

令和 5（2023）年度マダラ北海道日本海の 状態空間余剰生産モデルによる資源解析

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
境 磨・千村昌之・千葉 悟・濱津友紀

1. 背景

本資源では、令和 4（2022）年度の資源評価から Pella-Tomlinson 型余剰生産モデル（プロダクションモデル）である SPiCT（連続時間における確率的な状態空間余剰生産モデル：Pedersen and Berg 2017）による資源解析により推定された資源量相対値を資源状態の判断に用いている。令和 5（2023）年度の資源評価を実施するにあたり、本資料では当該余剰生産モデルによる解析の更新結果を示した。

2. 状態空間余剰生産モデル

(1) 状態モデル

SPiCT では、直接的には観察されない資源量の時間変化（状態モデル）は以下のように表される。

$$dB_t = \frac{r}{n-1} B_t \left(1 - \left[\frac{B_t}{K} \right]^{n-1} \right) dt - F_t B_t dt + \sigma_B B_t dW_t \quad (1)$$

ここで B_t は時間 t での資源量、 F_t は時間 t での漁獲係数、 r は内的自然増加率、 K は環境収容力である。 $\sigma_B B_t dW_t$ は過程誤差（プロセス誤差）であり、 σ_B はプロセス誤差の標準偏差、 W_t はブラウン運動である。 n は形状パラメータであり、 n が 1 であれば Fox 型の余剰生産モデル、2 であれば Schaefer 型プロダクションモデルとなり、その値が大きいくほど環境収容力に対する B_{msy} （最大持続生産量を実現する資源量）の相対的な位置が大きくなる。一般的に r と K には強い相関があることから、Fletcher（1978）による（2）式への変形により、より安定した推定を実現している。

$$dB_t = \left(\gamma m \frac{B_t}{K} - \gamma m \left[\frac{B_t}{K} \right]^n - F_t B_t \right) dt + \sigma_B B_t dW_t \quad (2)$$

ここで γ は（3）式、 m は（4）式の通りである。

$$\gamma = n^{n/(n-1)} / (n-1) \quad (3)$$

$$m = \frac{rK}{n^{n/(n-1)}} \quad (4)$$

資源評価期間の最初の年の資源量に関するパラメータとして、初期資源量の環境収容力に対する比 bK も求められる。 m は決定論的（ $\sigma_B = 0$ ）な個体群動態のもとでの MSY の値に相当する（5 式）。また、決定論的な B_{msy} および F_{msy} はそれぞれ以下の（6）式および（7）式で表される。

$$MSY^d = m \quad (5)$$

$$B_{msy}^d = n^{1/(1-n)} K \quad (6)$$

$$F_{msy}^d = m / B_{msy} \quad (7)$$

一方、確率論的な MSY 、 B_{msy} 、および F_{msy} はそれぞれ以下の（8）（9）（10）式で表さ

れる。

$$MSY^s = MSY^d \left(1 - \frac{n/2}{1 - (F_{msy}^d)^2 \sigma_B^2} \right) \quad (8)$$

$$B_{msy}^s = B_{msy}^d \left(1 - \frac{1 + F_{msy}^d (n-2)/2}{F_{msy}^d - (2 - F_{msy}^d)^2 \sigma_B^2} \right) \quad (9)$$

$$F_{msy}^s = F_{msy}^d - \frac{(n-1)(1 - F_{msy}^d)}{(2 - F_{msy}^d)^2 \sigma_B^2} \quad (10)$$

形状パラメータ n が 1 を下回る場合は確率論的な MSY 、 B_{msy} 、および F_{msy} の推定値は不安定になるとされているため、Pedersen and Berg (2017) に従い、 $n > 1$ の場合には確率論的な値を、 $0 < n \leq 1$ の場合には決定論的な値を用いている。

SPiCT では、季節的な漁獲のプロセスを以下の (11) ～ (12) 式でモデル化できるが、本系群のモデルでは漁獲の季節変化は仮定せず年に 1 回漁獲が発生するものとした ($S_t = 1$)。

$$F_t = S_t G_t \quad (11)$$

$$d \log G_t = \sigma_F dV_t \quad (12)$$

ここで漁獲係数 F_t は漁獲の季節変化 S_t とランダムな効果 G_t から構成される。 σ_F は漁獲係数のノイズに関する標準偏差、 V_t はブラウン運動である。漁獲の季節変化をモデル化する場合は S_t に周期的な B スプライン曲線を仮定する等の方法がある。SPiCT ではモデル内での 1 年間を細かく区切って計算を行うことが出来るため、季節的な情報・データの取得時期の違いを踏まえた計算が可能だが、本資源では 1 年に 1 つの漁獲・指標値のデータを用いており、季節的な情報をモデルに取り入れていない。そのためモデルでの時間刻みも、一般的な離散型の余剰生産モデルと同様に 1 年刻みの個体群動態になるように設定した。

SPiCT ではレジームシフト等での生産力の変化を以下の (13) (14) 式により m 、つまり、決定論的な MSY の値を任意の年から変化させる機能が実装されている (Mildenberger et al. 2020)。

$$m_t = \bar{m} G_{l(t)}^{(m)} \quad (13)$$

ここで m_t は (4) 式で示した通り内的自然増加率 r 、環境収容力 K 、および形状パラメータ n で定義される m の各年の値であり、 $\bar{m}$ はその平均値である。 $G_{l(t)}^{(m)}$ は以下の (8) 式で定義されるもので、 m の年変化を与える。

$$\log(G_{l(t)}^{(m)}) = \log(\Delta m_{l(t)}) \quad (14)$$

生産力を年変化させる機能を使用する場合は、生産力の変化量 $\Delta m_{l(t)}$ を他のパラメータと同様に推定することになる。生産力を変化させる年 $l(t)$ は推定パラメータではなく、最終的なモデルの AIC が最小になるように探索的に求めて設定する。

本資源では 2014 年ごろから沖底 CPUE や総漁獲が急激に上昇し、漁獲物に占める若齢魚の量が増加した状況が続いている。1998～2022 年漁期に小樽港に水揚げされる漁獲物のうち小型の 6 尾入りおよび 7 尾入りの漁獲量について、予備的に t 分析に基づきレジームシフトを検出する“STARS”プログラム (Stirnemann et al. 2019) での検討を行ったところ、2016～2017 年漁期に有意なシフトが認められた (図 1)。小型魚の漁獲増加に遅れて大型

魚の漁獲量も増えている。これらの状況から、小型魚の漁獲量の増加の原因は漁業での狙いの変化によるものではなく、本資源の生産力が高い方向にシフトしたことに起因する可能性が考えられるため、本解析では m が年変化するモデルも検討対象とした。その際、年変化は評価期間を通して 1 回のみ起きるものとした。

(2) 観測モデル

パラメータの推定に用いる指標値は以下の観測モデルで取り扱われる。

$$\log(I_{t,i}) = \log(q_i B_t) + e_{t,i} \quad (15)$$

$$e_{t,i} \sim N(0, \sigma_{I,i}^2) \quad (16)$$

SPiCT では複数の指標値を使用できる。 $I_{t,i}$ は i 番目の指標値の時間 t における値である。 q_i は i 番目の指標値における漁獲効率パラメータである。 $e_{t,i}$ は i 番目の指標値の観測誤差であり、 $\sigma_{I,i}$ はその標準偏差である。なお、本資源で使用する指標値は北海道根拠の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の標準化 CPUE が一種類のみである。そのため、 i は 1 であることから、 q_i と $\sigma_{I,i}^2$ の添え字 i は省略し、それぞれ q 、 σ_I^2 と表記した。

SPiCT では、漁獲量統計値の誤差に対応して、漁獲量も直接的に観察されない値として以下の (17) ～ (18) 式で推定できる。

$$\log(C_t) = \log\left(\int_t^{t+\Delta} F_s B_s ds\right) + \epsilon_t \quad (17)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma_C^2) \quad (18)$$

ここで ϵ_t は漁獲量の観測誤差であり、 σ_C はその標準偏差である。ただし本資源のモデルでは観察された漁獲量に誤差はないものとした ($\epsilon_t=0$)

(3) パラメータの推定

SPiCT では余剰生産モデルのパラメータをベイズ推定的一种である罰則付き最尤法で推定する。本資源で推定するパラメータは、 n 、 m 、 K 、 q 、 B_t 、 F_t 、 σ_B 、 σ_I 、 σ_F である。内的自然増加率 r は m と K が推定されることで得られる。それぞれのパラメータには推定を行う前に既知の情報として事前分布を置くことや、予め既知パラメータとして与えることが可能である。 m に年変化を与える機能を使用する場合は Δm を推定し、年変化が起きる前後の m および r を得るが、このとき、 r や m に事前分布を与えることは出来ない。なお、プロセス誤差の大きさ σ_B 、観測誤差の大きさ σ_I 、漁獲係数のノイズの大きさ σ_F 、初期資源量の環境収容力に対する比 $bkfrac$ も事前分布を与えることができるが、今回の解析ではこれらのパラメータには事前分布を与えずに解析した。

3. 計算方法

(1) 使用するデータセット

余剰生産モデルに用いる漁獲量として、令和 5 年度のマダラ北海道日本海の資源評価で用いる 1985～2022 年漁期の漁獲量集計を用いた (FRA-SA2023-SC09-08)。指標値には 1996～2022 年漁期の日本海における北海道根拠の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の標準化 CPUE (FRA-SA2023-SC09-901) を用いた。

(2) パラメータの事前分布

検討したモデルの事前分布の組み合わせを表 1 に示した。一般的に余剰生産モデルは全く事前情報を用いずに全てのパラメータを適切に推定することは難しい。そのため、パラメータ推定に当たり、以下の手順で検討を行った。

- 1) すべてのパラメータに事前分布を仮定しないモデルを検討
- 2) 形状パラメータ n の事前分布を与える情報の候補として、メタ解析の結果 (Thorson et al. 2012) を検討
- 3) 内的自然増加率 r の事前分布を与える情報の候補として、FishLife (Thorson 2020) での予測値や尤度プロファイルの結果を検討
- 4) それぞれのパラメータについて事前分布を広くした場合と、狭くした場合を検討
- 5) 感度分析として、形状パラメータを固定した場合を検討
- 6) その他の方法 (本資源の場合は、内的自然増加率の年変化) を検討

完全無情報のモデルは Model 0 とした。形状パラメータ n は一般的に推定が難しいことが知られているため、以下の複数の事前情報の候補を選定した；① $n=2$ の場合 (Schaefer モデルに相当) (Model 1, 4, 7, 10, 13)、② $n=1.46$ の場合 (メタ解析でのタラ目での Bmsy/K の値 (0.439) に相当) (Model 2, 5, 8, 11, 14)、③ $n=1.19$ の場合 (メタ解析での全魚種の平均の Bmsy/K の値 (0.404) に相当) (Model 3, 6, 9, 12, 15)。

内的自然増加率 r について、FishLife (Thorson 2020) からの本魚種の予測値 (Schaefer 型モデルを仮定) では 0.319 となるが、本資源のデータに基づく尤度プロファイルでは、 $n=2$ (Schaefer 型モデル) とした場合には 1.950 付近で負の対数尤度が最小となり、両者には乖離が見られる (図 2)。前述の通り、本資源の生産力は近年高い方向にシフトした可能性が考えられるため、他海域の情報に基づく FishLife での内的自然増加率の予測値が適合しないことが危惧される。そこで本解析では、内的自然増加率 r の事前分布には、それぞれの形状パラメータ n を仮定した際の尤度プロファイルで負の対数尤度が最小になる値を用いるモデルと (Model 1~6)、FishLife (Thorson 2020) からの予測値を用いるモデル (Model 10~15) の両方を検討した。尤度プロファイルに基づき内的自然増加率 r の事前分布を与える場合は、形状パラメータの事前分布の平均値として① $n=2$ を用いるモデルでは $r=1.950$ 、② $n=1.46$ を用いるモデルでは $r=1.325$ 、③ $n=1.19$ を用いるモデルでは $r=0.875$ を、それぞれ内的自然増加率の事前分布の平均値に用いた。FishLife (Thorson 2020) からの予測値に基づき事前情報を与える場合は、当該予測値が Schaefer 型モデルを仮定した値になることを考慮し、形状パラメータに与える事前情報に合わせて変換した値を用いた。すなわち、① $n=2$ を用いるモデルでは $r=0.319$ 、② $n=1.46$ を用いるモデルでは $r=0.147$ 、③ $n=1.19$ を用いるモデルでは $r=0.061$ を事前分布の平均値とした。その他、本資源の生産力が年変化すること (レジームシフト) を仮定する場合を検討した (Model 7~9)。レジームシフトを仮定する場合は、内的自然増加率 r には事前分布を設定できない。

Model 1~3、10~12 では標準偏差 1 を与えた対数正規分布を仮定する緩い事前分布を使用し、Model 4~9、13~15 では標準偏差を 0.5 として狭い事前分布を使用した。感度試験では、形状パラメータの事前分布の標準偏差を 0.001 として、パラメータを固定した場合について検討した (Sensitivity 1~9)。

なお、パラメータ推定においてモデルが収束しない場合は、最大 20 回初期値を変化させ

てモデルが収束するように調整した。

4. 推定結果

(1) 推定値の妥当性の判断

検討したモデルの推定の妥当性について、以下の観点から検討を行った；

- 1) モデルが収束してパラメータが適切に推定されているか。
- 2) パラメータの推定が不安定ではないか。例えば、信頼区間が非常に大きな値まで発散していないか（推定値の上 5%信頼区間は下 5%信頼区間の 10 倍程度に収まるのが望ましいとされている）。
- 3) 内的自然増加率 r の最終的な推定値が、FishLife（Thorson 2020）での予測値や尤度プロファイルの結果に対し乖離していないか。

表 2 に構築した全てのモデルのパラメータ推定結果を示す。いくつかのモデルでは初回の試行でモデルが収束しない場合も見られたが、初期値を変化させることで最終的に全てのモデルで推定パラメータの収束が確認された。

生産力の年変化を仮定しない場合は、事前情報を全く用いないモデル（Model 0）および内的自然増加率の事前分布に尤度プロファイルに基づく値を用いたモデル（Model 1～6）では、資源量に係わる過程誤差（ σ_B ）に小さい値が推定され、かつ、その信頼区間が特に広がる傾向がみられた。信頼区間の幅は、Model 0 では上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 100 倍以上、Model 1～6 では概ね 30 倍以上となった。この傾向は、形状パラメータ n を固定し尤度プロファイルに基づく内的自然増加率を狭い事前分布で与えた感度試験モデル（Sensitivity 4～6）でもみられた。一方、内的自然増加率の事前分布に FishLife（Thorson 2020）からの予測値を用いたモデルでは、Model 13 を除き r 、 K 、および $bkfrac$ の信頼区間が広がる傾向がみられ（Model 10～12、14、15、Sensitivity 1～3）、資源量に関わるパラメータの推定が不安定であると考えられた。Model 13 のみ、これらのパラメータの信頼区間は上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 13 倍までの範囲に収まっており、安定したパラメータ推定ができたと考えられた。

生産力の年変化を仮定したモデル（Model 7～9）では、過程誤差は観測誤差と同程度の値が推定され、その信頼区間の幅も小さくなった。これらの Model 7～9 での推定パラメータは、生産力の年変化が起きる前の内的自然増加率 r_1 の上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 17～19 倍であった以外は信頼区間が狭く、安定したパラメータ推定ができたと考えられた。なお Model 7～9 では、いずれも 2016～2017 年漁期にシフトが起きたと仮定した場合に AIC が最も低くなった（表 3）。

令和 4 年度の資源評価では、生産力の年変化を仮定したモデル以外では Model 6（形状パラメータ n に 1.19 を狭い事前分布で与える）でも比較的安定したパラメータ推定ができていたが、本年度の資源評価では Model 6 でも前述の通り過程誤差の推定が不安定になった（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 45 倍）。Model 1～6 では、事前分布がゆるいのか狭いかにかかわらず形状パラメータが概ね 1.3 以上、内的自然増加率には 1 以上の比較的高い値が推定されることでデータへの当てはまりを実現しているようだが、その結果、本資源の近年の増加傾向を表現するにはパラメータ間で不整合が生じ、過程誤差が不安定な形でモデルが収束してしまうものと推察される。生産力の年変化を仮定した Model 7～9 で

は、形状パラメータが 0.860～1.058 と比較的小さい値が推定され、かつ内的自然増加率は、年変化前 (r1) で 0.286～0.427、年変化後 (r2) で 0.647～0.860 と 2016～2017 年漁期を境に 2 倍程度異なる値が推定されている。生産力の年変化の仮定で推定パラメータを増やすことで、より柔軟なデータへの当てはまりが実現されている。なお、Model 13 では形状パラメータが 1.035、内的自然増加率が 0.388 となった。今回安定したパラメータ推定ができたと考えられたモデル (Model 7～9、13) では、形状パラメータの推定値に対する内的自然増加率としては FishLife (Thorson 2020) からの予測値よりも大きい値となり、尤度プロファイルで負の対数尤度が最小となる値に近い。前述の通り、本資源の内的自然増加率は尤度プロファイルで示される値と FishLife からの予測値とが乖離している。本評価海域のマダラの生産力は他海域の一般的な状況とは整合しないものと推察される。

(2) モデル診断

令和 4 年度の余剰生産モデルの検討では、生産力の年変化を仮定しない Model 6 でも現実的な値が安定して推定されたと判断したが、本年度の検討では Model 6 では過程誤差のパラメータ推定が不安定になる問題が生じたため、評価に使用するモデルとしての検討からは除外した。本年度は、令和 4 年度に引き続き安定した推定結果が得られたと考えられた Model 7～9 に、新たに Model 13 を加えてモデル診断の対象とした。モデル診断では以下の点に着目した；

- 1) レトロスペクティブ解析：推定された資源量の過大推定や過少推定の傾向の有無を把握するため、5 年分までのデータを 1 年ずつ取り除き推定結果を比較した。比較には Mohn's p (Mohn 1999) を用いた。解析対象は資源量の絶対値 (B)、資源量の相対値 (平均値に対する比 : B/B_{mean})、漁獲量の絶対値 (F)、漁獲量の相対値 (平均値に対する比 : F/F_{mean})、および余剰生産量曲線とした。なお、資源量および漁獲量の相対値は、レトロスペクティブ解析で取り除かれるデータの影響を除くため、1985～2016 年漁期の平均値に対する比とした。また、レトロスペクティブ解析において生産力の年変化 (レジームシフト) が起きる年 (2016～2017 年漁期) は固定とした。
- 2) 指標値の当てはまりの残差分析：残差が正規分布の仮定に当てはまっているか、また顕著な自己相関パターンが認められないかを検討した。
- 3) 資源変動の要因分析：余剰生産モデルで推定される資源量の年変化は、モデル内では余剰生産量、漁獲量、およびプロセス誤差で説明される。プロセス誤差が個体群動態の大部分を説明するようなモデルでは、対象資源のデータから余剰生産量の情報が得られていないことが懸念される。
- 4) 初期値に対する頑健性：パラメータ推定の際の初期値を変えても同様の結果が得られることを確認した。

[レトロスペクティブ解析]

レトロスペクティブ解析の結果、Model 7～9 および Model 13 では全ての年の推定値が得られるものの、データを 4 年以上取り除くと推定値が大きく変化する傾向が見られ、レトロスペクティブバイアスが大きくなった (Mohn's p は Model 7～9 で -1.4～-4.2、Model 13

で-12.3) (図 3)。一方、資源量の相対値では Mohn's p は Model 7~9 で 0.14~0.16、Model 13 で 0.23 であり、若干過少推定気味ではあるものの比較的安定した推定値が得られていると考えられた (図 4)。漁獲圧の比較でも近年 4 年以上のデータを取り除くことによる絶対値の推定への影響は大きく、絶対値での Mohn's p は Model 7~9 で 0.25~0.26、Model 13 で 0.35 となった (図 5)。漁獲圧では相対値であっても近年の 4 年以上のデータを取り除くと過去の F の時系列トレンドに変化が生じる特徴がみられた (Mohn's p は Model 7~9 で -0.23~-0.20、Model 13 で -0.35) (図 6)。余剰生産量曲線では、Model 7~9 ではデータを 1 年取り除いた際の環境収容力 K の減少が大きく、直近年 (2022 年漁期) のデータがパラメータ推定に大きく影響していることが推察される。データを 4 年以上取り除くと 2~3 年取り除く場合と比べて環境収容力 K や余剰生産量の推定値の変化が大きい (図 7)。Model 13 でも同様であり、環境収容力 K や余剰生産量により定まる B_{msy} や F_{msy} が、データを取り除くことで大きく変化すると考えられる。レトロスペクティブ解析の結果は、資源量が増加した 4~5 年前よりも前のデータでは、資源量増加後の資源状態に整合するパラメータ推定が困難であることを示している。ただし、データを取り除くことの影響は資源量の絶対値の評価に対するものに留まり、資源量の相対値への影響は小さい。Model 7~9 および Model 13 の結果を用いる際は、資源量の相対値のみを使用することが望ましいと考えられる。

[指標値の当てはまり]

指標値の当てはまりを残差分析により検討したところ、Model 7~9 および Model 13 ではいずれも残差は正規分布の仮定によく当てはまっており、また、顕著な自己相関パターンは認められなかった (図 8)。指標値を用いたモデルの推定において特段の問題はないものと考えられた。

[要因分析]

要因分析により、推定された資源変動が余剰生産・漁獲・過程誤差のいずれから影響されているかを検討した。Model 7~9 および Model 13 では、資源変動はいずれも余剰生産と漁獲量で説明される部分が多く、特に 2016 年漁期以前は余剰生産量と漁獲量がほぼ釣り合っている。過程誤差で説明される変動は概ね小さいが、2017 年漁期以降の資源増加期間は過程誤差で説明される変動が大きくなった (図 9)。2017 年漁期は、生産力の年変化が仮定されている Model 7~9 では r が急激に増加したために余剰生産量 (図 6 の赤い矢印) が急増し、それに伴って漁獲量も増加したと解釈される。一方で、Model 13 では、2017 年漁期の余剰生産量は Model 7~9 での結果ほど大きくはなく、資源量の増加は過程誤差で説明される部分が大きいと解釈される。なお Model 7~9 と Model 13 とでは、2022 年漁期の資源増加について余剰生産量と過程誤差とで説明する大きさが異なる。

[初期値に対する頑健性]

Model 7~9 および Model 13 について、パラメータ推定における初期値の影響を検討するため、それぞれのモデルで推定されたパラメータから振らした値を初期値として 50 回の再推定を行った。その結果、ほとんどの試行で初期値を変えても推定値はほぼ変化せず、

推定結果は頑健であると判断された。

(3) 推定結果の解釈

妥当な推定結果が得られたと考えられる Model 7～9 および Model 13 について余剰生産量曲線を図 10 に示した。Model 7～9 では生産力が 2016/2017 年漁期を境に高い値に年変化したモデルとなるので、生産力の変化前と変化後の 2 通りの余剰生産量曲線を示している。資源評価期間の最終年となる直近年（2022 年漁期）の資源量は、Model 7～9 では余剰生産量曲線のピークに相当する資源量（Bmsy）を上回ると評価された一方で、Model 13 では Bmsy に満たないと評価された。資源量が Bmsy を超えると余剰生産量は減少に向かうため、Model 7～9 では要因分析で示したように 2022 年漁期の資源量の増加について過程誤差で説明される量が多い。一方、Model 13 では現状では資源量の増加に伴い余剰生産量も増加するため、2022 年漁期の資源量の増加について余剰生産量で説明される量が多い。

前述の通り、診断の結果 Model 7～9 および Model 13 では資源量の相対値には推定上の問題は無いと考えられたため、推定された資源量相対値の推移を図 11 にて重ね描きして比較した（図 11）。その結果、1985～2022 年漁期の資源量相対値は、4 つのモデルでよく一致した推移を示すことが確認された。推定された漁獲圧の相対値についても、Model 7～9 および Model 13 では概ね一致した推移を示すことが確認された（図 12）。いずれのモデルでも資源量が増加する 2014 年漁期から漁獲圧が低下した。各モデルで推定された漁獲圧の相対値を比較すると、直近 5 年（2018～2022 年漁期）の漁獲圧の平均値は、その前 5 年（2013～2017 年漁期）の平均値の 45%（Model 7～9）もしくは 46%（Model 13）であり、その前 5 年（2008～2012 年漁期）の平均値の 33%（Model 7～9、13）であった。ただし、レトロスペクティブ解析の結果にあるように、漁獲圧では相対値であっても近年のデータを取り除くと過去の F の時系列トレンドに変化が生じることから、今後のデータ更新で漁獲圧の推移に関する解釈が変化する可能性に注意が必要と考えられる。

表 4 に Model 7～9 および Model 13 で推定された資源量と漁獲圧について、推定値の絶対値と 90%信頼区間を示した。これらをモデル間で比較すると、年トレンドにはモデル間で齟齬がないものの、資源量の絶対値では Model 13 で最も小さく、次いで Model 7、Model 8、Model 9 の順で大きくなる。漁獲圧では逆に Model 13 で最も大きく、次いで Model 7、Model 8、Model 9 の順で小さくなる。前述のように、これらのモデルでの推定値の絶対値を用いて評価することには問題があると考えられるため、ここで示した数値は直接資源評価には使用しない。資源量の相対値であれば信頼に足る情報が得られたものと考えられたため、本資源の資源評価では推定された 1985～2022 年漁期の資源量について、平均を 1 とした相対値に基準化したうえで 4 つのモデルの平均値としたものを示すことが適当であると判断された。

Model 7～9 および Model 13 について、資源量・漁獲圧の MSY を実現する資源量・漁獲圧との比（B/Bmsy および F/Fmsy）を示す神戸プロットを図 13 に示す。Model 7～9 の結果では、直近年の B/Bmsy は信頼区間を含めて 1 を上回り、F/Fmsy は信頼区間を含めて 1 を下回ったことから、直近年の資源量は Bmsy を高い確率で上回っていること、および漁獲圧は Fmsy を高い確率で下回っていることが考えられた（図 13a）。一方、Model 13 での直近年の B/Bmsy および F/Fmsy は点推定値では 1 を下回っているものの、その信頼区間の範

囲は広く、それぞれ 1 となる基準値を跨いだ広い信頼区間となった。そのため、Model 13 の結果からは、直近年の資源量と漁獲圧について B_{msy} および F_{msy} に対する位置関係を十分な精度で判断することは難しいと考えられた（図 13b）。このように、生産力の年変化に関する仮定の違いにより Model 7~9 と Model 13 とで現在の資源状態に関する結果・解釈が変わることに注意が必要である。これらの 4 つのモデルからは、直近年の漁獲圧は F_{msy} を下回る水準まで下がっている可能性が示唆されるものの、その推定の不確実性は大きい。また資源量が B_{msy} を上回るか否かは、モデルでの生産力の仮定次第で結果が異なるため、現段階で断定することは困難であると考えられる。

なお、過去の資源状態を B_{msy} と F_{msy} を基準にみると、Model 7~9 では資源量は 2017 年漁期まで B_{msy} を下回っていたこと、漁獲圧は 2016 年漁期まで F_{msy} を上回っていたことが示されている。また、Model 13 では資源量が 1985 年漁期以降は常に B_{msy} を下回っていること、漁獲圧は 2020 年漁期まで F_{msy} を上回っていたことが示されている。図 13 の神戸プロットではこれらの過去の推移については直近年（2022 年漁期）のような信頼区間を示していないが、直近年と同様に過去の推定値も信頼区間が広く、不確実性が高いことに注意が必要である（図 14、図 15）。

本解析で示した 4 つのモデルのうち、3 つ（Model 7~9）では 2016~2017 年漁期に生産力の年変化が起きたと仮定しているが、これは余剰生産モデルでの資源解析上の仮定に過ぎず、実際にどのような状況が本資源に生じていたかは未解明である。もし、資源に実際に生産力の年変化が起きていたとして、それがレジームシフト等に伴う生態系全体の変化による変化なのか、卓越年級群が数回発生したものに過ぎないのか、現時点では判断できない。生産力の変化が後者の卓越年級群の発生とその成長によるプロセスによるものであった場合、その後、卓越年級群が再発生せず元の水準の加入量で推移すると、卓越年級群が高齢化によりいなくなることで資源量が増加前の状態へ急減することも起こり得ることに注意が必要である。今後とも資源状態を注視して現在の増加した資源に過度な漁獲圧をかけずに資源量を維持し、安定した加入量の確保につなげることが重要と考えられる。生産力の年変化の有無に関する仮定の妥当性については生物学的・生態学的な情報も含めて引き続き検討が必要な課題である。

5. その他

資源解析には SPiCT の R パッケージ `spict` (ver.1.3.7, <https://github.com/DTUAqua/spict/tree/master/spict>) を使用した。モデルの更なる詳細情報については Pedersen and Berg (2017) および Mildenerberger et al. (2020) を参照されたい。本資料で示した図表の作成には R パッケージ `frapmr` (<https://github.com/ichimomo/frapmr>, 非公開) を改変して用いた。

6. 引用文献

- Fletcher, R. (1978). On the restructuring of the Pella-Tomlinson system. *Fishery Bulletin*, 76, 515–521.
- Mildenerberger, T. K., C. W. Berg, M. W. Pedersen, A. Kokkalis, and J. R. Nielsen. (2020) Time-variant productivity in biomass dynamic models on seasonal and long-term scales. *ICES Journal of Marine Science*, 77: 174–187.

- Mohn, R. (1999) The retrospective problem in sequential population analysis: an investigation using cod fishery and simulated data. *ICES J. Mar. Sci.*, 56, 473-488.
- Pedersen, M. W., & Berg, C. W. (2017). A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, 18(2), 226–243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>
- Stirnemann, L., A. Conversi, S. Marini. (2019) Detection of regime shifts in the environment: testing “STARS” using synthetic and observed time series. *ICES Journal of Marine Science*, 76: 2286–2296.
- Thorson, J. T., Cope, J. M., Branch, T. A., & Jensen, O. P. (2012). Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. 1568, 1556–1568. <https://doi.org/10.1139/F2012-077>
- Thorson, J. T. (2020). Predicting recruitment density dependence and intrinsic growth rate for all fishes worldwide using a data-integrated life-history model. *Fish and Fisheries*, 21(2), 237–251. <https://doi.org/10.1111/FAF.12427>

表 1. 各モデルにおける事前分布の設定

a) 評価用に検討したモデル設定

モデル名	n		r		備考
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
Model 0	—	—	—	—	完全無情報
Model 1	2	1	1.950	1	Schaefer 型モデルの n 、尤度プロファイルでの r
Model 2	1.46	1	1.325	1	メタ解析のタラ目の n 、尤度プロファイルの r
Model 3	1.19	1	0.875	1	メタ解析の全魚種平均の n 、尤度プロファイルの r
Model 4	2	0.5	1.950	0.5	Schaefer 型モデルの n 、尤度プロファイルでの r
Model 5	1.46	0.5	1.325	0.5	メタ解析のタラ目の n 、尤度プロファイルの r
Model 6	1.19	0.5	0.875	0.5	メタ解析の全魚種平均の n 、尤度プロファイルの r
Model 7	2	0.5	—	—	Schaefer 型モデルの n 、生産力が年変化する r^*
Model 8	1.46	0.5	—	—	メタ解析のタラ目の n 、生産力が年変化する r^*
Model 9	1.19	0.5	—	—	メタ解析の全魚種平均の n 、生産力が年変化する r^*
Model 10	2	1	0.319	1	Schaefer 型モデルの n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Model 11	1.46	1	0.147	1	メタ解析のタラ目の n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Model 12	1.19	1	0.061	1	メタ解析の全魚種平均の n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Model 13	2	0.5	0.319	0.5	Schaefer 型モデルの n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Model 14	1.46	0.5	0.147	0.5	メタ解析のタラ目の n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Model 15	1.19	0.5	0.061	0.5	メタ解析の全魚種平均の n 、Fishlife のマダラの r^{**}

形状パラメータ n と内的自然増加率 r 以外のパラメータには事前分布を与えていない。感度分析では、令和 4 年度評価では内的自然増加率 r に FishLife (Thorson 2020) からの予測値を与える設定は感度試験で実施したが、本年度は評価に検討するモデルに加えることとした (Model 10～15)。

* 生産力が年変化する区切り年は最終的なモデルの AIC が最小になるように探索的に求めた。いずれのモデルでも 2016～2017 年漁期にシフトが起きたと仮定した場合に AIC が最も低くなった (表 3)。

** FishLife で参照される r は Schaefer 型モデルを仮定した値になるため、SPiCT での事前情報として使用するにあたり $r_{\text{Pella-Thomlinson}} = r_{\text{Schaefer}} \times (n - 1)$ として Pella-Thomlinson 型モデルでの値に変換した。

表 1. 各モデルにおける事前分布の設定（続き）

b) 感度分析用に検討したモデル設定

モデル名	n		r		備考
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
Sensitivity 1	2	0.001	0.319	0.5	Schaefer 型モデルの n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Sensitivity 2	1.46	0.001	0.147	0.5	メタ解析のタラ目の n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Sensitivity 3	1.19	0.001	0.061	0.5	メタ解析の全魚種平均の n 、Fishlife のマダラの r^{**}
Sensitivity 4	2	0.001	1.950	0.5	Schaefer 型モデルの n 、尤度プロファイルの r
Sensitivity 5	1.46	0.001	1.325	0.5	メタ解析のタラ目の n 、尤度プロファイルの r
Sensitivity 6	1.19	0.001	0.875	0.5	メタ解析の全魚種平均の n 、尤度プロファイルの r
Sensitivity 7	2	0.001	—	—	Schaefer 型モデルの n 、生産力が年変化する r^*
Sensitivity 8	1.46	0.001	—	—	メタ解析のタラ目の n 、生産力が年変化する r^*
Sensitivity 9	1.19	0.001	—	—	メタ解析の全魚種平均の n 、生産力が年変化する r^*

形状パラメータ n と内的自然増加率 r 以外のパラメータには事前分布を与えていない。感度分析では、形状パラメータの事前分布の標準偏差を 0.001 として、パラメータを固定した場合を検討した。

* 生産力が年変化する区切り年は最終的なモデルの AIC が最小になるように探索的に求めた。いずれのモデルでも 2016～2017 年漁期にシフトが起きたと仮定した場合に AIC が最も低くなった（表 3）。

** FishLife で参照される r は Schaefer 型モデルを仮定した値になるため、SPiCT での事前情報として使用するにあたり $r_{\text{Pella-Thomlinson}} = r_{\text{Schaefer}} \times (n - 1)$ として Pella-Thomlinson 型モデルでの値に変換した。

表 2. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間

	Model 0			Model 1			Model 2		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	0.450	1.180	3.097	0.571	1.324	3.070	0.467	1.193	3.049
K	1.84.E+04	4.05.E+04	8.89.E+04	1.87.E+04	3.67.E+04	7.20.E+04	18652.736	4.02E+04	86516.296
n	0.942	1.369	1.991	1.025	1.446	2.040	0.964	1.381	1.979
σ_B	0.000	0.022	18.505	0.014	0.079	0.458	0.013	0.083	0.524
σ_F	0.121	0.160	0.211	0.113	0.150	0.198	0.115	0.152	0.200
q	1.13E-04	1.68E-04	2.51E-04	1.12E-04	1.70E-04	2.59E-04	1.09E-04	1.67E-04	2.55E-04
σ_I	0.219	0.278	0.354	2.15E-01	0.275	3.52E-01	2.15E-01	0.275	3.51E-01
$bkfrac$	0.050	0.090	0.161	0.060	0.097	0.157	0.052	0.091	1.58E-01
B2022/Bmsy	1.011	1.385	1.897	1.095	1.449	1.917	0.994	1.403	1.98E+00
F2022/Fmsy	0.434	0.604	0.841	0.421	0.588	0.823	0.419	0.601	8.61E-01

	Model 3			Model 4			Model 5		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	0.333	1.043	3.264	0.846	1.554	2.855	0.633	1.250	2.468
K	1.74E+04	4.55E+04	1.19E+05	1.95.E+04	3.23.E+04	5.35.E+04	2.16.E+04	3.85.E+04	6.87.E+04
n	0.879	1.309	1.950	1.167	1.562	2.090	1.058	1.409	1.876
σ_B	0.013	0.093	0.681	0.014	0.075	0.403	0.014	0.081	0.477
σ_F	0.116	0.154	0.204	0.112	0.147	0.193	0.115	0.151	0.197
q	1.02E-04	1.62E-04	2.55E-04	1.15E-04	1.74E-04	2.63E-04	1.13E-04	1.68E-04	2.52E-04
σ_I	0.214	0.274	0.351	0.216	0.277	0.354	0.215	0.275	0.351
$bkfrac$	0.041	0.083	0.167	0.076	0.107	0.151	0.062	0.094	0.141
B2022/Bmsy	0.829	1.333	2.143	1.217	1.503	1.858	1.081	1.424	1.877
F2022/Fmsy	0.409	0.620	0.941	0.418	0.573	0.786	0.426	0.595	0.831

灰色網掛けは信頼区間が推定されない、もしくは信頼区間が比較的広いことを示す（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 20 倍以上）。

表 2. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間（続き）

	Model 6		
	下限5%	推定値	上限5%
r	0.398	0.936	2.199
K	2.32E+04	5.06E+04	1.10E+05
n	0.930	1.257	1.698
σ_B	0.015	0.104	0.698
σ_F	0.116	0.155	0.206
q	1.01E-04	1.58E-04	2.45E-04
σ_I	0.213	0.273	0.351
$bkfrac$	0.043	0.077	0.137
B2022/Bmsy	0.813	1.268	1.976
F2022/Fmsy	0.428	0.640	0.958

	Model 7			Model 8			Model 9		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
$r1$	0.099	0.427	1.842	0.082	0.337	1.381	0.069	0.286	1.186
$r2$	0.332	0.860	2.230	0.266	0.728	1.995	0.222	0.647	1.884
K	2.63E+04	6.33E+04	1.52E+05	2.99E+04	7.16E+04	1.71E+05	3.15E+04	7.82E+04	1.94E+05
n	0.640	1.058	1.749	0.555	0.936	1.578	0.502	0.860	1.473
σ_B	0.107	0.201	0.378	0.123	0.206	0.345	0.130	0.209	0.336
σ_F	0.110	0.156	0.220	0.111	0.157	0.222	0.112	0.158	0.223
q	3.16E-05	7.96E-05	2.00E-04	3.27E-05	7.49E-05	1.72E-04	3.23E-05	7.21E-05	1.61E-04
σ_I	0.195	0.267	0.364	0.194	0.265	0.362	0.193	0.264	0.362
$bkfrac$	0.069	0.130	0.246	0.062	0.127	0.262	0.056	0.124	0.275
B2022/Bmsy	0.887	1.459	2.399	0.836	1.461	2.555	0.786	1.457	2.701
F2022/Fmsy	0.158	0.376	0.890	0.156	0.368	0.869	0.150	0.365	0.887

灰色網掛けは信頼区間が推定されない、もしくは信頼区間が比較的広いことを示す（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 20 倍以上）。

表 2. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間（続き）

	Model 10			Model 11			Model 12		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	0.052	0.414	3.273	0.025	0.175	1.227	0.010	0.072	0.492
K	1.28E+04	1.32E+05	1.36E+06	2.46.E+04	4.78.E+05	9.28.E+06	6.23.E+04	2.57.E+06	1.06.E+08
n	0.606	1.008	1.677	0.578	0.824	1.176	0.568	0.727	0.931
σ_B	0.086	0.202	0.472	0.133	0.225	0.380	0.146	0.233	0.371
σ_F	0.108	0.150	0.208	0.109	0.150	0.207	0.109	0.150	0.207
q	5.60E-05	1.18E-04	2.48E-04	5.37E-05	1.04E-04	2.01E-04	5.08E-05	9.84E-05	1.91E-04
σ_I	0.194	0.261	0.352	0.190	0.257	0.347	0.188	0.256	0.347
$bkfrac$	0.005	0.039	0.285	0.001	0.012	0.228	0.000	0.002	0.107
B2022/Bmsy	0.136	0.748	4.103	0.018	0.272	4.017	0.002	0.062	2.140
F2022/Fmsy	0.334	0.858	2.209	0.401	1.437	5.150	0.648	2.849	12.534

	Model 13			Model 14			Model 15		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	0.146	0.388	1.028	0.061	0.165	0.445	0.024	0.065	0.175
K	4.12E+04	1.51E+05	5.50E+05	8.75.E+04	5.71.E+05	3.72.E+06	2.93.E+05	3.60.E+06	4.44.E+07
n	0.738	1.035	1.452	0.649	0.836	1.077	0.599	0.735	0.903
σ_B	0.117	0.219	0.408	0.141	0.231	0.377	0.148	0.234	0.371
σ_F	0.108	0.150	0.207	0.109	0.150	0.208	0.109	0.151	0.208
q	4.96E-05	1.04E-04	2.18E-04	4.84E-05	9.73E-05	1.96E-04	4.80E-05	9.52E-05	1.89E-04
σ_I	0.191	0.257	0.347	0.188	0.255	0.345	0.187	0.254	0.345
$bkfrac$	0.011	0.038	0.135	0.001	0.011	0.079	0.000	0.002	0.026
B2022/Bmsy	0.236	0.743	2.338	0.037	0.245	1.632	0.004	0.047	0.622
F2022/Fmsy	0.430	0.828	1.596	0.609	1.439	3.398	1.141	3.030	8.050

灰色網掛けは信頼区間が推定されない、もしくは信頼区間が比較的広いことを示す（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 20 倍以上）。

表 2. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間（続き）

	Sensitivity 1			Sensitivity 2			Sensitivity 3		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	0.145	0.414	1.177	0.069	0.196	0.558	0.030	0.080	0.217
K	1.51E+04	4.45E+05	1.31E+07	1.16.E+04	1.46.E+06	1.85.E+08	1.42.E+04	2.04.E+07	2.94.E+10
n	1.997	2.000	2.003	1.458	1.460	1.462	1.188	1.190	1.192
σ_B	0.232	0.304	0.400	0.235	0.307	0.400	0.241	0.312	0.404
σ_F	0.112	0.160	0.227	0.113	0.160	0.227	0.114	0.162	0.229
q	7.10E-06	2.40E-05	8.08E-05	6.26E-06	2.15E-05	7.35E-05	3.54E-06	1.62E-05	7.39E-05
σ_I	0.166	0.235	0.331	0.166	0.234	0.330	0.164	0.232	0.328
$bkfrac$	0.002	0.043	0.779	0.000	0.014	1.605	0.000	0.001	2.889
B2022/Bmsy	0.068	0.952	13.340	0.004	0.394	36.848	0.000	0.053	114.773
F2022/Fmsy	0.220	0.371	0.626	0.255	0.495	0.963	0.250	0.731	2.138

	Sensitivity 4			Sensitivity 5			Sensitivity 6		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
r	1.210	1.951	3.146	0.842	1.317	2.058	0.497	0.840	1.418
K	1.83E+04	3.19E+04	5.58E+04	2.24.E+04	3.73.E+04	6.21.E+04	2.96.E+04	5.57.E+04	1.05.E+05
n	1.997	2.000	2.003	1.458	1.460	1.462	1.188	1.190	1.192
σ_B	0.022	0.107	0.517	0.014	0.081	0.475	0.018	0.111	0.672
σ_F	0.114	0.152	0.204	0.115	0.151	0.198	0.115	0.154	0.207
q	9.23E-05	1.44E-04	2.24E-04	1.12E-04	1.66E-04	2.46E-04	1.02E-04	1.58E-04	2.46E-04
σ_I	0.213	0.276	0.359	0.215	0.275	0.351	0.212	0.274	0.353
$bkfrac$	0.098	0.126	0.162	0.076	0.097	0.124	0.049	0.070	0.101
B2022/Bmsy	1.304	1.629	2.036	1.203	1.456	1.762	0.866	1.182	1.613
F2022/Fmsy	0.351	0.497	0.705	0.440	0.582	0.769	0.504	0.676	0.908

灰色網掛けは信頼区間が推定されない、もしくは信頼区間が比較的広いことを示す（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 20 倍以上）。

表 2. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間（続き）

	Sensitivity 7			Sensitivity 8			Sensitivity 9		
	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%	下限5%	推定値	上限5%
$r1$ (r)	0.136	0.732	3.934	0.550	1.023	1.903	0.375	0.714	1.362
$r2$	0.782	1.554	3.088	0.993	1.438	2.082	0.746	1.074	1.545
K	1.55E+04	7.67E+04	3.79E+05	2.24E+04	3.80E+04	6.44E+04	2.70E+04	4.53E+04	7.60E+04
n	1.997	2.000	2.003	1.458	1.460	1.462	1.188	1.190	1.192
σ_B	0.160	0.247	0.382	0.013	0.094	0.703	0.008	0.096	1.169
σ_F	0.105	0.151	0.217	0.120	0.162	0.219	0.123	0.168	0.229
q	9.54E-06	4.84E-05	2.45E-04	6.86E-05	1.23E-04	2.19E-04	6.38E-05	1.20E-04	2.24E-04
σ_I	0.184	0.256	0.355	0.221	0.288	0.375	0.220	0.288	0.377
$bkfrac$	0.087	0.146	0.245	0.097	0.133	0.182	0.080	0.120	0.178
B2022/Bmsy	1.111	1.489	1.997	1.039	1.376	1.822	0.917	1.319	1.899
F2022/Fmsy	0.065	0.240	0.893	0.286	0.471	0.777	0.280	0.494	0.870

灰色網掛けは信頼区間が推定されない、もしくは信頼区間が比較的広いことを示す（上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 20 倍以上）。

表 3. 生産力の年変化を仮定したモデルでの生産力が年変化した年の選定

AIC	Model 7	Model 8	Model 9	Sensitivity 7	Sensitivity 8	Sensitivity 9
2013/2014	84.92198	73.18411	73.38159	収束せず	60.81265	61.0073
2014/2015	84.54817	72.43856	72.09846	収束せず	60.09515	59.84292
2015/2016	85.38915	72.17093	71.17093	収束せず	60.98626	59.91928
2016/2017	<u>82.99852</u>	<u>69.6614</u>	<u>69.03288</u>	<u>62.64497</u>	<u>59.26551</u>	<u>57.68445</u>
2017/2018	88.52688	76.05907	76.09288	66.26461	63.72722	63.82979
2018/2019	88.11513	75.56778	75.49663	65.71044	63.3272	63.07164
2019/2020	88.804	76.36596	76.36596	66.24571	64.0015	64.10236
2020/2021	88.17988	75.97474	76.13949	64.36435	63.55547	64.05551
2021/2022	88.0725	76.36602	76.40357	収束せず	収束せず	収束せず
年変化しない	86.80725	74.36602	74.40357	64.26652	62.00443	62.1141

生産力が年変化した年を 2013/2014～2021/2022 年で探索し、AIC が最も低くなる年の区切りを選択した（太字下線）。いずれのモデルでも、2016/2017 年に生産力の年変化が起きたと仮定した場合に AIC が最も低くなった。

表 4. 妥当な推定結果が得られたと考えられる Model 7～9 および Model 13 で推定された
資源量と漁獲圧の推定値および 90%信頼区間

漁期年	Model 7						Model 8					
	資源量 (トン)			漁獲圧			資源量 (トン)			漁獲圧		
	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限
1985	3,159	8,244	21,515	0.32	0.84	2.18	3,759	9,093	21,995	0.31	0.76	1.83
1986	3,054	7,919	20,532	0.32	0.83	2.16	3,635	8,723	20,930	0.31	0.75	1.81
1987	3,201	8,863	24,534	0.34	0.93	2.57	3,924	9,798	24,465	0.34	0.84	2.09
1988	2,425	6,916	19,725	0.31	0.88	2.51	3,003	7,660	19,538	0.31	0.79	2.02
1989	2,112	5,474	14,187	0.28	0.72	1.87	2,526	6,014	14,318	0.28	0.66	1.56
1990	2,940	6,647	15,031	0.29	0.65	1.48	3,384	7,217	15,393	0.28	0.60	1.28
1991	5,036	10,415	21,540	0.35	0.72	1.48	5,755	11,215	21,858	0.34	0.67	1.30
1992	6,636	13,914	29,177	0.42	0.87	1.83	7,740	14,944	28,854	0.42	0.81	1.57
1993	4,841	10,064	20,921	0.41	0.85	1.77	5,591	10,773	20,759	0.41	0.80	1.54
1994	4,505	9,244	18,967	0.43	0.89	1.83	5,164	9,848	18,781	0.44	0.84	1.60
1995	3,981	7,850	15,481	0.45	0.89	1.75	4,461	8,303	15,454	0.45	0.84	1.56
1996	4,387	8,800	17,652	0.52	1.05	2.11	4,936	9,279	17,444	0.53	1.00	1.88
1997	3,537	7,706	16,789	0.55	1.19	2.59	4,038	8,132	16,377	0.56	1.13	2.27
1998	2,158	4,709	10,275	0.48	1.05	2.28	2,420	4,949	10,121	0.49	1.00	2.04
1999	2,240	4,797	10,272	0.46	0.98	2.09	2,491	5,036	10,184	0.46	0.93	1.88
2000	2,855	6,661	15,539	0.46	1.08	2.52	3,273	7,049	15,182	0.47	1.02	2.20
2001	2,247	5,967	15,846	0.39	1.05	2.78	2,640	6,359	15,317	0.41	0.98	2.37
2002	1,666	4,324	11,226	0.35	0.91	2.36	1,917	4,593	11,002	0.36	0.86	2.05
2003	2,097	6,049	17,444	0.38	1.09	3.15	2,495	6,471	16,782	0.39	1.02	2.65
2004	1,387	3,847	10,670	0.39	1.07	2.98	1,611	4,086	10,366	0.40	1.01	2.56
2005	1,280	3,337	8,696	0.41	1.07	2.80	1,459	3,524	8,512	0.42	1.02	2.46
2006	1,355	3,410	8,577	0.43	1.09	2.74	1,535	3,594	8,418	0.44	1.03	2.42
2007	1,439	3,740	9,721	0.42	1.09	2.84	1,651	3,959	9,492	0.43	1.03	2.48
2008	1,363	3,753	10,339	0.36	1.00	2.76	1,588	3,995	10,050	0.37	0.94	2.36
2009	1,397	3,744	10,030	0.37	0.98	2.63	1,624	3,982	9,764	0.38	0.92	2.26
2010	1,517	3,860	9,825	0.36	0.92	2.33	1,743	4,098	9,631	0.37	0.86	2.03
2011	1,950	4,854	12,084	0.39	0.98	2.43	2,247	5,154	11,822	0.40	0.92	2.11
2012	2,125	6,006	16,979	0.40	1.12	3.16	2,542	6,427	16,249	0.41	1.05	2.64
2013	1,394	4,419	14,006	0.34	1.06	3.37	1,707	4,749	13,208	0.36	0.99	2.75
2014	1,045	3,122	9,323	0.27	0.80	2.40	1,256	3,338	8,875	0.28	0.75	2.00
2015	1,566	4,321	11,924	0.25	0.68	1.89	1,869	4,617	11,410	0.26	0.64	1.58
2016	2,572	6,738	17,653	0.23	0.59	1.55	3,042	7,182	16,957	0.24	0.56	1.31
2017	3,972	10,103	25,698	0.20	0.52	1.32	4,618	10,705	24,813	0.21	0.49	1.14
2018	10,110	25,806	65,869	0.18	0.45	1.15	11,749	27,368	63,754	0.18	0.42	0.99
2019	13,555	35,608	93,539	0.14	0.38	1.00	15,790	37,763	90,311	0.15	0.36	0.86
2020	13,501	34,908	90,257	0.12	0.31	0.79	15,649	37,215	88,501	0.12	0.29	0.68
2021	16,140	41,803	108,270	0.11	0.27	0.71	18,778	44,737	106,578	0.11	0.26	0.61
2022	18,395	49,999	135,902	0.09	0.25	0.68	21,703	53,835	133,539	0.09	0.23	0.57

いずれのモデルでも安定したパラメータ推定できたと考えられるが、モデル診断（レトロスペクティブ解析）からはデータを4年以上取り除くと推定値が大きく変化する傾向が見られレトロスペクティブバイアスが大きいことから、これらの推定値の絶対値は評価には直接使用せず、資源量の相対値のみを用いて資源状態を判断することとした。なお Model 7～9 では 2016～2017 年漁期に生産力の年変化が起きたと仮定している。

表 4（続き）． 妥当な推定結果が得られたと考えられる Model 7～9 および Model 13 で推定された資源量と漁獲圧の推定値および 90%信頼区間

漁期年	Model 9						Model 13					
	資源量（トン）			漁獲圧			資源量（トン）			漁獲圧		
	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限
1985	4,105	9,708	22,962	0.30	0.71	1.68	2,982	5,704	10,911	0.63	1.21	2.31
1986	3,971	9,303	21,793	0.30	0.71	1.66	2,883	5,483	10,427	0.63	1.20	2.28
1987	4,341	10,465	25,225	0.33	0.79	1.89	3,043	6,150	12,431	0.66	1.34	2.70
1988	3,340	8,188	20,077	0.30	0.74	1.82	2,208	4,686	9,946	0.61	1.30	2.75
1989	2,767	6,396	14,785	0.27	0.62	1.42	1,794	3,626	7,329	0.54	1.09	2.20
1990	3,643	7,615	15,915	0.27	0.57	1.19	2,437	4,461	8,169	0.53	0.97	1.78
1991	6,162	11,761	22,450	0.33	0.63	1.21	4,221	7,255	12,471	0.60	1.03	1.77
1992	8,330	15,630	29,329	0.41	0.78	1.46	5,657	10,002	17,686	0.69	1.22	2.15
1993	5,988	11,247	21,125	0.41	0.76	1.43	4,129	7,264	12,780	0.67	1.18	2.08
1994	5,504	10,250	19,088	0.43	0.80	1.50	3,865	6,773	11,868	0.69	1.22	2.13
1995	4,706	8,606	15,739	0.44	0.81	1.48	3,441	5,833	9,889	0.70	1.19	2.02
1996	5,198	9,597	17,718	0.52	0.96	1.78	3,920	6,727	11,542	0.80	1.38	2.36
1997	4,267	8,414	16,591	0.55	1.09	2.15	3,233	5,957	10,976	0.83	1.54	2.83
1998	2,538	5,110	10,289	0.48	0.96	1.94	1,929	3,585	6,664	0.74	1.37	2.55
1999	2,604	5,198	10,378	0.45	0.90	1.80	1,999	3,651	6,671	0.70	1.28	2.35
2000	3,460	7,309	15,441	0.47	0.98	2.08	2,640	5,140	10,007	0.72	1.40	2.73
2001	2,817	6,624	15,577	0.40	0.94	2.22	2,104	4,579	9,968	0.63	1.37	2.97
2002	2,029	4,777	11,245	0.35	0.82	1.94	1,533	3,276	7,001	0.56	1.20	2.57
2003	2,673	6,759	17,090	0.39	0.98	2.47	2,021	4,677	10,826	0.61	1.41	3.27
2004	1,708	4,252	10,585	0.39	0.97	2.42	1,310	2,943	6,613	0.62	1.40	3.15
2005	1,535	3,654	8,699	0.41	0.98	2.34	1,191	2,549	5,455	0.66	1.41	3.01
2006	1,612	3,724	8,602	0.43	1.00	2.30	1,255	2,608	5,421	0.68	1.42	2.96
2007	1,745	4,112	9,689	0.42	1.00	2.35	1,339	2,861	6,113	0.67	1.43	3.06
2008	1,691	4,165	10,255	0.37	0.90	2.22	1,259	2,846	6,432	0.58	1.32	2.98
2009	1,728	4,147	9,952	0.37	0.88	2.12	1,275	2,821	6,239	0.59	1.30	2.88
2010	1,850	4,262	9,822	0.36	0.83	1.91	1,371	2,899	6,132	0.58	1.22	2.58
2011	2,387	5,360	12,036	0.39	0.88	1.99	1,798	3,685	7,554	0.63	1.29	2.64
2012	2,740	6,712	16,442	0.41	1.00	2.45	2,035	4,611	10,451	0.64	1.46	3.30
2013	1,859	4,972	13,302	0.35	0.94	2.53	1,315	3,339	8,476	0.55	1.41	3.57
2014	1,358	3,486	8,945	0.28	0.72	1.85	927	2,306	5,735	0.44	1.09	2.71
2015	2,018	4,818	11,504	0.26	0.61	1.46	1,395	3,257	7,602	0.39	0.91	2.12
2016	3,269	7,480	17,118	0.23	0.53	1.22	2,431	5,350	11,772	0.34	0.75	1.64
2017	4,917	11,109	25,101	0.21	0.47	1.07	4,244	8,772	18,133	0.29	0.60	1.24
2018	12,501	28,411	64,568	0.18	0.41	0.93	9,068	19,429	41,628	0.28	0.60	1.28
2019	16,814	39,213	91,453	0.15	0.35	0.81	11,470	25,961	58,760	0.23	0.52	1.18
2020	16,670	38,790	90,259	0.12	0.27	0.64	11,701	26,009	57,812	0.18	0.41	0.91
2021	20,048	46,743	108,983	0.11	0.25	0.57	14,669	32,137	70,408	0.16	0.36	0.78
2022	23,311	56,473	136,813	0.09	0.22	0.54	18,124	40,226	89,278	0.14	0.31	0.69

いずれのモデルでも安定したパラメータ推定できたと考えられるが、モデル診断（レトロスペクティブ解析）からはデータを 4 年以上取り除くと推定値が大きく変化する傾向が見られレトロスペクティブバイアスが大きいことから、これらの推定値の絶対値は評価には直接使用せず、資源量の相対値のみを用いて資源状態を判断することとした。なお Model 7～9 では 2016～2017 年漁期に生産力の年変化が起きたと仮定している。

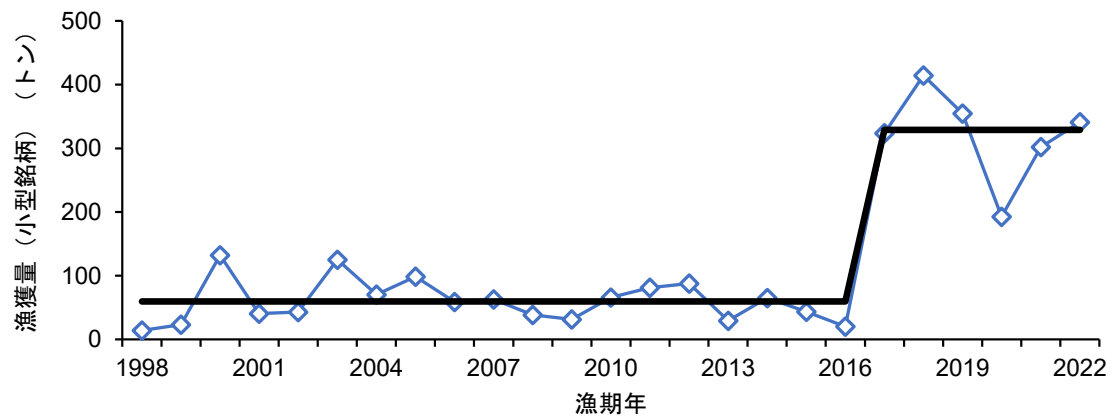
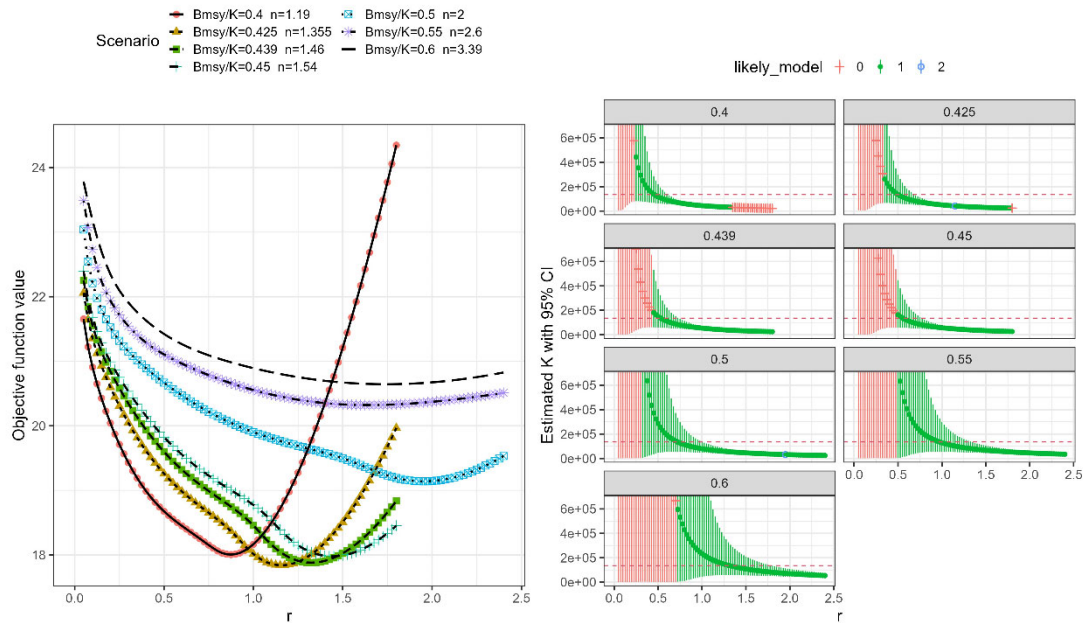
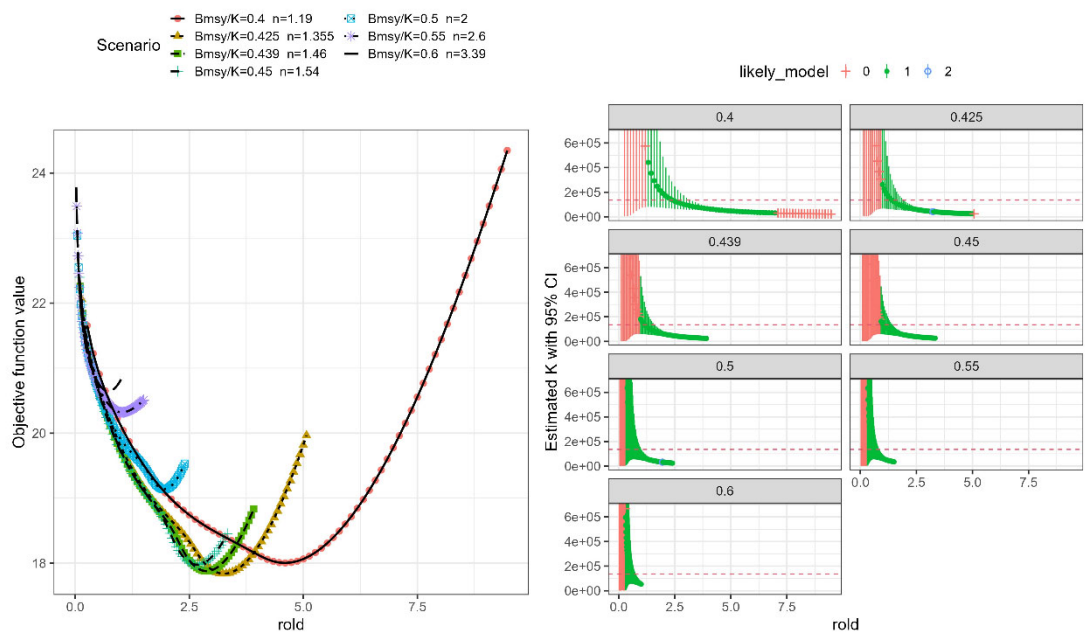
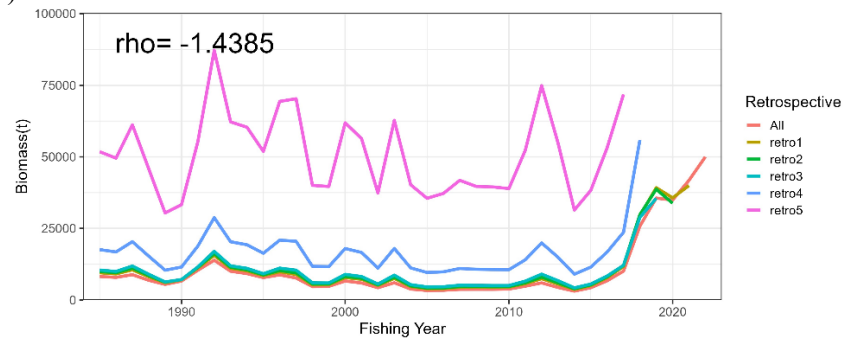


図 1. STARS で検出された小樽港に水揚げされるマダラ小型魚の漁獲量のシフト
銘柄別漁獲量のうち 6 尾入りおよび 7 尾入りの漁獲量を対象とした。

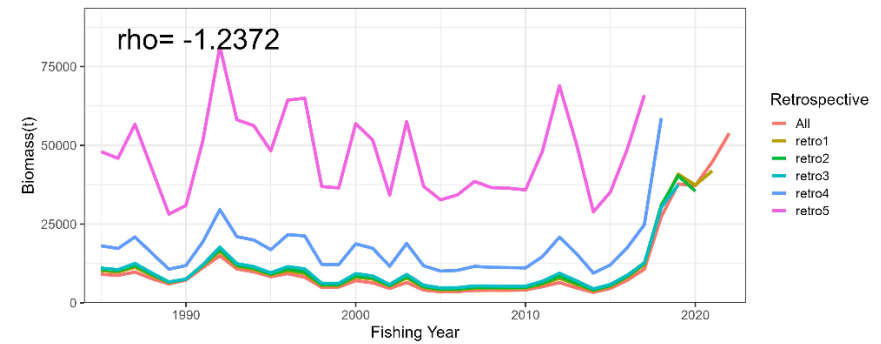
a) 横軸を Pella-Tomlinson 型モデルでの r とした場合b) 横軸を Schaefer 型モデルでの r に換算した場合 (“rold”と表記する)図 2. 内的自然増加率 r の尤度プロファイル

左図の縦軸は負の対数尤度、横軸は仮定した内的自然増加率の値。線のシンボルと色は仮定した $Bmsy/K$ である。右図の横軸は内的自然増加率、縦軸は環境収容力の K 、パネルの違ひは仮定した $Bmsy/K$ である。右図のシンボルは、最小の負の対数尤度を得られたモデル（青丸）、最小尤度との差が 2 以下のモデル（緑丸）、およびそれ以外である。

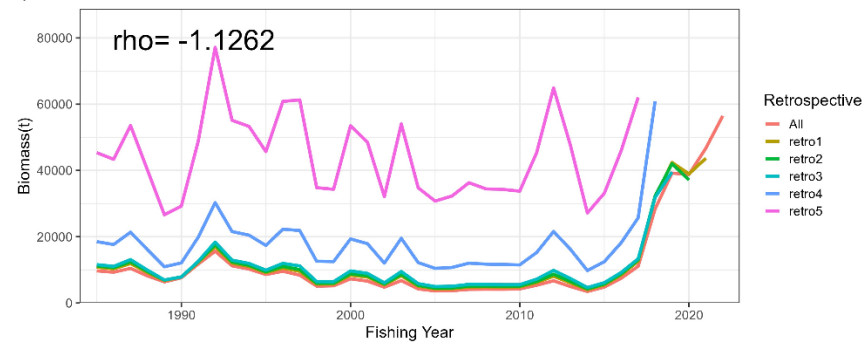
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

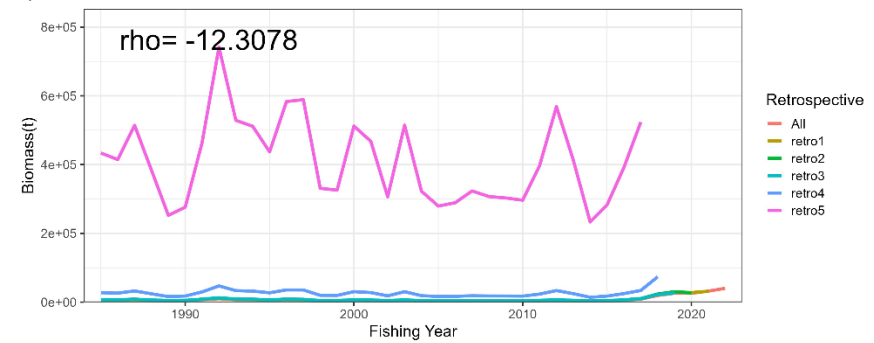
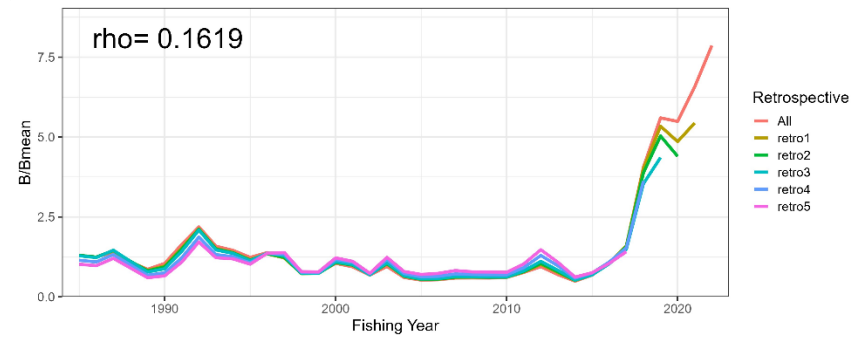
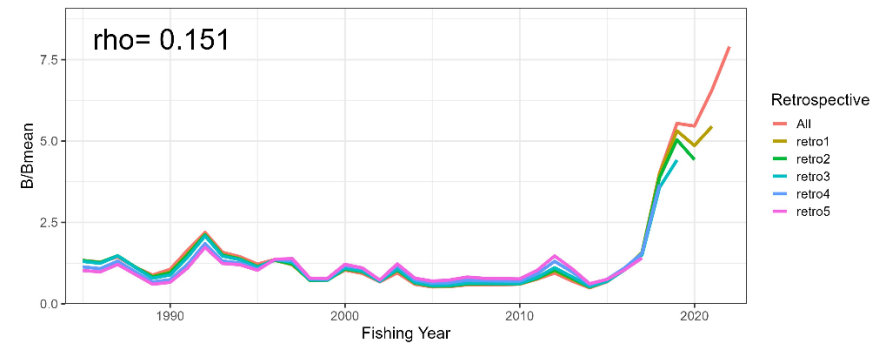


図 3. Model 7～9 および Model 13 の資源量の絶対値に対するレトロスペクティブ解析の結果

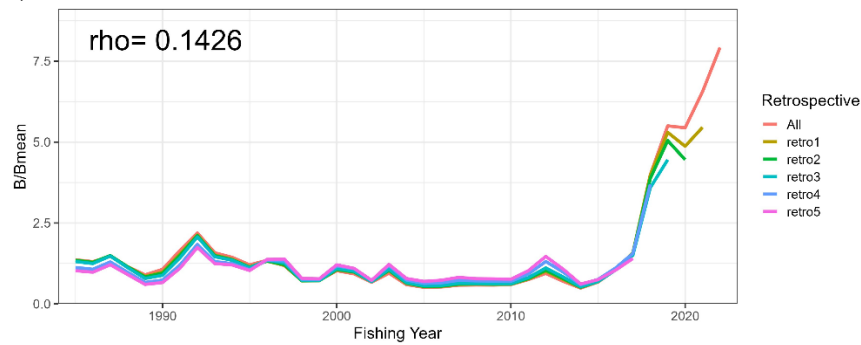
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

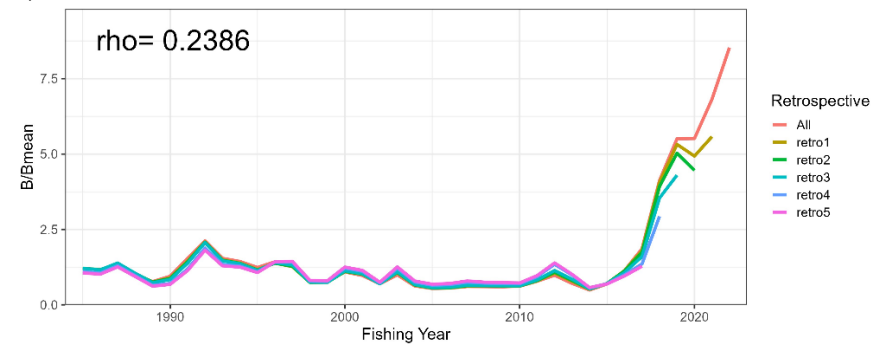
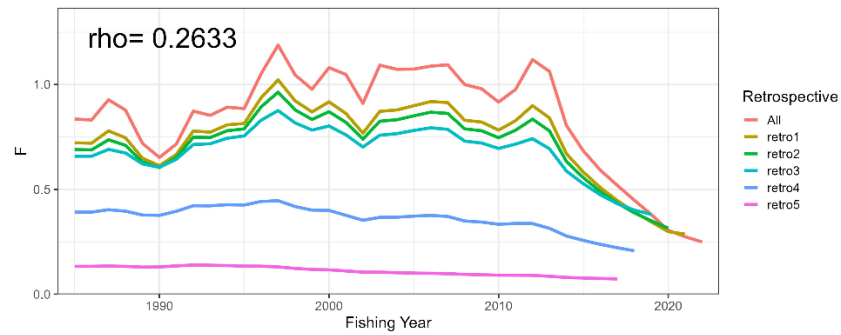
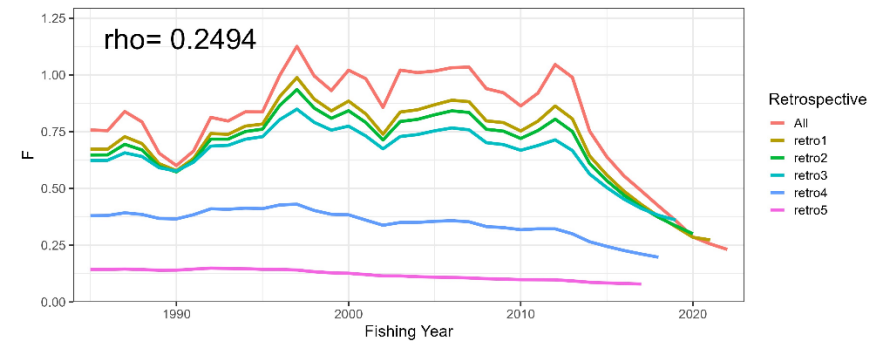


図 4. Model 7～9 および Model 13 の資源量の相対値 (B/Bmean) に対するレトロスペクティブ解析の結果

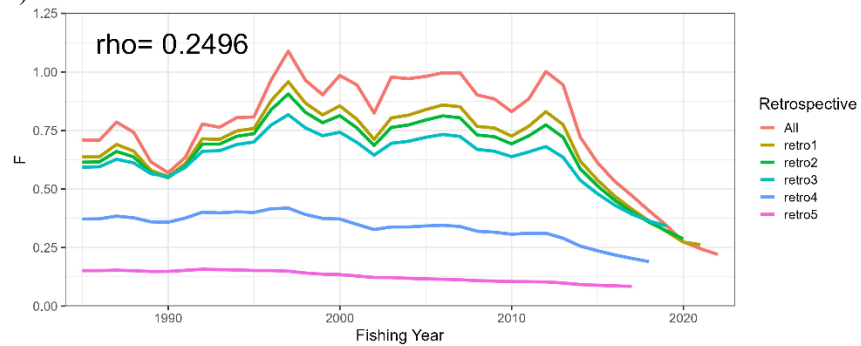
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

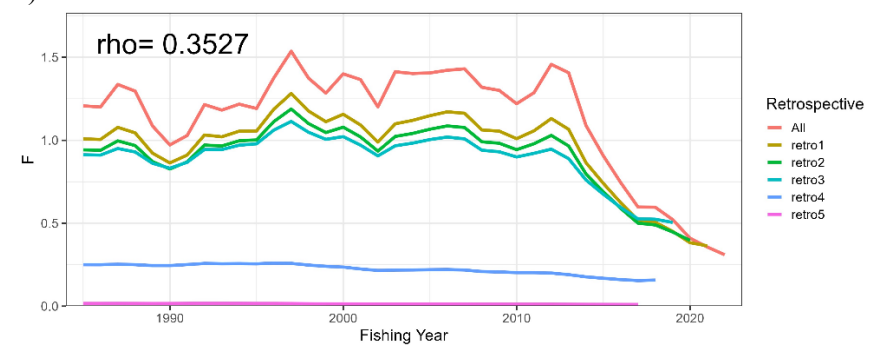
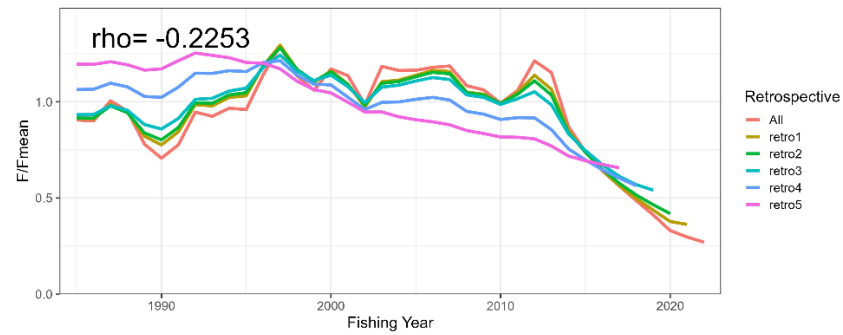
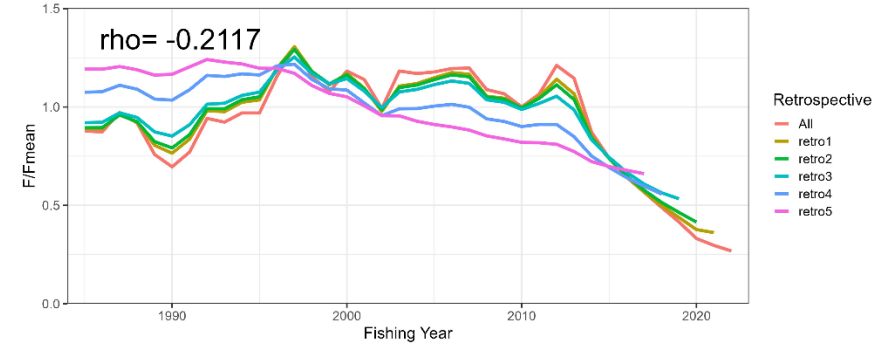


図 5. Model 7～9 および Model 13 の漁獲圧の絶対値に対するレトロスペクティブ解析の結果

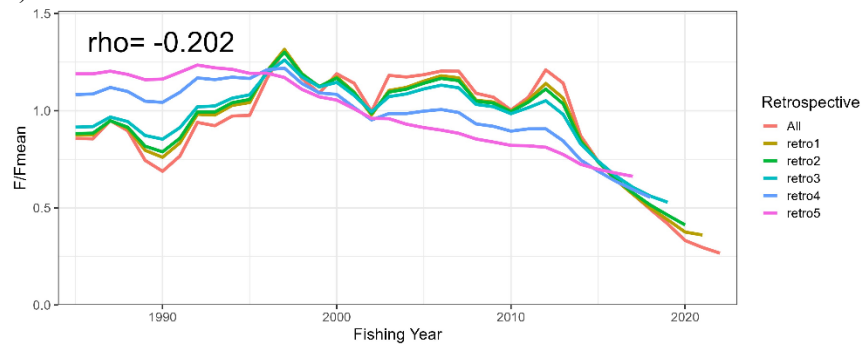
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

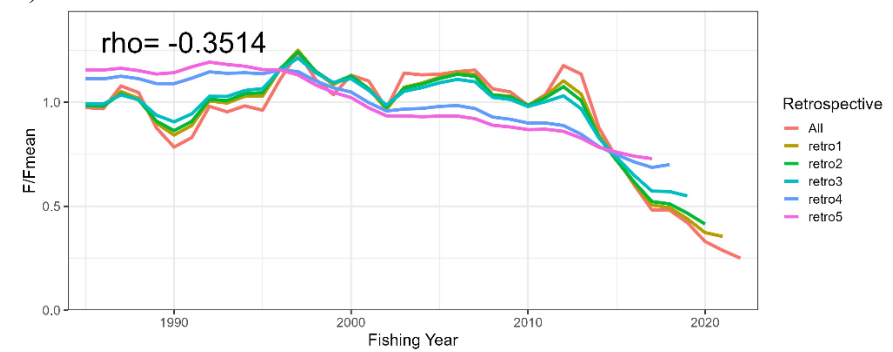
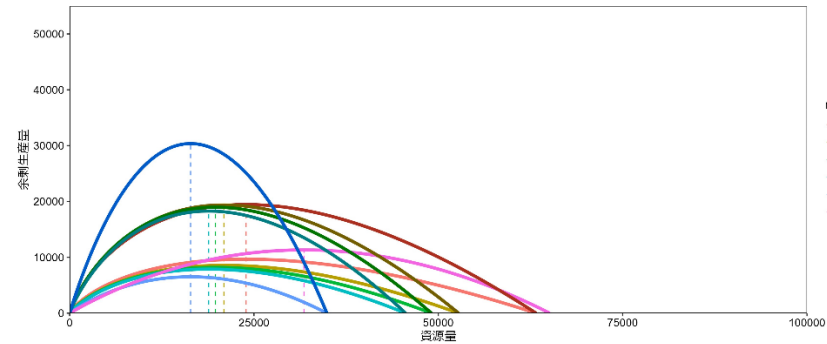
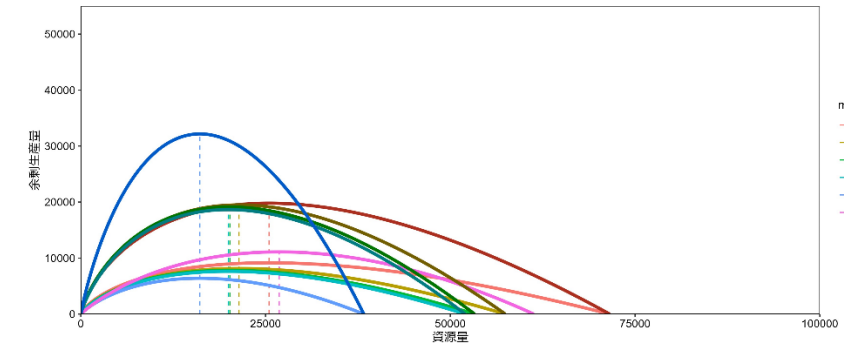


図 6. Model 7～9 および Model 13 の漁獲圧の相対値 (F/Fmean) に対するレトロスペクティブ解析の結果

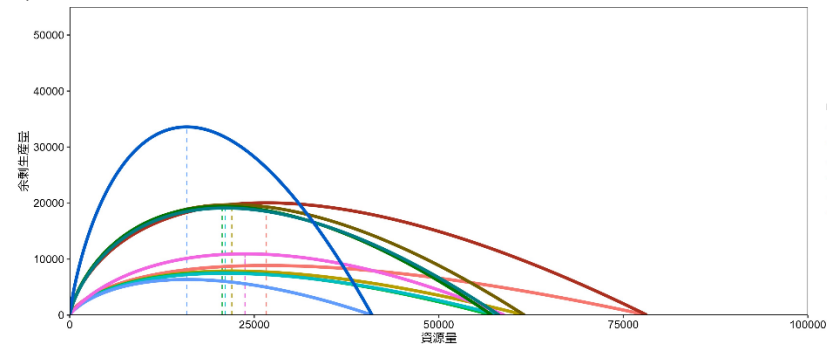
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

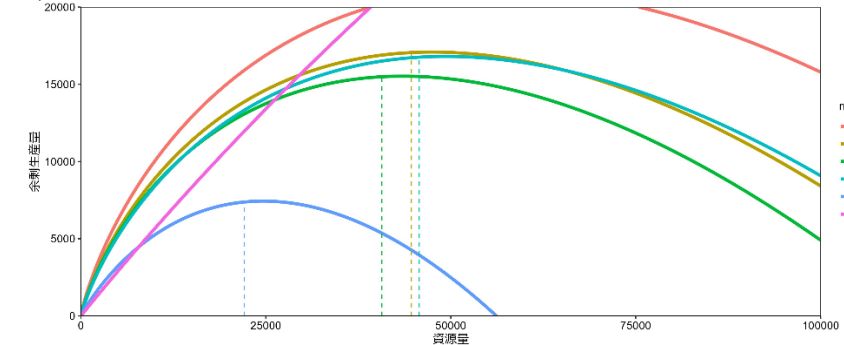
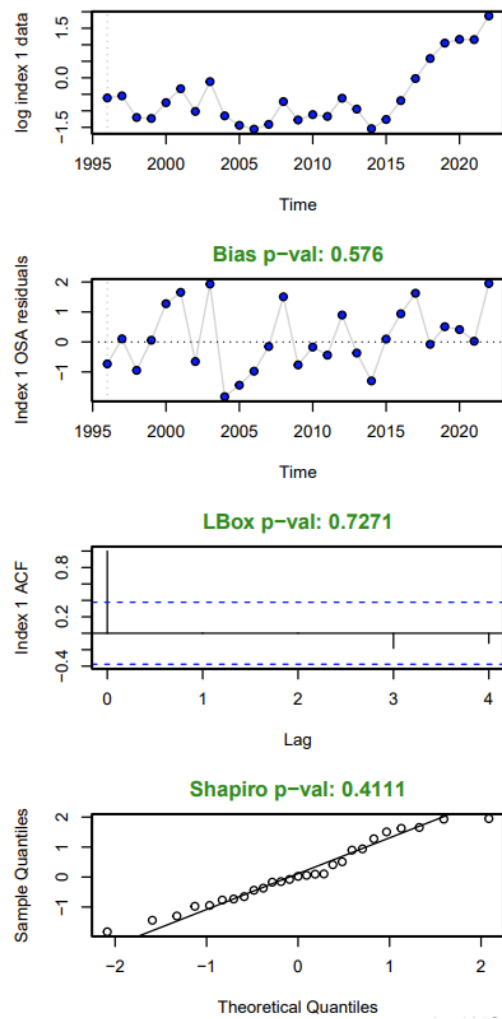


図 7. Model 7～9 および Model 13 の余剰生産量曲線に対するレトロスペクティブ解析の結果

Model 7～9 では生産力の年変化を 2016/2017 年漁期に仮定しているため、年変化が起きる前と後の 2 通りの余剰生産量曲線を示した。なお、これらのモデルではデータを 5 年抜くと 2018 年漁期までのデータになり、生産力の年変化が起きた後の内的自然増加率の推定が出来ないため、retro5 での余剰生産量曲線は生産力の年変化が起きる前の 1 通りの結果のみ示している。

a) Model 7



b) Model 8

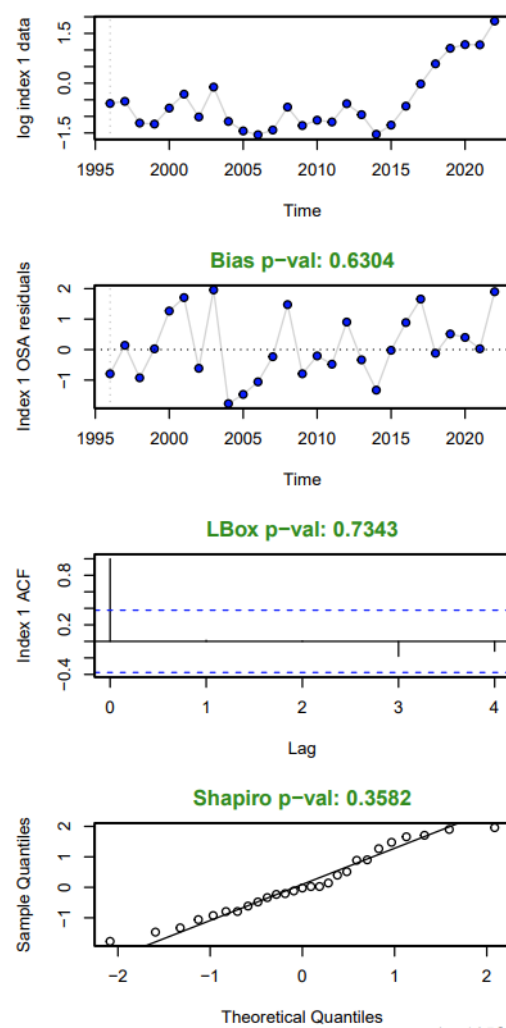
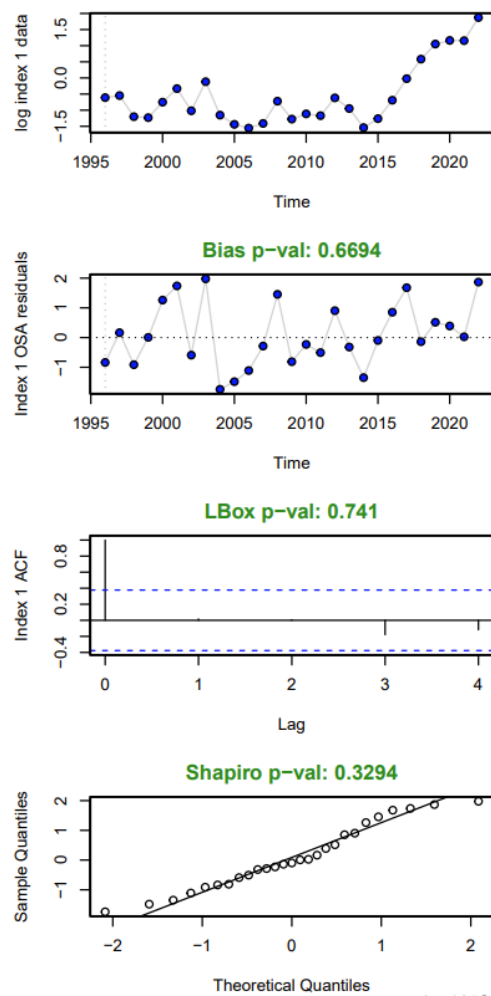


図 8. Model 7～9 および Model 13 の指標値の残差分析

c) Model 9



d) Model 13

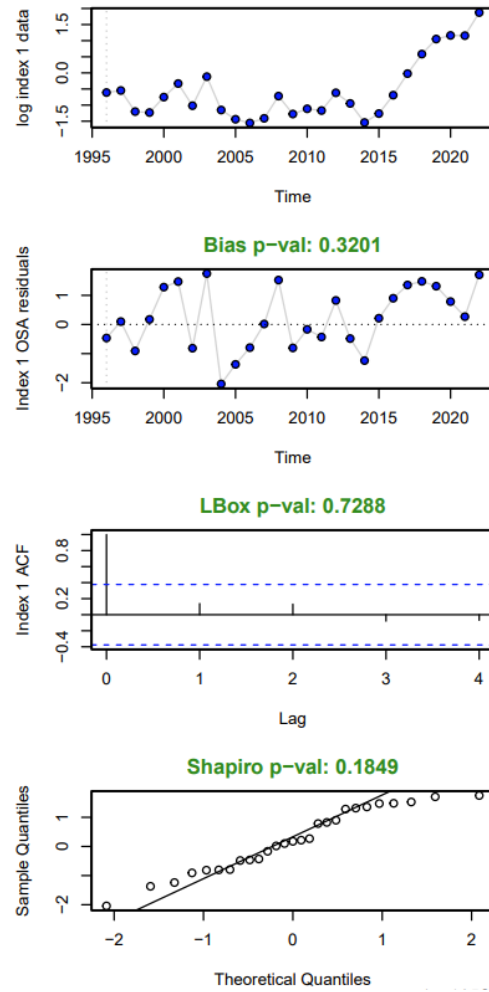
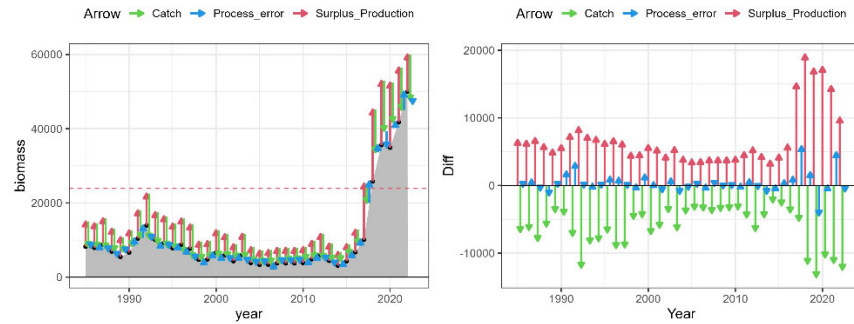


図 8. Model 7～9 および Model 13 の指標値の残差分析（続き）

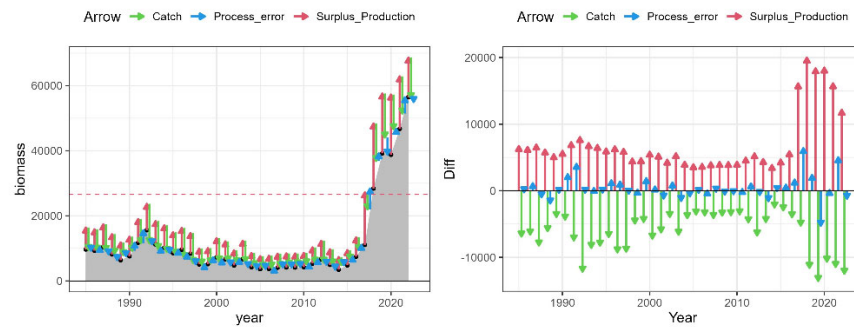
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

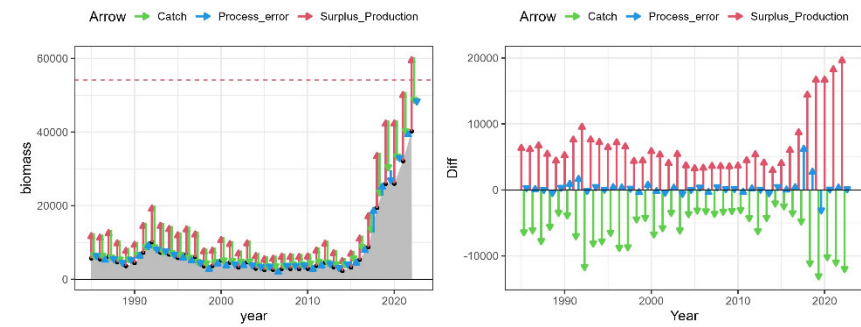
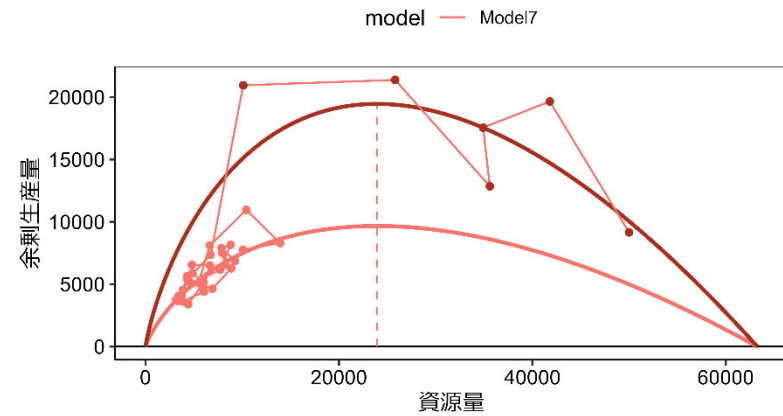


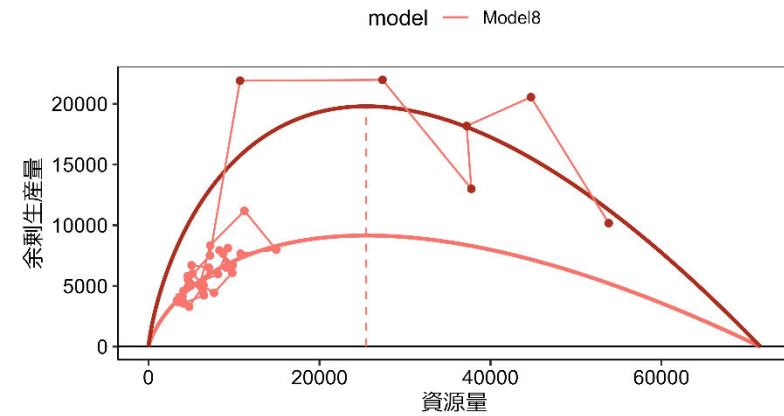
図 9. Model 7～9 および Model 13 で推定された資源変動の要因分解プロット

左図の灰色は資源量の推定値を示し、赤、緑、青の矢印がそれぞれ資源量の変動に対する余剰生産、漁獲、プロセス誤差の影響の大きさを示す。右図は基準を 0 とした場合の余剰生産、漁獲、プロセス誤差の影響の大きさを示す。

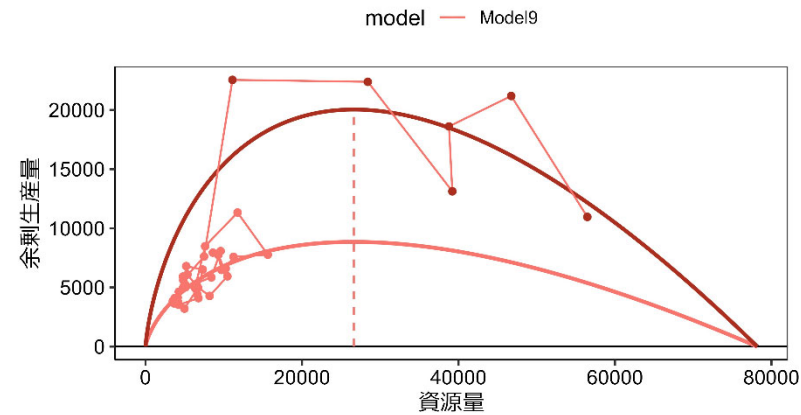
a) Model 7



b) Model 8



c) Model 9



d) Model 13

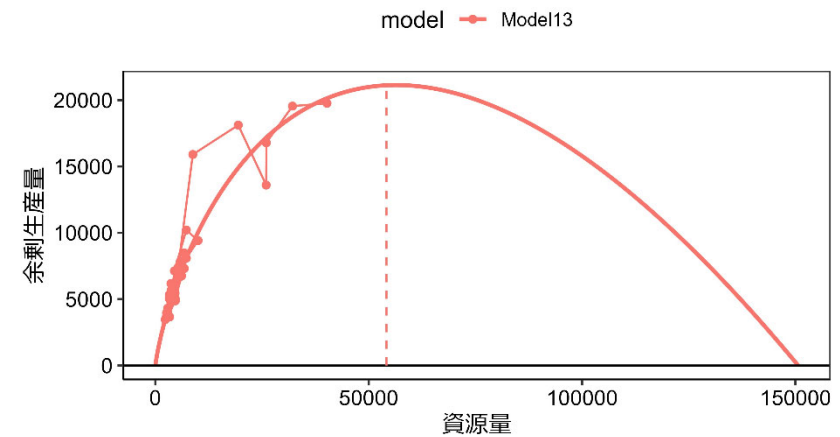


図 10. Model 7～9 および Model 13 で推定された余剰生産量曲線と過去の資源量・余剰生産量の推移

Model 7～9 では生産力の年変化を 2016/2017 年漁期に仮定しているため、年変化が起きる前と後の 2 通りの余剰生産量曲線を示した。垂線（破線）の位置する資源量が Bmsy に相当する。

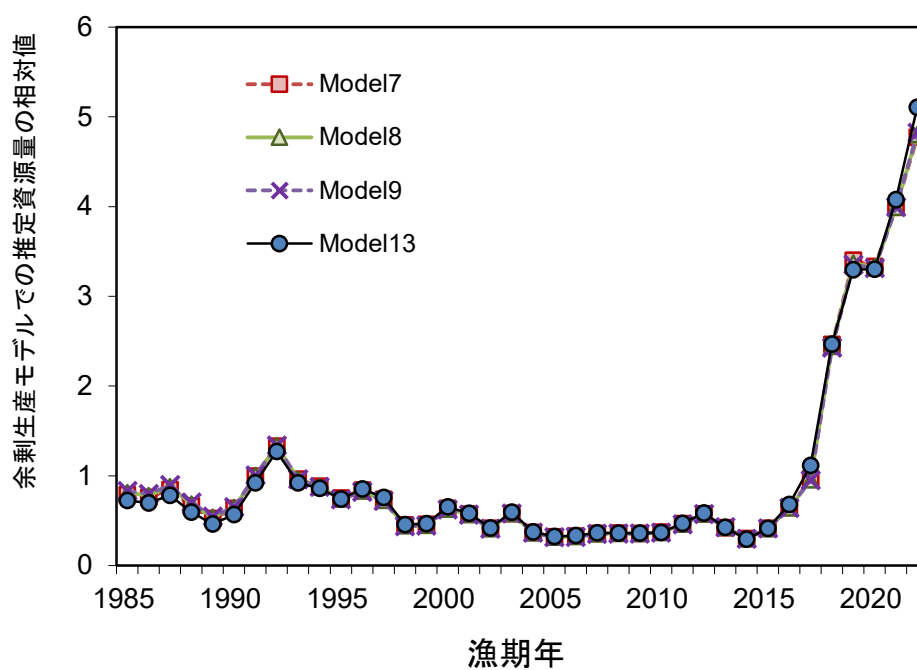


図 11. Model 7～9 および Model 13 で推定された資源量の相対値

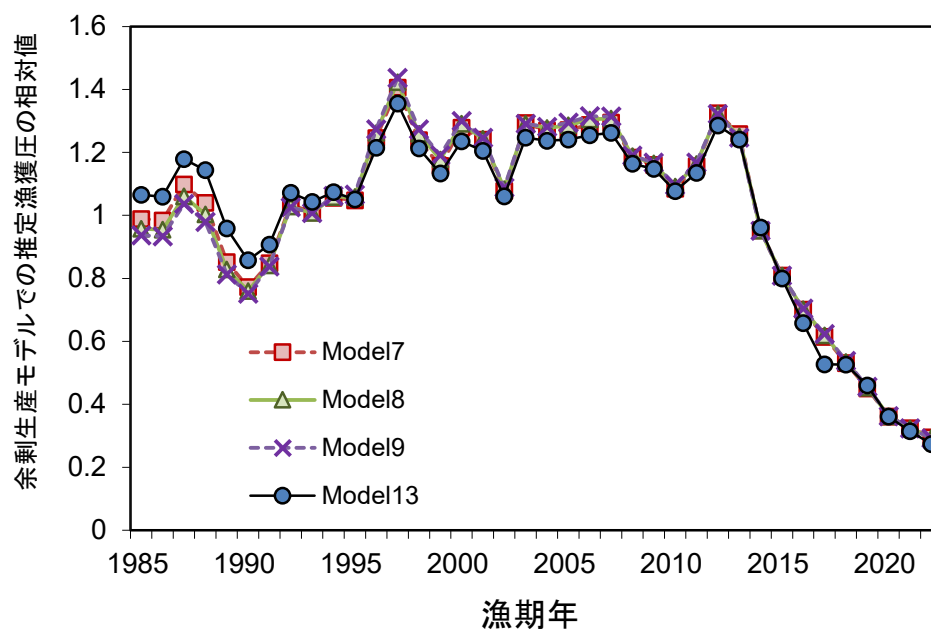
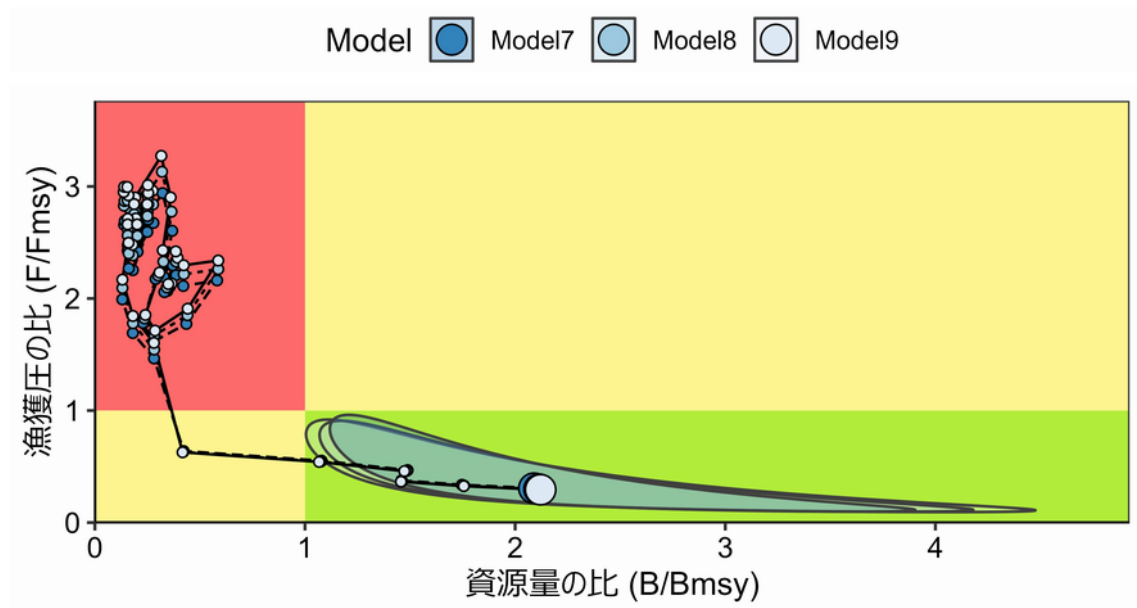


図 12. Model 7～9 および Model 13 で推定された漁獲圧の相対値

a) Model 7～9



b) Model 13

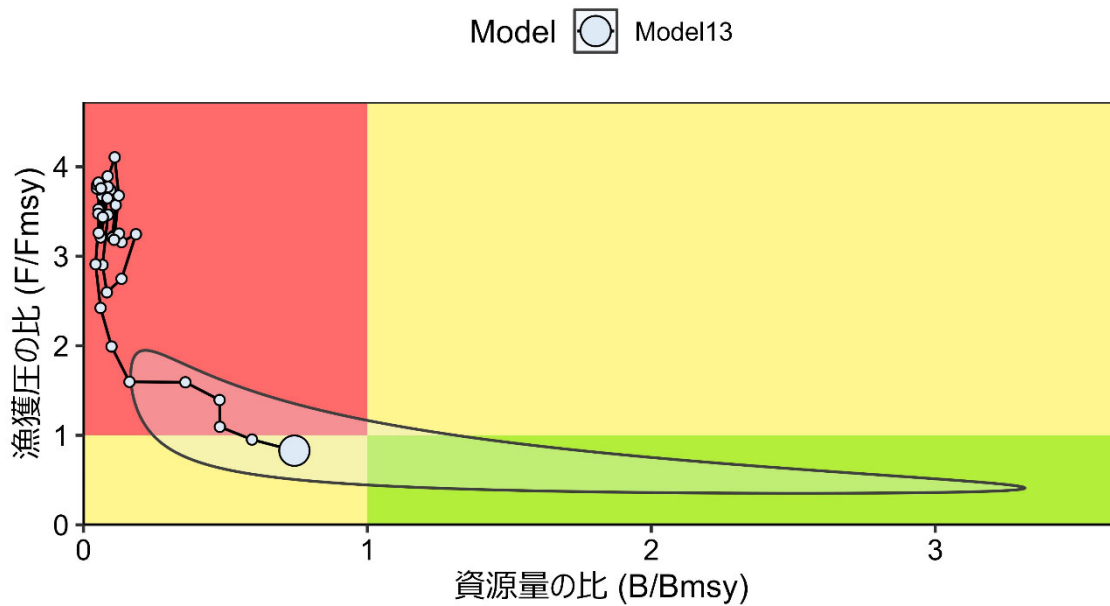
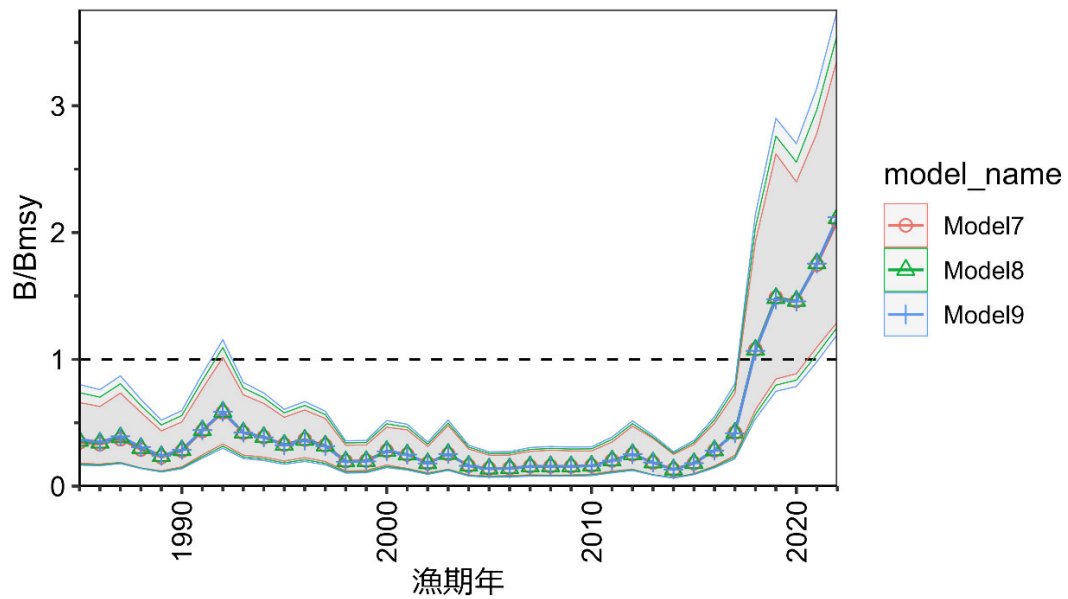


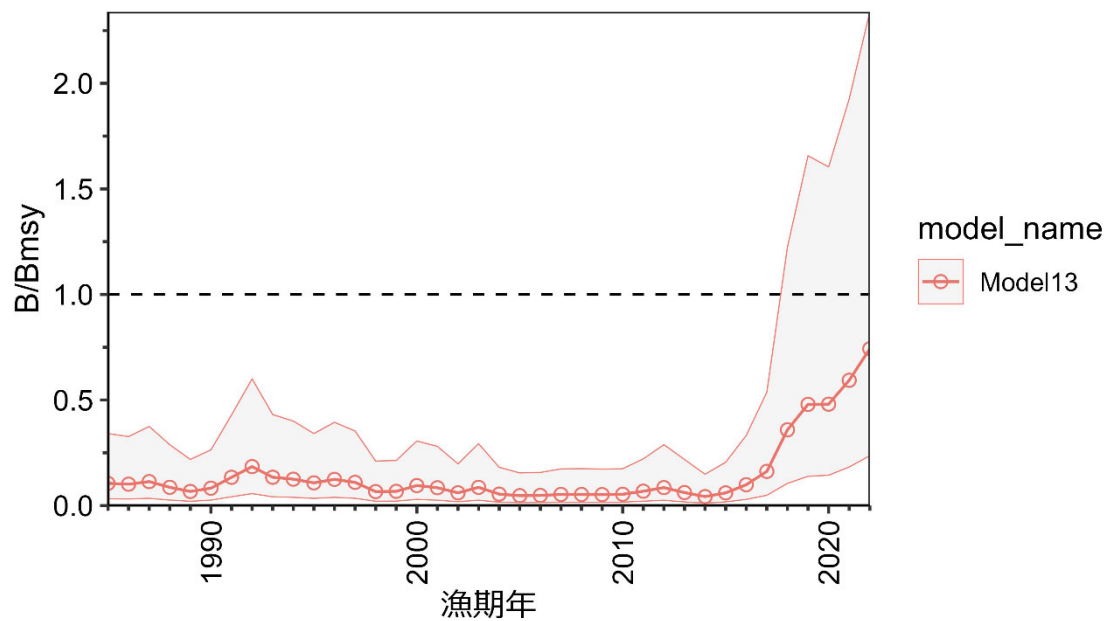
図 13. Model 7～9 および Model 13 で推定された神戸プロット

上段は Model 7～9、下段は Model 13 の結果を重ね描きしたものである。図中の大きい丸印が直近年（2022 年漁期）の資源状態を示す。色の付いた枠の範囲は直近年のプロットの 90%信頼区間を示す。小さい丸印は過去（1985～2021 年漁期）の資源状態の推移を示す。図では描画していないが、過去の推定値も直近年と同様に信頼区間が広いことに注意が必要である。図 14 および図 15 に B/B_{msy} と F/F_{msy} の時系列の推移をそれぞれ信頼区間付きで示した。

a) Model 7~9

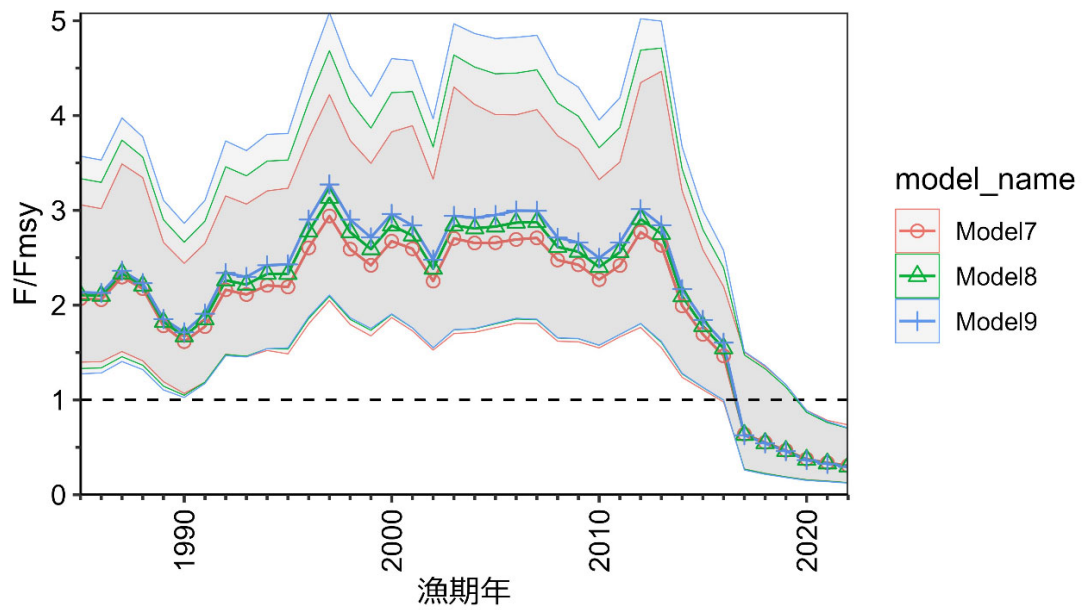


b) Model 13

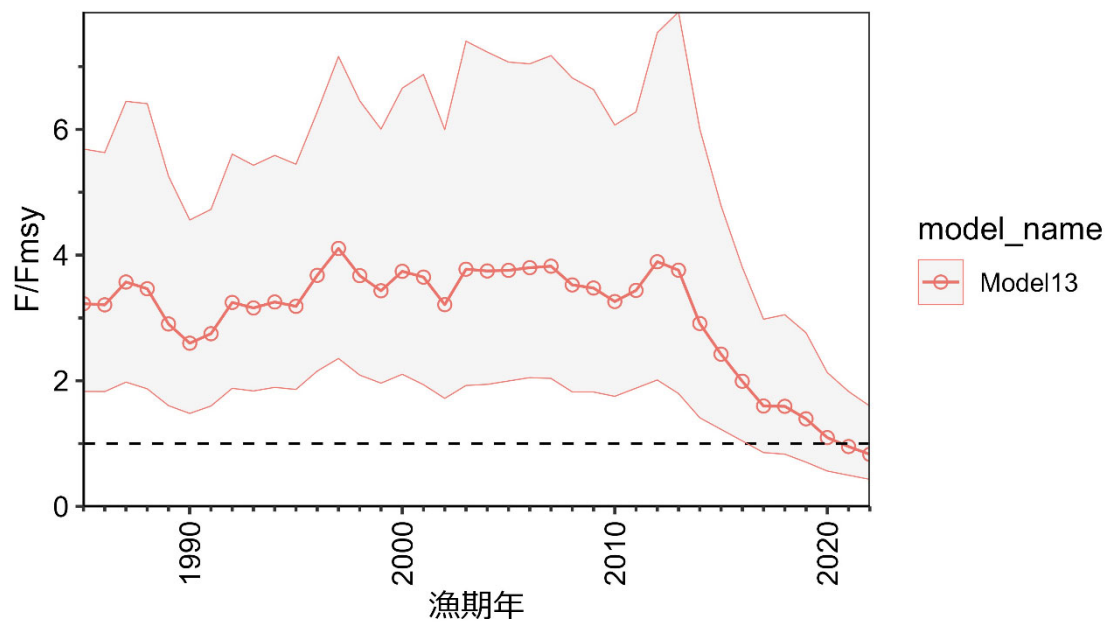
図 14. Model 6~9 および Model 13 で推定された B/B_{msy} の推移

上段は Model 7~9、下段は Model 13 の結果を重ね描きしたものである。灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。

a) Model 6



b) Model 13

図 15. Model 7~9 および Model13 で推定された F/F_{msy} の推移

上段は Model 7~9、下段は Model 13 の結果を重ね描きしたものである。灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。