024) 令和 6 (2024) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価 三重県中型まき網漁業
の CPUE 標準化・モデル診断結果. FRA-SA2024-SC09-405



補足図 3-1. 宮崎県・愛媛県・高知県・三重県における標準化 CPUE の推移
 標準化した値は各平均値で除して規格した。

補足資料 4 余剰生産モデルを用いた検討

(1) 余剰生産モデルを用いた資源解析

本資源では平衡状態を仮定しない Pella-Tomlinson 型余剰生産モデル（プロダクションモデル）である SPiCT（連続時間における確率的な状態空間余剰生産モデル：Pedersen and Berg 2017）による検討を行い、資源量指標値を推定した。

解析は 1979～2023 年における漁獲量と、標準化した卵密度（補足資料 2）、宮崎県・愛媛県・高知県・三重県における中型まき網の標準化 CPUE（補足資料 3）および VPA による残存資源量に基づき、R パッケージ spict (ver. 1.3.8) により行った。余剰生産モデルで推定するパラメータは、 n 、 m 、 K 、 q 、 B_t 、 F_t 、 σ_B 、 σ_I 、 σ_F である。このうち n は余剰生産量曲線の形状を規定するパラメータであり、 n が 1 であれば Fox 型、2 であれば Schaefer 型の余剰生産モデルとなる。形状パラメータ n の値が大きいほど環境収容力 K に対する B_{msy} （最大持続生産量を実現する資源量）の相対的な位置が大きくなる。 m は決定論的な個体群動態のもとでの MSY の値に相当する。一般的に内的自然増加率 r と K には強い相関があることから、今回使用した余剰生産モデル SPiCT では、直接 r を推定するのではなく、 $m = rK/n^{n(n-1)}$ と変形して m の値を推定したのちに r を計算している。その他、 q は漁獲効率、 σ_B はプロセス誤差の大きさ、 σ_I は指標値の観測誤差の大きさ、 σ_F は漁獲係数のノイズの大きさである。推定結果から初期資源量の環境収容力に対する比 $bkfrac$ も計算される。SPiCT はベイズ推定の一種である罰則付き最尤法を用いるため、パラメータ推定の際には事前分布を与えることが出来る。一般的に形状パラメータ n は推定が困難であるため、本解析では n の事前分布の平均値を 2（schaefer 型モデル）とした場合について検討した。

なお本系群では令和 3（2021）評価年度まで、半年 VPA による資源量推定結果が示されている（渡邊ほか 2021）。そこで 1999～2020 年における資源量の推定値について、令和 5 年度におけるソウハチ北海道北部系群およびマガレイ北海道北部系群の資源評価（千葉ほか 2023a, b）を参考にして残存資源量 D を推定し、余剰生産モデルへの適用を検討した。これは、VPA に基づく推定資源量が余剰生産モデルで推定される資源量とは定義が異なることによる。VPA の資源量は、ある年において成長・加入等の資源増加が起きた後、かつその年の漁獲が発生する前の値である。一方、余剰生産モデルでの資源量は、ある年において余剰生産が加わる前、かつその年の漁獲が発生する前の値であり、VPA では前年の漁獲および自然死亡で減じた後の残存資源量に相当する。そこで、令和 3 年度に示された VPA の結果に基づき下式 D を推定した（補足図 4-1）。

$$D_y = \left(B_{y-1} \cdot e^{\left(-\frac{M}{2}\right)} - C_{y-1} \right) e^{\left(-\frac{M}{2}\right)}$$

ここで B_y は VPA で推定された y 年の資源量、 C_y は y 年の漁獲量、 M は VPA による解析において仮定された自然死亡係数（半年当たり 0.625）であり、得られた D が余剰生産モデルで推定される資源量に該当する。標準化した卵密度と 4 県における標準化 CPUE に加えて、2000～2021 年における D を利用し、 D の漁獲効率 q について、平均値を 1 とする事前分布を与えて解析した。

検討の結果、事前分布の平均値として形状パラメータでは $n=2$ 、内的自然増加率 r では

FishLife (Thorson 2020) からの予測値、D の漁獲効率 $q = 1$ とした広い事前分布を与えた場合 (M3) と、M3 において漁獲量の誤差 (ϵ) を 0 に固定しない場合 (M7) において、パラメータの安定性やモデル診断結果に大きな問題が無く適切な推定値が得られたと考えられた。各モデルにおける事前分布と推定結果については補足表 4-1 に示した。解析方法の詳細は別文書 FRA-SA2024-SC09-406 に示した。

(2) 資源量指標値として用いる余剰生産モデルでの推定資源量と漁獲圧の相対値

余剰生産モデルを用いた検討において、推定された資源量の信頼区間は広く推定されたことなどから (FRA-SA2024-SC09-406)、絶対値を評価に用いることは不適切と判断した。ただし、その相対値については頑健であると考えられたため、本資源の評価に用いることができるかと判断した (補足図 4-2a)。1979~2023 年の資源量の相対値の推移はモデル間でほぼ一致した。そこで、資源評価に用いる資源量指標値として、M3 と M7 の資源量相対値の平均値を用いた。

資源量指標値は、1979 年以降緩やかに増加して 1998 年に 0.95 を示し、その後減少して 2002 年に 0.75 となった (図 4-1、表 3-1)。2003 年以降は再び増加し、2015 年に過去最高となる 1.78 を示した。2016 年以降は減少傾向が継続しており、2023 年における相対値は 0.94 となった。本検討において資源量の相対値の頑健性は確認されたものの、パラメータの頑健性や絶対資源量の妥当性について、データや資源の特性、モデルの不確実性などの観点から引き続き注視する必要があると考えられる。

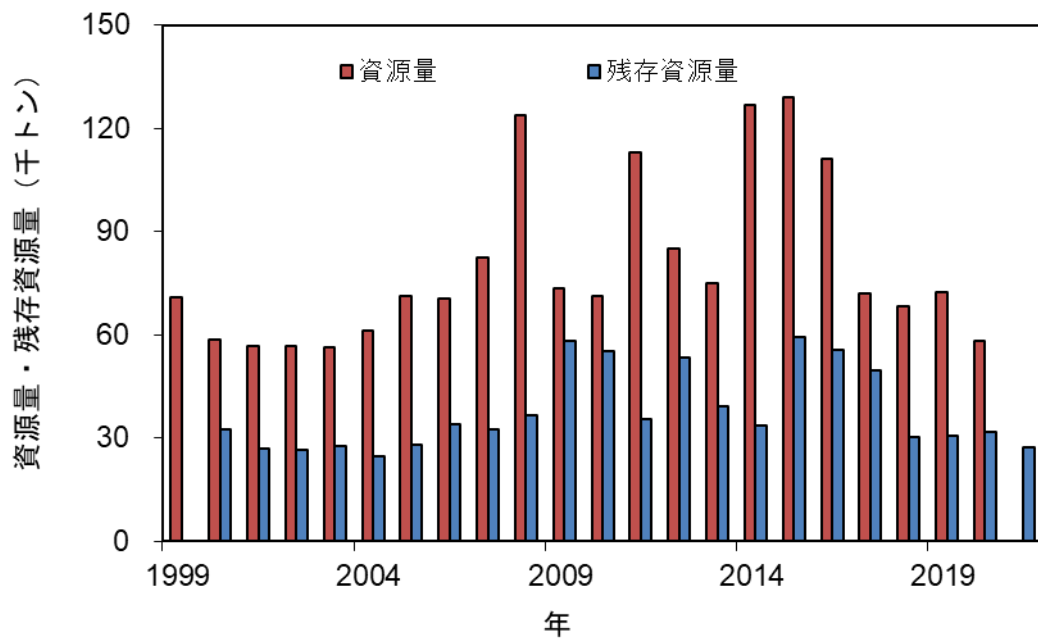
推定された漁獲圧の相対値については、漁獲量の誤差を 0 に固定しない M7 の変動傾向が漁獲量の誤差を 0 に固定した M3 よりも緩やかとなった (補足図 4-2b)。M3 と M7 の漁獲圧相対値の平均値は 1980 年後半まで低下し、その後 1990 年代後半にかけて増加した。その後 2010 年代前半までは増減を繰り返しながらも 1.1 前後で推移し、2018 年まで減少した後増加し、2023 年の相対値は 1.43 となった。

(3) 余剰生産モデルにて推定された直近年の資源状態

直近年 (2023 年) の資源量や漁獲圧が最大持続生産量 (MSY) を実現する水準 (B_{msy} および F_{msy}) を上回っているか否かについて、余剰生産モデルによる推定結果を示した (補足図 4-3)。いずれのモデルにおいても直近年の資源量と B_{msy} との比 (B/B_{msy}) や、直近年の漁獲圧と F_{msy} との比 (F/F_{msy}) は、それぞれ 1 となる基準値を跨いだ広い信頼区間となった。信頼区間が広くまた複数の事象に跨っていることから、この結果を資源状態の参考情報として用いるのは困難と考えられた。

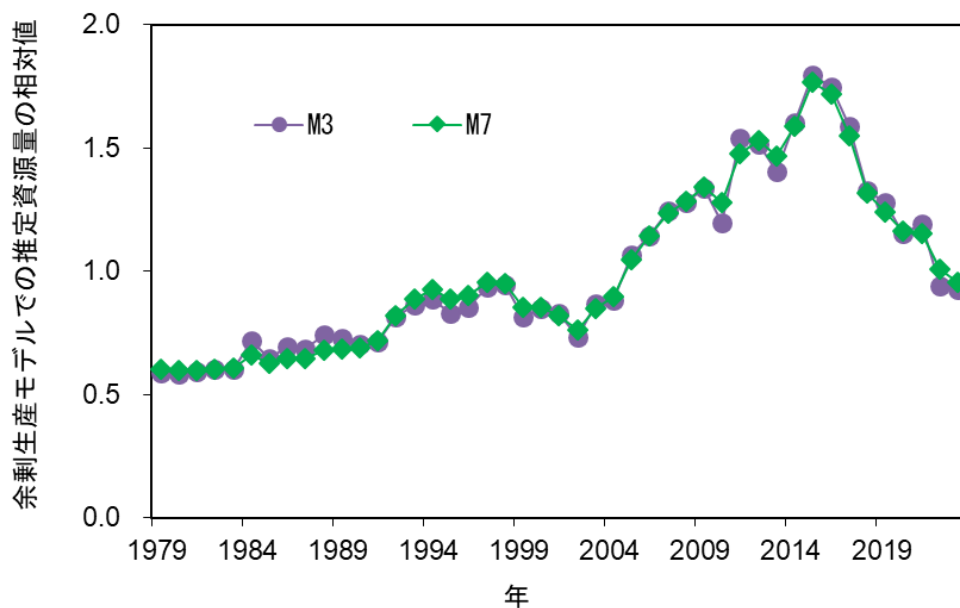
引用文献

- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023a) 令和 5 (2023) 年度ソウハチ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2023-AC-67
- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023b) 令和 5 (2023) 年度マガレイ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2023-AC-70
- 日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・木皿祐雅・河野悌昌・高橋正知 (2024) 令和 6 (2024) 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-SA2024-SC09-406
- Pedersen, M. W., & Berg, C. W. (2017) A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, **18**, 226-243.
- Thorson, J. T. (2020). Predicting recruitment density dependence and intrinsic growth rate for all fishes worldwide using a data-integrated life-history model. *Fish and Fisheries*, **21**, 237-251. <https://doi.org/10.1111/FAF.12427>
- 渡邊千夏子・安田十也・渡井幹雄・宇田川美穂・井元順一・木下順二 (2021) 令和 3 (2021) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価. FRA-SA2021-RC02-1

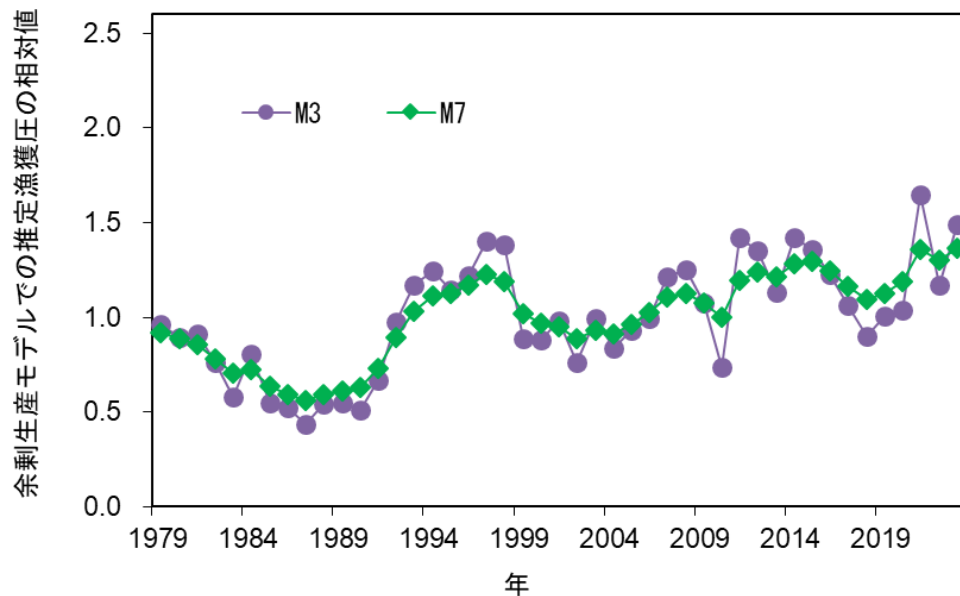


補足図 4-1. 令和 3 年度の資源評価で示された VPA による資源量推定値と残存資源量の推移

a) 資源量の相対値

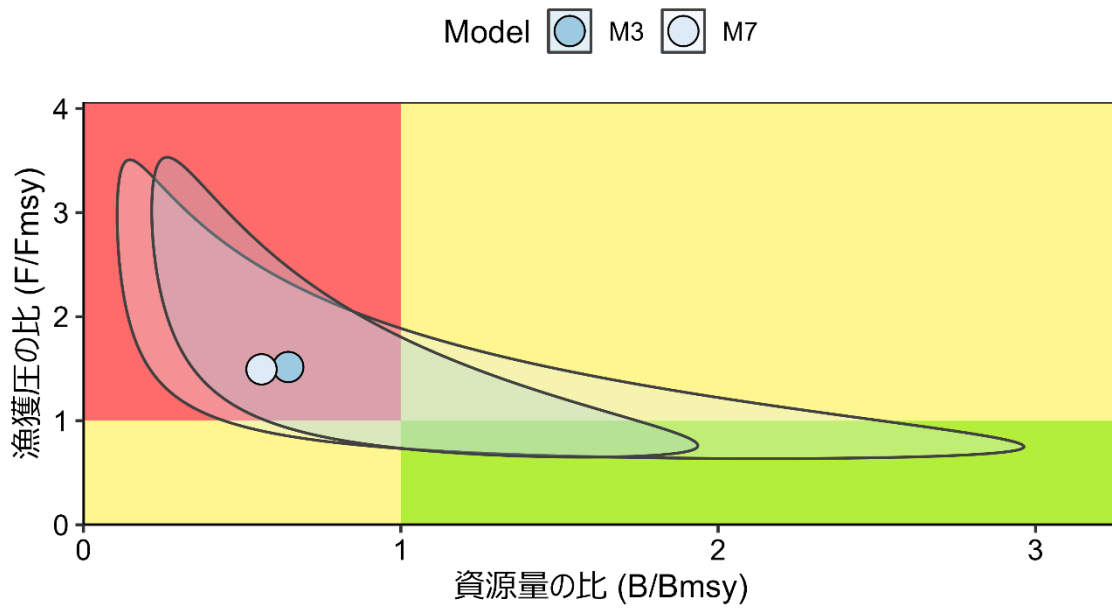


b) 漁獲圧の相対値



補足図 4-2. 推定された資源量 (a) および漁獲圧 (b) の相対値の推移

余剰生産モデルにおいて、安定した結果が得られたと考えられた M3、M7 の結果を示した。資源量、漁獲圧ともに、平均値を 1 として規格化した相対値を示した。



補足図 4-3. 神戸プロット

余剰生産モデルにおいて、安定した結果が得られたと考えられた M3、M7 の結果を示した。図中の丸印が直近 2023 年の資源状態を示し、色の付いた枠の範囲は 90%信頼区間を示す。

補足表 4-1. 各モデルの事前分布の設定とパラメータの推定値および信頼区間

モデル名	M 3			M 7		
	推定値	下限 5%	上限 5%	推定値	下限 5%	上限 5%
事前分布 の設定	<ul style="list-style-type: none"> ・形状パラメータ n に 2 を平均値とした広い事前分布 (SD=1.0) ・内的自然増加率 r に 0.63 を平均とした広い事前分布 (SD=1.0) ・VPA による残存資源量 D の漁獲効率 q に、平均値を 1 とした広い事前分布 (SD=1.0) ・漁獲量の誤差 ϵ_t を 0 に固定した事前分布 (SD=0.001) 			<ul style="list-style-type: none"> ・M3 において、漁獲量の誤差に事前分布を与えない 		
r	0.40	0.11	1.48	0.44	0.11	1.67
K	4.06E+05	1.86E+05	8.88E+05	4.30E+05	1.46E+05	1.27E+06
n	3.49	1.14	10.64	3.82	1.30	11.27
σ_B	0.14	0.09	0.23	0.12	0.07	0.18
σ_F	0.25	0.19	0.33	0.14	0.08	0.24
ϵ_t	0.00	0.00	0.00	0.17	0.12	0.25
$bkfrac$	0.25	0.10	0.61	0.22	0.05	0.89
$B/Bmsy$	0.65	0.28	1.50	0.56	0.16	2.01
$F/Fmsy$	1.52	0.79	2.90	1.49	0.78	2.87
q 卵密度	5.62E-06	2.42E-06	1.31E-05	6.14E-06	2.50E-06	1.51E-05
q 残存資源量	1.74E-01	7.53E-02	4.01E-01	1.90E-01	7.84E-02	4.61E-01
q 宮崎	3.75E-06	1.58E-06	8.90E-06	4.06E-06	1.63E-06	1.01E-05
q 愛媛	4.03E-06	1.70E-06	9.53E-06	4.38E-06	1.76E-06	1.09E-05
q 高知	4.39E-06	1.88E-06	1.03E-05	4.78E-06	1.95E-06	1.17E-05
q 三重	4.02E-06	1.63E-06	9.90E-06	4.39E-06	1.69E-06	1.14E-05
σ_1 卵密度	0.29	0.23	0.37	0.30	0.24	0.38
σ_1 残存資源量	0.22	0.16	0.32	0.21	0.15	0.29
σ_1 宮崎	0.69	0.54	0.87	0.70	0.55	0.88
σ_1 愛媛	0.55	0.43	0.71	0.56	0.43	0.72
σ_1 高知	0.36	0.27	0.49	0.36	0.27	0.49
σ_1 三重	0.46	0.30	0.71	0.45	0.30	0.70

補足資料 5 2025 年の算定漁獲量

(1) 漁獲管理規則案への当てはめ

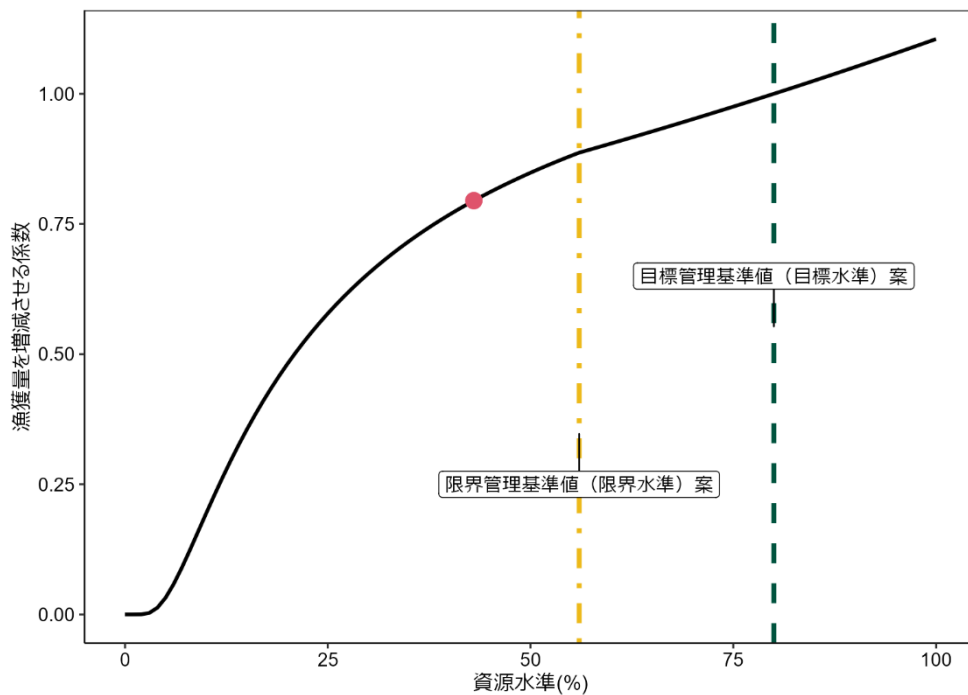
令和 3 年 9 月に開催された「管理基準値等に関する研究機関会議」から、令和 4 年 3 月に開催された「資源管理方針に関する検討会」へは、本系群に 2 系資源の漁獲管理規則を適用することが提案されている。2 系資源の漁獲管理規則は、基準となる水準に対する資源量指標値の大小関係に基づき、近年の平均漁獲量から算定年の漁獲量を計算するための係数を求める仕組みである（補足資料 7）。資源量指標値が目標管理基準値（目標水準）案を上回る場合は、算定年の漁獲量を平均漁獲量よりも増加させるが、目標水準案を下回る場合は、算定年の漁獲量を平均漁獲量よりも削減する。限界管理基準値（限界水準）案よりも下回る場合は、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）を資源水準 80%、限界管理基準値（限界水準）を資源水準 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 2024、補足資料 7）。この基本的漁獲管理規則を本系群のデータに当てはめ、2025 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 1.28 および 1.05 であった。現状（2023 年）の資源量指標値は 0.94 であり、その資源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 0.795 と算出された（補足図 5-1、5-2、補足表 5-1）。

(2) 2025 年漁獲量の算定

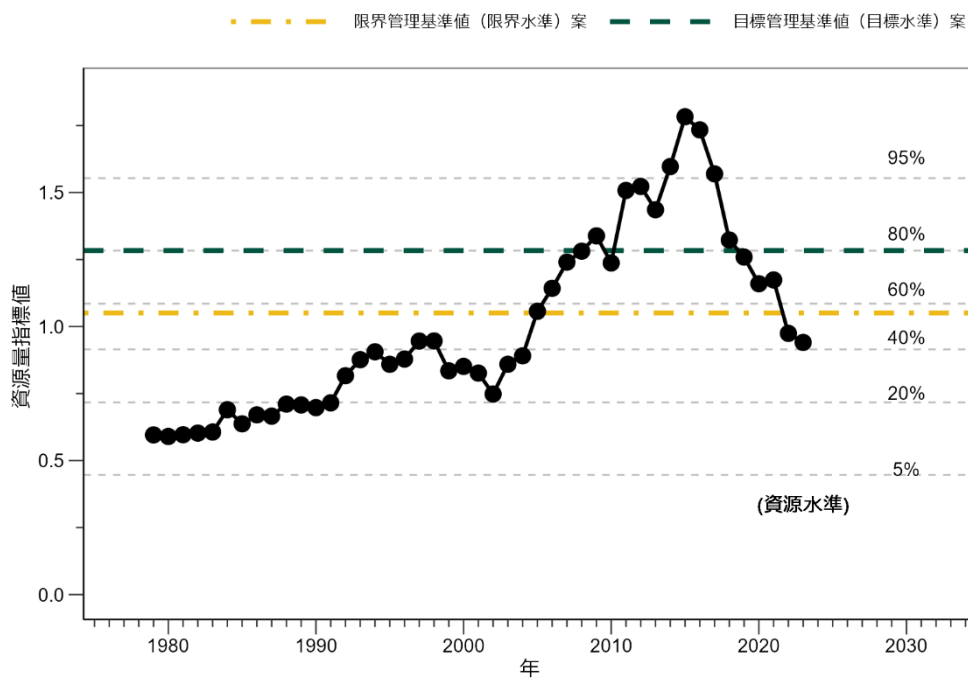
漁獲管理規則案にて漁獲量を増減させる係数（ α ）は 0.795 である。また、直近 5 年間（2019～2023 年）の平均漁獲量（C）は 27,695 トンである。したがって、上述した 2 系資源の基本的漁獲管理規則 $\alpha \times C$ により算出されるウルメイワシ太平洋系群の 2025 年の算定漁獲量は 22,011 トンとなる（補足図 5-3、補足表 5-2）。

引用文献

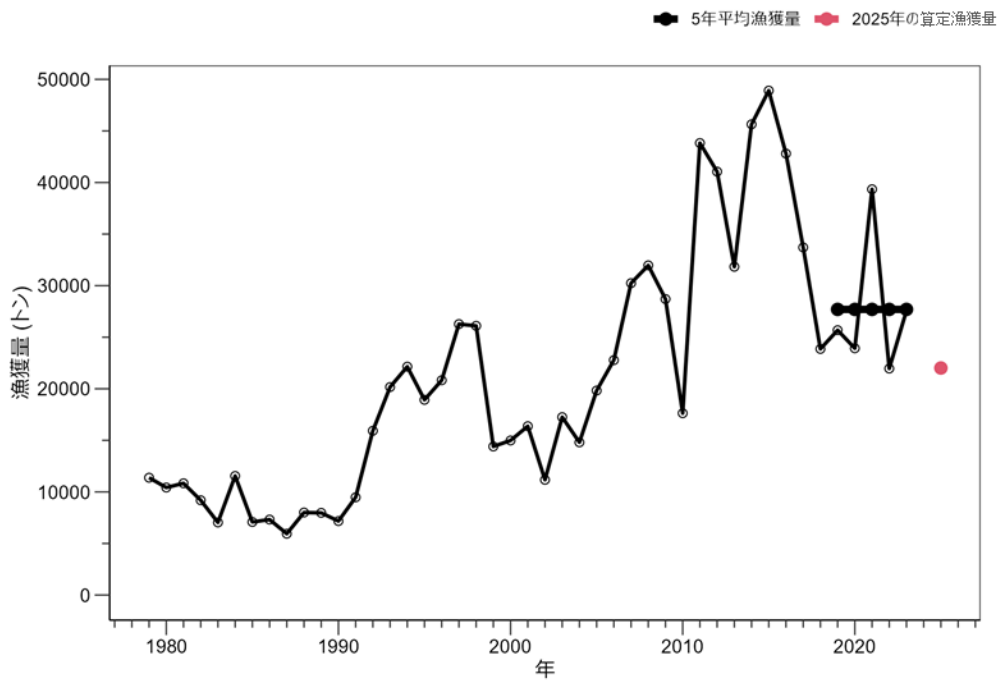
水産研究・教育機構 (2024) 令和 6 (2024) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2024-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp. https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2024-ABCWG02-01.pdf.



補足図 5-1. 基本的漁獲管理規則案 赤丸は 2023 年の資源水準に対応する α



補足図 5-2. 資源量指標値の水準



補足図 5-3. 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 2019～2023 年の平均漁獲量、赤丸は 2025 年算定漁獲量。

補足表 5-1. 管理基準値案および現状の値

	資源水準	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%	1.000	1.28	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%	0.887	1.05	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 (2023年)	43.0%	0.795	0.94	直近 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 5-2. 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	2019	25,680
	2020	23,925
	2021	39,345
	2022	21,960
	2023	27,566
	平均	27,695
算定漁獲量	2025	22,011

補足資料 6 変動緩和措置を適用した場合の 2025 年の算定漁獲量

「令和 6 (2024) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針 (FRA-SA2024-ABCWG02-01)」(水産研究・教育機構 2024) 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) 変動緩和措置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 1.000、限界管理基準値に対応する α は 0.931、現状 (2023 年) の資源量指標値の水準に相当する α_{2025} は 0.837 となった (補足図 6-1、6-2、補足表 6-1)。

(2) 2025 年漁獲量の算定

α_{2025} を用いて算出される 2025 年算定漁獲量は 23,177 トンとなり、2023 年漁獲量 2.8 万トン $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ を上回り、2.8 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 2025 年の算定漁獲量 (C_{2025}) は置き換わらずに 2.3 万トンになる (補足図 6-2、補足表 6-2)。

(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 6-3)。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)。

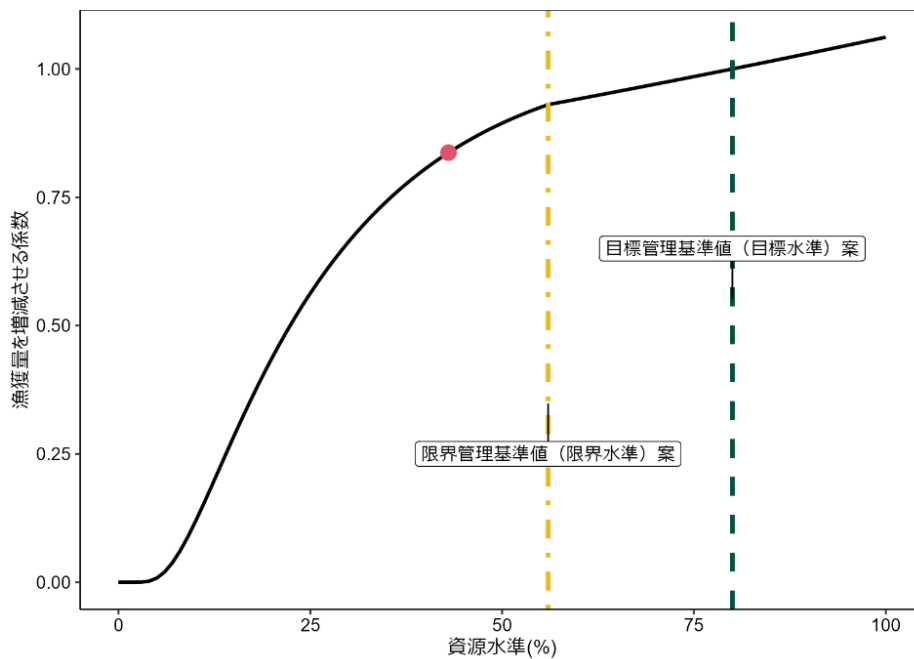
過去のデータに基づいて基本規則および変動緩和措置をとった場合の α と算定漁獲量の推移を比較した (補足図 6-4)。この比較では、データ最新年 (t) は 1990~2023 年とし、t 年の α と t + 2 年の算定漁獲量を算出した。1990~2023 年の 34 年間のうち、変動緩和措置の α が基本規則よりも高い値を示した年が 8 回確認された。また、変動緩和措置を適用した場合の算定漁獲量が t 年漁獲量 $\times (1 + 0.4) \times 100\%$ に置き換えられた年は 3 回確認され、t 年漁獲量 $\times (1 - 0.4) \times 100\%$ に置き換えられた年は確認されなかった。

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。

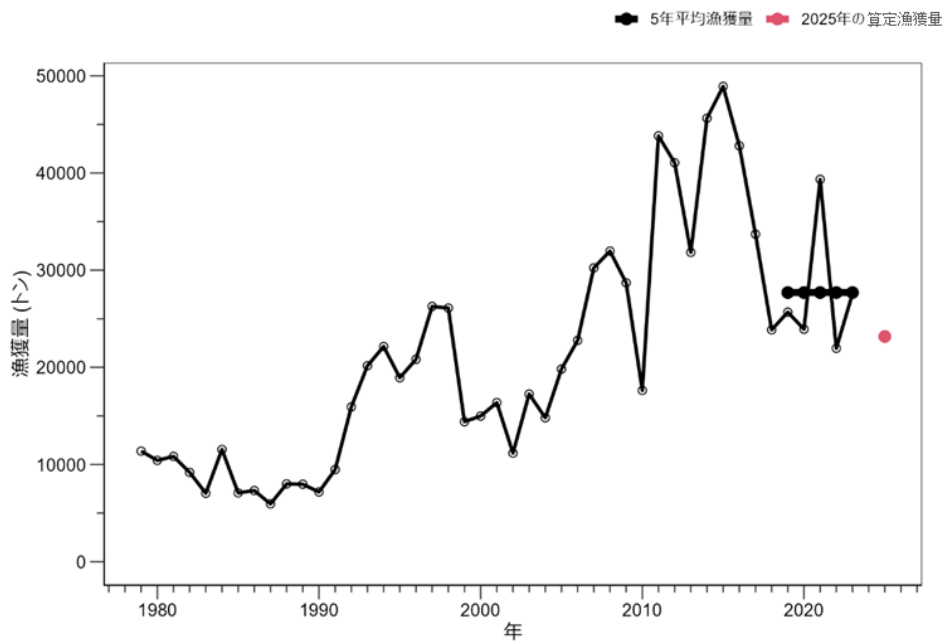
なお、補足図 6-4 に示した計算は個体群動態モデルを用いたシミュレーションに基づくものではないため、漁獲を削減すべき時に削減しなかったことが資源にどの程度影響するか、といった管理効果を示すものではない。

引用文献

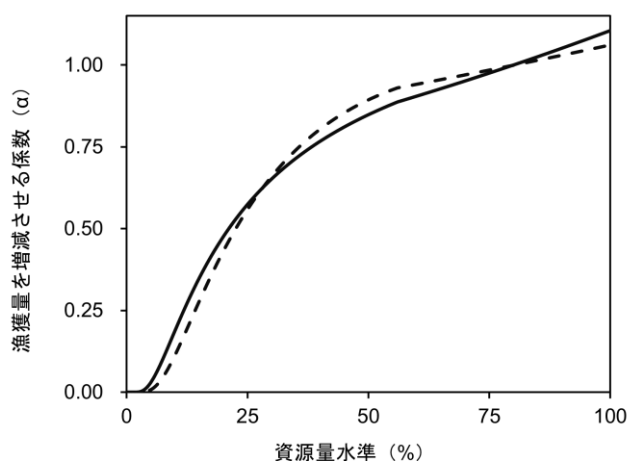
- 水産研究・教育機構 (2022) 新 2 系ルールについての追加計算とその結果. FRA-SA2022-ABCWG02-11, 水産研究・教育機構, 横浜.
- 水産研究・教育機構 (2024) 令和 6 (2024) 年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針. FRA-SA2024-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp. https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2024-ABCWG02-01.pdf.
- 渡邊千夏子・安田十也・渡井幹雄・井元順一・木下順二・河野悌昌・高橋正知 (2022) 令和 4 (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



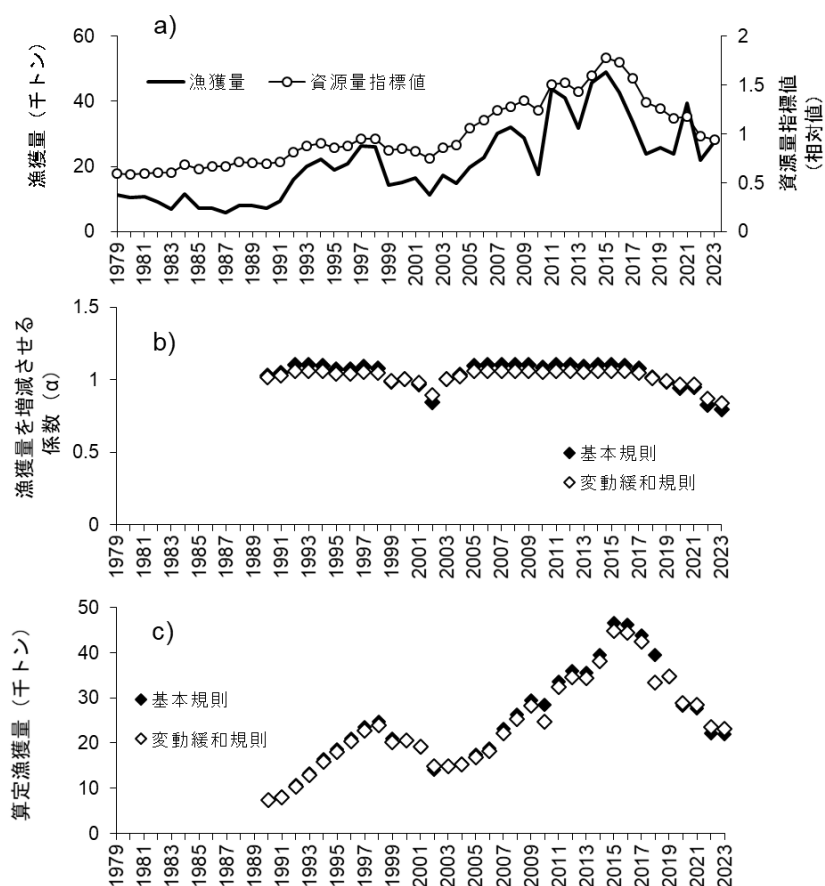
補足図 6-1. 変動緩和措置をとった場合の漁獲管理規則案
赤丸は 2023 年の資源水準に対応する α を示す。



補足図 6-2. 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 2019～2023 年の平均漁獲量、赤丸は変動緩和措置をとった場合の 2025 年算定漁獲量を示す。



補足図 6-3. 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 6-4. 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 6-1. 管理基準値案および現状の値

	資源水準	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%	1.000	1.28	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%	0.931	1.05	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 (2023 年)	43.0%	0.837	0.94	直近 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 6-2. 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	2019	25,680
	2020	23,925
	2021	39,345
	2022	21,960
	2023	27,566
	平均	27,695
算定漁獲量*	2025	23,177

*算定漁獲量は 2023 年漁獲量 27,566 トン $\times(1-0.4)\times 100\%$ を上回り、27,566 トン $\times(1+0.4)\times 100\%$ を下回るため、変動緩和措置によって置き換わらない。

補足資料 7 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）に乗じることで求める（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。

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

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 6（2024）年度漁獲管理規則および ABC 算定のための基本指針（FRA-SA2024-ABCWG02-01）」（水産研究・教育機構 2024）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 (2024) 令和6 (2024) 年度漁獲管理規則およびABC算定のための基本指針. FRA-SA2024-ABCWG02-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 23pp. https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2024-ABCWG02-01.pdf.