

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

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、飯田真也、佐藤信彦、白川北斗、佐久間啓

概要

データ	1 そうびき沖合底びき網漁業漁獲成績報告書（日本海区）
対象	1 網あたりのニギスの漁獲量（kg/網）
データの利用可能な期間	1972～2022 年
標準化に使用した期間	1972～2022 年
データの抽出	① 網数、漁区が欠測しているレコード、休漁期（6～8 月）、操業回数が極端に少ない小海区（対馬周辺、大和堆、迎日北部）を分析から除外した。 ② Biseau (1998)に基づき、Explanation Level (EL) 80%を満たすデータを抽出した。
使用した統計ソフト・パッケージ	ソフト：R (4.1.2) パッケージ：dplyr（データ操作）、glmmTMB（モデル推定）、MuMIn（モデル選択）、emmeans（LSMEAN 算出）、ggplot2（図示）
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、月、小海区、年×月 ランダム効果：年×小海区、月×小海区
最終モデルの選択方法	AIC 総当たり法（制限付き最尤法、最尤法）
選択された説明変数	フルモデル
年トレンドの抽出方法	年ごとの最小二乗平均（LSMEAN）
信頼区間の計算方法	ブートストラップ法（100 回、今後 1000 回計算予定）
標準化の結果	・ノミナル CPUE と比較して、1970 年代はやや低く、2000 年代以降はやや高めに推移している。 ・日本海西部海域を中心とする狙い操業の減少が原因と考えられた。

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)。

日本海におけるニギスは、約 50% が 1 そうびき沖合底びき網漁業 (以下沖底) によって漁獲されており、この割合は統計開始以降ほとんど変化していない (吉川ほか 2022)。沖底におけるニギスの CPUE は、ある操業がニギス狙いであるか否かによって大きく変化すると考えられる。沖底ではニギスを漁獲する際に「ニギス網 (またはキス網)」という専用の漁具を用いる場合が多い。ニギス網は軽めの沈子と 12~14 節の比較的細かい目合いの網地によって構成され、近低層に群遊するニギスを効率的に漁獲するために設計されている (兵庫県但馬水産事務所試験研究室 2000)。このことから、ニギスを狙った操業ではニギスの CPUE が上昇すると予想される。その一方で、本種は沖底漁獲対象種の中でも鮮度の低下が特に早い上に、選別が煩雑かつ販売単価が低いことが知られている (吉川・川畑 2020)。よって、ニギスを狙わない場合には混獲を極力避ける (CPUE が低下する) バイアスが生じるものと考えられる。

また、本種の狙いの有無は時空間的に偏りがある可能性が高い。沖底の海域別・年別の累積漁獲曲線 (Biseau 1998) を図 1 に示す。海域と海域名の対応は図 2 に示した。累積漁獲曲線は、あるレコードにおける総漁獲量のうちニギスの漁獲量が占める割合 (以下ニギス割合) が低いものから順にニギスの漁獲量を積算し、その累積割合を縦軸として表したものである。対角線よりも右下に偏るほどニギス割合が高いレコードが多く、すなわち狙い操業によるニギスの漁獲が多いことを示す。図 1 のうち、但馬沖から迎日南部にかけての海域は過去 (青) にはニギス狙いが多かったが、近年 (赤) では混獲種に変化している。一方、若狭沖や加賀沖では過去には混獲種であったが、特に直近の 10 年間で狙い魚種に移行しており、年代や海域ごとに CPUE のバイアスが異なると考えられる。

以上より、ニギスの沖底 CPUE の標準化にあたっては、狙いの時空間的な変化を考慮することが重要である。本資料では、比較的簡便な手法であり、Okamura et al. (2018) においてバイアスが小さいことがシミュレーションによって確認されている Biseau (1998) の Explanation Level (EL) に基づくデータ抽出を採用した。EL は累積漁獲量の閾値を表し、例えば EL = 80% におけるデータ抽出はニギス割合の高い順に累積漁獲量の 80% に達するまでデータを抽出することを指す。本手法はニギス割合の高い順にデータを抽出するため、ゼロキャッチデータが解析から除かれ考慮できない欠点があるが、ニギス狙いの操業はゼロキ

ヤッチ率が極めて低いことが沖底の操業日誌の予備的分析から明らかになっている（ニギス狙いが記載された日のうち、ニギスが実際に漁獲された日を集計すると約 95%にのぼる）。このことから、沖底のゼロキャッチデータはニギスを対象とした操業ではないとみなすことができ、EL によるデータ抽出は適当であると考えられる。本資料では、このように得られたデータについて、一般化線形混合モデルの当てはめにより標準化 CPUE の推定を行った。

2. 方法

1 そうびき沖底の漁獲成績報告書（以下漁績）を用いた。本資料には日別・船別に農林漁区、網数、ニギス漁獲量 (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 1972 年以降、対象海域は資源評価範囲と同じ日本海全域とした。

約 146 万レコードのうち、網数または漁区が不明のレコード (146 件)、休漁期のレコード (6~8 月、58,307 件)、操業回数が極端に少ない小海区 (対馬周辺、大和堆、迎日北部、20,310 件) は分析から除外した。以上のフィルタリングを行なったデータに対して、EL = 80% (Biseau 1998) を満たすデータを抽出し、分析に用いた (56,913 件、全データの 3.6%、図 3)。

フィルタリング後のデータはニギス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÷網数) の対数を応答変数とする一般化線型混合モデル (GLMM) 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、月、小海区とそれらの交互作用を固定効果として含めた。ただし、年×小海区と月×小海区では変数の特定の組み合わせにおいて欠測が生じるため、これらをランダム効果として扱った (庄野 2004, 岡本ほか 2016)。フルモデルは以下の通りである。

$$\log(\text{CPUE}) \sim \text{年} + \text{月} + \text{小海区} + \text{年} \times \text{月} + (1|\text{年} \times \text{小海区}) + (1|\text{月} \times \text{小海区})$$

本モデル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 AIC (赤池情報量規準) をモデル間で比較することができない (Zuur et al. 2009, 岡本ほか 2016)。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 (4 通り) を制限付き最尤法により推定し、それぞれ AIC を算出した。次に、4 通りのモデルのうち最も AIC が小さかったモデルについて、ランダム効果を固定した上で固定効果の組み合わせの異なるモデルを最尤推定し、AIC 総当たり法によってベストモデルを選択した。

モデルの当てはまりを診断するために、残差の分布を変数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ベストモデルについて、年の LSMEAN を標準化 CPUE とした。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

ランダム効果を選択する第 1 段階と固定効果を選択する第 2 段階はともにフルモデルの AIC が最も小さく、フルモデルが選択された（表 1、2）。この結果は BIC（ベイズ情報量規準）を基準とした場合でも同様であった。モデルの残差は正規 QQ プロットでは末端がわずかに直線から外れていたものの、ヒストグラムでは逸脱しているデータはわずかであることが確認された（図 4）。固定効果の水準ごとに分けた残差にも偏りは認められなかった（図 5）。

(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 6 に示す。月の効果は、月ごとにわずかに増減があるものの、年間を通してほぼ一定であった。ニギスは季節的な回遊等を行わず、地先に周年分布していることから妥当な結果であると考えられる（兵庫県但馬水産事務所試験研究室 2000）。これに対して小海区の効果は場所によって大きく異なり、西部の隠岐周辺・浜田沖や加賀沖で CPUE が高く、北部ほど低い傾向が認められた。ニギスは台湾沿岸まで分布する南方性の魚種であり、日本海北部は本種の分布北限にあたるため（波戸岡 2013）、西高北低の CPUE の勾配がみられたと考えられる。但馬沖と隠岐北方はこの勾配に反して CPUE がやや低かったが、これは但馬沖・隠岐北方ともにニギスの分布可能な水深帯（60～200 m）が狭いことが理由として挙げられる。

(3) 標準化 CPUE とノミナル CPUE との比較

標準化 CPUE（年ごとの LSMEAN）を図 7 に示した。標準化 CPUE は 1970 年代に最も高い値を示し、その後 1980 年代後半にかけて大きく減少した。2000 年には再び 1970 年代の水準に回復し、その後は数年周期の増減を繰り返しながら推移している。本種の有漁レコードは年々減少傾向にあるが（図 3）、信頼区間の幅は狭く推定結果は安定している。

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 8 に示した。標準化 CPUE はノミナル CPUE と比較して、1970 年代はやや低い水準で、近年はやや高い水準で推移した。このような差異は、前述の通り狙いの影響を考慮した結果であると考えられる。1970 年代は概ねどの海域においてもニギスの狙いが強く、CPUE の高い操業が多かったが、近年では加賀沖と若狭沖を除いて多くの海域で CPUE の低い操業が増加した（図 1）。その結果、偏りを考慮しないノミナル CPUE では 1970 年代が相対的に高く、近年が相対的に低くなったものと考えられる。

日本海西部では過去には加工原料としてニギスが盛んに水揚げされていたが、加工業者の減少に伴う単価の低下、煩雑な選別作業の不採算化、またズワイガニ・アカムツ等の単

価の高い魚種に狙いがシフトしたことなどにより、近年の沖底における狙いの対象としては順位の低い魚種となっている。

5. まとめ

ニギスの1そうびき沖底漁績のCPUEをGLMMにより標準化した。ニギスの狙いを考慮するため、Biseau (1998) のELに基づいてデータをフィルタリングした。標準化CPUEはノミナルCPUEと比較して1970年代は低く、近年は高い水準であった。これは、ニギスの狙いが適切に考慮された結果であると考えられた。

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.
- 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.
- 兵庫県但馬水産事務所試験研究室 (2000) 日本海におけるニギスの生態と資源管理に関する研究. 平成9～11年度水産業関係地域重要新技術開発促進事業総合報告書, 1-48.
- Maunder, M. N., A. E. Punt (2004) Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.*, **70**, 141-159.
- 波戸岡清峰 (2013) 88. ニギス科. 「日本産魚類検索 全種の同定 第三版」中坊徹次編, 東海大出版会, 秦野, 343.
- 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系群のCPUEの標準化. *日本水産学会誌*, **82**, 686-698.
- Okamura, H., S. H. Morita, T. Funamoto, M. Ichinokawa, S. Eguchi (2018) Target-based catch-per-unit-effort standardization in multispecies fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **75**, 452-463.
- 庄野 宏 (2004) CPUE 標準化に用いられる統計学的アプローチに関する総説. *水産海洋研究* **68**, 106-120.
- 吉川 茜・白川北斗・佐久間啓・藤原邦浩 (2022) 令和4(2022)年度ニギス日本海系群の資源評価. https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2023/07/details_2022_27.pdf, 2023年7月31日.
- 吉川 茜・川畑 達 (2020) 資源をむだなく利用する～ニギスの腹割れを例に～. *日本海リサーチ&トピックス*, **26**, 3-6.
- 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.

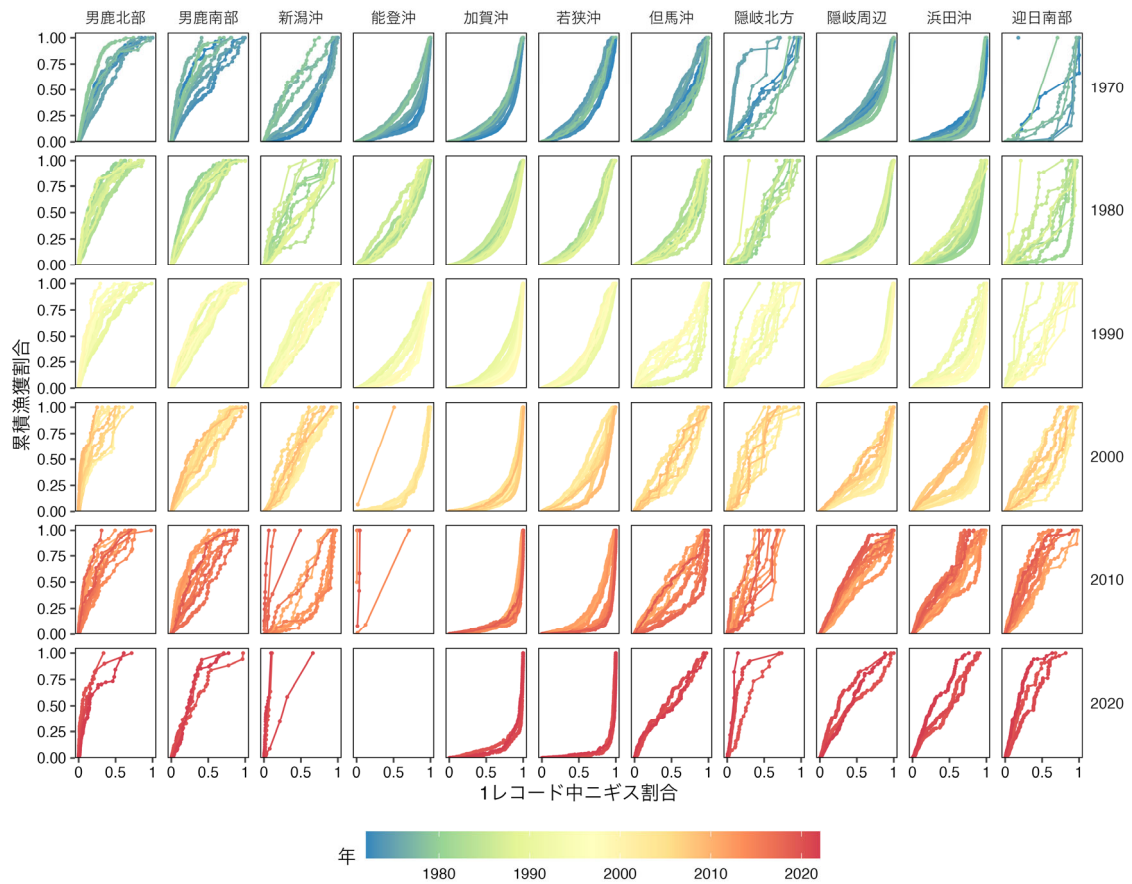


図1 沖底漁績における海域別・年別の1操業ニギス割合と累積漁獲割合の関係 (Biseau 1998)

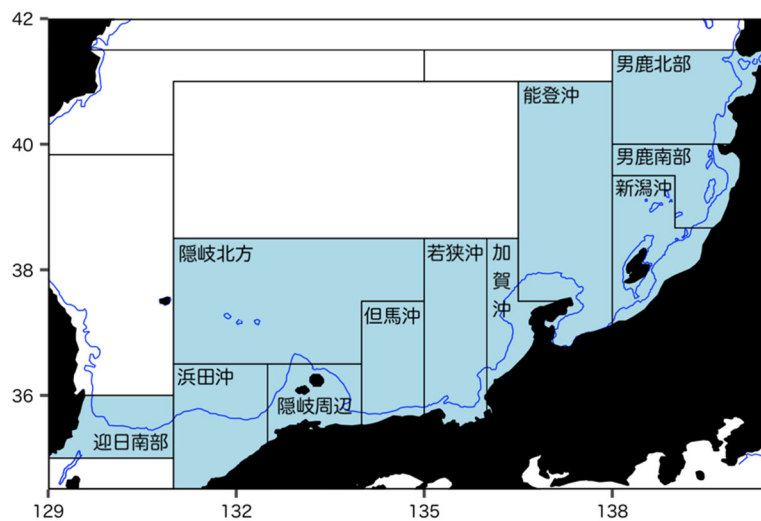


図2 沖底漁績における小海区の区分

青の実線は 200 m 等深線を示す。水色の網掛け領域は標準化対象の小海区を示す。

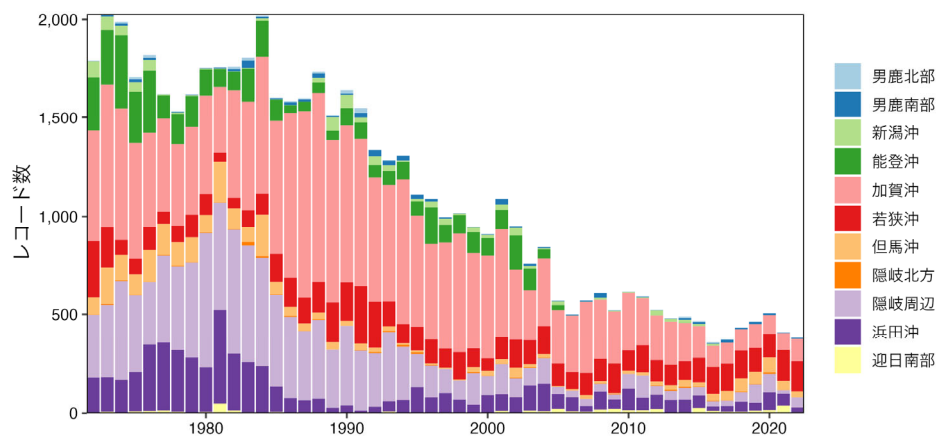


図3 フィルタリング後のデータ数

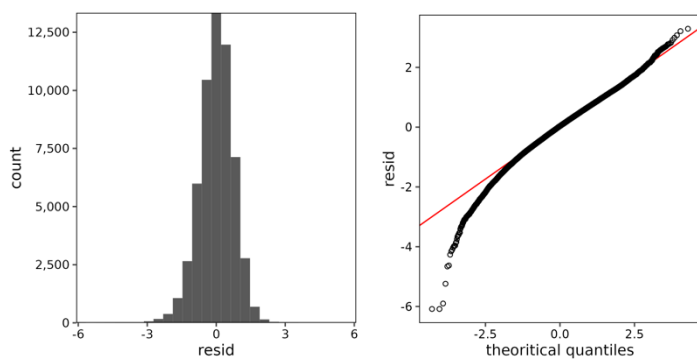


図4 モデル残差のヒストグラムと正規 QQ プロット

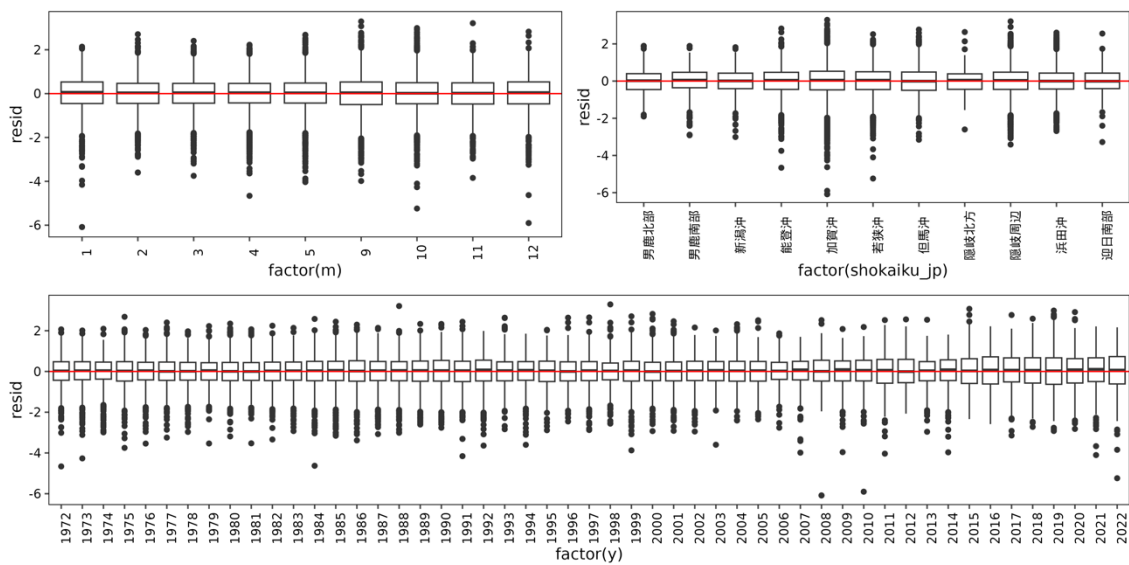


図5 固定効果の水準ごとの残差

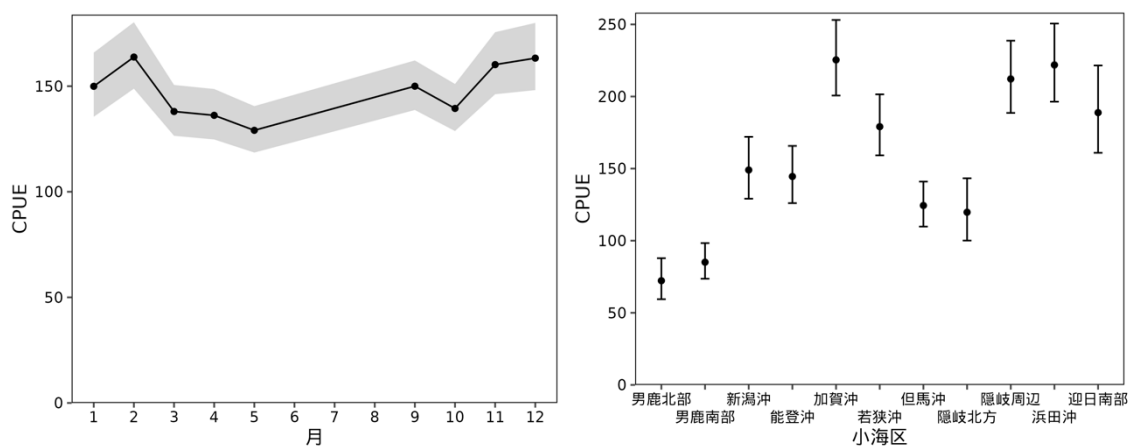


図6 月（左）と小海区（右）の効果（LSMEAN）

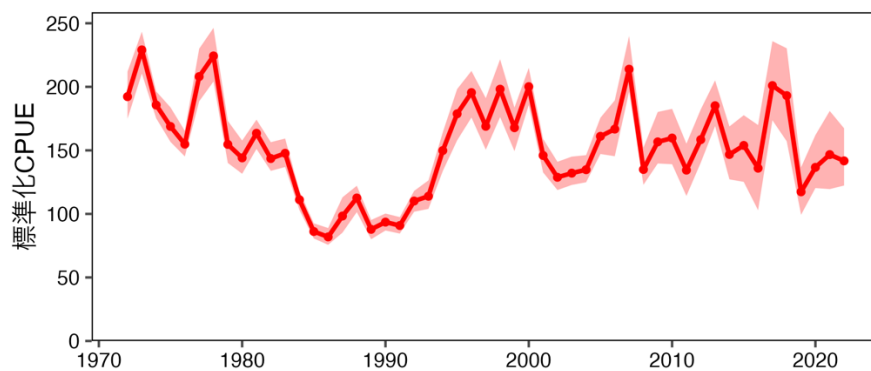


図7 標準化 CPUE

網掛けはブートストラップ法により推定された 95%信頼区間を表す。

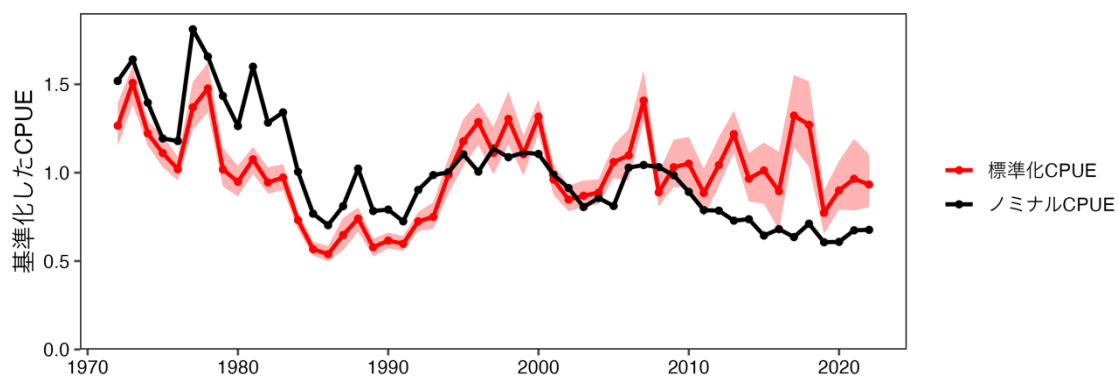


図8 標準化 CPUE とノミナル CPUE

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 ランダム効果のモデル選択結果

random effects	deviance	logLik	AIC	delta
(1 y:shokaiku)+(1 m:shokaiku)	129,486	-64,743	130,430	0
(1 y:shokaiku)	130,011	-65,005	130,953	523
(1 m:shokaiku)	134,305	-67,153	135,247	4,817
none	134,849	-67,425	135,789	5,359

表 2 固定効果のモデル選択結果

Int	m	shokaiku	y	m:y	df	logLik	AIC	delta
+	+	+	+	+	472	-64,090	129,124	0
+	+		+	+	462	-64,173	129,269	145
+	+	+	+		72	-65,267	130,679	1,554
+		+	+		64	-65,284	130,696	1,571
+	+	+			22	-65,358	130,760	1,636
+		+			14	-65,375	130,777	1,653
+			+		54	-65,346	130,800	1,676
+	+		+		62	-65,342	130,807	1,683
+					4	-65,437	130,882	1,757
+	+				12	-65,432	130,888	1,764