

令和 5（2023）年度タチウオ日本海・東シナ海系群の資源評価
東シナ海に分布するタチウオの資源量指数の推定・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
井関智明、青沼佳方、五味伸太郎、増渕隆仁

概要

データ	2 そうびき以西底びき網漁業の漁獲データおよび調査船調査データ
対象	1 網あたりの漁獲重量 (kg/網)
データの利用可能な期間および標準化に使用した期間	以西底びき網漁業月別・漁区別 CPUE データ：1959 年 1 月～2022 年 12 月 調査船調査：1986～2022 年（資源量直接推定調査および東シナ海底魚資源分布生態調査（着底トロール））
標準化のためのデータ抽出	入力ミスと見られる緯度経度のデータを削除
使用した統計ソフト・パッケージ	R(4.3.0). 使用関数は vast (vast パッケージ)
統計モデル	Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) モデル
フルモデルで導入した説明変数	年、場所
年トレンドの抽出方法	予測資源密度に面積を掛け合わせた値
引用文献	✓ Thorson, JT. and LAK. Barnett (2017) Comparing estimates of abundance trends and distribution shifts using single- and multispecies models of fishes and biogenic habitat. ICES J. Mar. Sci., 74, 1311-1321. ✓ Thorson, JT. (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, JT. (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

背景

以西底びき網漁業は周辺国との競合や資源状態の悪化のため、漁場の縮小が著しい漁業であり、漁業データの空間的欠損を補うような CPUE 標準化手法が求められる。このため、Vector Autoregressive Spatio-Temporal (VAST) モデル (Thorson and Barnett 2017) を用いた時空間統計モデルにより資源量指数を推定した。

方法

1) データの特性

以西底びき網漁業では、集計対象魚種は年代によって変化があるが、長らく漁獲成績報告書が整備されている。水産資源研究所では、漁獲成績報告書から月別・大漁区（30 分柁目）別に漁獲量および網数を整理・集計しており、このデータを資源量指数の推定に用いた。また調査船による着底トロール調査は夏季（5、6 月）の資源量直接推定調査および冬季（11～2 月）の東シナ海底魚資源分布生態調査が実施されており、1986 年以降のデータが利用可能である。

2) 統計モデル

VASTは資源量密度を、サンプル*i* の遭遇確率 ($p_1(i)$) と、資源が漁獲された場合のサンプル*i* の資源量密度 ($p_2(i)$) に分けて、以下のように表す。

$$\begin{aligned} p_1(i) &= \beta_1(y_i) + \omega_1(s_i) + \varepsilon_1(s_i, y_i) \\ p_2(i) &= \beta_2(y_i) + \omega_2(s_i) + \varepsilon_2(s_i, y_i) \end{aligned}$$

右辺の第1 項の $\beta(y_i)$ は調査年*y*の固定効果で、調査年の効果は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。

1. パラメータの推定

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ため (Thorson 2019)、ノット数を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、

$$\omega_j(\cdot, f) \sim MVN(0, R_j) \quad (j=1,2)$$

と表す。ここで、 R_j はMatérn 相関関数であり、

$$R_j(s_n, s_m) = \frac{1}{2^{\varphi-1}\Gamma(\varphi)} \times (\kappa_j |d(s_n, s_m)H|)^{\varphi} \times K_{\varphi}(\kappa_j |d(s_n, s_m)H|) \quad (j=1,2)$$

と表される。ここでは、 ϕ は推定しない。 Γ はガンマ関数。 K_{φ} は第2 種の変形ベッセル関数、 κ_1 と κ_2 は非相関率、 $d(s_n, s_m)$ はノット間の距離、 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。

時空間効果の確率密度関数は

$$\varepsilon_j(\cdot, f, t) \sim \begin{cases} MVN(0, R_j) & \text{if } (t = 0) \\ MVN(\rho_{\varepsilon_j} \varepsilon_j(\cdot, f, t-1), R_j) & \text{if } (t > 0) \end{cases} \quad (j=1,2)$$

で与えられるが、本解析では調査年で独立と仮定した ($\rho_{\varepsilon_1} = \rho_{\varepsilon_2} = 0$)。

本データを使用した解析では二項分布と対数正規分布を使用したデルタ型のモデルを使用し、予測遭遇率 ($r_1(i)$) と予測資源密度 ($r_2(i)$) を以下の式で表した (Thorson 2017)。

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

a_i はオフセット項であり、今回の場合は平均資源密度を目的変数として用いているので1とした。資源密度 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資源密度を

$$d^*(s, y) = r_1^*(s, y) \times r_2^*(s, y)$$

で計算し、各ノットの面積と相対資源量密度を掛け合わせた値の総和を資源量指標値として推定した。

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

ここで $a(x, l)$ は空間層 l とノット x に関連づけられた面積を表す。

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。本報告では各年の $I(y)$ を平均値で除して規格化した相対値を資源量指標値とした。

結果

ノミナル CPUE (Nominal) と資源量指数 (Standardized) の推移、観測値と期待値の QQplot、期待値と残差の関係、各年の資源量指数の空間分布を図示する。ノミナル CPUE と資源量指数はともに 1970 年以降、変動を伴いながらも大幅に減少した。2000 年代に入ってからほぼ一貫して低い水準にあるものの、2014 年以降の資源量指数は年単位の増減を繰り返しながらも漸増傾向を示している。ノミナル CPUE に比べて、資源量指標値のほうが値の変動が大きい傾向にあった。

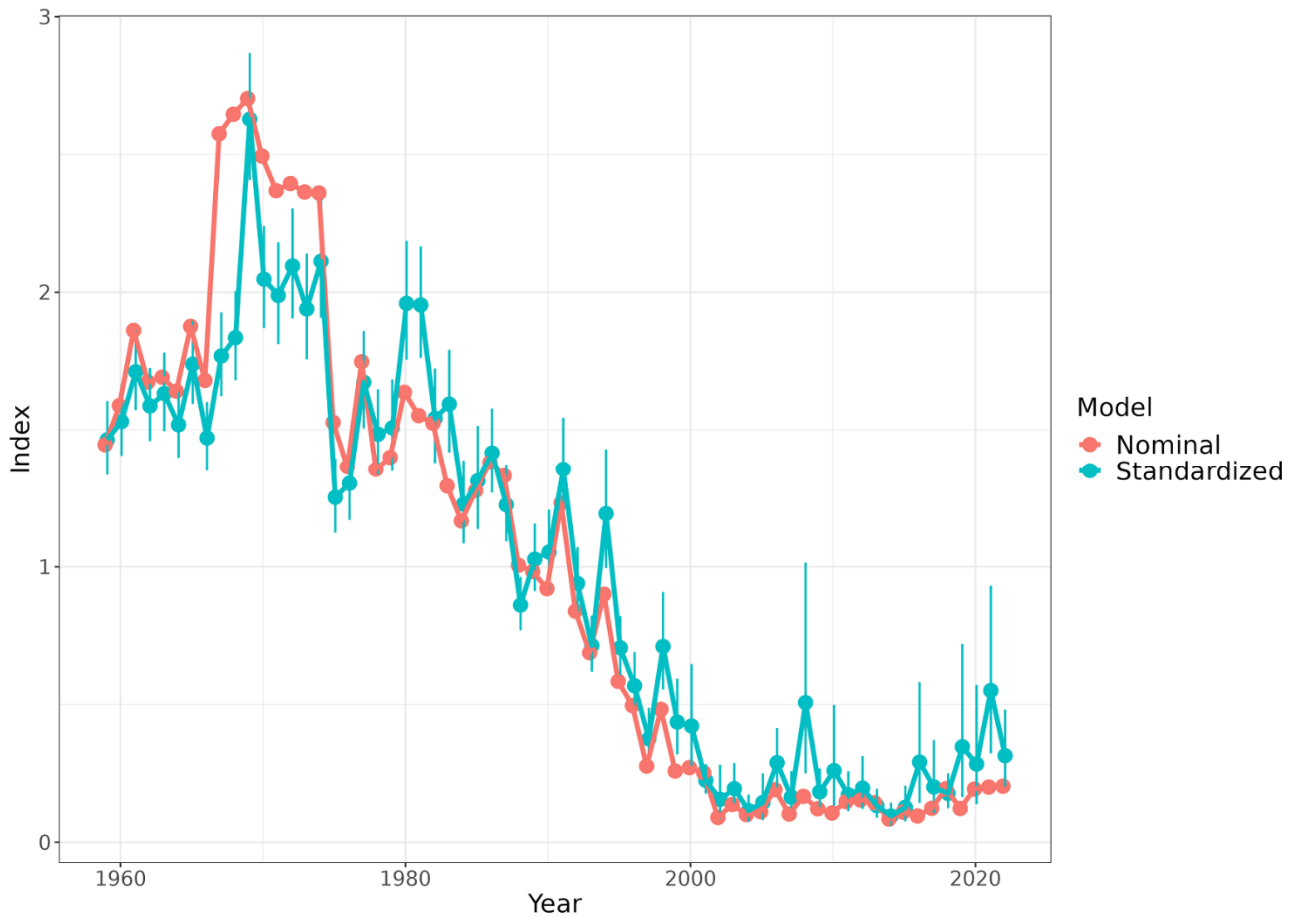


図 1. ノミナル CPUE (Nominal) と資源量指数 (Standardized) の推移 バーは 95%信頼区間。

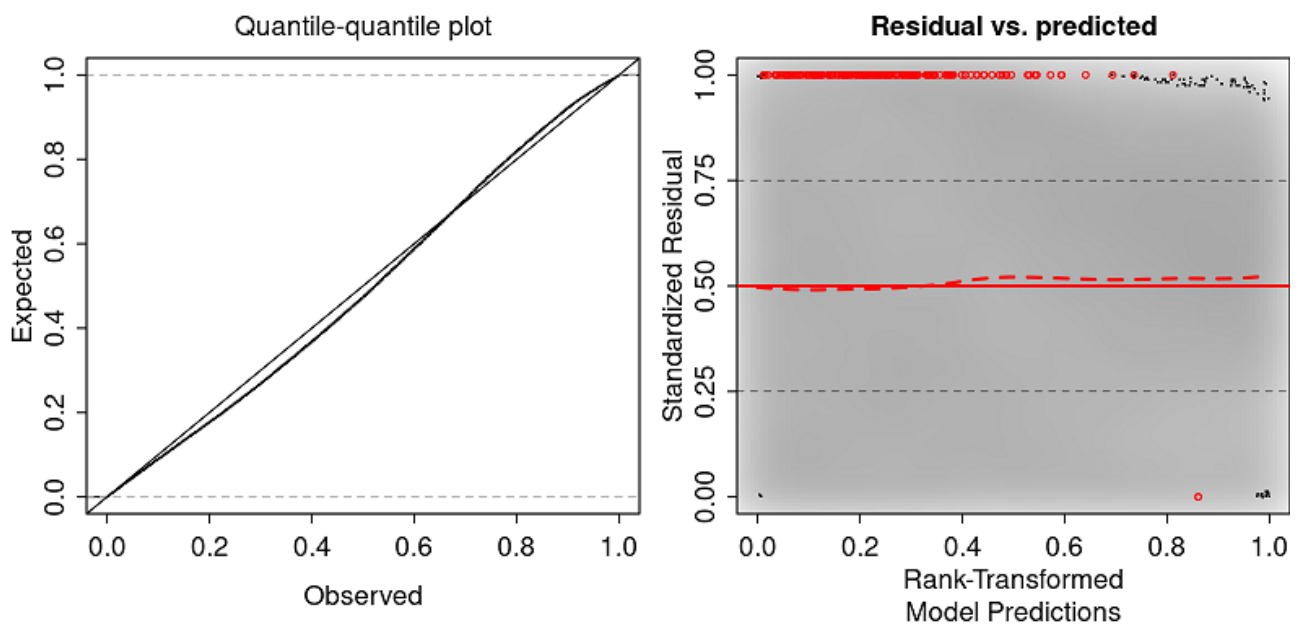


図 2. 資源量指数推定における観測値と期待値の QQplot (左) と期待値と残差の関係 (右)

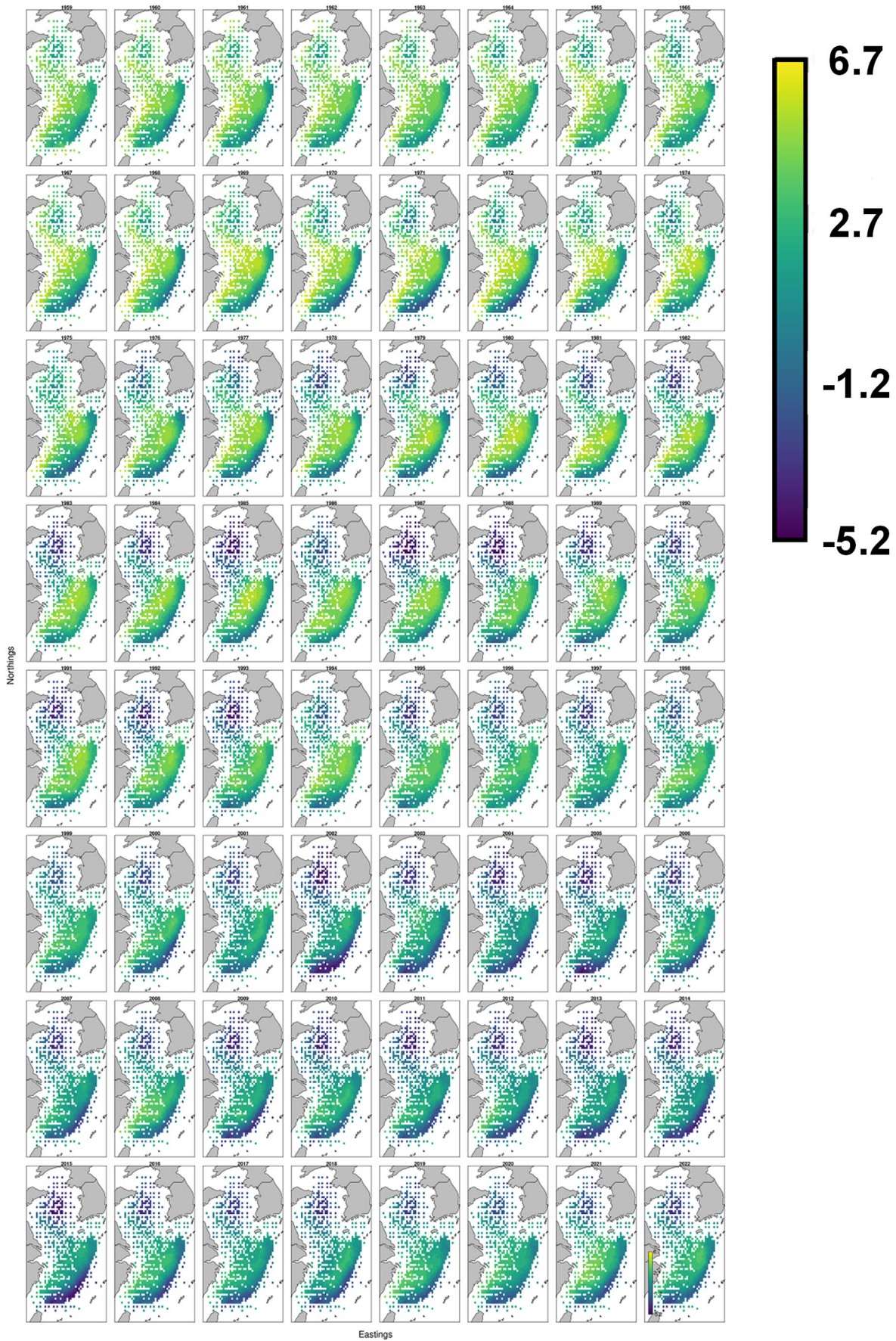


図3. 各年の資源量指数の空間分布 色は資源量指標値の多寡を示す。