

**令和 8（2026）年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価
宮崎県中・小型まき網漁業の CPUE 標準化・モデル診断結果**

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 浮魚第 2G
日野晴彦・安田十也・渡井幹雄・木下順二・木皿祐雅・塚田秋葉・河野悌昌・高橋正知

概要

データ	宮崎県における中・小型まき網漁業の月別・魚種別漁獲量
標準化の対象	1 月・1 ヲ統あたりのウルメイワシ漁獲量 (kg/月・統数)
データの利用可能な期間	2001～2025 年
標準化に使用した期間	2001～2025 年
標準化のためのデータ抽出	負の漁獲量および努力量が欠損したデータは除外した。ウルメイワシの有漁データを抽出した。
統計ソフト・パッケージ	R(4.5.3). 使用関数は MuMin、emmeans 等
統計モデル	一般化線形混合モデル、一般化線形モデル
フルモデルで導入した説明変数	年、月、漁業種類、年・月の交互作用（ランダム効果）、年・漁業種類の交互作用（ランダム効果）、月・漁業種類の交互作用（ランダム効果）
最終モデルの選択方法	BIC 総当たり法
最終モデルで選択された説明変数	年、月、漁業種類
年トレンドの抽出方法	lsmeans 関数による予測値の年平均
信頼区間の算出方法	ブートストラップサンプリングされたデータとベストモデルから標準化 CPUE の計算を 1,000 回繰り返して計算。
標準化結果	標準化 CPUE の変動幅は有漁 CPUE と異なるものの、概ね同様の傾向で推移し、明瞭な増加・減少傾向は見られなかった。平均値で規格化した標準化 CPUE は 2001～2020 年まで 0.34～1.86 の間で増減を繰り返し、2021 年に最高値となる 2.54 を示した。その後、2022 年に 1.61、2023 年に 0.76、2024 年に 1.56 を示し、2025 年は過去 4 番目に低い 0.49 となった。

1. 背景

本系群は令和 5 年度まで、卵稚仔調査による卵密度データを標準化した資源量指標値により評価されてきた（安田ほか 2023）。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、漁業情報も考慮された資源量指標値が望ましい。そこで令和 6 年度以降の資源評価では、宮崎県・高知県・愛媛県・三重県における中・小型まき網の CPUE を標準化している。標準化 CPUE を余剰生産モデルに利用し、推定された資源量の相対値を資源量指標値として利用する 1C21 として評価している（日野ほか 2024）。本ドキュメントでは、宮崎県における中・小型まき網 CPUE の標準化結果を、CPUE 標準化プロトコル（魚種別検討チーム 2026）に準じて示した。

2. 方法

令和 7 年度の資源評価まで、2002 年以降の年別月別の CPUE（kg/統数）を解析対象としてきたが（日野ほか 2025）、今年度から 2001 年以降の年別・月別データが漁業種別・漁協別に利用可能となった。漁業種類は 5 区分（小型まき網・中型まき網 9t 未満・中型まき網 15t 未満・中型まき網 19t 未満・中型まき網 20t 未満）、漁協は 2 区分（北浦漁協・島浦町漁協）に集計されている。ウルメイワシの漁獲量は 4 千～19 千トンで推移し、各年全体漁獲量の 14～41%を占めた（図 1、図 2）。2000 年代には 5 区分の漁業種類による操業が確認されたが、2010 年以降は小型まき網・中型まき網 9t 未満・中型まき網 15t 未満による操業が減少し、中型まき網 19t 未満・中型まき網 20t 未満による操業が 9 割以上を占めた。

中・小型まき網ではマアジやサバ類が主たる対象魚種であり、ウルメイワシは主対象魚種の漁獲が少ない時に代替的資源として狙って漁獲され则认为られる。しかし宮崎県では利用可能な CPUE が月単位であるため、有漁データを対象とした標準化を検討し、狙い操業への考慮は今後の課題とした。応答変数を自然対数変換した 1 ヶ統当たりの月別有漁 CPUE として、モデルの誤差が正規分布に従うと仮定した一般化線形混合モデル

（GLMM）および一般化線形モデル（GLM）を構築した。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 を計算し、ブートストラップ法（試行回数 1,000 回）により 95%信頼区間を求めた。

$$\text{Ln (有漁 CPUE)} \sim \text{intercept} + \text{year} + \text{month} + \text{type} + 1|\text{year:month} + 1|\text{year:type} + 1|\text{month:type} + \text{error term}$$

説明変数として、年、月、漁業種類を用いた（図 3）。ここで year は年（2001～2025 年）、month は月（1～12 月）、type は漁業種類（S:小型まき網・M9:中型まき網 9t 未満・M15:中型まき網 15t 未満・M19:中型まき網 19t 未満・M20:中型まき網 20t 未満）を示し、いずれもカテゴリカル変数として扱った。なお、M15・M20 は北浦漁協のみ、M9・M19 は島浦町漁協のみに所属し（表 2）、説明変数に漁業種類と漁協の両方を含めた場合、多重共線性が確認された。島浦町漁協と北浦漁協は地理的に近く、漁協間で漁場や CPUE

に明瞭な差異が見られない（宮崎県水産試験場 私信）ことから、説明変数に漁協は含まなかった。年・月の交互作用項は経年的な漁場形成時期の変化、年・漁業種類の交互作用項は経年的な操業形態の変化、月・漁業種類の交互作用項は操業形態の季節変化を検討するために説明変数に含めた。いずれも交互作用は一部が欠測したため、ランダム効果とした。BIC 総当たり法によってベストモデルを選択した。

なお、このモデルではランダム効果を含むため、モデル選択の際に最尤推定で得られた BIC をモデル間で比較することが出来ない（岡本ほか 2016、吉川ほか 2021、Zuur et al. 2009）。そのため、Zuur et al. (2009) に基づき 2 段階に分けてモデル選択を行った。すなわち、まずランダム効果の組み合わせの異なるモデル（8 通り）を制限付き最尤法により推定し、それぞれ BIC を算出した。次に、8 通りのモデルうち最も BIC が低かったモデルについて、固定効果の組み合わせの異なるモデルを最尤推定し、BIC 総当たり法によってベストモデルを選択した。

3. 結果と考察

モデル選択の結果、説明変数に年、月、漁業種類を含んだ以下のモデルが選択された（表 3）。

$$\text{Ln (有漁 CPUE)} \sim \text{intercept} + \text{year} + \text{month} + \text{type} + \text{error term}$$

GVIF (Generalized Variance Inflation Factor) はいずれも 2 以下を示し、多重共線性の問題が無いと判断された。選択されたモデルの係数を表 4 に、QQ プロットと残差のヒストグラムを図 4 に示した。QQ プロットの下端が直線から外れており、残差のヒストグラムはマイナス側に逸脱する傾向が見られた。また説明変数の残差においても、マイナスの残差の外れ値が多く見られた（図 5）。この一因として、応答変数に正規分布を仮定したものの、直近 10 年の年別データが 24 前後と少なく、低い外れ値が含まれたことが考えられた（図 6）。より解像度の高い、日別データの解析などによって引き続き改善を図る必要がある。

年以外の主効果（月・漁業種類）と標準化 CPUE の関係は図 7 に示した。月別の標準化 CPUE は 3～5 月に低く、7～10 月に高い値を示し、福田（2012）と同様の傾向を示した。漁業種類別の標準化 CPUE は S・M9・M15 で低く、M19・M20 で高い傾向が見られた。

標準化 CPUE の変動幅は有漁 CPUE と異なるものの、概ね同様の傾向で推移し、明瞭な増加・減少傾向は見られなかった（図 8、表 5）。平均値で規格化した標準化 CPUE は 2001～2020 年まで 0.34～1.86 の間で増減を繰り返し、2021 年に最高値となる 2.54 を示した。その後、2022 年に 1.61、2023 年に 0.76、2024 年に 1.56 を示し、2025 年は過去 4 番目に低い 0.49 となった。

4. 引用文献

- 福田博文 (2012) 日向灘におけるウルメイワシ・マイワシの資源生態と漁況予測. 黒潮の資源海洋研究 **13**,75-85.
- 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. FRA-SA2024-AC021
- 日野晴彦・木下順二・安田十也・渡井幹雄・木皿祐雅・塚田秋葉・河野悌昌・高橋正知 (2025) 令和 7 (2025) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価 宮崎県中・小型まき網漁業の CPUE 標準化・モデル診断結果. FRA-SA2025-SC09-0202
- 岡本 俊・山下紀生・加賀敏樹 (2016) 小型いか釣り漁業データを用いたスルメイカ冬季発生群の CPUE の標準化. 日本水産学会誌, **82**, 686-698.
- 魚種別検討チーム (2026) 令和 8 (2026) 年度 標準化 CPUE の記載について. FRA-SA2026-SAWG02-07.
- 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 (2023) 令和 5 (2023) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価. FRA-SA2023-SC04-03
- 吉川 茜・飯田真也・白川北斗・佐久間啓・藤原邦浩 (2021) ニギス日本海系群 1 そうびき沖合底びき網の漁獲成績報告書に基づくニギス CPUE の標準化. FRA-SA2021-RC07-203
- Zuur, A. F., E. N. Ieno, N. Walker, A. A. Saveliev, G. M. Smith (2009) Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R, Statistics for Biology and Health. Springer, New York.

表 1. 年別月別のウルメイワシの有漁データ数

年	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	計
2001	3	5	6	2	6	5	6	6	5	4	3	1	52
2002	2	3	2	1	4	6	6	6	5	2	2	2	41
2003	2	3	4	4	5	5	6	6	5	3	2	3	48
2004	2	3	5	3	6	5	5	5	3	2	2	2	43
2005	2	3	5	2	6	6	6	3	5	0	1	1	40
2006	3	5	5	4	3	6	6	6	3	3	2	3	49
2007	3	4	4	5	4	6	6	2	4	4	2	2	46
2008	5	4	2	2	3	6	4	3	2	2	1	0	34
2009	3	3	3	5	5	6	4	4	3	2	2	2	42
2010	4	4	4	5	3	6	5	5	4	2	0	1	43
2011	1	4	3	3	4	6	6	6	6	5	4	3	51
2012	2	3	2	3	6	5	6	4	4	1	2	2	40
2013	2	2	3	4	5	5	5	4	5	1	1	1	38
2014	2	2	2	3	3	3	5	2	3	2	2	2	31
2015	2	2	2	1	3	5	2	3	3	2	2	2	29
2016	2	2	2	1	1	3	3	2	3	2	2	2	25
2017	1	2	3	2	3	3	2	3	2	1	2	0	24
2018	1	2	4	2	2	3	3	4	2	2	2	2	29
2019	2	2	0	2	3	4	3	3	2	0	2	2	25
2020	2	2	0	2	2	4	4	3	3	2	2	2	28
2021	2	3	0	0	2	3	4	3	3	2	2	1	25
2022	1	1	1	0	2	2	2	2	3	3	2	1	20
2023	1	0	1	2	3	3	2	2	2	2	2	2	22
2024	2	0	0	0	3	2	2	2	2	2	3	2	20
2025	2	2	1	1	2	3	2	2	2	2	2	2	23

表 2. 2001～2025 年における所属漁協・漁業種類別のウルメイワシ有漁データ数

漁業種類	北浦漁協	島浦町漁協
S:小型まき網	57	99
M9:中型まき網9 t未満	0	122
M15:中型まき網15 t未満	80	0
M19:中型まき網19 t未満	0	241
M20:中型まき網20 t未満	269	0

表 3. モデル選択結果（黄色塗りが選択されたモデルを示す。上の表にランダム効果、下の表に固定効果のモデル選択結果を示した。）

```

> full_inter_1= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:fmonth)+(1|fyear:type)+(1|fmonth:type), data=dat)
> full_inter_2= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:fmonth)+(1|fyear:type), data=dat)
> full_inter_3= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:fmonth)+(1|fmonth:type), data=dat)
> full_inter_4= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:fmonth), data=dat)
> full_inter_5= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:type)+(1|fmonth:type), data=dat)
> full_inter_6= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fyear:type), data=dat)
> full_inter_7= lmer(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type+(1|fmonth:type), data=dat)
> full_inter_8= glm(log(cpue) ~ fyear + fmonth + type, data=dat)
> BIC(full_inter_1,full_inter_2,full_inter_3,full_inter_4,full_inter_5,full_inter_6,full_inter_7,full_inter_8)

```

	df	BIC
full_inter_1	44	3525.64009503358
full_inter_2	43	3555.85140730320
full_inter_3	43	3525.79205252506
full_inter_4	42	3555.10076343102
full_inter_5	43	3537.38691220749
full_inter_6	42	3562.51620725045
full_inter_7	42	3535.80147301676
full_inter_8	41	3521.05975921391

```

> full_BIC
Global model call: glm(formula = log(cpue) ~ fyear + fmonth + type, data = dat)
---
Model selection table

```

	(Intrc)	fmonth	fyear	type	df	logLik	BIC	delta	weight
6	4.568	+			17	-1665.153	3445.3	0.00	0.848
5	4.528			+	6	-1704.084	3448.8	3.43	0.152
8	4.559	+	+	+	41	-1621.823	3521.1	75.73	0.000
7	4.478		+		30	-1663.383	3529.8	84.42	0.000
2	7.505	+			13	-1862.264	3812.5	367.16	0.000
1	6.943				2	-1903.373	3820.3	374.95	0.000
4	6.989	+	+		37	-1811.834	3874.0	428.68	0.000
3	6.428		+		26	-1851.855	3879.6	434.30	0.000

Models ranked by BIC(x)

※表中の+は各モデルに含まれる説明変数。主効果に年を含んだ BIC 最小モデルを選択した。

表 4. 選択されたモデルにおける推定パラメーター

```
> summary(full_cpue)
```

Call:
glm(formula = log(cpue) ~ fyear + fmonth + type, data = dat)

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
(Intercept)	4.5585098080433	0.3365645651178	13.54424	< 2.22e-16	***
fyear2002	-0.7567041621240	0.3364353831659	-2.24918	0.0247630	*
fyear2003	-0.4572777400211	0.3220111129068	-1.42007	0.1559642	
fyear2004	-0.2731448157313	0.3316586576320	-0.82357	0.4104199	
fyear2005	0.0196220985821	0.3387838181825	0.05792	0.9538269	
fyear2006	0.3641424061090	0.3203226280897	1.13680	0.2559513	
fyear2007	0.5440133499608	0.3258548791850	1.66950	0.0953972	.
fyear2008	-0.4448719598517	0.3557670792717	-1.25046	0.2114854	
fyear2009	0.0959216830981	0.3346922403187	0.28660	0.7744929	
fyear2010	-0.7786847989696	0.3319748130353	-2.34561	0.0192309	*
fyear2011	0.9317005916793	0.3170459774181	2.93869	0.0033876	**
fyear2012	0.4165241819106	0.3386473396979	1.22996	0.2190598	
fyear2013	0.4620095883743	0.3442907240520	1.34192	0.1799908	
fyear2014	0.0713893807408	0.3682973636363	0.19384	0.8463516	
fyear2015	0.2724000271157	0.3761826232183	0.72412	0.4691988	
fyear2016	0.2725909942605	0.3954965338719	0.68924	0.4908670	
fyear2017	-0.1286197044539	0.4006675252984	-0.32101	0.7482811	
fyear2018	0.7147843303471	0.3747890841149	1.90716	0.0568451	.
fyear2019	0.5823740485011	0.3955012428345	1.47250	0.1412670	
fyear2020	0.3118565517338	0.3797247693134	0.82127	0.4117289	
fyear2021	1.2466472286276	0.3945819483973	3.15941	0.0016383	**
fyear2022	0.7871501298681	0.4276140076004	1.84080	0.0660091	.
fyear2023	0.0446385151111	0.4136758487709	0.10791	0.9140956	
fyear2024	0.7556859040557	0.4284970388121	1.76357	0.0781726	.
fyear2025	-0.4025669584525	0.4080461050670	-0.98657	0.3241406	
fmonth2	-0.1274791060315	0.2960842020030	-0.43055	0.6669075	
fmonth3	-0.6927620516305	0.3007066836878	-2.30378	0.0214818	*
fmonth4	-0.5720080057864	0.3090833792223	-1.85066	0.0645746	.
fmonth5	-0.6969537867079	0.2820564216437	-2.47097	0.0136749	*
fmonth6	-0.2434134627220	0.2709394615131	-0.89841	0.3692307	
fmonth7	0.3583325280098	0.2731947306917	1.31164	0.1900059	
fmonth8	0.7886093241314	0.2793101540495	2.82342	0.0048655	**
fmonth9	0.4055693584487	0.2829468066658	1.43338	0.1521277	
fmonth10	0.1595147177558	0.3126725862243	0.51017	0.6100716	
fmonth11	-0.3850269002207	0.3191951735069	-1.20624	0.2280684	
fmonth12	-0.8422142904272	0.3305903371352	-2.54761	0.0110262	*
typeM9	1.9283240669660	0.1964562331322	9.81554	< 2.22e-16	***
typeM15	1.4447630512259	0.2247799802581	6.42745	2.1889e-10	***
typeM19	2.9969462882008	0.1753199602816	17.09415	< 2.22e-16	***
typeM20	3.5231756726470	0.1727812652226	20.39096	< 2.22e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for gaussian family taken to be 2.57595601260595)

Null deviance: 4080.469452399 on 867 degrees of freedom
Residual deviance: 2132.891578438 on 828 degrees of freedom
AIC: 3325.645898913

Number of Fisher Scoring iterations: 2

表 5. 平均値で規格化した有漁 CPUE、および標準化 CPUE と信頼区間の上下 5%値

年	有漁 CPUE	標準化 CPUE	信頼区間下限	信頼区間上限
2001	0.37	0.73	0.43	1.11
2002	0.32	0.34	0.17	0.58
2003	0.34	0.46	0.26	0.73
2004	0.36	0.56	0.35	0.81
2005	0.41	0.75	0.46	1.11
2006	0.70	1.05	0.69	1.48
2007	0.68	1.26	0.88	1.63
2008	0.53	0.47	0.22	0.85
2009	0.84	0.80	0.46	1.27
2010	0.33	0.34	0.17	0.57
2011	1.16	1.86	1.23	2.56
2012	1.06	1.11	0.54	1.84
2013	1.21	1.16	0.66	1.87
2014	1.12	0.79	0.34	1.49
2015	1.01	0.96	0.59	1.47
2016	1.54	0.96	0.36	1.88
2017	1.01	0.64	0.34	1.09
2018	1.33	1.49	0.97	2.06
2019	1.60	1.31	0.78	2.05
2020	1.00	1.00	0.48	1.65
2021	2.26	2.54	1.89	3.19
2022	1.88	1.61	0.97	2.38
2023	1.02	0.76	0.42	1.23
2024	2.00	1.56	0.87	2.45
2025	0.94	0.49	0.25	0.88

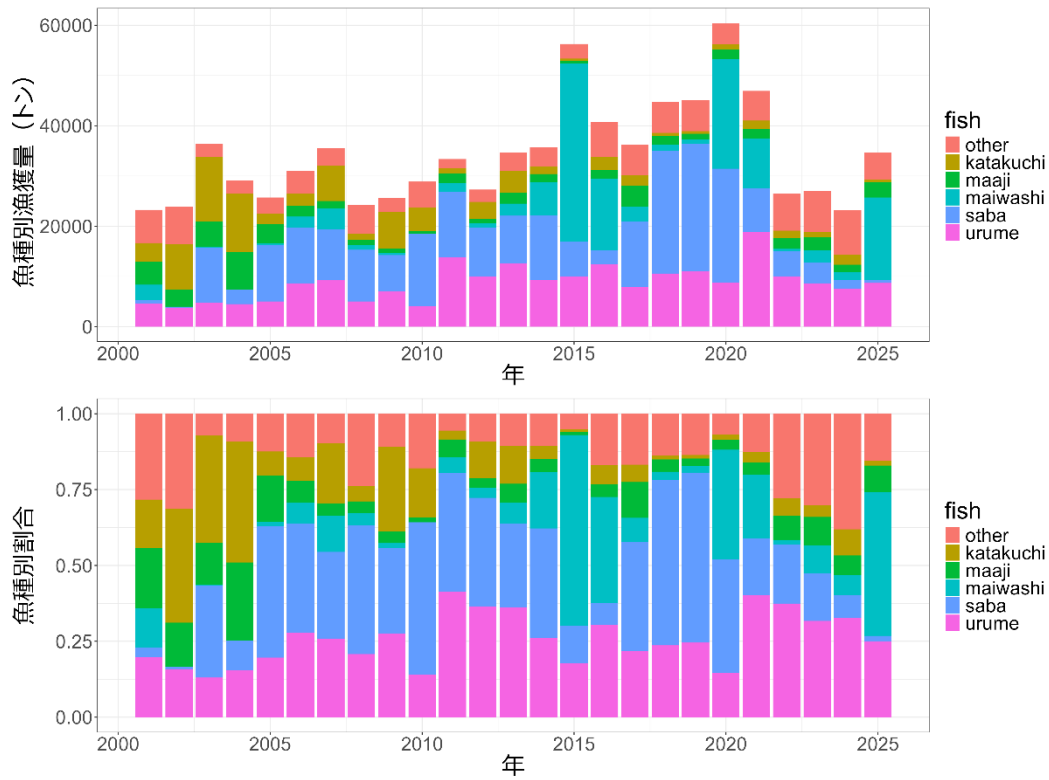


図 1. 魚種別漁獲量と魚種別割合の推移

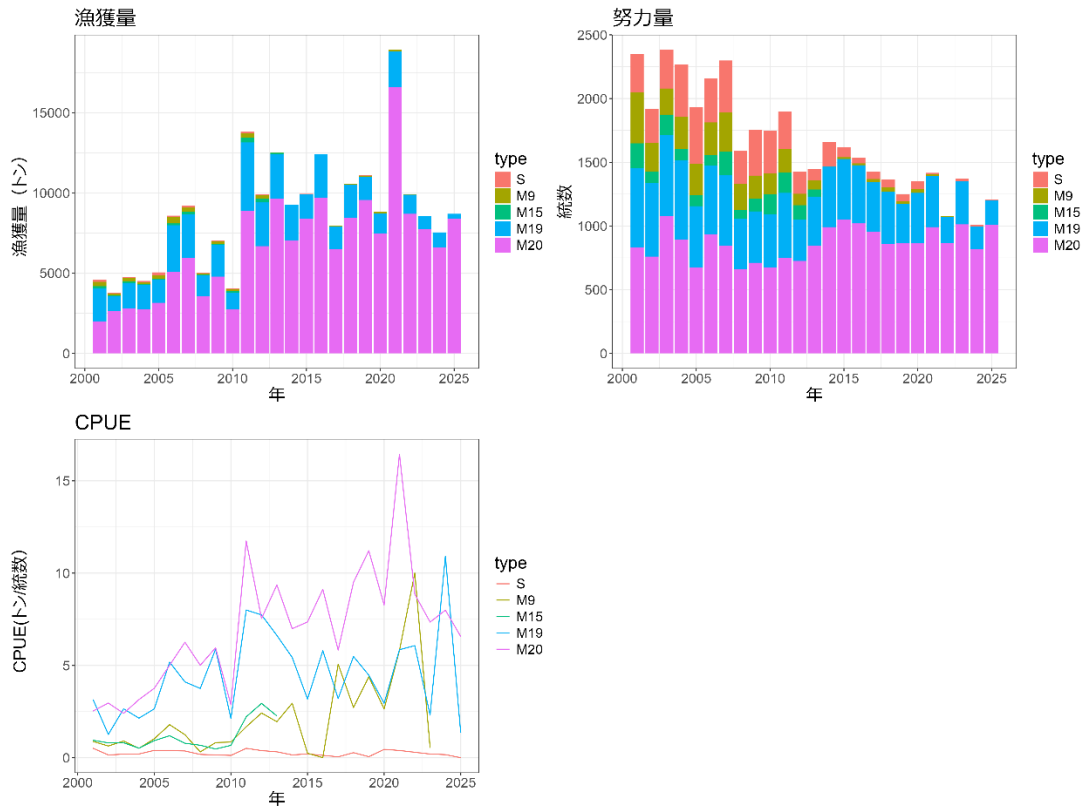


図 2. 有漁データによる漁業種類別の漁獲量・努力量・有漁 CPUE の推移

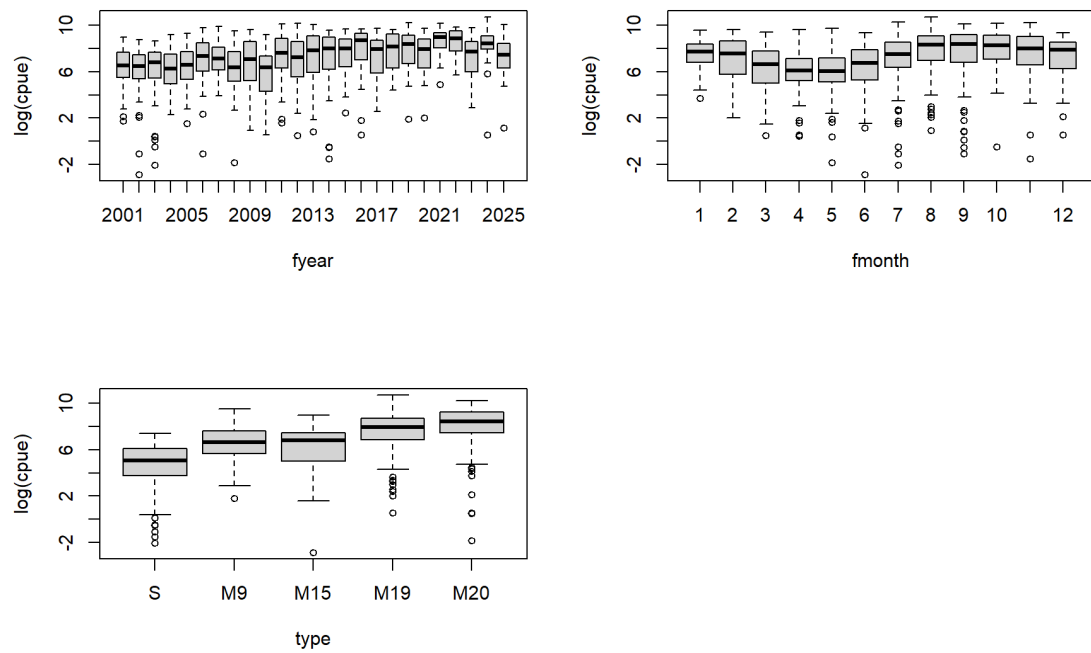


図 3. 有漁 CPUE の対数と候補とした説明変数の関係

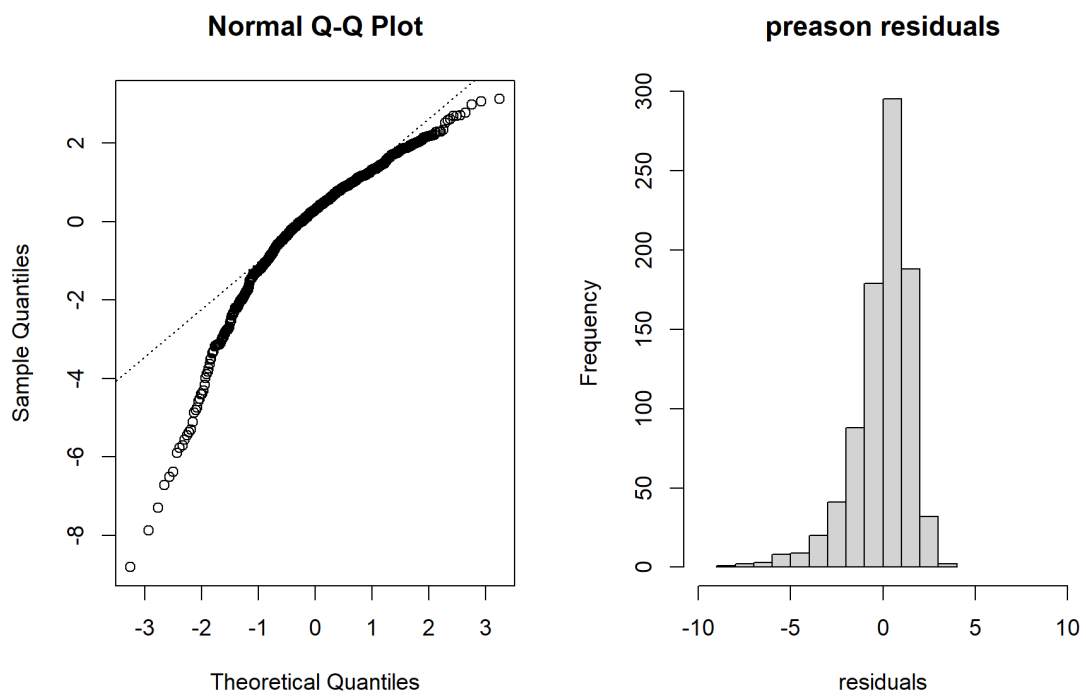


図 4. QQ プロットと残差のヒストグラム

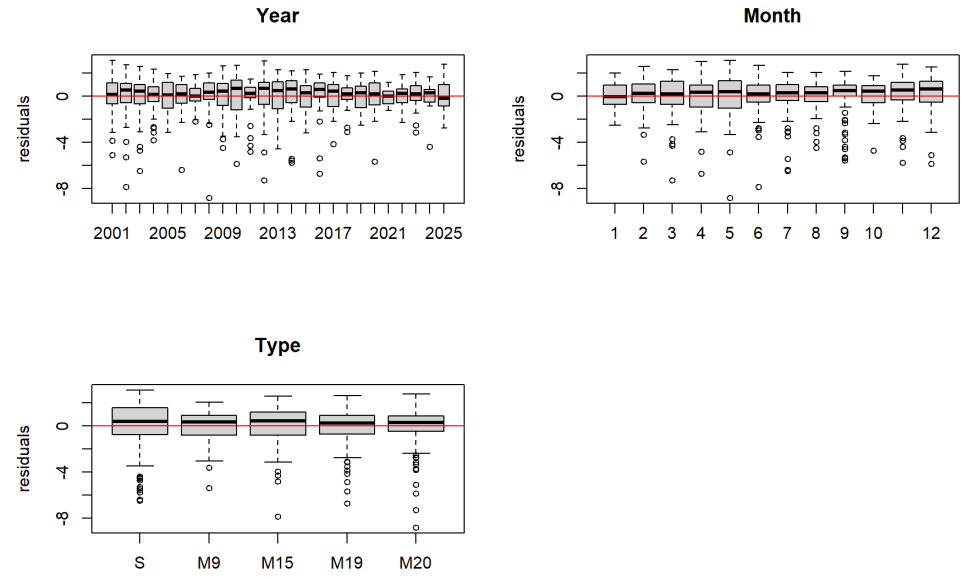


図 5. 残差と説明変数の関係

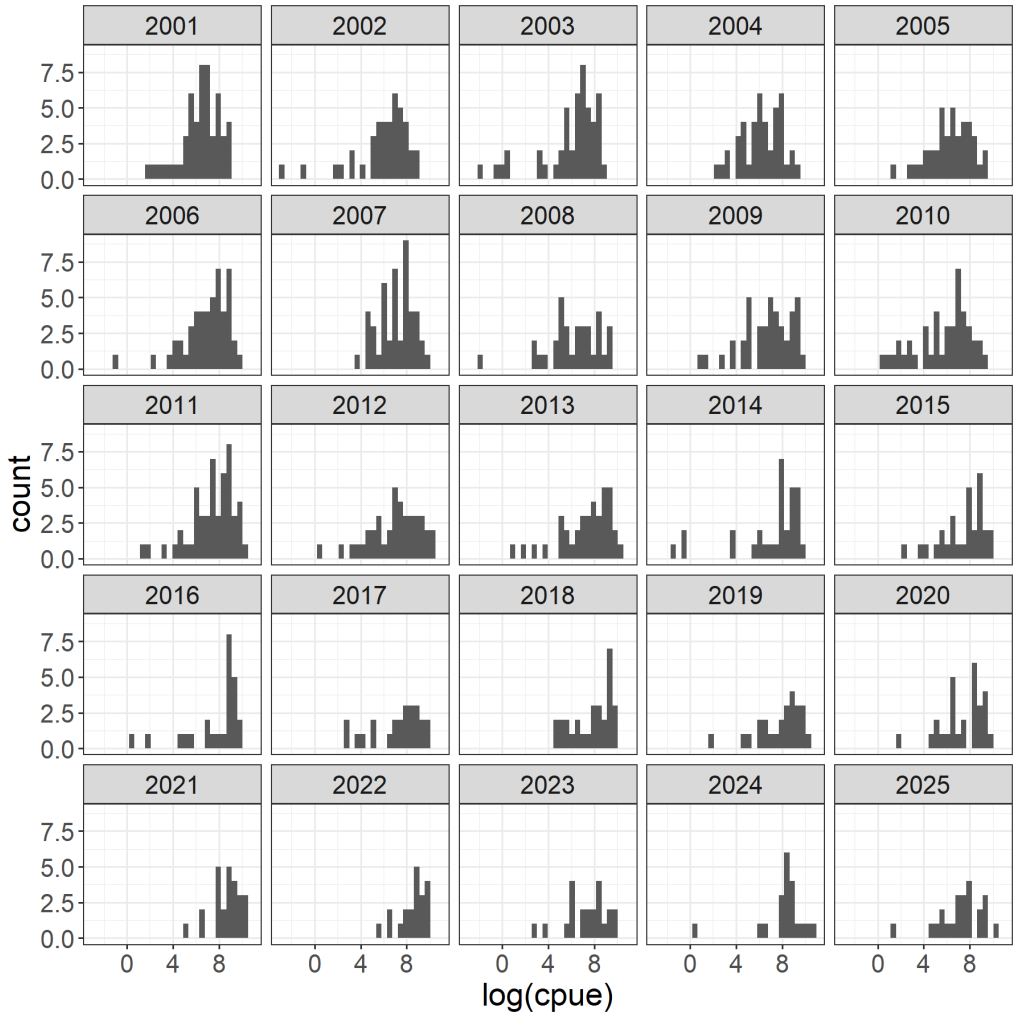


図 6. 年別の対数 CPUE のヒストグラム

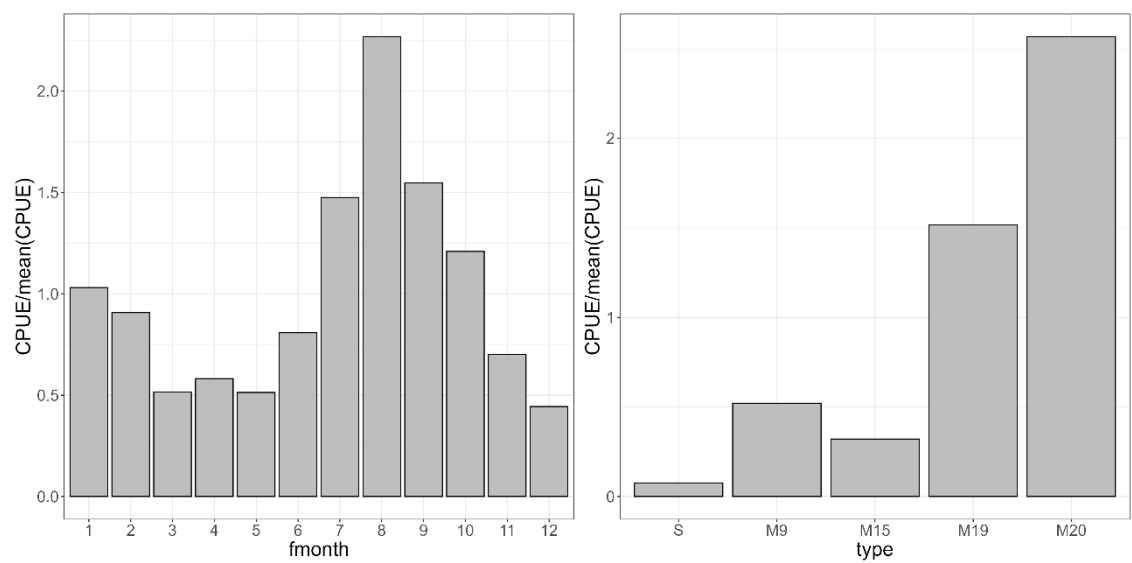


図 7. 年以外の主効果（月・漁業種類）と標準化 CPUE の関係
※平均値で割り規格化した。

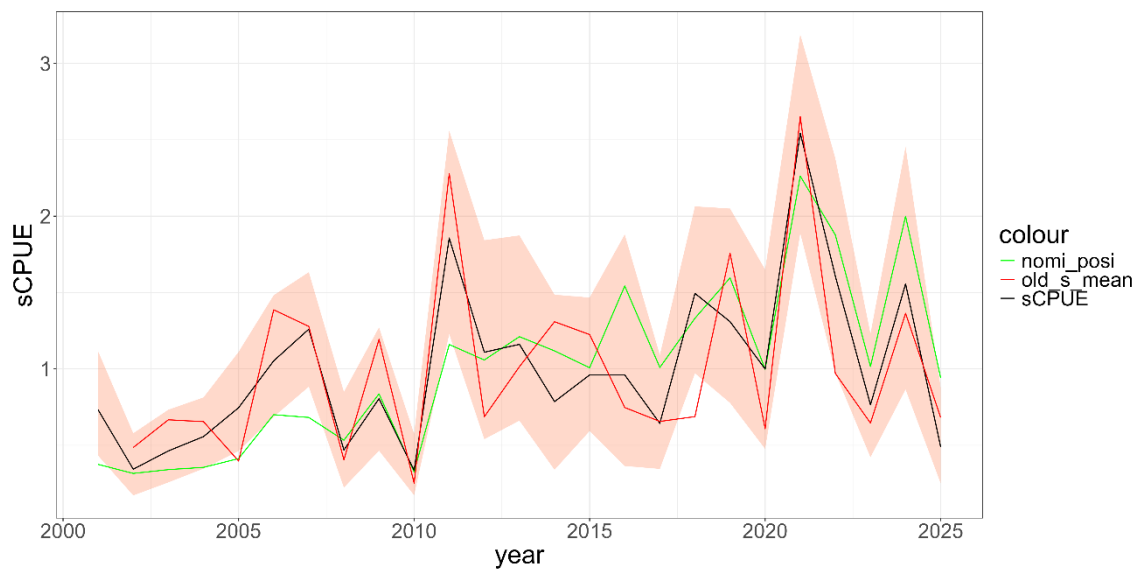


図 8. 有漁 CPUE(nomi_posi)、標準化 CPUE(sCPUE)の推移
※平均値で割り規格化した。オレンジの幅が標準化 CPUE の 95%信頼区間を示す。参考のため、令和 7 年度までの資源評価と同様のデータ・手法で算出した標準化 CPUE(old_s_mean)を示した。