

**令和 8 (2026) 年度ウルメイワシ太平洋系群の資源評価
平均卵密度の標準化・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

データ	卵・稚仔、プランクトン調査による升目別月別の平均卵密度 (Fresco 卵稚仔データベース)
対象	ウルメイワシの卵密度 (卵数/m ²)
データが利用可能な期間	1978～2025 年
標準化に使用した期間	同上
標準化のためのデータ抽出	Fresco 卵稚仔データベースにおける海区Ⅰ～Ⅲ (日向灘～本州東方沖) および海区Ⅶ (瀬戸内海)
使用した統計ソフト・パッケージ	R(4.5.3). パッケージ: [データ操作] tidyverse (v.2.0.0) [モデル推定・診断] VAST (v.4.0.0)、DHARMA (v.0.4.6) [計算高速化] TMB (v.1.9.21)、INLA spacetime (v.0.1.14) 等
統計モデル	時空間統計モデル (Vector Autoregressive Spatio-Temporal model)
フルモデルで導入した説明変数	調査年 (時間の効果。固定効果的な各年独立の関係を仮定)、場所 (空間) のランダム効果、調査年と場所 (時空間) のランダム効果、採集効率に 関係する年×月の交互作用 (ランダム効果)
最終モデルの選択方法	VAST の check_fit 関数
最終モデルで選択された説明変数	遭遇確率モデル: 時間、空間、時空間、年×月の交互作用 正の密度モデル: 時間、空間、時空間、年×月の交互作用
年トレンドの抽出方法	推定された密度分布を空間的に加重平均して各年の値を算出し、その全年平均を 1 として規格化
推定誤差や信頼区間の計算方法	TMB による Laplace 近似を用いた分散推定に基づいて計算
結果	標準化した卵密度はノミナルな値と概ね同様の傾向で推移した。卵密度が高水準であった 2014～2018 年には標準化した値の方が高い値を示したが、その後両者の差は縮小した。いずれも 2017 年以降減少傾向が継続し、2023 年には標準化した値が 0.37 を示した。標準化した値は 2024 年に 0.38 まで微増したものの、2025 年に再び減少して過去最低となる 0.30 を示した。

1. 背景

我が国太平洋岸では 1978 年以降、卵・稚仔、プランクトン調査（以降、卵稚仔調査）が周年にわたり実施されてきた（Oozeki et al. 2007、大関ほか 2013）。本調査は、主に水産庁委託事業のもとで、水産研究・教育機構と各都県水産研究機関により共同で実施されている。本調査の主な目的は、小型浮魚類の再生産状況を把握することである。毎月の調査により、太平洋岸全体で年間 3,000～4,000 件の鉛直曳網データが蓄積されている（Takasuka et al. 2008）。採集にはプランクトンネットを使用し、近年は主として改良型ノルパックネットが用いられている。得られたデータは、水産資源研究所が構築してきた Fresco 卵稚仔データベースに保管されており、区画単位で集約したグリッドデータとして利用可能である。

本報告では、太平洋全体に相当する海区Ⅰ～Ⅲおよび瀬戸内海に相当する海区Ⅶの調査で得られる卵密度の標準化結果を示した。卵稚仔調査の調査海域や調査点数は、年や月により異なる。また、ウルメイワシの産卵場分布も年や季節によって変動する。このため、卵密度には空間的・時間的な偏りが生じる可能性がある。本報告では、これらの調査条件や産卵場分布の変動を考慮するため、時空間モデル（Vector Autoregressive Spatio-Temporal :VAST）を用いてウルメイワシの卵密度を標準化し、その結果を余剰生産モデルに使用した。

2. 方法

1) 使用したデータ

本報告では、卵稚仔データベースにおける海区Ⅰ～ⅢおよびⅦ（図 1）から得られた 1978～2025 年の補正済み卵密度を使用した。補正済み卵密度は、卵稚仔データベースから得られる各月各小区画の平均卵密度を平均孵化日数や卵の平均生残率などによって補正した値である。y 年 m 月の平均卵密度を $E_{y,m}$ とし、以下のように定義した。

$$E_{y,m} = \sum_i \left(\frac{1}{\bar{S}} \frac{D_m}{d_i} \right) \bar{X}_i \quad (1)$$

ここで $\bar{S}$ は卵期間の平均生残率、 D_m は m 月の日数、 d_i は区画 i における平均孵化日数であり、卵採集時の水温、採集時の卵の発生ステージおよび水温別の卵発生速度（Uehara and Mitani 2009）を用いて算出される（渡部 1983）。 $\bar{X}_i$ は区画 i における 1 m^2 あたり平均卵数である（渡部 1983）。

令和 3 年度以降の資源評価では、卵密度の標準化に 5 分升目のデータを利用してきた。しかし JV 機関が利用可能な Fresco 卵稚仔データベースでは、5 分升目の集約には対応していない。ウルメイワシの場合、1997 年以降であれば Fresco 卵稚仔データベースにおける 15 分升目の集約に対応している。参照元が明確で再現性の担保が期待されることから、解析データを 5 分升目から 15 分升目に変更した。表 1 に上位 20 位までの卵密度の一覧を示した。なお VAST では生データを用いた解析が推奨されているが（Thorson 2019）、本解析では利用可能なデータ形式の制約から集約データを使用した。そのため、区画の過度な細分化は避け、空間分布を安定的に推定できる入力データの構築を優先した。

ウルメイワシ太平洋系群の卵はほぼ周年観察されるが、9 月に最小となる傾向が見られることから、渡井ほか（2025）に従い、産卵期（始月～終月）を前年 9 月～当年 8 月とした（図 2）。産卵期のピークは経年的に変化し、1980 年代には 5～7 月頃であるのに対し、2010 年代には 3～6 月頃となり、早期化の

傾向が確認された。なお、ウルメイワシ卵は形態的な特徴から同定でき、他魚種卵との識別は比較的容易である。そのため、ゴマサバ太平洋系群で考慮されたような他魚種卵との識別誤差に伴う採集率への影響（Kanamori et al. 2021）は考慮しなかった。令和3年度の検討において水温の影響は認められなかったことから、令和4年度以降は考慮していない。

2) モデルの構造

標準化には、昨年度評価と同様に、VAST モデルを適用した（Thorson and Barnett 2017、Thorson 2019）。VAST は、空間自己相関を考慮して、相対密度の時空間変動を柔軟に推定できる統計的手法である。VAST による卵密度の標準化は、マサバ太平洋系群、ゴマサバ太平洋系群、カタクチイワシ太平洋系群、およびマアジ太平洋系群でも実施されている。ゴマサバ太平洋系群では、マサバ卵との識別が困難であることに伴う卵密度推定の偏りを VAST で考慮することで、資源評価における推定値の偏りが軽減されたことが報告されている（Kanamori et al. 2021）。また、マサバ太平洋系群に VAST を適用した研究では、温暖化に伴うマサバ産卵場の北方への移動が報告されている（Kanamori et al. 2019）。

VAST による卵密度の標準化では、サンプル i の遭遇確率の線形予測子 $p_1(i)$ と、卵が採集された場合の卵密度の線形予測子 $p_2(i)$ に分けて、以下の式で表す。

$$p_1(i) = \beta_1(t_i) + \omega_1(s_i) + \varepsilon_1(s_i, t_i) + \eta_1(t_i, m_i) \quad (3)$$

$$p_2(i) = \beta_2(t_i) + \omega_2(s_i) + \varepsilon_2(s_i, t_i) + \eta_2(t_i, m_i) \quad (4)$$

式 (3) (4) の右辺の第 1 項の $\beta(t_i)$ は調査年 t の効果を表す係数であり、第 2 項の $\omega(s_i)$ は調査年 t における空間のランダム効果、第 3 項の $\varepsilon(s_i, t_i)$ は調査年 t と場所 s における時空間のランダム効果を表す。第 4 項の $\eta(t_i, m_i)$ は卵の採集効率（卵の採れやすさ）に過分散をもたらす要因のランダム効果を表しており、一般にこの項には船の違いを過分散要因として当てはめる。しかし、利用可能な船情報がないため、年と月の交互作用で代用した。

3) パラメータの推定

初めに、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）、これに倣いノット数を推奨値の最小である 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、

$$\omega_1(\cdot, f) \sim MVN(0, \mathbf{R}_1), \quad \omega_2(\cdot, f) \sim MVN(0, \mathbf{R}_2) \quad (5)$$

と表す。ここで、 $\mathbf{R}_1$ 、 $\mathbf{R}_2$ は Matérn 相関関数であり、

$$\mathbf{R}_1(s_n, s_m) = \frac{1}{2^{\varphi-1}\Gamma(\varphi)} \times (\kappa_1 |d(s_n, s_m) \mathbf{H}|)^{\varphi} \times K_{\nu}(\kappa_1 |d(s_n, s_m) \mathbf{H}|) \quad (6)$$

$$\mathbf{R}_2(s_n, s_m) = \frac{1}{2^{\varphi-1}\Gamma(\varphi)} \times (\kappa_2 |d(s_n, s_m) \mathbf{H}|)^{\varphi} \times K_{\nu}(\kappa_2 |d(s_n, s_m) \mathbf{H}|) \quad (7)$$

と表される。VAST では、 $\varphi = 1$ として推定しない。 Γ はガンマ関数、 K_ν は第2種の変形ベッセル関数、 κ_1 と κ_2 は非相関率、 $\mathbf{d}(s_n, s_m)$ はノット間の距離、 $\mathbf{H}$ は地理的な異方性（東西方向と南北方向で相関の距離減衰度が異なること）を表す行列である。同様に、時空間の確率密度関数は

$$\varepsilon_1(\cdot, f, t) \sim \begin{cases} MVN(0, \mathbf{R}_1) & \text{if } t = 1 \\ MVN(\rho_{\varepsilon 1} \varepsilon_1(\cdot, f, t-1), \mathbf{R}_1) & \text{if } t > 1 \end{cases} \quad (8)$$

$$\varepsilon_2(\cdot, f, t) \sim \begin{cases} MVN(0, \mathbf{R}_2) & \text{if } t = 1 \\ MVN(\rho_{\varepsilon 2} \varepsilon_2(\cdot, f, t-1), \mathbf{R}_2) & \text{if } t > 1 \end{cases} \quad (9)$$

で与えられる。各年の効果(β)を固定効果で推定し、時空間効果(ε)は独立とする VAST の初期設定($\rho_{\varepsilon 1} = \rho_{\varepsilon 2} = 0$)を使用した。

本データを使用した解析では二項分布とガンマ分布を使用したデルタ型のモデルを使用し、予測遭遇率 $r_1(i)$ と遭遇時の予測卵密度 $r_2(i)$ を以下の式で表した (Thorson 2017)。

$$r_1(i) = \text{logit}^{-1} p_1(i) \quad (10)$$

$$r_2(i) = a_i \times \log^{-1} p_2(i) \quad (11)$$

a_i はオフセット項であるが、卵密度を目的変数としたため 1 とした。卵密度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。

$$\Pr(b_i = B) = \begin{cases} 1 - r_1(i) & \text{if } B = 0 \\ r_1(i) \times g\{B|r_2(i), \sigma_m^2(c)\} & \text{if } B > 0 \end{cases} \quad (12)$$

上記モデルのパラメータは、最尤法によって推定されるが、多くのランダム効果を伴うため、高速な計算が必要であり、Template Model Builder (Kristensen et al. 2016) と呼ばれる高速最適化ソフトが使用される。モデルの収束判断には VAST の `check_fit` 関数を用いた。

推定されたパラメータから、各年における各位置の予測卵密度を

$$d^*(s, t) = r_1^*(s, t) \times r_2^*(s, t) \quad (13)$$

で計算した。 r^* は式 (3)(4) における採集効率の過分散に関する項 (第4項) の η を 0 に固定して、式 (10)(11) により計算される。

最後に、予測卵密度と各ノットの面積を掛け合わせた値の総和（産卵量に相当）を以下の式により算出し、各ノットの面積と予測卵密度を掛け合わせた値の総和を算出した。

$$I(t) = \sum_{s=1}^{n_s} (a(s) \times d^*(s, t)) \quad (14)$$

この際、ランダム効果の平均補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。VAST のモデル構造については、Thorson (2019) や GitHub (<https://github.com/James-Thorson-NOAA/VAST>) に詳しく記載されている。

3. 結果

QQ プロットおよび予測値と残差の関係を図 3 に示した。QQ プロットでは予測線から大きな逸脱は認められず、モデルの仮定は概ね妥当であると考えられた。

卵密度の空間分布の経年変化を図 4 に示した。海区Ⅰに相当する房総以北および海区Ⅶに相当する瀬戸内海では低い値を示し、海区Ⅱ～Ⅲに相当する日向灘～房総海域で高い値を示した。特に土佐湾および伊豆諸島周辺海域で局所的に高い値を示した。ただし、伊豆諸島周辺海域では 2020 年以降それ以前よりも顕著に低下した。

標準化した卵密度の経年変化を図 5 に示し、ノミナルな値と比較した。標準化した卵密度はノミナルな値と概ね同様の傾向で推移した。卵密度が高水準であった 2014～2018 年には標準化した値の方が高い値を示したが、その後両者の差は縮小した。いずれも 2017 年以降減少傾向が継続し、2023 年には標準化した値が 0.37 を示した。標準化した値は 2024 年に 0.38 まで微増したものの、2025 年に再び減少して過去最低となる 0.30 を示した。

入力データの空間解像度の違いによる影響を確認するため、昨年度まで利用していた 5 分升目の結果と比較した。(図 6)。1980 年代における標準化結果は、15 分升目の方が高い値を示したものの、全体的な年変動パターンはほぼ一致し、両者の相関係数は 0.9458 と高かった。

引用文献

- Kanamori, Y., S. Nishijima, H. Okamura, R. Yukami, M. Watai, A. Takasuka (2021) Spatio-temporal model reduces species misidentification bias of spawning eggs in stock assessment of spotted mackerel in the western North Pacific. *Fish. Res.*, 236, 105825.
- Kanamori, Y., A. Takasuka, S. Nishijima, H. Okamura (2019) Climate change shifts the spawning ground northward and extends the spawning period of chub mackerel in the western North Pacific. *Mar. Ecol. Prog. Ser.* 624, 155-166.
- Kristensen, K., A. Nielsen, C. E. Berg, H. Skaug, and B. M. Bell (2016) TMB: automatic differentiation and Laplace approximation. *J. Stat. Softw.*, 70, 1-21.
- Oozeki, Y., A. Takasuka, H. Kubota and M. Barange (2007) Characterizing spawning habitats of Japanese sardine (*Sardinops melanostictus*), Japanese anchovy (*Engraulis japonicus*), and Pacific round herring (*Etrumeus teres*) in the northwestern Pacific. *Calif. Coop. Ocean. Fish. Invest. Rep.*, 48, 191-203.
- 大関芳沖・高須賀明典・坪井守夫・木立 孝・鈴木秀彌・服部茂昌 (2013) 産卵調査と資源変動研究—その研究を継続させた思い— 中井甚二郎 (1901～1984). *水産海洋研究*, 77 (創立 50 周年記念特別号), 6-12.
- Takasuka, A., H. Kubota and Y. Oozeki (2008) Spawning overlap of anchovy and sardine in the western North Pacific. *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, 366, 231-244.

- Thorson, J. T. and K. Kristensen (2016) Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. *Fish. Res.*, 175, 66-74.
- Thorson, J. T. (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.
- Thorson, J. T. and L. A. K. Barnett (2017) Comparing estimates of abundance trends and distribution shifts using single-multispecies models of fishes and biogenic habitat. *ICES J. Mar. Sci.* 74, 1311-1321.
- Thorson, J. T. (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, J. T., C. J. Cunningham, E. Jorgensen, A. Havron, P-J. F. Hulson, C. C. Monnahan, P. v. Szalay (2021) The surprising sensitivity of index scale to delta-model assumptions: Recommendations for model-based index standardization. *Fish. Res.* 233, 105745.
- Uehara, S. and T. Mitani (2009) Effect of temperature on the development of eggs and the daily pattern of spawning of round herring *Etrumeus teres*. *Fish. Sci.*, 75, 159-165.
- 渡井幹雄・日野晴彦・安田十也・木下順二・木皿祐雅・塚田秋葉 (2025) 2024 年～2025 年春季の我が国太平洋岸におけるウルメイワシ卵・仔魚の分布状況. 令和 7 年度中央ブロック卵・稚仔、プランクトン調査研究担当者協議会研究報告, 45, 157-172.
- 渡部泰輔 (1983) 卵数法. 水産資源の解析と評価. 石井丈夫編, 恒星社厚生閣. 東京, 9-29pp.

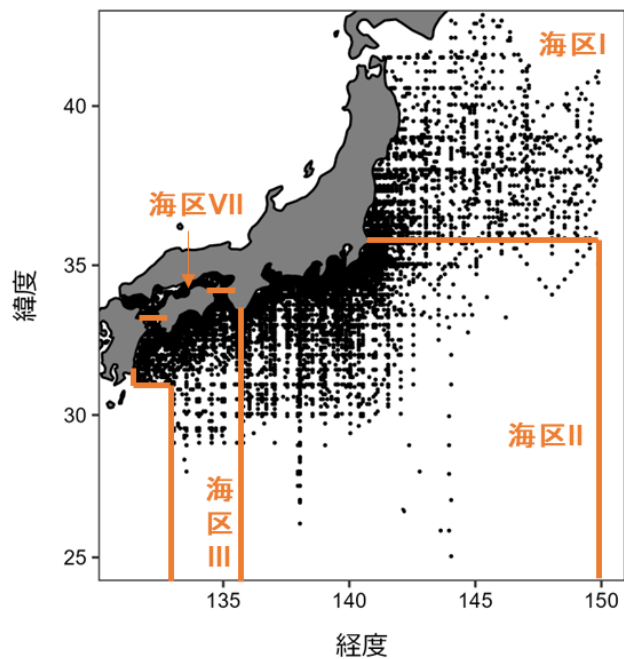


図 1. 卵稚仔調査における海区区分

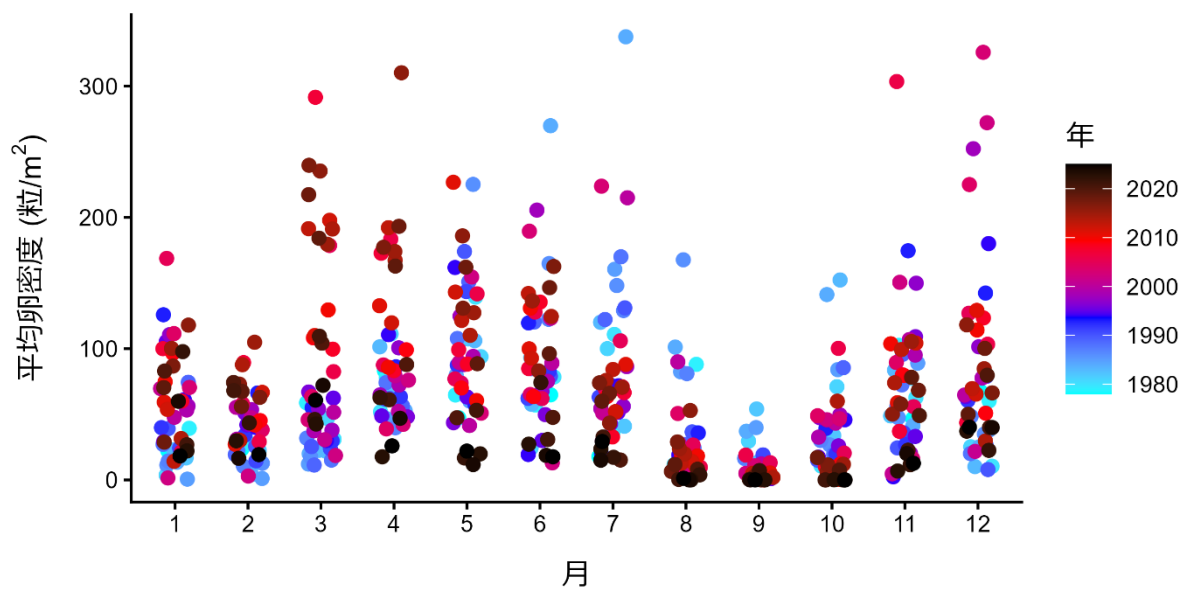


図 2. 1978～2025 年における平均卵密度の季節変化

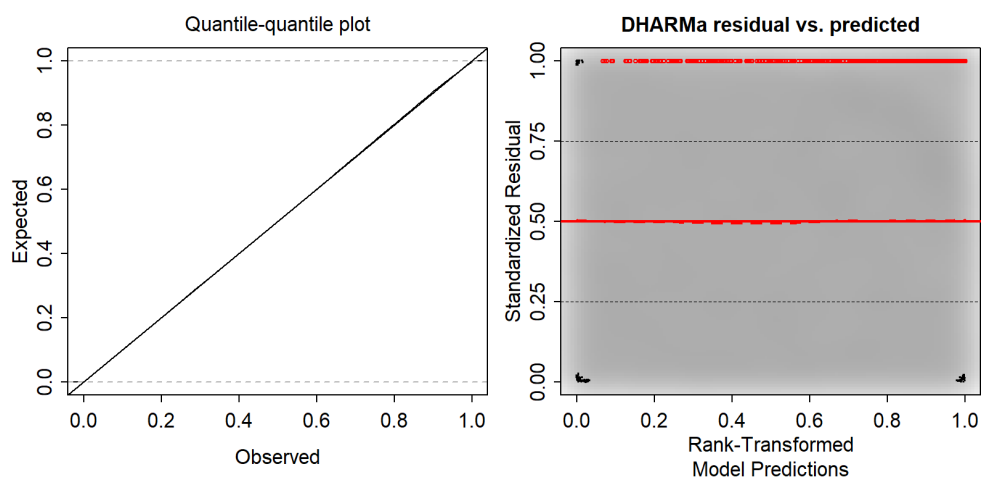


図 3. 予測された卵密度の QQ プロット (左) と予測値に対する残差の分布 (右)

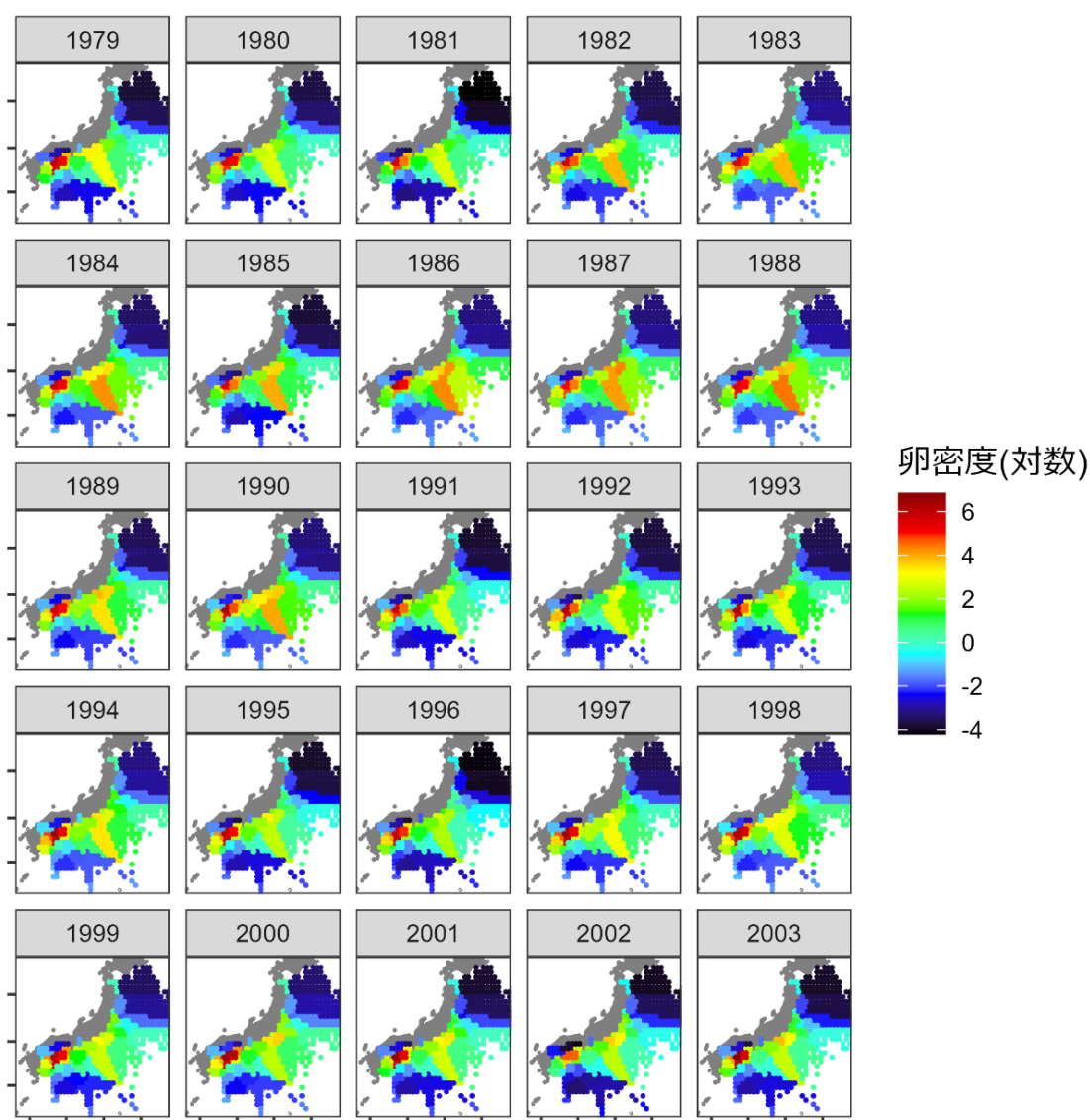


図 4. VAST から推定された卵密度の空間分布 (1979～2025 年)

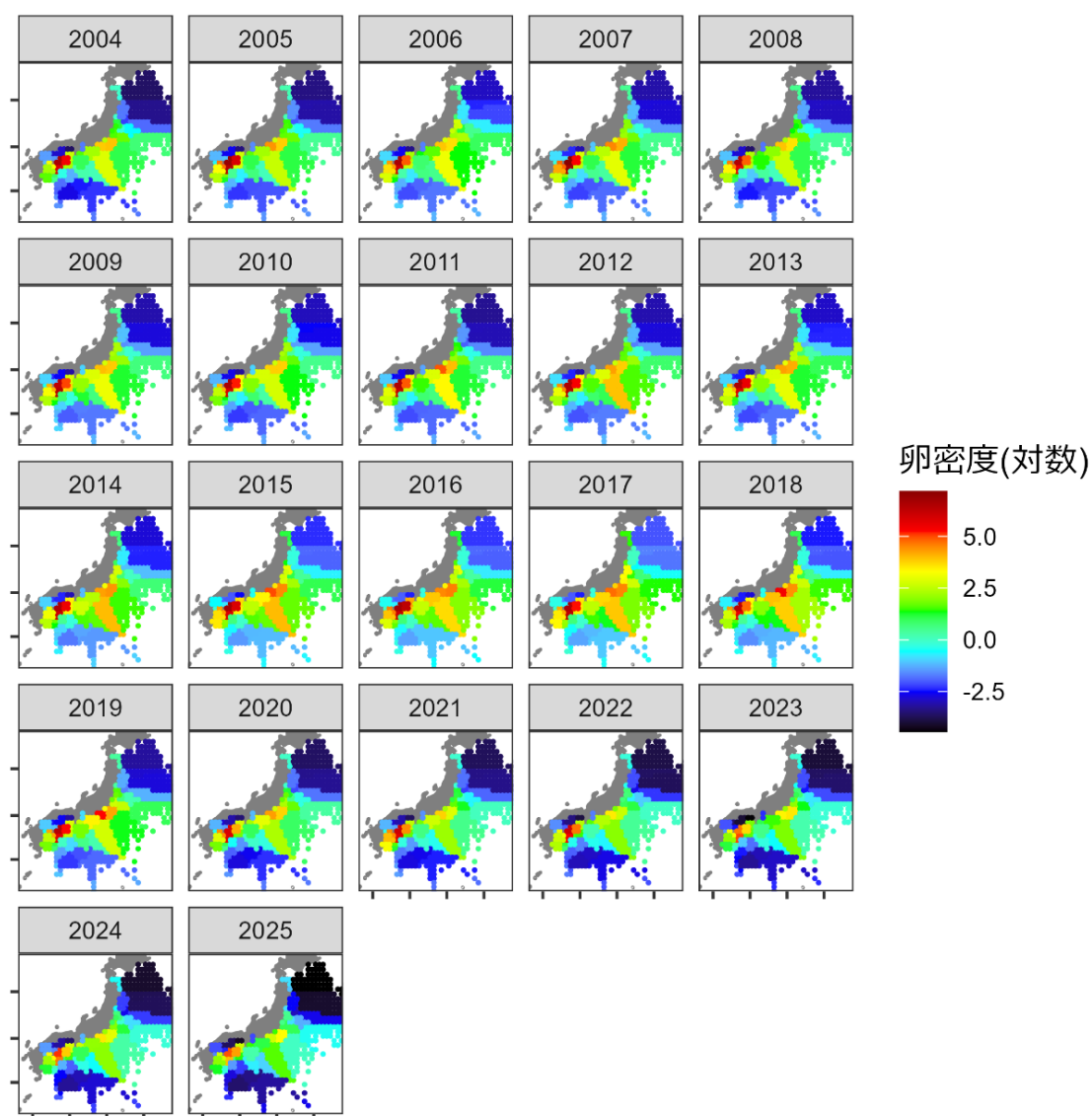


図 4. (続き)

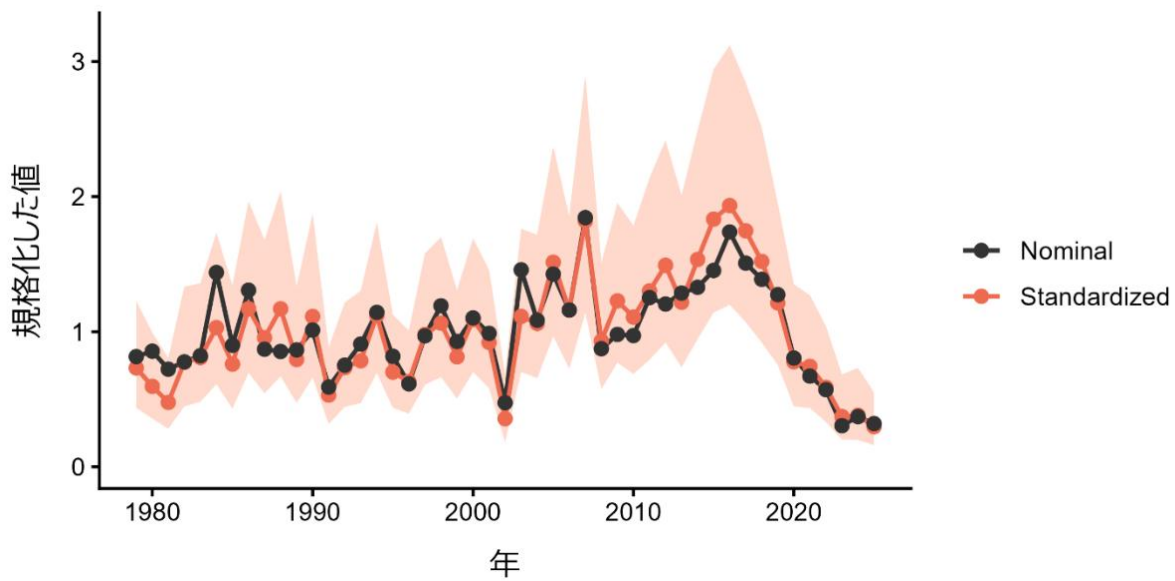


図 5. 標準化した卵密度の推移

標準化した値（Standardized）と元データから計算した値（Nominal）を各平均値で除して規格して示した。オレンジ色は標準化した値の 95%信頼区間である。

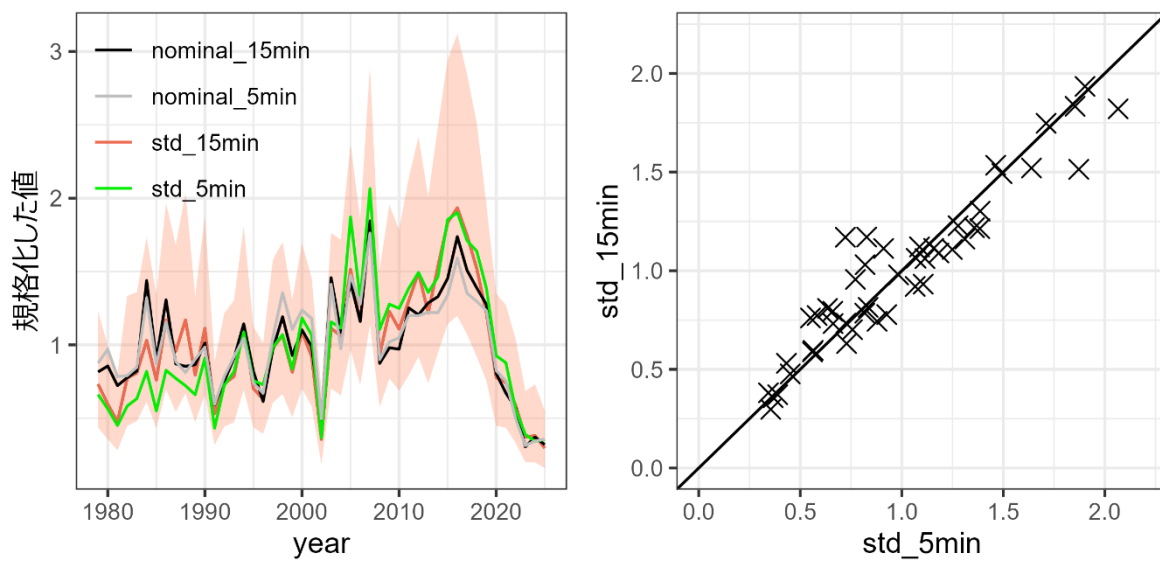


図 6. データの解像度の違いによる卵密度の経年変化の比較（左）と両標準化結果の相関関係（右）。両者の相関係数は 0.9458。

表1. 1978～2025年までの卵密度上位20位のデータ

年	月	東経（度）	北緯（度）	補正済み卵密度（粒 / m ² ）
2006	11	33.15	133.45	45609.87242
2002	12	33	133	26566.71578
2003	12	33.15	134	24345.83318
2000	7	33.15	134	23408.47201
2003	7	33.15	134	17778.60375
1998	6	33.15	134.3	17670.08625
2017	3	33	133	17242.88617
2022	1	33	133	16177.80718
2007	3	32.45	133	15685.43635
2016	4	33.15	133.45	14764.48522
2008	6	33.15	133.45	14653.08217
2003	7	33.15	133.45	13920.30867
2013	3	33.15	134	13914.93784
2017	6	35	140	13281.97902
1984	6	33.15	133.45	12979.40168
2003	6	33.15	133.45	12963.60929
2002	11	33.15	133.45	12627.55579
2004	12	33	133	11779.09431
1994	12	33	133	11454.02824
2019	6	34.3	138.45	11000.57484