

スルメイカ冬季発生系群のいか釣り調査 CPUE の標準化

概要

データ	調査船調査（スルメイカ第1次漁場一斉調査（太平洋））、いか釣り
対象	いか釣り機1台1時間あたりのスルメイカ漁獲尾数（尾/台/時間）
データの利用可能な期間	1972～2020年の5～7月
標準化に使用した期間	1996～2020年（表層トロール調査の期間と統一するため）
標準化のためのデータ抽出	1597件のデータから太平洋の範囲外である津軽海峡内の15件、および水温情報が無い17件を除外。除外されたデータは、全データのうち2.0%。
使用した統計ソフト・パッケージ	R(4.0.5)を用いて計算。使用したパッケージは、海域区分では deltaGLMtree、モデル選択では MuMIn、モデル構築では stats、有漁確率モデルの ROC 解析では ROCR。
統計モデル	デルタ型2段階モデル。 有漁確率モデル：応答変数は有漁確率、誤差は二項分布に従う。 有漁モデル：応答変数は有漁時の CPUE の自然対数、誤差は正規分布に従う。
フルモデルで導入した説明変数	有漁確率モデル：年、海域*、年×海域、海表面水温、海表面水温の2乗、海表面水温と50m深水温との差（水温は連続変数、それ以外はカテゴリカル変数） 有漁モデル：年、海域*、年×海域、海表面水温、海表面水温の2乗、海表面水温と50m深水温との差（水温は連続変数、それ以外はカテゴリカル変数） *海域区分には deltaGLMtree を使用し、BIC を規準として設定。
最終モデルの選択方法	BIC をモデル選択規準とし、dredge による総当たり法で選択（ただし、年を含むモデルのみ）。
最終モデルで選択された説明変数	有漁確率モデル：年、海域、海表面水温、海表面水温の2乗、海表面水温と50m深水温との差 有漁モデル：年、海域、海表面水温と50m深水温との差
年トレンドの抽出方法	有漁確率モデルから各年の有漁確率を、また有漁モデルから各年について最小二乗平均 CPUE を推定し、これらを掛け合わせて標準化 CPUE を算出。
推定誤差や信頼区間の計算方法	ブートストラップサンプリングされたデータと最終モデルから標準化 CPUE の算出を1000回繰り返した。この際、モデル選択は行っていない。

1. 背景

毎年5～7月に太平洋において、スルメイカ冬季発生系群を対象として調査船による第1次漁場一斉調査（以降、いか釣り調査と総称する）を実施している（FRA-SA2020-SC05-1）。同調査結果は特に早生まれ（12月～翌年1月生まれ）のスルメイカの加入量把握に有効であると考えられており、現在のところ長期漁況予報や資源評価で利用されている。また、次年度からは、5～6月に実施している表層トロールを用いた移行域幼稚魚調査の結果（FRA-SA2021-BRP01-03）を併用して資源状態の早期モニタリング指標を算出し（FRA-SA2021-BRP01-04）、その新たな指標値の活用を検討する予定である。

いか釣り調査でこれまでに漁獲されたスルメイカの9割近くは外套背長13～19cmであり、表層トロール調査によって漁獲される個体（9割近くが5cm以下）より大きく、相対的には優れた遊泳能力を有する。調査は図1で示した範囲で実施されており、海域によって分布密度が異なる可能性がある。同様のことは水温環境によっても想定されるため、単純平均したCPUEの年トレンドは資源量指標値としては十分ではないと考えられる。そこで、海域や水温環境などの影響を取り除いた指標値を得るため、いか釣り調査によるCPUEの標準化を実施した。

2. 方法

調査船によるいか釣り調査は1972年から実施しているが、早期モニタリング指標を開発するにあたって利用するもう1つの調査（表層トロール調査）は1996年から実施されているため、いか釣り調査データの使用期間も1996～2020年までに統一した。データは全部で1597件あり、そのうち現行の調査対象海域である太平洋の範囲外（津軽海峡内）の15件と水温情報が無い17件を除外した1565件を使用した（除外されたデータの数は全データのうち2.0%）。このうち、漁獲の無かったゼロキャッチデータは902件あった。

CPUE標準化のための統計モデルとしてデルタ型2段階モデルを利用した。1段階目の有漁確率モデルでは、有漁確率を応答変数とし、フルモデルの説明変数には年（Year）、海域（Area）、年と海域の交互作用、表面水温（SST）、表面水温の二乗、表面水温と50m深水温の差（dT50）を用いた。水温は連続変数、それ以外はカテゴリカル変数として扱った。誤差は二項分布に従うと仮定した。2段階目の有漁モデルではCPUEの自然対数を応答変数、フルモデルの説明変数は1段階目の有漁確率モデルと同様とし、誤差は正規分布に従うと仮定した。海域区分にはRのdeltaGLMtreeを使用し、ベイズ情報量規準（BIC）に基づいて3つの海域を設定した（図1）。なお、一般化分散拡大係数GVIFが2以上の説明変数は見られず、多重共線性は確認されなかった。

有漁確率モデル（フルモデル）

$$\text{logit}(P) = \text{Year} + \text{Area} + \text{Year} \times \text{Area} + \text{SST} + (\text{SST})^2 + \text{dT50} + \text{error}$$

有漁モデル（フルモデル）

$$\text{log}(\text{CPUE}) = \text{Year} + \text{Area} + \text{Year} \times \text{Area} + \text{SST} + (\text{SST})^2 + \text{dT50} + \text{error}$$

モデル選択はBICに基づく総当たり法で行い、最もBICの低いモデルを最終モデルとした。選択された有漁確率モデルからは有漁割合の年トレンドを推定し、有漁モデルからはCPUEの年トレンドを推定した。これら2つの推定値を掛け合わせることで標準化CPUEを算出した。信頼区間の推定にはブートストラップ法を用い、ランダムサンプリングされたデータと最終モデルから標準化CPUEの算出を1000回繰り返して、各年の2.5%分位点と97.5%分位点を求めた。

3. 結果

最終モデルには以下のモデルが選択された。

有漁確率モデル

$$\text{logit}(P) = \text{Year} + \text{Area} + \text{SST} + (\text{SST})^2 + \text{dT50} + \text{error}$$

有漁モデル

$$\text{log}(\text{CPUE}) = \text{Year} + \text{Area} + \text{dT50} + \text{error}$$

有漁確率モデルの ROC 曲線下面積 (AUC) は 0.73 であり、漁獲の有無の判別性能に問題は無いと判断された (図 2)。また有漁モデルは、QQ プロットによるモデルの診断において標準化残差 (縦軸) の分布が概ね標準正規分布 (横軸) に従っており、問題は無いと判断された (図 3)。各説明変数に対する残差の分布にも大きな偏りは見られなかった (図 4)。

有漁確率モデルから推定された有漁割合の年トレンドを見ると、2017 年以降は 20%以下の低い状態が続いている (図 5a)。有漁モデルから推定された CPUE は 1997 年以降 0.6~1.6 程度の範囲で増減を繰り返していたが、2017 年以降は 0.6 以下の低い状態が続いている (図 5b)。これら 2 つのモデルによる推定値を掛け合わせることで算出された標準化 CPUE では、単純平均したノミナル CPUE と比べて年変動の振幅が小さくなっている一方で、2017 年以降ノミナル CPUE と同様に低い状態が続いている (図 6)。

4. 引用文献

加賀敏樹・岡本 俊・久保田 洋・宮原寿恵・西嶋翔太 (2021) 令和 2(2020)年度スルメイカ冬季発生系群の資源評価. FRA-SA2020-SC05-1.

岡本 俊・加賀敏樹 (2021) スルメイカ冬季発生系群の表層トロール調査 CPUE の標準化. FRA-SA2021-BRP01-03.

岡本 俊 (2021) スルメイカ冬季発生系群の早期モニタリング指標値の検討. FRA-SA2021-BRP01-04.

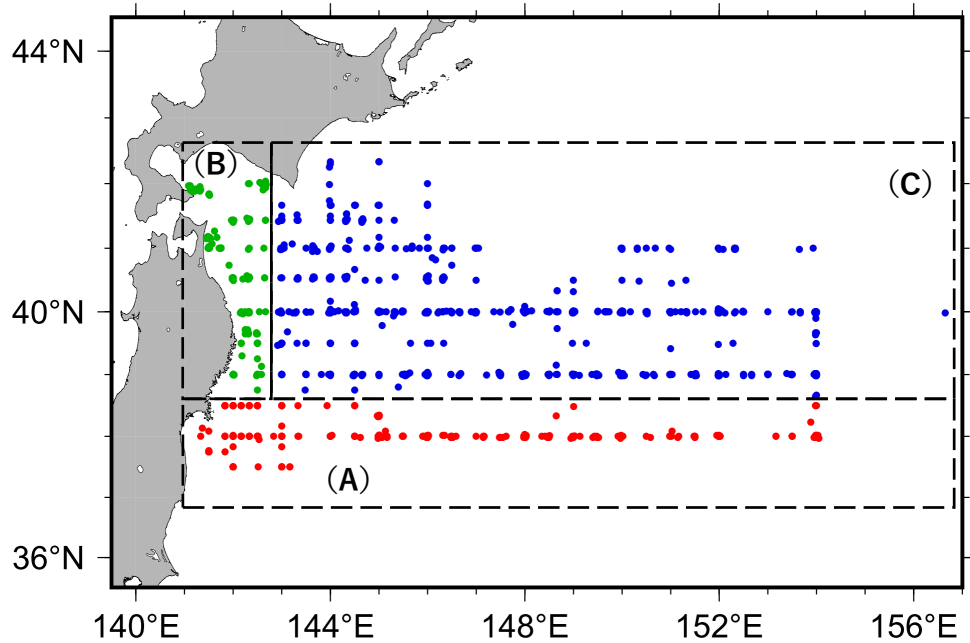


図1. 調査データの海域区分の結果

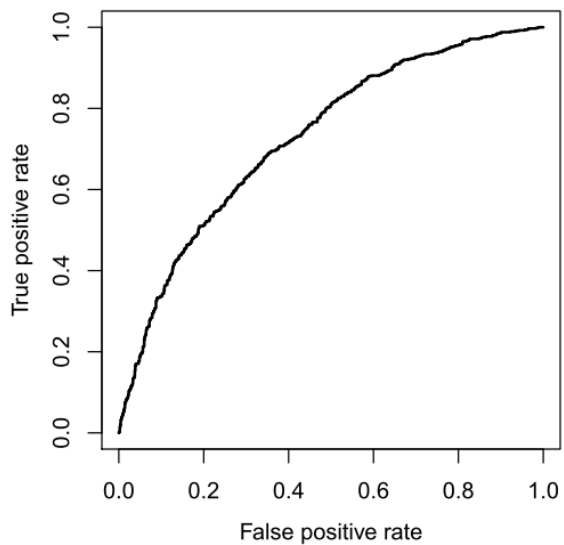


図 2. 有漁確率モデルの ROC 曲線 (AUC = 0.73)

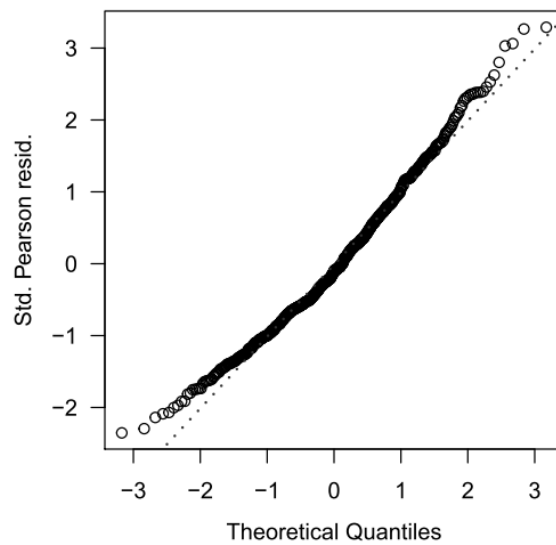


図 3. 有漁モデルの QQ プロット

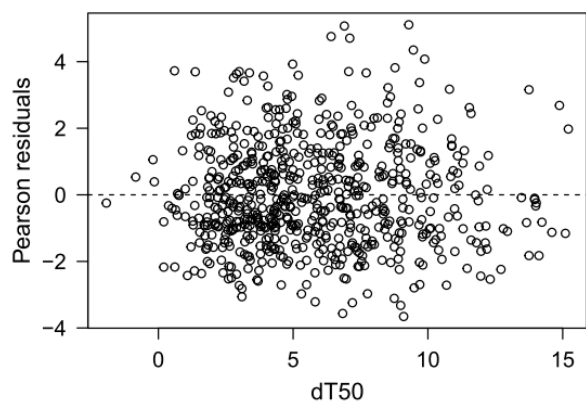
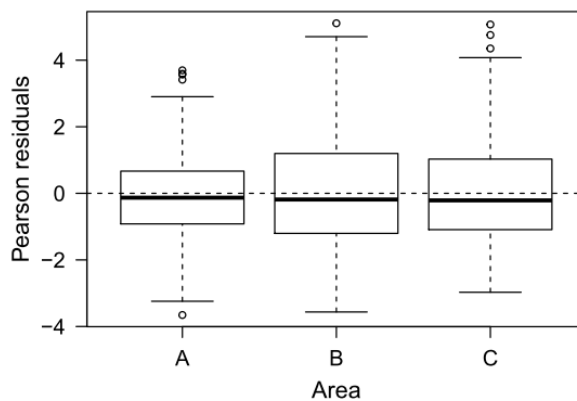
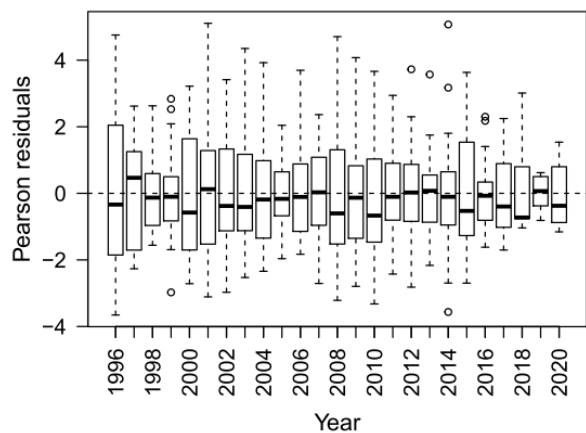


図 4. 有漁モデルにおける各説明変数に対する残差分布

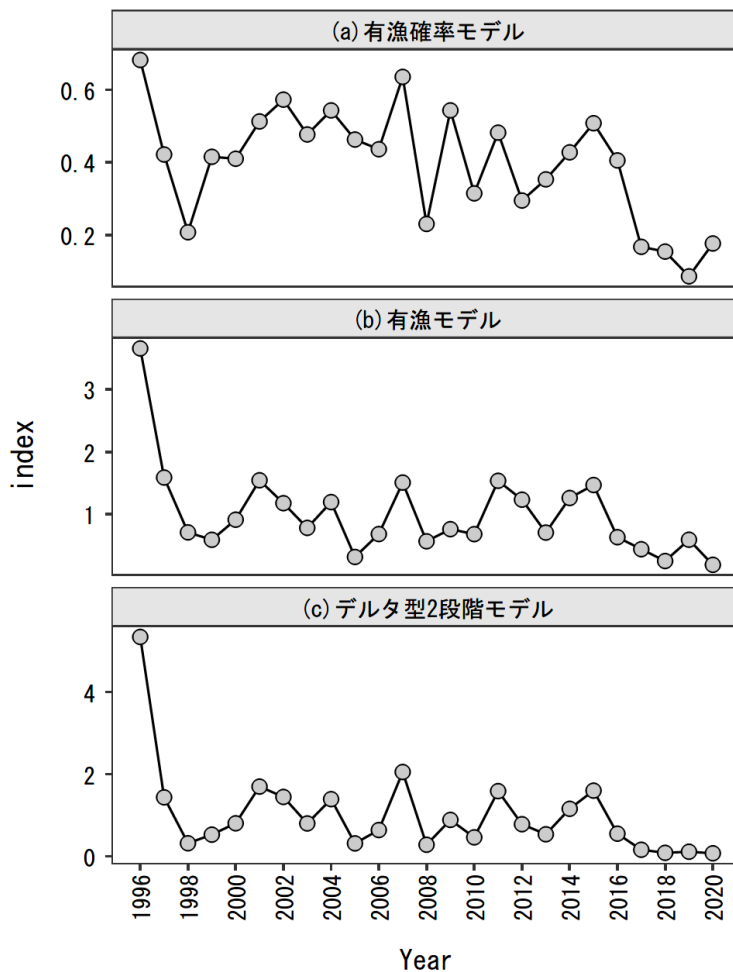


図 5. (a) 有漁確率モデル、(b) 有漁モデル、(c) デルタ型 2 段階モデルの年トレンド

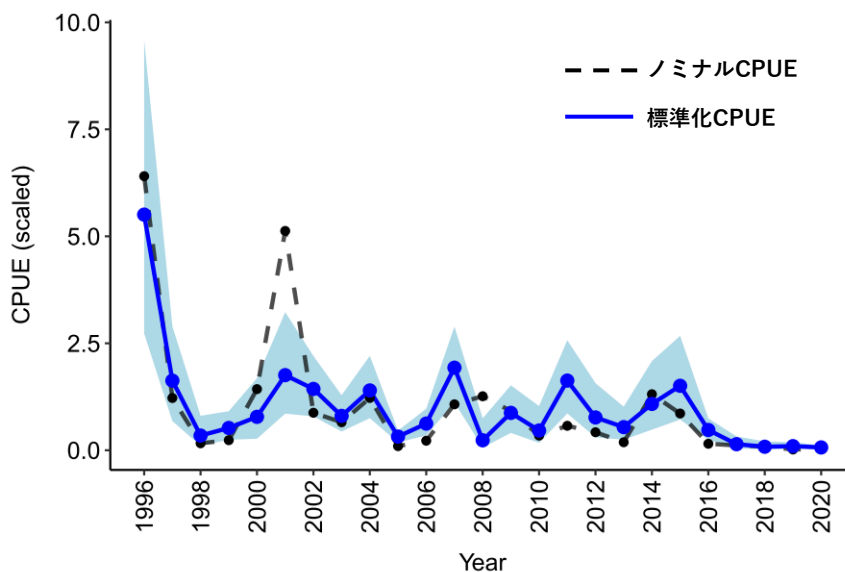


図 6. 単純平均したノミナル CPUE と標準化 CPUE の年トレンド
薄青色の領域は標準化 CPUE の 95%信頼区間を示す。