

ベニズワイガニ日本海系群

かご網漁業の漁獲成績報告書に基づく CPUE の標準化

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

吉川 茜、佐久間啓、飯田真也、佐藤信彦

概要

データ	日本海べにずわいがに漁業漁獲成績報告書（大臣許可漁業および青森県、秋田県、山形県、新潟県、富山県、石川県、福井県、兵庫県、鳥取県、島根県の知事許可漁業）
対象	1 かごあたりのベニズワイガニの漁獲量（kg/かご）
データの利用可能な期間	1980～2022 年
標準化に使用した期間	1980～2022 年（1999 年、2000 年を除く）
データの抽出	・ かご数、漁区、水深、許可種別が欠測しているレコード ・ 水深が 800m 以浅または 1800m 以深のレコード ・ 近年操業がない海域（朝鮮海台）、1999 年および 2000 年以上に該当するデータを分析から除外した。
使用した統計ソフト・パッケージ	ソフト：R (4.3.0) パッケージ：dplyr、glmmTMB、MuMIn、emmeans、ggplot2
統計モデル	一般化線形モデル（GLM）
フルモデルの説明変数	固定効果：年、県、海域、水深、かごバイアス、年×海域（全てカテゴリ変数）
最終モデルの選択方法	AIC 総当たり法
選択された説明変数	フルモデル
年トレンドの抽出方法	① かごバイアスを調整した年別・海域別の最小二乗平均（LSMEAN） ② 海域別の漁場面積（水深 800～1800m） 以上を乗じ、許可水域ごとに合算することで許可水域別の年トレンドを得た。
信頼区間の計算方法	ブートストラップ法（100 回）
標準化の結果	・ 大臣許可水域では、1980 年代は低く、2010 年代は高く推移する傾向が見られた。漁場開発や漁獲制限、外国漁船による影響と考えられた。 ・ 知事許可水域ではトレンドは大きく変化しなかった。

1. 背景

漁業依存情報に基づく CPUE は、調査船調査等と比較してより広範の年代・海域の情報が得られるため、資源量指標値として幅広く活用されている。一方で、事前に調査デザインが決められている調査データとは異なり、漁業依存情報には操業場所、時期、狙いなど、時空間的に不均一なデータが少なからず含まれている (Maunder and Punt 2004)。このような偏りの含まれるデータから計算されたノミナル CPUE (漁獲量を単位努力量で除した最も単純な CPUE) にはバイアスが含まれていると考えられるため、近年では統計モデルにより偏りを取り除き、標準化した CPUE を資源量指標値とすることが標準的な手法となっている (Hoyle et al. 2014)。

日本海におけるベニズワイガニ漁業は、富山県で 1962 年にかご網漁法が開発されたことをきっかけに各県に広まり、現在では若干量の混獲を除き大半がかご網漁業によって漁獲されている。本種の漁獲加入後の個体は季節的な移動こそほとんど行わないものの、水深帯によって主な分布サイズや分布密度が異なることが知られている (養松・白井 2007)。また、近年の資源調査では海域によって加入動向が異なることが示唆されており、その後の資源量に時空間的な差異をもたらしていると考えられる (吉川 2022)。本種を対象とするかご網漁業は、漁場によって大臣許可漁業・知事許可漁業の 2 つの許可種別に分かれている。さらに、それぞれの許可水域や県は漁場だけでなく、主な操業水深帯や漁具の仕様 (目合い・脱出リングの有無等)、自主規制等も異なる。すなわち、ベニズワイガニの分布特性に対してかご網漁業から得られる情報は不均一である可能性があり、ノミナル CPUE にもバイアスが生じていると考えられる。よって、ノミナル CPUE をベースとした資源量指数を用いてきた本系群でも、より高精度な資源量指標値を得るために統計的モデルによる標準化は有効であると考えられ、令和 4 年度評価より標準化 CPUE を資源量指標値として採用している。

かご網漁業は餌によって漁獲対象を蛸集する漁法であり、特にベニズワイガニを対象としたかご網漁業はほかのカニ類がほとんど分布しない水深 800~1,800m の海域を中心に行われる。このことから、本種を対象としたかご網漁業は専獲性が高い漁具であると考えられる。実際に本稿で検討したデータでは、ゼロキャッチデータ (漁獲量がゼロのデータ) は全体の 0.1% であった。したがって、本稿では正規分布を誤差構造とする一般化線形モデル (GLM) による CPUE の標準化を行った。

2. 方法

日本海べにずわいがに漁業の漁獲成績報告書 (以下漁績) を用いた。本資料には日別・許可種別・船別に連ごとの敷設漁区、水深、かご数、ベニズワイガニ漁獲量 (kg) が記載されている。標準化の対象期間はデータが存在する 1980 年以降、対象海域は資源評価範囲と同じ日本海全域 (青森県~島根県の大臣許可漁業と知事許可漁業、図 1) とした。

約 34 万レコードのうち、かご数、漁区、許可種別が不明のレコード (21,344 件)、漁獲量

がゼロのレコード（285 件）、水深が不明または 800m～1800m の範囲外のレコード（10,333 件）、近年操業が行われていない朝鮮海台のレコード（29,332 件）は分析から除外した。また、1999 年と 2000 年については一部の県の漁績が失われているため、この 2 年に該当するレコード（9,937 件）も分析から除外した。以上のフィルタリングを行なった結果、分析に用いるデータは約 29 万件（全データの約 87.8%、図 2）となった。

フィルタリング後のデータはベニズワイガニのゼロキャッチデータを含まないため、標準化には CPUE（漁獲量÷かご数）の対数を応答変数とする一般化線型モデル（GLM）を適用した。誤差構造は正規分布に従うと仮定し、説明変数として漁績から利用可能な年、県、海域、水深（100 m ごとに区分）とそれらの交互作用を設定した（図 1）。事前に生データを確認し、CPUE に影響を与えない交互作用は検討から除いた。なお解析に用いたデータには、かご数が概数値で報告されていたり更新が漏れているなどの理由で、実際よりも一定割合少なくなっているレコードが、ある海域の特定期間に含まれている。このようなデータは CPUE を高くするバイアスを生じるため、該当するレコードと、かご数が正確なレコードを識別する変数「かごバイアス」を設けた。関係機関からの情報提供により、このような事例は過去 2 回あったことが判明しているため、水準数は 3 とした（正確が 0、不正確が 2 種類）。フルモデルは以下の通りである。

$$\log(\text{CPUE}) \sim \text{切片} + \text{年} + \text{県} + \text{海域} + \text{水深} + \text{かごバイアス} + \text{年} \times \text{海域}$$

（全てカテゴリ変数）

モデル選択は AIC 総当たり法によって行い、説明変数に年を含むモデルのうち AIC の最も低いモデルを最適モデルとした。選択されたモデルの当てはまりは残差の分布を説明変数の水準ごとに図示して検討した。また、推定された係数の妥当性を判断するために、変数ごとの最小二乗平均（LSMEAN）と 95%信頼区間を計算し、図示した。

以上の方法によって妥当性が検証された最適モデルについて、かごバイアスがない水準に補正した年別・海域別の LSMEAN を算出した。得られた LSMEAN に海域別の漁場面積（水深 800～1800m、表 2）を乗じ、許可水域ごとに合算することで、本系群の許可水域別の年トレンドを得た。年トレンドの 95%信頼区間は非層別ブートストラップ（試行回数 100 回）によって計算した。

3. 結果と考察

(1) モデル選択とモデル診断

モデル選択ではフルモデルの AIC が最も小さく、フルモデルが選択された（表 1）。選択されたモデルの残差のヒストグラムは釣鐘型であった。正規 QQ プロットは、後述するマイナス側末端を除き概ね直線上に乗っていた（図 3）。説明変数の水準ごとに分けた残差の平均値もゼロから著しく逸脱するものではなく、モデルの当てはまりに問題はないと判断された（図 4）。

本モデルでは正規 QQ プロットのマイナス側の末端に逸脱が認められた。これは一部の

データにおいて観測値がモデルの推定値よりも低いことを示しており、漁績では観測されていない要素が CPUE に影響を与えている可能性が考えられる。今後本モデルの当てはまりを改善するためには、原因となりうる要素を幅広く精査し、利用可能なデータを収集する必要がある。

(2) 推定値の妥当性

年を除く固定効果の水準ごとに計算した LSMEAN を図 5 に示す。県ごとの効果は北部・西部の県で高く、中部の県でやや低い傾向が見られた。これらは県ごとの操業の特徴が反映されているものと考えられた。水深の効果は深くなるほど高くなる傾向が見られ、深い水深帯ほど高密度（ただし小型）で分布するベニズワイの分布特性と一致していた（養松・白井 2007）。かごバイアスは、近年のかご数が正確なレコード（0）に対して不正確なレコード（1 および 2）は約 1.3 倍の効果（CPUE）があり、これらのレコードではかご数が実際よりも少ない値となっていたことが示唆された。海域と年の交互作用は、極小値をとる年代は海域間で概ね同調していたが、その間の増減のタイミングや程度は海域ごとに異なっていた。これらは各海域における加入動向の違いを反映していると考えられ、特に隠岐西方の直近年（2022 年）の増加は資源調査の結果とよく一致していた（吉川 2022）。海域を許可水域別で見た場合には、特に 1990 年以降は知事許可水域の方が高い水準で推移した。この要因については明らかではないが、一因として知事許可水域における資源保護の取り組みや、大臣許可水域における外国漁船の努力量の増大などが理由として考えられる。

以上より、本モデルから得られた推定値は概ね解釈可能であり、妥当な結果が得られていると判断した。

(3) 標準化 CPUE とノミナル CPUE との比較

許可水域ごとの標準化 CPUE を図 6 に示した。大臣許可水域の標準化 CPUE は、1980 年代に最大値を示したのち、1989 年、2002 年、2019 年を極小値として周期的に変動しており、2020 年からは増加に転じている。知事許可水域でも 1987 年、2003 年を極小値として周期的な変動が見られるが、2000 年代以降は横ばい～増加の傾向で推移している。信託区間の幅はきわめて狭く、推定結果は安定していた。

標準化を行っていない CPUE（ノミナル CPUE）と比較するために、平均値で除して規格化した標準化 CPUE を図 7 に示した。大臣許可水域では、標準化 CPUE はノミナル CPUE と比較して 1980 年代は低く、2010 年代は高くなる傾向が見られた。前者は漁場開発期において CPUE の高い水域での操業が多かったこと、後者は資源回復計画（漁具の規制、漁獲制限の導入）や外国漁船との競合により CPUE が低い条件下での操業が多かったことでデータの偏りを生じていた可能性がある。直近の 2022 年の標準化 CPUE の急上昇が目立つが、これは調査によって資源回復が確認されている隠岐西方の傾向を反映したもの

のである。近年隠岐西方で操業する船は減少傾向にあるため、資源量指数には隠岐西方の情報が過小評価されていたと考えられる。大臣許可水域と比較して、知事許可水域ではノミナル CPUE と標準化 CPUE の間に顕著な差異は認められなかった。知事許可水域は小型船による地先での操業が主体で、漁場の変遷が小さいことが要因であると考えられる。

5. まとめ

日本海べにずわいがに漁業の漁績の CPUE を GLM により標準化した。かごバイアスがない水準に補正した年別・海域別の LSMEAN を算出し、漁場別面積を乗じて合算することで本系群の許可水域別の年トレンドを得た。知事許可漁業の標準化 CPUE はノミナル CPUE とほぼ同じ変動を示したが、大臣許可漁業では標準化 CPUE が 1980 年代は低く、2010 年代は高くなる傾向が見られた。これは、漁業依存情報の偏りがモデルにおいて適切に考慮された結果であると考えられた。

引用文献

- GEBCO Compilation Group (2022) GEBCO_2022 Grid (doi:10.5285/e0f0bb80-ab44-2739-e053-6c86abc0289c)
- Hoyle, S. D., A. D. Langley, R. A. Campbell (2014) Recommended approaches for standardizing CPUE data from pelagic fisheries. WCPFC-SC10-2014/SA-IP-10.
- Maunder, M. N., A. E. Punt (2004) Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res., **70**, 141-159.
- 養松郁子・白井 滋 (2007) 日本海大和堆北東部におけるベニズワイの深度分布と移動. 日水誌, **72**, 1108-1110.
- 吉川 茜・佐久間啓・飯田真也・藤原邦浩・山本岳男・齋藤 類・高崎健二 (2022) 令和 4 (2022) 年度 ベニズワイガニ日本海系群の資源評価. https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2023/06/details_2022_78.pdf, 2023 年 7 月 21 日.

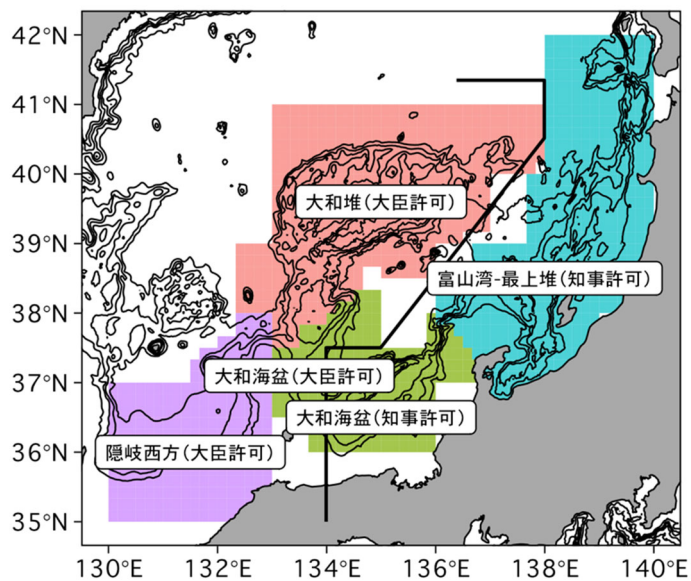


図1 標準化の対象とした海域

黒線は大臣許可水域と知事許可水域の境界線である。参考として等深線を示した (GEBCO Compilation Group (2022)より改変)。

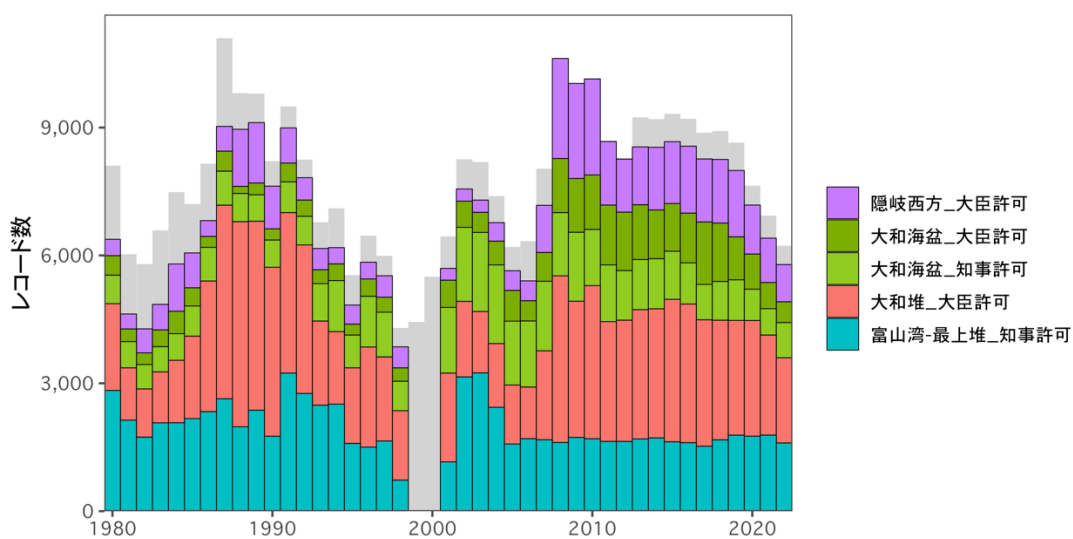


図2 フィルタリング後のデータ数

灰色はフィルタリング前のデータ数を示す。

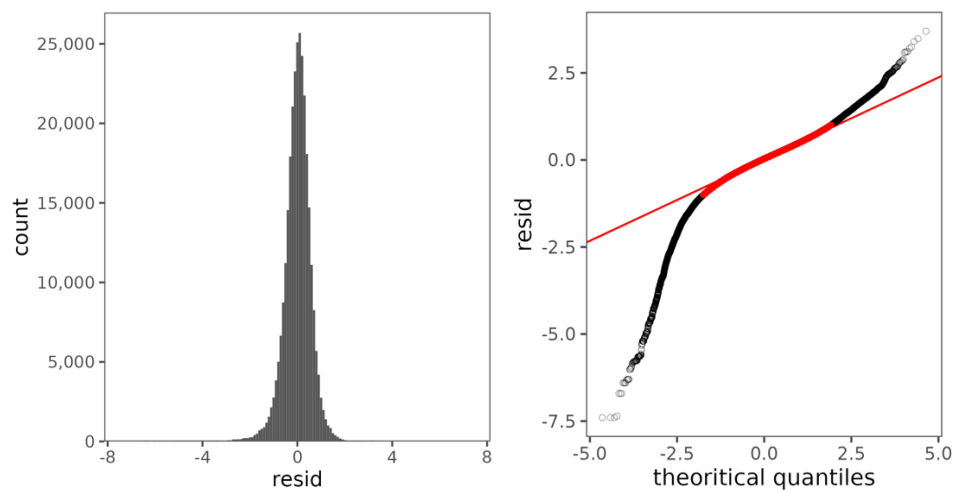


図3 残差のヒストグラムと正規 QQ プロット

正規 QQ プロットの赤点は-1 から 1 の範囲に含まれるデータを示す。全残差の 93%がこの範囲内に含まれる。

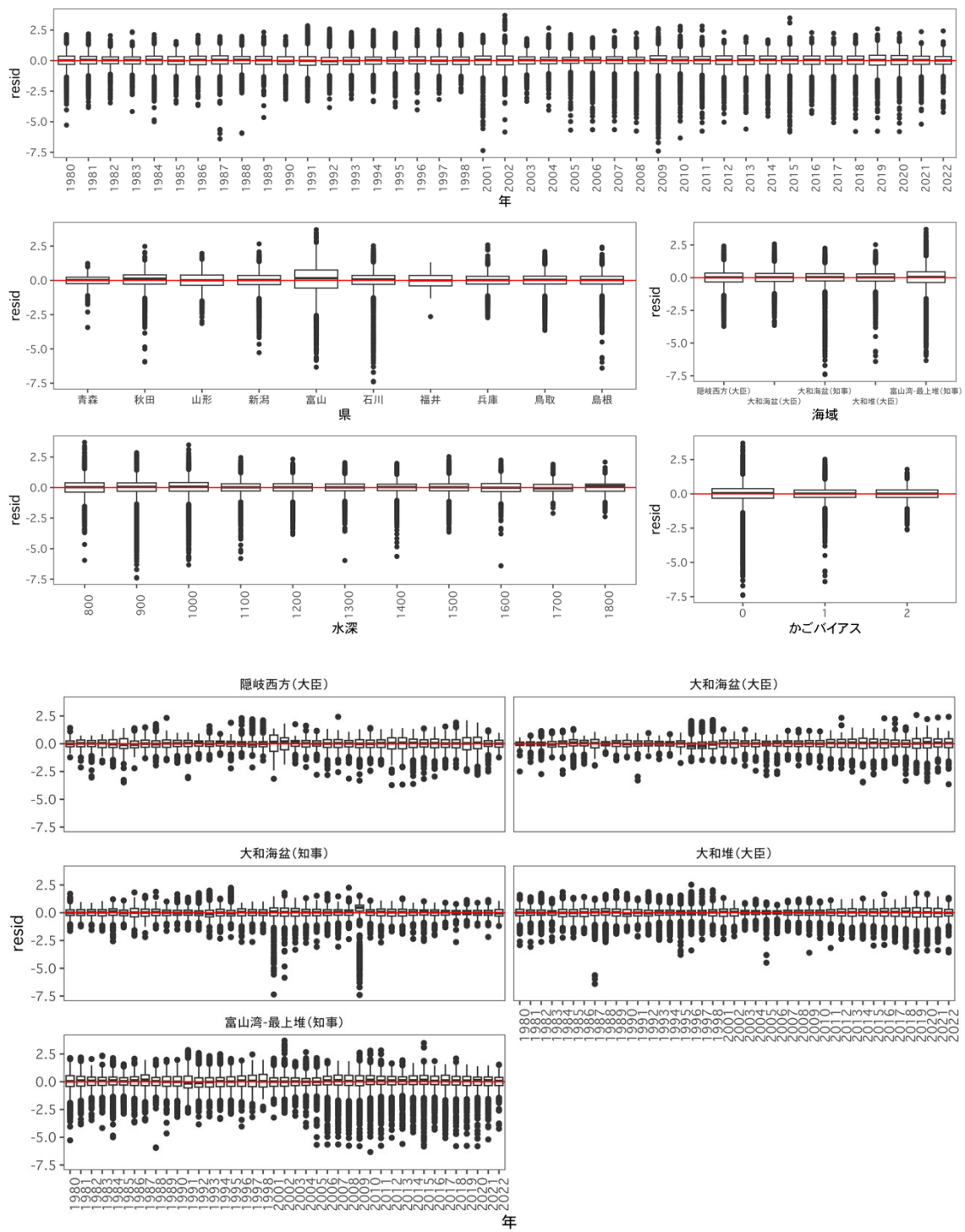


図 4 説明変数の水準ごとの残差

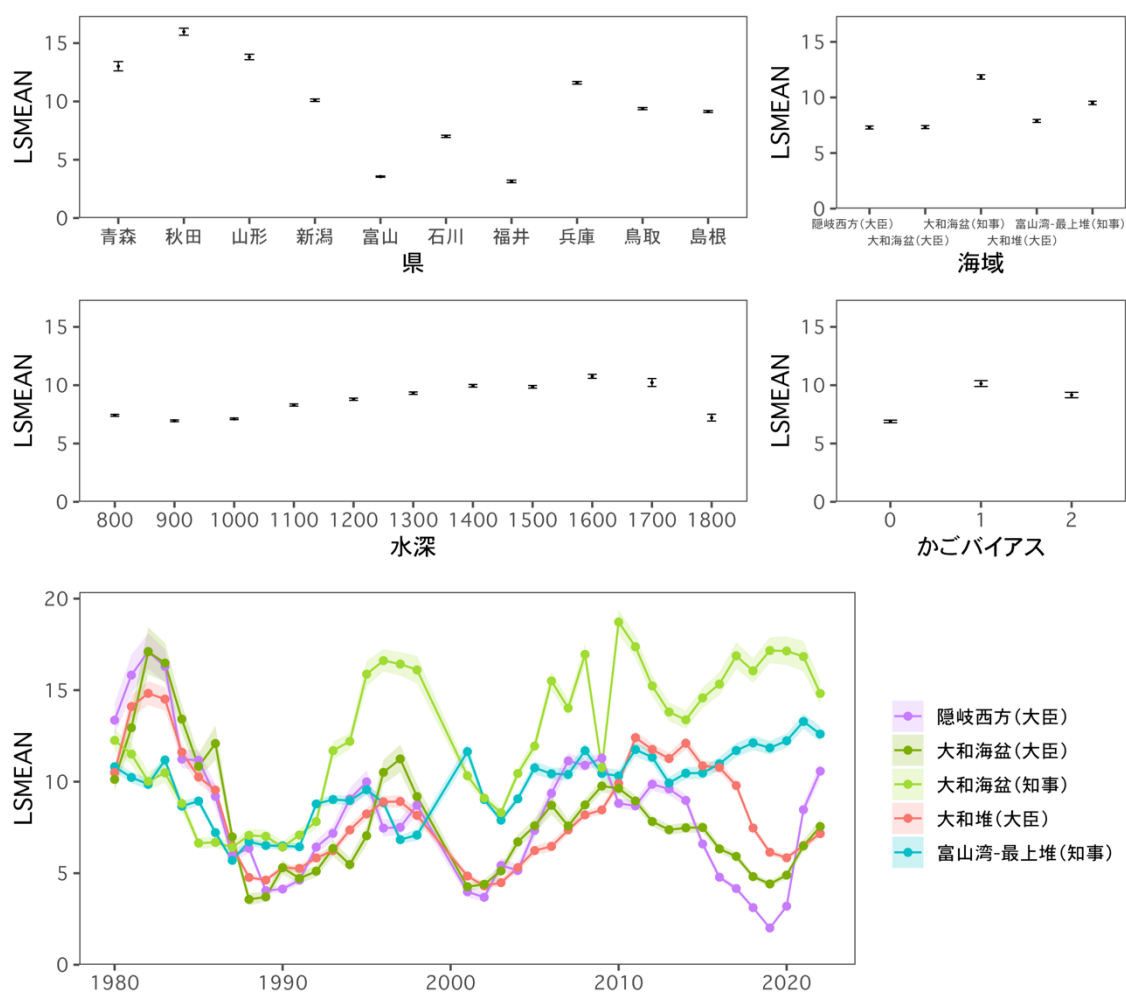


図 5 各変数の推定された効果 (LSMEAN)

エラーバーおよび網掛けは推定値の 95%信頼区間を示す。

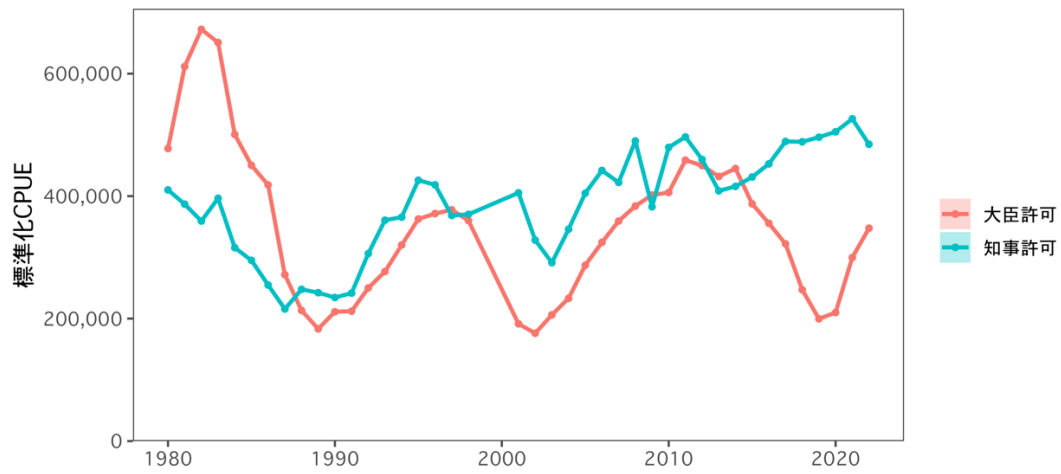


図 6 標準化 CPUE

LSMEAN (kg/かご) に漁場面積 (km²) を乗じて算出した。ブートストラップ法により推定された 95%信頼区間 (網掛け) は非常に狭いため見えない。

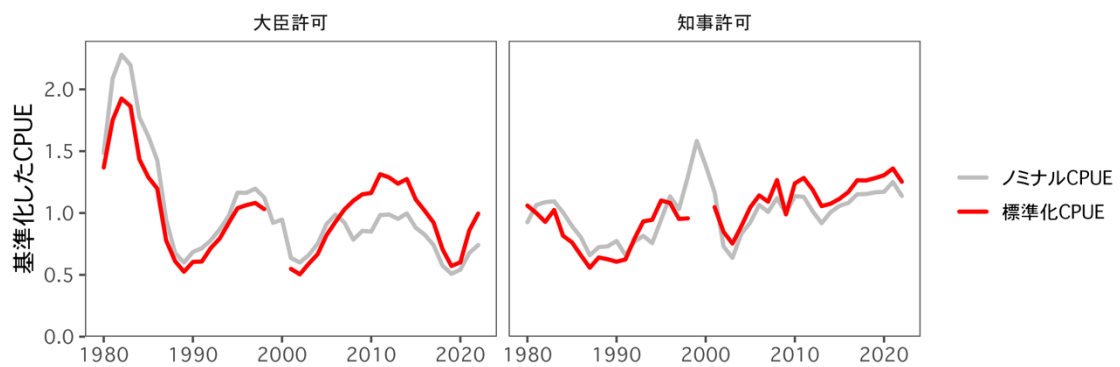


図 7 標準化 CPUE とノミナル CPUE

比較のため、各指標値をそれぞれの平均値で除して規格化した。

表 1 モデル選択結果（上位 10 モデル）

年	県	海域	水深	かご バイアス	年×海域	df	logLik	AIC	delta
+	+	+	+	+	+	227	-259,073	518,601	0
+	+	+	+		+	225	-259,650	519,750	1,150
+	+	+		+	+	217	-264,649	529,732	11,131
+	+	+			+	215	-265,046	530,523	11,922
+	+	+	+	+		67	-277,968	556,070	37,470
+	+	+		+		57	-282,844	565,801	47,200
+	+		+	+		63	-283,897	567,920	49,319
+	+	+	+			65	-284,037	568,204	49,603
+		+	+	+	+	218	-287,288	575,012	56,412
+	+		+			61	-289,054	578,230	59,630

表 2 海域別・許可水域別漁場面積

海域	許可水域	漁場面積 (km ²)
大和堆	大臣許可水域	29,638
隠岐西方	大臣許可水域	14,979
大和海盆	大臣許可水域	8,471
大和海盆	知事許可水域	15,737
富山湾-最上堆	知事許可水域	29,570

漁場面積の集計範囲は水深 800～1,800m とした。