

令和 8 (2026) 年度カタクチイワシ太平洋系群の資源評価 卵密度の標準化およびモデル診断結果

2026 年 8 月 6 日

水産資源研究センター浮魚資源部浮魚第 2 グループ

木下順二・安田十也・渡井幹雄・日野晴彦・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 (卵稚仔データベースから)
対象	カタクチイワシの平均卵密度 (卵数/㎡)
データが利用可能な 期間	1982 年 1 月～2025 年 12 月
標準化に使用した期 間	同上
標準化のためのデー タ抽出	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)
使用した統計ソフ ト・パッケージ	ソフト : R (4.5.2) for Windows 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)、FishStatsUtils (v.2.13.2)、ThorsonUtilities (v.1.0)、DHARMA (v.0.4.6) [計算高速化] TMB (v.1.9.21)、 INLAspacetime (v.0.1.14)
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 <code>check_fit</code> 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	標準化指標値は、2010～2012 年はノミナル値よりも低位安定で 推移したが、2013 年以降はノミナル値と概ね同様に変動した。

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）。採集には主としてプランクトンネットを使用し、近年は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、海区Ⅰ～Ⅲ（九州南部～本州東方沖）で得られたカタクチイワシの卵密度データを解析に用いた。この海域はカタクチイワシ太平洋系群の主要な産卵場に相当する。海区Ⅲはカタクチイワシ瀬戸内海系群の産卵場と重複するが、同海区は本系群の産卵場（親魚の分布域）としても重要であるため解析対象に含めた。

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、カタクチ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。そこで、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（VAST）を用いてカタクチイワシの卵密度を標準化し、その結果をチューニング指数として使用した。

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（図 1）から得られた 1982～2025 年の補正済み卵密度を使用した。なお、令和 5 年度から昨年度までの評価では海区Ⅳを含めて標準化を実施していたが、海区Ⅳには本系群の分布域外の情報が含まれることから、今年度からは海区Ⅰ～Ⅲのデータを用いて解析を実施した。海区Ⅰ～Ⅲを用いた場合と海区Ⅰ～Ⅳを用いた場合で標準化した結果、資源量指標値のトレンドに大きな違いは認められず、推定値は高い相関（ $r=0.9614$ ）を示した（図 2）。このことから、海区Ⅳを除外したことによるチューニング指数として利用する上での影響は限定的であると考えられた。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。計算式は以下で表される。

$$E_{t,m,i} = \left(\frac{1}{\bar{S}} \frac{D_{t,m}}{d_{t,m,i}} \right) \bar{X}_{t,m,i} \quad (1)$$

$E_{t,m,i}$ は t 年 m 月 i 小区画における補正済み卵密度、 $\bar{S}$ は卵の平均生残率、 $D_{t,m}$ は t 年 m 月の日数、 $d_{t,m,i}$ は t 年 m 月 i 小区画における平均孵化日数、 $\bar{X}_{t,m,i}$ は小区画 i における 1 m^2 あたりの平均卵数である。

本解析では、解析単位（小区画）として 15 分升目データを使用した。令和 5 年度から昨年度までの評価では 5 分升目データを使用していたが、当該データは独自に作成したグリッドデータであり、JV 機関では利用できなかった。一方、15 分升目データは Fresco の卵稚仔データベースから出力可能であり、JV 機関を含む関係機関が同一データを利用できる。このため、本解析では参照元が明確で再現性を確保できる 15 分升目データを採用した。なお、解析単位の解像度は 5 分升目から 15 分升目へと粗くなるもの

の、それぞれの解像度で標準化した結果、資源量指標値のトレンドに大きな違いは認められず、両者の推定値は高い相関 ($r=0.9865$) を示した (図 3)。このことから、チューニング指数として利用する上での影響は限定的であると考えられた。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)、卵稚仔データベースから利用可能なデータ形式は升目単位の集約データのみであるため、本解析では当該データを用いて解析を実施した。

平均孵化日数は各月各小区画における卵数により重み付けされた平均海表面水温と下記のアレーニウスの式を用いて推定される (渡部 1983、Takasuka et al.2008)。

$$d_{t,m,i} = \frac{1}{24} \frac{1}{a} \exp\left(\frac{b}{\bar{T}_{t,m,i} + 273}\right) \quad (2)$$

$\bar{T}_{t,m,i}$ は t 年 m 月 i 小区画における卵数加重平均海表面水温、 a と b は定数であり、カタクチイワシ太平洋系群では $a = 1.585 \times 10^{12}$, $b = 9.348 \times 10^3$ が用いられる (Takasuka et al. 2008)。カタクチイワシ太平洋系群の卵の平均生残率 $\bar{S}$ は 0.600 と推定されている (森ほか 1988)。

カタクチイワシ太平洋系群の卵はほぼ周年観察されるが、12 月～翌年 1 月に最小となる傾向が見られることから (図 4)、産卵期 (始月～終月) は 1～12 月とした。カタクチイワシ卵は長球型であり、実体顕微鏡下では楕円形を呈する。この形状は、卵稚仔調査で採集される他の小型浮魚類の卵と比べて特徴的であり、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) は本解析では考慮しなかった。

2) モデルの構造

標準化には、昨年度評価と同様に、Vector Autoregressive Spatio-Temporal (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、ウルメイワシ太平洋系群、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、

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

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

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_{φ} 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。本報告では、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、各年の $I(t)$ を全期間の平均値で除して規格化した値をチューニング指数として使用した。

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

この際、ランダム効果の平均補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。なお、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

VAST で推定された各年の卵密度分布を図 5 と図 6 に示す。資源水準が高かった 1990 年代～2010 年代初頭にかけては、黒潮続流～黒潮親潮移行域～親潮域においても広く高密度な産卵が認められたが、資源が急減した 2014 年以降は産卵場の縮小と卵密度の低下が顕著であった。2020 年以降は、再び黒潮続流～黒潮親潮移行域において卵密度の増加が見られた。参考として、表 1 に補正済み卵密度 (入力元データ) の上位 20 地点の値、観測年月および緯度経度を示した。上位 20 地点のうち、第 5 位の日向灘を除く全ての地点は房総半島周辺海域に位置していた。また、20 地点中 13 地点は 2000 年代の 6～7 月に観測された。

資源量指標値の年変動について、標準化産卵量とノミナルな産卵量を図 7 に示す。ノミナルな産卵量は、卵稚仔データベースより取得した従来方式 (式 (1) に各升目の海域面積を乗じて合計したもの) によって計算された産卵量である。15 分升目産卵量は本解析の入力元データとして使用した。30 分升目産卵量は卵数法による親魚量の計算に使用しているため (補足資料 x)、参考のため示した。1983～1990 年は、標準化産卵量が 15 分升目産卵量よりも低く推移したが、1991～1992 年と 1997～2000 年は標準化産卵量の方が高くなっており、標準化によって指標値の変動がより明瞭となった。このことは、ノミナルな産卵量では未調査の小区画では卵が存在しないと見なされるのに対し、VAST ではそのような空間的欠損を補間できることに起因すると考えられる。ただし、チューニング VPA に使用した 2010 年以降の変動

は、2010～2012 年は標準化産卵量の方がノミナルな産卵量（15 分升目および 30 分升目）よりも低かったが、その後は概ね同様に推移した。

QQ プロットおよび予測値と残差の関係を図 8 に示す。高い予測値ほど外れ値が増える傾向がみられたものの、QQ プロットでは予測線からの大きな逸脱は認められなかった。また、予測値と残差の関係にも系統的なパターンは確認されなかった。このことから、モデルの適合には大きな問題は認められなかった。

引用文献

- Barto'n, K. (2023) MuMIn: Multi-Model Inference. R package version 1.47.5., <https://CRAN.R-project.org/package=MuMIn>.
- 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.
- Kanamori, Y., S. Nishijima, H. Okamura, R. Yukami, M. Watai and 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.
- 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.
- 森慶一郎・黒田一紀・小西芳信 (1988) 日本の太平洋岸（常磐～薩南海域）におけるマイワシ、カタクチイワシ、サバ類の月別、海域別産卵状況:1978 年 1 月～1986 年 12 月. 東海区水産研究所, 321 pp.
- 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. (2017) Three problems with the conventional delta-model for biomass sampling data, and computationally efficient alternative. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **75**, 1369-1382.
- 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. 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, 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.
- 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, 9-22pp.

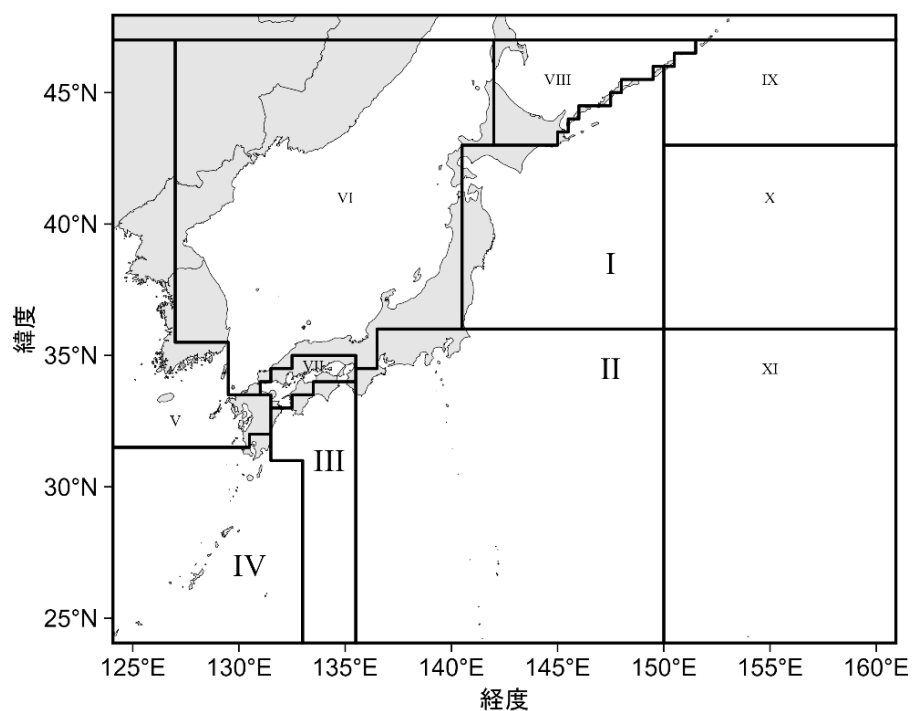


図 1. 卵・稚仔、プランクトン調査における海区区分

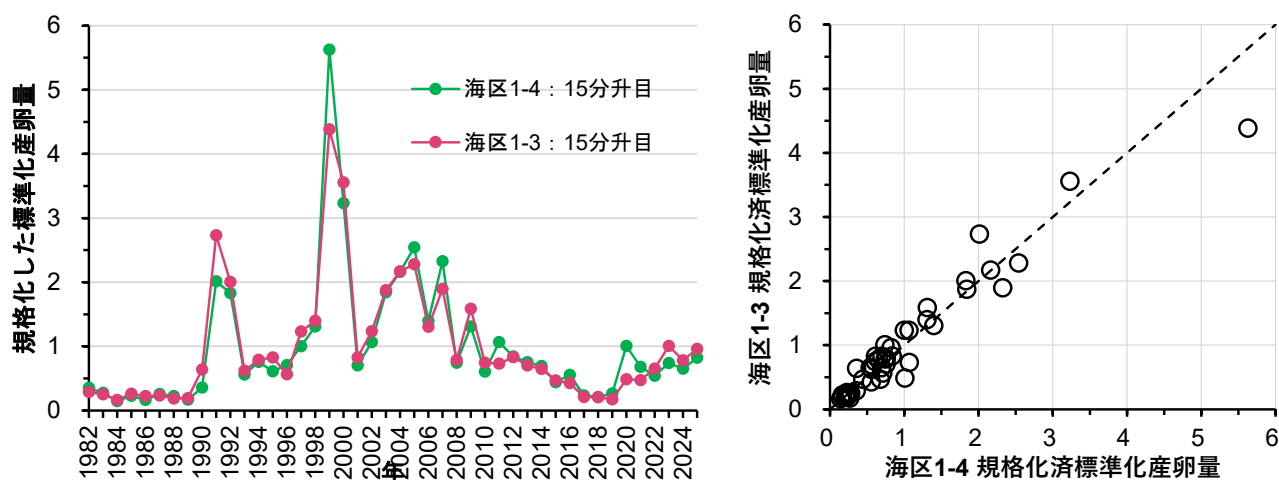


図 2. 入力元データの海区の違いによる規格化済み標準化産卵量の推移の比較（左図）および両標準化産卵量の相関関係（右図）

相関係数は 0.9614。

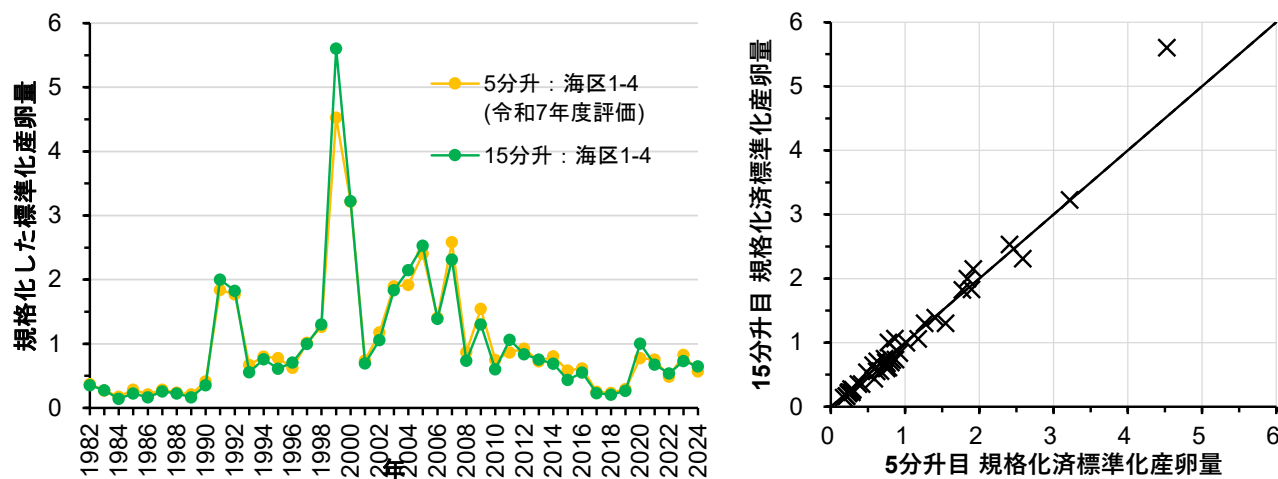


図 3. 入力元データの解像度の違いによる規格化済み標準化産卵量の推移の比較（左図）および両標準化産卵量の相関関係（右図）
相関係数は 0.9865。

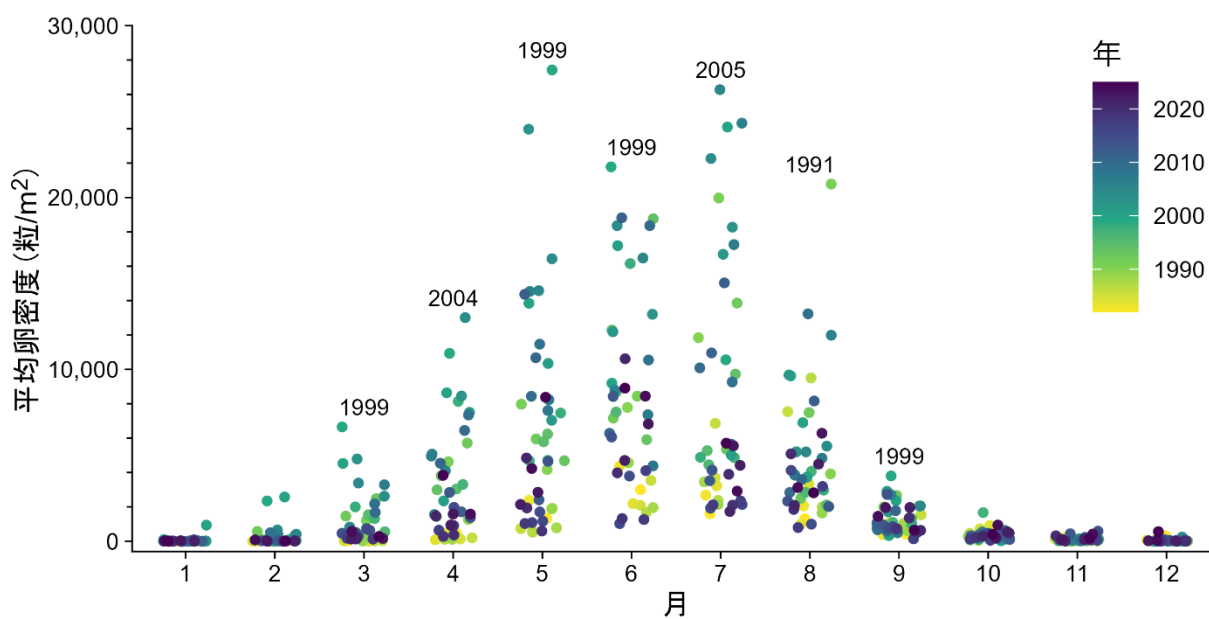


図 4. 1982～2025 年における月平均卵密度の季節変化
とりわけ高い値には年ラベルを表示した。

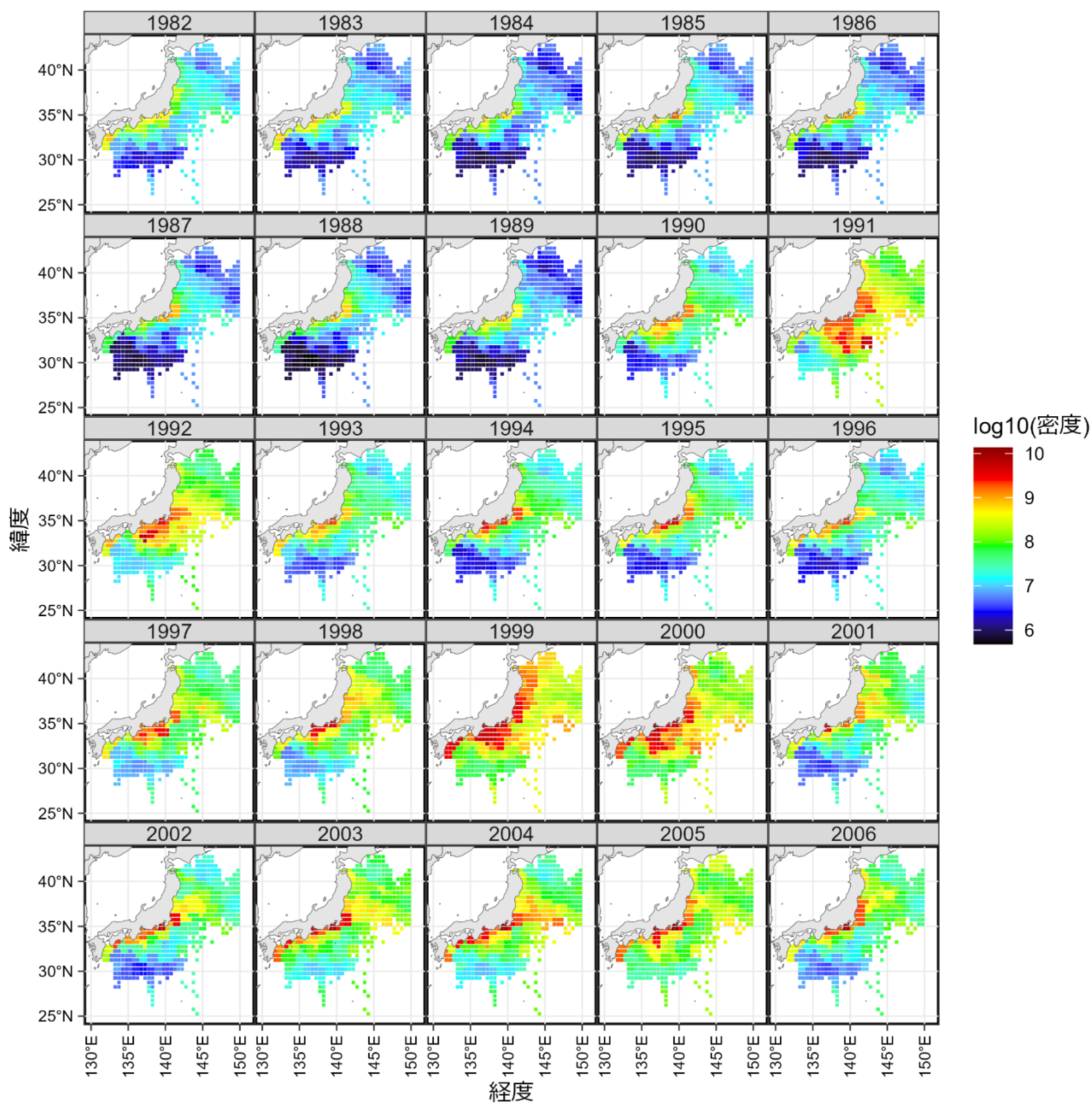


図 5. VAST により推定された相対卵密度の空間分布 (1982～2006 年)

カラースケールは卵密度の濃淡を示す。

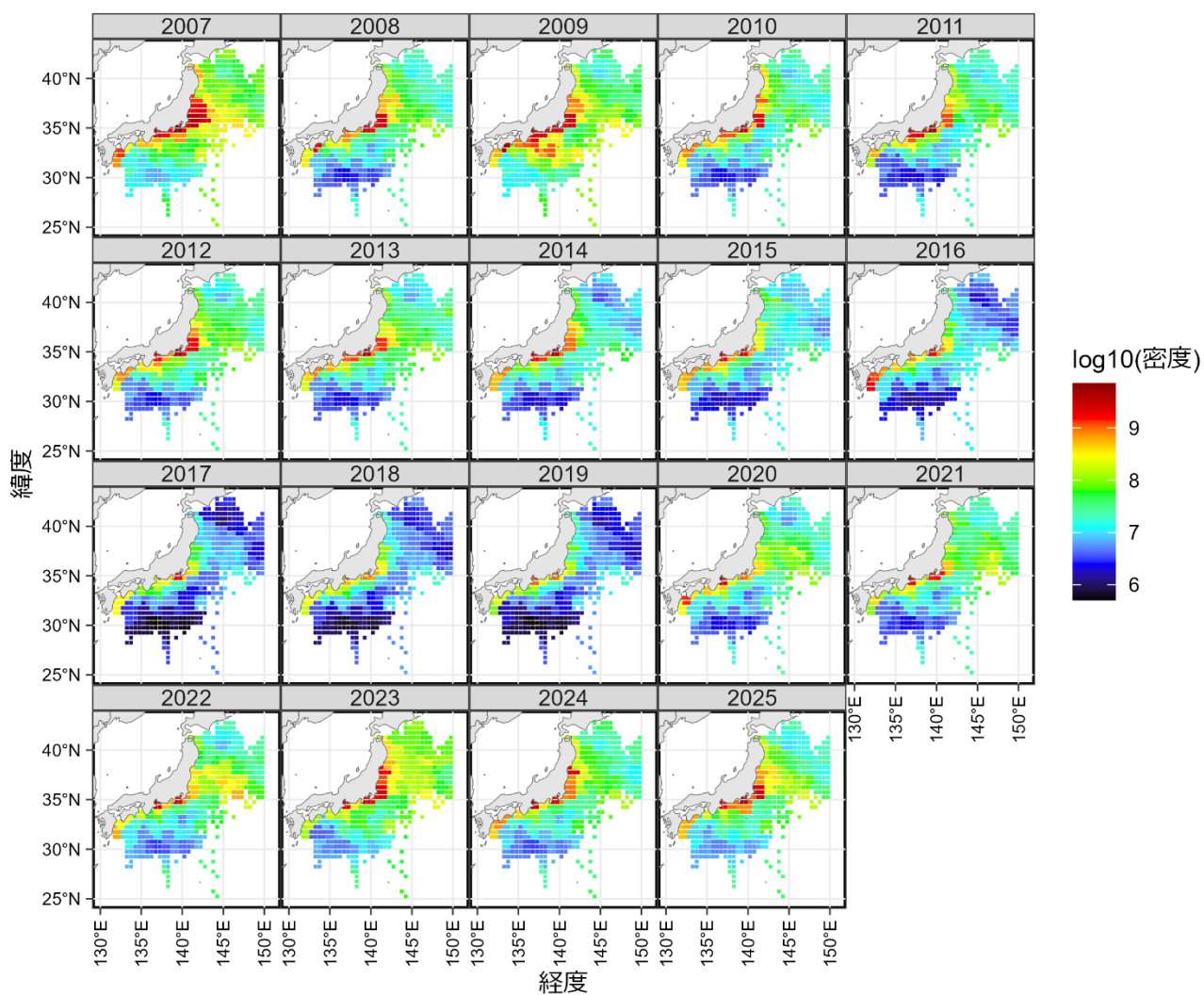


図 6. VAST により推定された相対卵密度の空間分布 (2007～2025 年)
 カラースケールは卵密度の濃淡を示す。

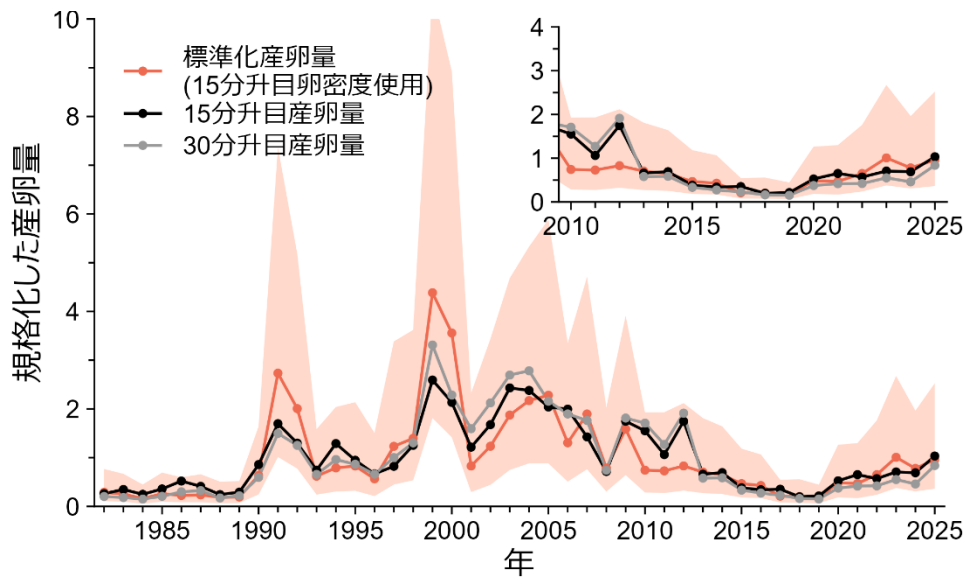


図 7. 指標値（産卵量）の推移

赤実線は標準化産卵量、黒実線はノミナルな 5 分升目産卵量、灰色の丸はノミナルな 30 分升目産卵量、赤影は標準化産卵量の 95%信頼区間を表す。本図ではいずれの時系列も全年平均値を 1 として規格化した値を示す。

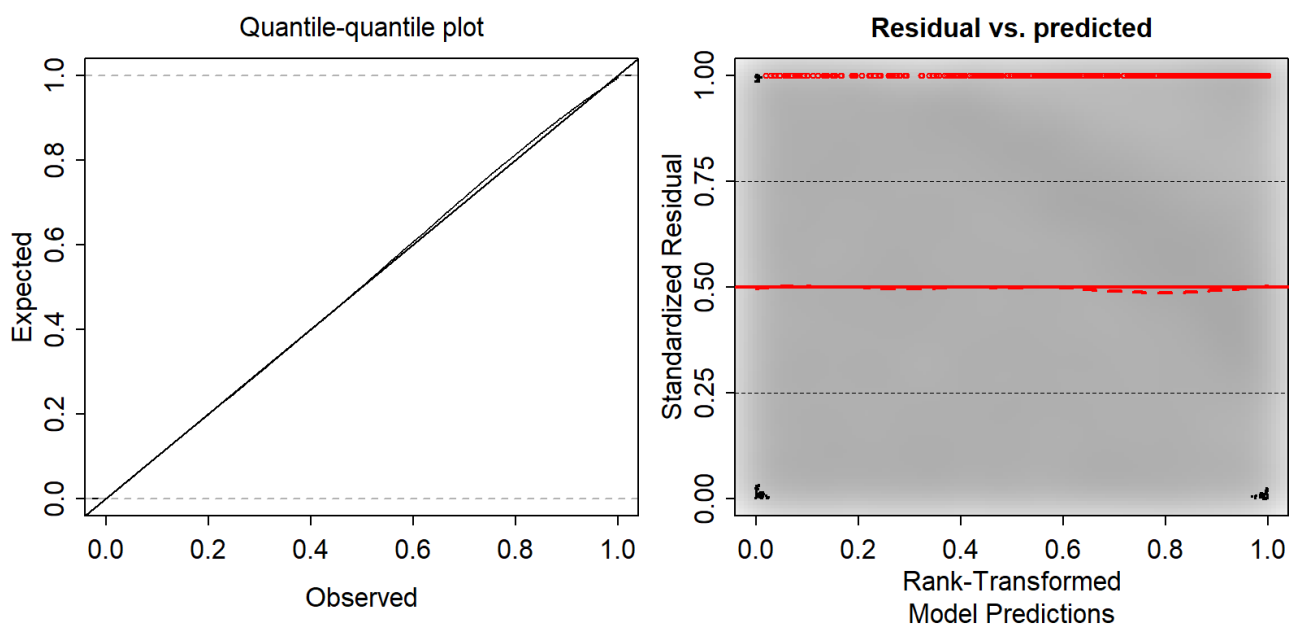


図 8. 予測された卵密度の QQ プロット（左）と予測値に対する残差の分布（右）

右図上部の赤いアスタリスクは統計的に有意な外れ値を表す。

表1. 1982年から2025年までの卵密度上位20位までのデータ

順位	年	月	東経 (度)	北緯 (度)	補正済み卵密度 (粒 / m ²)
1	2021	6	140.125	35.125	1,240,089.4
2	2009	8	140.375	34.875	1,027,035.6
3	1994	6	141.375	35.625	812,997.0
4	2012	7	139.875	35.125	741,924.8
5	2005	7	131.875	32.125	656,397.4
6	2010	6	141.375	35.375	653,878.7
7	2012	5	139.375	35.125	651,022.2
8	2012	6	141.625	35.625	637,879.9
9	2005	5	139.375	35.375	632,468.9
10	2000	7	141.625	36.375	627,450.7
11	2005	6	139.625	35.125	624,881.2
12	2003	7	140.625	35.625	614,380.9
13	2005	7	139.875	35.125	608,001.1
14	2012	8	141.625	36.625	607,916.1
15	2006	7	140.875	35.625	595,200.4
16	2004	7	140.125	35.125	580,565.3
17	2003	7	139.625	35.125	561,463.1
18	2000	7	141.375	36.375	554,997.7
19	2006	8	139.375	35.375	548,343.7
20	2004	7	140.875	35.375	547,922.1