

# 令和 8（2026）年度状態空間プロダクションモデル適用のための

## ガイドライン

2026 年 6 月 1 日<sup>1</sup>資源評価高度化作業部会<sup>2</sup>

### はじめに

我が国資源の評価における資源量推定手法は、年齢別漁獲尾数を基本的な情報として利用する VPA が主に用いられてきた。一方で、信頼できる年齢別漁獲尾数は得られないが、漁獲量と資源量指数が得られている場合、資源量推定を必要としない経験的な漁獲管理規則（2 系ルール）によって ABC の算定がなされている。しかし、改正漁業法下の管理において TAC 対象魚種が拡大するもとの、神戸プロットによる資源状態の判断結果の提供や絶対資源量の推定へのニーズが高まっている。近年では、少ない情報のもとでも様々な仮定や事前分布をおくことによって資源量推定を可能とする資源評価手法が提供されており、我が国資源においてもそのような手法の適用によって資源量推定をしていくことが方向性として望まれている。

プロダクションモデルは、理論的には資源量指数と漁獲量の情報のみで資源量や MSY 管理基準値の推定が可能で、プロダクションモデルは、そのデータ要求の少なさという利点から、資源評価モデルとして最も長い歴史を持つ。しかし、プロダクションモデルの個体群動態式を平衡状態の仮定のもとで解くことによりパラメータ推定する手法 (equilibrium method) は、資源量推定や MSY 管理基準値の推定バイアスに繋がることが知られている (Mace and Mace 2001)。そのため、プロダクションモデルや平衡状態の仮定をおいたプロダクションモデルから推定される MSY 管理基準値そのものが忌避される時代もあった (Larkin 1977)。しかし、平衡状態の仮定なしにプロダクションモデルのパラメータを推定するための適切な方法の浸透 (Mace and Mace 2001)・少ない情報を事前分布で補うベイズ型プロダクションモデルの開発 (McAllister et al. 2011)・状態空間モデルを利用してプロセス誤差を推定する状態空間プロダクションモデルの開発 (Millar and Meyer 2000) によって、いくつかの問題が解決しつつある。また、これらの実装が R のパッケージとして配布されている (SPiCT: Pedersen & Berg 2017; JABBA: Winker et al. 2018) ことにより、手軽にプロダクションモデルを資源評価モデルとして利用できるようになってきている (Cousido-Rocha et al. 2022; Kokkalis et al. 2024)。

我が国資源においても、2 系資源（年齢別資源尾数が推定できないものの、資源量指数と漁獲量の情報が得られている資源）については、プロダクションモデルを適用できるだけの情報が得られているた

<sup>1</sup> 令和 8 年度版の主な変更点は 1) セクションの見出しおよび構成の変更、2) ペラトムリンソン型モデルにおける  $r$  と  $n$  に関する補足、3) プロセス誤差と観測誤差の比に関するパラメータ  $\alpha$  と  $\beta$  に関する補足、4) モンズ  $\rho$  の取り扱いに関する追記。

<sup>2</sup> English title (author): Guidelines for the application of state-space production models (fiscal year 2026). (Working group on advancing stock assessment)

め、その適用可能性の検討が必要である。前述したようなソフトウェア (JABBA、SPiCT) は、できるだけ安定した推定を得るための工夫が (見えないところで) 凝らされており、結果として、同じデータを用いてもソフトウェアの違いによって異なる推定結果が得られる<sup>3</sup>。我が国資源評価でプロダクションモデルを導入していく際には、これらの「見えない設定」を完全に理解しつつ、推定を安定化させるためにどのような仮定をおくかについて合意しながら進める必要がある。

本稿では、プロダクションモデルを我が国資源データにあてはめて資源評価を実施する際の手順と気を付けるべきポイントを示した上で、不確実性の程度に応じた資源評価結果の利用方法についてまとめた。状態空間プロダクションモデルのソフトウェアとしては SPiCT を利用することを前提としているが、事前分布の与え方や資源評価モデルの利用法などについては別のソフトウェアを用いた場合にも適用できる。推定結果の示し方やモデル診断の結果を例示するため、シミュレーションによって疑似的に発生させたデータ (EX1) および令和 4 年度以降にプロダクションモデルの適用が検討された 11 資源 (表 1) (平尾ほか 2023) の結果を必要に応じて示す。パラメータ推定と作図には SPiCT (<https://github.com/DTUAqua/spict>) を利用し、また、一部の図については独自に開発した R コードを用いた。

### プロダクションモデルの個体群動態式

個体群動態式としては Pella-Tomlinson 型の状態空間プロダクションモデル (式 1) を用いる。

$$B_{t+1} = \left[ B_t + \frac{r}{n-1} B_t \left( 1 - \left[ \frac{B_t}{K} \right]^{n-1} \right) - F_t B_t \right] \exp(\varepsilon_t), \quad \varepsilon_t \sim N(-0.5\sigma_B^2, \sigma_B^2) \quad (式 1)$$

$$I_{t,i} = q_i B_t \exp(e_{t,i}), \quad e_{t,i} \sim N(0, \sigma_{I,i}^2)$$

ここで、 $B_t$ 、 $F_t$  は  $t$  年目の資源量と漁獲係数、 $r$  は内的自然増加率、 $n$  は形状パラメータ、 $K$  は環境収容力、 $\varepsilon_t$  は  $t$  年の過程誤差、 $\sigma_B$  は過程誤差の大きさ、 $I_{t,i}$  は  $i$  番目  $t$  年目の資源量指数、 $q_i$  は  $i$  番目の資源量指数の漁具能率、 $e_{t,i}$  は  $i$  番目の資源量指数の観測誤差、 $\sigma_{I,i}$  は  $i$  番目の資源量指数の観測誤差の大きさである。

前述の SPiCT は微分型のプロダクションモデルで、SPiCT 内で想定されている個体群動態式は式 1 とは若干異なる。SPiCT では、時間に対する刻み幅 (dteuler) を 1 年よりも小さい単位でとることによって、微分型の個体群動態式の数値解を得られる一方、dteuler を 1 に設定することにより式 1 のような差分型の個体群動態を模倣することも可能である (Pedersen and Berg 2017)。実際、差分型のプロダクションモデルからデータを発生させた場合には dteuler = 1 の場合で最も良く真のパラメータを推定できた (平尾・市野川 2022)。これより、我が国資源に SPiCT を適用する場合は、基本的に式 1 と同等の構造を持つ設定 (dteuler = 1) を用いるものとする。そうすると、式 1 で示した離散型の個体群動態式とパラメータの意味が同じになる。ただし、dteuler = 1 で収束しない場合や、時間の刻み幅がより細かいデータを活用し

<sup>3</sup> JABBA はベイズ型プロダクションモデルを基本としているため、推定パラメータに何らかの事前分布を仮定することが必要で、余計な仮定を置かずに推定することができない。一方で、SPiCT は完全に無情報のもとで推定値を得ることは可能だが、年よりも細かい時間ステップでの推定を可能とするため、個体群動態式が一般に用いられている離散型のものとは若干異なる。また、デフォルトの設定では、推定を安定化させるため、全ての推定パラメータに弱い事前分布をおいてパラメータ推定がなされている。

たい場合など、状況に応じて  $dteuler$  は適切に設定する。また、多くの差分型のプロダクションモデルは、漁獲係数を推定せず、漁獲割合  $C_t/B_t$  として計算している (例えば、Winker et al. 2018)。しかし SPiCT では漁獲係数  $F$  を時系列のランダムウォークと仮定し、状態方程式として扱っている点も、他のプロダクションモデルと異なる点である。

### プロダクションモデルの適用に向けた準備 1：漁獲量および資源量指数データの確認

プロダクションモデルで用いる漁獲量および資源量指数データについて、まずそれぞれの時系列のプロットを行い、全体像を視覚的に把握する。さらに用いるデータがプロダクションモデルの仮定とどの程度整合しているかについて、簡易的なプロットによって確認する。例えば、SPiCT では図 1 のようなプロットを出力する関数 `plotspict.ci` が提供されており、これを用いることで漁獲努力量と資源量指数の関係を視覚的に把握することができる。漁獲量が推定値であることが明らかな場合には、その推定値の不確実性に関する情報も収集する。また、資源量指数についても標準化などによってその不確実性が推定されている場合には、そのような情報も参考にする。ただし、標準化によって推定されている信頼区間はデータサンプリングの際の誤差のみが評価されたもので、プロダクションモデルにおける観測誤差の大きさ ( $\sigma_I$ ) とは必ずしも同値とはならないことに注意を要する (Francis 2011、Winker et al. 2018)。

### プロダクションモデルの適用に向けた準備 2：パラメータ推定のための情報収集

まずプロダクションモデルから推定されたパラメータが妥当かどうかを判断するための情報を集め、推定するパラメータについて全く仮定を置かないモデルで上手く推定が出来ない場合には、ここで収集した知見をパラメータの事前情報として利用する。また、事前情報として直接活用することは難しいが、レジームシフトや長期に渡る方向性を持った生産性の変化の有無などに関する情報の収集も重要である。

#### 形状パラメータ ( $n$ )

形状パラメータとは、余剰生産曲線の形を決めるパラメータで、 $n=1$  のとき  $Bmsy/K=0.367$  (Fox 型プロダクションモデル)、 $n=2$  のとき  $Bmsy/K=0.5$  (Schaefer 型プロダクションモデル)、 $n=4$  の場合には  $Bmsy/K=0.630$  というふうに、大きいほど環境収容力 ( $K$ ) に対する  $Bmsy$  の相対的な位置が大きくなる。Thorson et al. (2012) によるメタ解析では、全魚種での平均  $SBmsy/SB0$  は 0.404 であるが、分類群間でも平均が若干異なり、カレイ目で 0.395、タラ目で 0.439、スズキ目で 0.353、ニシン目で 0.261、カサゴ目で 0.463 であったとしている。これらの推定値の  $sd$  は 0.1 から 0.13 程度であったため、一般的な  $SBmsy/SB0$  の現実的な範囲としては 0.25 から 0.6 程度と考えられる。ただし、年齢構造モデルでは  $n$  に対応する数値には 2 通りの計算方法 ( $Bmsy/B0$  と  $SBmsy/SB0$ ) があり、同じ資源でも計算方法によって値が異なってくるため注意が必要である (一般に、 $Bmsy/B0 > SBmsy/SB0$ , Wang et al 2014)。 $n$  の事前分布の  $sd$  が 2 から 10 程度であれば、解は収束しやすくなり、かつ  $n$  の事前分布において間違った平均を与えたとしても推定値へのバイアスの影響は小さいことがシミュレーションにより示されている (Kokkalis et al. 2024)。

後述するように、 $n$  は理論的に内的自然増加率 ( $r$ ) と相関するパラメータであるため、メタ解析等から  $r$  と  $n$  の事前分布を与える際は、両者の仮定が矛盾しないように設定する必要がある。また、 $r$  と  $n$  の尤度プロファイルやパラメータ間の分散共分散行列から、データに依存した場合にどの程度  $r$  と  $n$  に相関があるかを事前に把握しておくが良い。

### Schaefer 型プロダクションモデル ( $n=2$ ) における内的自然増加率 ( $r$ )

内的自然増加率 $r$ をはじめとした個体群全体の挙動を表すパラメータは、成長式や成熟年齢、極限体長といった個体レベルの観察によって得られるパラメータと比べて、推定することや妥当な値を判断することが難しい。しかし、各魚種の生物学的特徴に関するデータベース (FishBase: Froese and Pauly 2022) と資源評価モデルから得られた個体群動態パラメータを蓄積したデータベース(RAMLegacy database: Ricard et al. 2012) の統合により、個体レベルでの生物学的特性と個体群動態パラメータとの関連が示されている (Thorson 2020)。Thorson (2020) における種ごとの  $r$  の予測値を得るためのコードは R のパッケージ FishLife (version 2)として配布されている (<https://github.com/James-Thorson-NOAA/FishLife>) ため、対象とする系群においてどのような  $r$  が一般的に考えられるかの基礎的な知見を得るために、このパッケージからの予測値を情報として得ておくことは重要である。また、対象とする系群に関する生物学的特性値 (例えば、von-Bertalanffy の成長曲線に関するパラメータや、成熟年齢 (成熟体長) など) の平均や分散が既知な場合は、SPMpriors (Winker 2020) という R パッケージの中の、多変量正規分布に従う複数の変数に関してモンテカルロ・シミュレーションを行う flmvn\_traits という関数を用いて、FishLife からの情報を系群固有の情報でチューニングした  $r$  の予測値を計算することが出来る。このような FishLife および flmvn\_traits から推定される  $r(r_{fish})$  は、Schaefer 型のプロダクションモデルを仮定した場合の余剰生産曲線の原点付近における傾きに相当する。

### ペラトムリンソン型プロダクションモデルにおける $r$ と $n$

式 1 において  $n \neq 2$  の場合、余剰生産曲線の原点付近における傾きは  $r/(n-1)$  で表される。このため、FishLife などから得られる内的自然増加率の予測値( $r_{fish}$ )を、この原点付近の傾きに対応する量として解釈する場合には、Pella-Tomlinson 型モデルにおける  $r$  の事前分布を設定する際に、 $n$  の値に応じた補正を考慮する必要がある。具体的には、原点付近の傾きが  $n$  の値によらず等しいと仮定するならば、対数スケールにおける  $r$  の事前分布の平均値は

$$\log(r) = \log(r_{fish}) + \log(n - 1) \quad (\text{式 2})$$

とすることが理論的に整合的である。しかしながら、このように補正された  $r$  を実際の資源に適用した場合のパフォーマンスについては、現時点では十分な検証が行われておらず、特に  $n$  が 1 に近い場合には  $\log(n - 1)$  の項が大きく負に発散するため、推定の不安定化を招く可能性がある。また、 $n < 1$  の場合には理論的に原点での傾きが無限大となるため、この補正自体が定義できず、FishLife から得られる予測値をそのまま用いることも適切ではない。したがって、これらの補正を用いる際には、 $n$  の取りうる範囲や事前分布との整合性に十分留意し、特に  $n$  が 1 に近づく場合には適用の妥当性を慎重に検討する必要がある。後述のモデル診断の一つとして尤度プロファイルのプロットを作成した場合、図 2 の上段左の横軸の  $r$  は Pella-Tomlinson 型における内的自然増加率を示し、その値は余剰生産曲線の原点付近の傾きを  $r/(n-1)$  として規定するパラメーターとなる。一方、下段左の横軸の  $r_{old}$  は Schaefer 型 ( $n=2$ ) における内的自然増加率に対応し、余剰生産曲線の原点付近の傾きそのものを示す。このとき、 $r_{old}$  は  $r_{fish}$  と対応する量であり、 $r_{old} = r_{fish}$  の関係となる。

これとは別に、SPMpriors の中の fl2asem 関数を用いて、年齢構成平衡状態モデル (Age-structured equilibrium model, ASEM) を構築することによりペラトムリンソン型の  $r$  ( $r_{asem}$ ) と  $n$  ( $n_{asem}$ ) を推定する手法もある (Winker et al. 2020、ICES 2023、ICES 2024)。ASEM では、BH 型の再生産関係を仮定しており、体長体重関係は  $W_a = \omega L_a^\beta$  (ここで  $W_a$  は  $a$  歳の体重、 $L_a$  は  $a$  歳の体長、 $\omega$  と  $\beta$  は変換パラメータ)、成長式は von-Bertalanffy の成長式、成熟割合と選択率はロジスティック関数を仮定している。そのため、FishLife から推定される生活史パラメータに加え、① von-Bertalanffy 成長曲線の体長が 0 となる年齢 (デフォルト値は -0.5)、② 体長体重関係の変換パラメータ ( $\omega$  と  $\beta$ ) (デフォルト値は  $\omega=0.01$ 、 $\beta=3.04$ )、③ 成熟曲線および選択率の変曲点付近の立ち上がりの鋭さを調整するパラメータ (デフォルト値は成熟曲線のほうが 50% 成熟体長の 0.1 倍、選択率曲線のほうも 50% 選択体長の 0.1 倍)、④ 最少年齢 (デフォルト値は 0 歳)、⑤ 50% 選択体長 (デフォルト値は FishLife から得られる 50% 成熟体長と同じ) に関する情報が必要となる。理想的にはこれらの値に関して系群固有の値を与えることだが、情報がない場合にはデフォルト値の妥当性を十分に吟味した上で解析を行う。

### その他データベースや発展的モデル

FishBase や FishLife は魚類の情報に特化しているが、魚類以外の海洋生物の情報を集積したデータベースとして SeaLifeBase (Palomares and Pauly 2022) がある。FishBase と SeaLifeBase には種の resilience (=攪乱のあとに個体群が回復する力) の代替値が very low、low、medium、high の 4 段階で示されている。Froese et al. (2017) では、resilience が very low の場合には 0.015-0.1、Low の場合には 0.05-0.5、Medium の場合には 0.2-0.8、High の場合には 0.6-1.5 を  $r$  の事前分布の範囲として設定しており、これらの値も参考にできる。

SPiCT ではレジームシフトによる最大余剰生産力の変化を仮定することが可能であり (Mildenberger et al. 2020)、異なるレジーム下において異なる内的自然増加率が推定できる。このようなレジームシフトを仮定する場合、SPiCT 内部では  $K$  は変化させずに生産性の変化量  $\Delta m$  を推定するため、 $r$  の事前分布は設定できない。具体的な適用例としては、令和 7 年度のマダラ北海道日本海の資源評価 (境ほか 2025a、境ほか 2025b) を参考にされたい。

### 環境収容力 ( $K$ ) と漁具能率 ( $q$ )

環境収容力 ( $K$ ) および漁具能率 ( $q$ ) は、いずれも個体群の絶対資源量のスケールを規定するパラメータであり、プロダクションモデルにおける資源量推定の水準に直接影響を与える。そのため、これらのパラメータの設定や事前分布の与え方は、絶対資源量の推定結果の解釈において特に重要である。一方で、これらのパラメータに関する信頼できる外部情報を得ることは一般に容易ではなく、両者の扱いには注意が必要である。以下では、それぞれのパラメータについての考え方を整理する。

#### (1) 環境収容力 : $K$

環境収容力 ( $K$ ) は、資源が理論的に到達し得る最大資源量を表すパラメータであり、絶対資源量のスケールそのものを規定する。このため、 $K$  の妥当な範囲を設定することは重要であるが、実際にはその推定は難しく、直接的な情報が得られることは少ない。

例えば、VPA などに基づいた別のデータソースからの資源量推定値が利用可能な場合には、それらを

もとに  $K$  の妥当性を検討することが考えられる。理論的には、VPA から  $F = 0$  のときの資源量  $\widehat{B}_0$  の推定値を得ることができれば、これを  $K$  の代替的な指標として利用することも可能である。しかしながら、このような推定には再生産関係の仮定が含まれるため、その不確実性が大きい場合には、 $K$  の事前情報として直接利用することには最大限の注意が必要である。したがって、外部情報の不確実性が大きい場合には、 $K$  の値を直接拘束するよりも、漁具能率 ( $q$ ) (絶対資源量のスケールを規定するもう一つのパラメーター) を通じて資源量のスケールを調整する方が現実的な対応となる場合もある<sup>4</sup>。

## (2) 漁具能率 : $q$

漁具能率  $q$  は、観測される資源量指数と実際の資源量との比例関係を規定するパラメータであり、資源量指数の「スケール合わせ」の役割を持つ。このため、資源量指数が資源量の相対的な変動を適切に反映していると考えられる場合には、 $q$  を通じて絶対資源量のスケールを調整することが可能である。

別のデータソースからの資源量推定値を利用した例として、R4年度のソウハチ・マガレイの北海道北部系群の資源評価では、VPA から推定された資源量を資源量指数として導入し、 $\log(q) = 0$  を平均とする事前分布を仮定することで資源量のスケール調整がおこなわれた (千葉ほか 2023a、千葉ほか 2023b)。この場合、資源量指数が絶対量に対応するようにスケーリングされていることを前提としている。

ただし、VPA に基づく推定資源量はプロダクションモデルでの資源量とは定義が異なるため、直接利用することはできない。具体的には、VPA の資源量は当該年の成長や加入が起こった後、かつ漁獲が行われる前の値であるのに対し、プロダクションモデルでの資源量は余剰生産が加わる前の値である。このため、千葉ほか(2023a) では、VPA 推定資源量から残存資源量を算出し、それらを資源量指標値として用いている。当該  $y$  年の残存資源量  $D_y$  は以下の式により計算される。

$$D_y = (B_{y-1} \cdot e^{(-\frac{M}{2})} - C_{y-1})e^{(-\frac{M}{2})} \quad (\text{式 3})$$

ここで  $B_{y-1}$  は VPA で推定された  $y-1$  年の資源重量、 $C_{y-1}$  は  $y-1$  年の漁獲量、 $M$  は VPA による解析において仮定された自然死亡係数である。

なお、 $q$  に関する事前情報を利用する場合であっても、当該資源量指数がどのようなデータや仮定に基づいて作成されたものであるかを十分に確認し、その妥当性を評価することが不可欠である。特に、資源量指数にバイアスや構造的な変化が含まれる場合には、 $q$  の推定にも影響が及ぶため注意が必要である。

## その他のパラメータ ( $B_1, \sigma_p, \sigma_{I,q}$ )

資源評価開始時 (漁獲量データが利用できる最初の年) の資源量を  $B_1$  としたとき、 $B_1$  の  $K$  に対する相対比 ( $B_1/K$ ) については、漁獲量データが利用できる最初の年以前の漁業の状況を用いて推測できる。例えば、漁業開発初期であれば  $B_1/K \sim 1$  であろうし、その前もずっと漁獲がなされているのであれば  $B_1/K \sim 0.5$  などと推測できる。Froese et al. (2017) では、もし漁獲量データが 1960 年以前からあるなら、 $B_1/K$  は 0.5–0.9 の間、それ以降からデータがある場合は 0.2–0.6 と想定している。資源評価開始以前の

<sup>4</sup> 令和4年度以前の本ガイドライン (案) では、 $K$  の範囲の妥当性の目安として、Froese et al. (2017) の関係式を紹介していたが、 $n=2$  の Schaefer 型を仮定しており、Pella-Tomlinson 型にはどこまで妥当なのか不明なため、令和5年度版から削除した。

漁獲状況について、正確な漁獲量統計が得られなかったとしても、どの程度漁業がおこなわれていたかの情報を収集することによって $B_1/K$ についてもある程度の現実的な値の範囲が想定できるであろう。

プロセス誤差 ( $\sigma_p$ ) と観測誤差 ( $\sigma_{i,g}$ )の同時推定が難しい場合、 $\sigma_p = \sigma_{i,g}$ という仮定を置くこともできるかもしれない (Thorson et al. 2013、Pedersen and Berg 2017)。また、モデルから推定された観測誤差 $\sigma_{i,g}$ と生データにおける誤差を比較し、前者が後者よりもはるかに小さくなっていないかなどを確認することも大事である。さらに、確率的な Pella-Tomlinson モデルにおいては、資源量のプロセス誤差が大きい場合は個体群が存続できないことが知られており、そのプロセス誤差の上限は  $r$  と  $n$  によって決まるため、資源量のプロセス誤差が大きく推定されるような場合には注意が必要である (Kokkalis et al. 2024)。

SPiCT では推定を安定させるために stabilise オプションが存在し、TRUE を指定すると推定初年度の資源量と環境収容力の比 (bkfrac、平均: -0.2234)、推定初年度の対数を取った漁獲係数 (平均: -0.2234)、形状パラメータ  $n$  (平均: 2)、およびプロセス誤差と観測誤差の比に関するパラメータ  $\alpha = \sigma_i/\sigma_p$  と  $\beta = \sigma_c/\sigma_f$  (それぞれ平均: 1) について弱情報 (標準偏差: 10) の緩やかな事前分布を仮定する。特に、 $\alpha$  と  $\beta$  については、観測誤差と過程誤差が等しいことを仮定した事前分布となっている。我が国資源評価では、漁獲量の観測誤差は小さい (例、平均: 0.001) と仮定することが多く、漁獲係数のプロセス誤差が 0.1 程度のオーダーの場合、相対的に $\beta$ が大きくなってしまう。この時、stabilise オプションを選択していると、 $\sigma_c$  と  $\beta$  との間でコンフリクトが生じ推定が不安定になることがある。令和 6 年度マガレイ道北系群の資源評価においては上述の推定の不安定さに対し、 $\beta$  に平均 0.1、標準偏差 2 の弱情報事前分布を仮定することでモデルの推定を安定させた (濱邊ほか 2024)。

## プロダクションモデルの適用

### モデルの段階的な発展

できるだけ仮定をおかずに、手持ちのデータのみからパラメータ推定を行うことが理想的である。しかし、よほど良いデータでない限り、プロダクションモデルにおいては全てのパラメータをバイアスなく推定することはできないことが知られている (Pedersen and Berg 2017)。そこで、すべてのパラメータについて事前分布を全く仮定しないモデル (モデル 0) から、段階的に、弱い仮定を追加していき、現実的な推定結果が得られるようなモデルに発展させていくプロセスが重要である。例えば、以下のように徐々に仮定を増やしてモデルを発展させ、個々の仮定がどのようにモデルの安定化や結果に寄与するのかを確認しながら進める。モデル 0-2 については魚種によらずここに示した設定での結果をまず検討し、モデル 3 以降は魚種ごとに得られている情報やデータに応じて発展させていく。

モデル 0	すべてのパラメータについて事前分布を全く仮定しない
モデル 1	FishLife やメタ解析からパラメータの範囲がある程度わかっている $r$ と $n$ について緩い事前分布を仮定。事前分布の平均は、 $\log(r)$ については便宜的に FishLife での予測値 (または FishLife からの値を flmvn_traits 関数を用いて系群固有の生物学的特性値で補正した予測値) を、 $\log(n)$ は $\log(2)$ ( $Bmsy/K=0.5$ ) を用いる。標準偏差は 1 を用いる <sup>5</sup>

<sup>5</sup> <https://github.com/stan-dev/stan/wiki/Prior-Choice-Recommendations>

モデル 2	モデル 1 の事前分布において、より事前情報の相対的な影響力を増すように事前分布の標準偏差を 1 よりも小さくする (たとえば 0.5)
モデル 3 以降	<p>事前に得られている他の情報を用いたり、より制約条件を強くしたようなモデル。例えば以下のようなモデルの発展が考えられる</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- ASEM によりペラトムリンソン型の <math>r</math> (<math>r_{asem}</math>) と <math>n</math> (<math>n_{asem}</math>) が推定可能な場合は、それぞれの値を平均、標準偏差を 1 とする事前分布を用いる</li> <li>- 上記の事前分布において、より事前情報の相対的な影響力を増すように事前分布の標準偏差を 1 よりも小さくする (たとえば 0.5)</li> <li>- プロセス誤差と観測誤差を等しいと仮定してみる</li> <li>- 漁獲量の不確実性を考慮する</li> <li>- 資源評価開始時の相対的な資源量 (<math>B_1/K</math>) への事前情報など</li> </ul>

### モデルの推定結果の妥当性

それぞれのモデルにおいて推定結果が妥当かどうかの判断は、以下に示す (1) 推定結果の数値的安定性や (2) モデル診断結果に加え、(3) 事前準備で収集した妥当なパラメータの範囲に推定値が得られているかどうかを参考に進める。下記 (1) の「推定パラメータの安定性」で問題がある場合には、その後のモデル診断等の結果を示す必要はなく、モデル自体の再考が必要となる。

#### (1) 推定パラメータの安定性

- **収束の有無**：収束しており、パラメータの推定誤差の値も得られている。収束していない場合、繰り返し数が上限に当たっている可能性があるため、繰り返し数を増やしたり、初期値を変えるなどしてみる。
- **推定パラメータや信頼区間の広さ**：推定パラメータや信頼区間が無限大又は非常に大きい値まで発散していない。特に信頼区間の広さについては、例えば上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 10 倍程度におさまるような推定が得られていることが望ましい。
- **初期値に対する頑健性**：初期値を変えても同じ最尤推定値が得られる。

#### (2) モデル診断

- **尤度プロファイル** [推定パラメータの一部を固定した上で他のパラメータを推定することを固定パラメータの値を変えて繰り返し、尤度がどのように変化するかを見る (図 2)]： $n$  の推定は、 $r$  と相関関係にあるために特に難しいことが知られている。そのため、 $r$  と  $n$  をそれぞれ固定した尤度プロファイルを実施し、これらのパラメータの推定可能性や事前分布との整合性を確認する。またそのときに得られる管理基準値についても確認する。
- **レトロスペクティブ解析** [データを最新年から 1 年ずつ削除して推定を繰り返す]：(1) において安定したパラメータ推定が得られている場合でも、レトロスペクティブ解析では大きな問題が見つかる場合もあるため、レトロスペクティブ解析は必ず実施し、レトロスペクティブバイアスの有無を確認す

る（解析例：図 3）。レトロスペクティブバイアスの評価の目安として次式（3）で表されるモーニング  $\rho_M$  (Mohn, 1999) が用いられる。

$$\rho_M = \frac{1}{P} \sum_{t=1}^P \left( \frac{X_{T-t} - \hat{X}_{T-t}}{\hat{X}_{T-t}} \right) \quad (\text{式 3})$$

ここで  $P$  は除去する年数の総数、 $X_{T-t}$  は直近  $t$  年を削除したデータに基づいた  $T-t$  年の推定統計量、 $\hat{X}_{T-t}$  は全期間のデータに基づいた  $T-t$  年の推定統計量、 $T$  は評価の最終年である。年齢構成モデルを用いる場合の中長寿命種においては産卵親魚量に関する  $\rho_M$  が (-0.15~2) の区間外、短寿命種においては (-0.22~0.3) の区間外にある場合は注意が必要とされている (Hurtado-Ferro et al. 2015)。ただし Breivik et al. (2023) によれば、 $\rho_M$  の許容範囲は利用可能なデータと評価モデルの複雑さによって異なるため、上記の基準がどの場合にも適用できるわけではないことも指摘されている。関連する整理については資源評価高度化作業部会（2025）の「(3) レトロスペクティブ解析」を参照されたい。

- **ハインドキャスト交差検証** [レトロスペクティブ解析と同様に最近年から 1 年ずつデータを削除して繰り返し推定をおこなうが、観測値である資源量指標値を将来予測することで、純粋な予測精度の評価をおこなう]: 評価指標には次式（4）で表される平均絶対スケール誤差 (MASE: Mean Absolute Scaled Error) を用いる (Carvalho et al. 2021)。

$$MASE = \frac{\frac{1}{h} \sum_{t=T-h+1}^T |\hat{y}_t - y_t|}{\frac{1}{h} \sum_{t=T-h+1}^T |y_t - y_{t-1}|} \quad (\text{式 4})$$

ここで  $\hat{y}_t$  は時間  $t$  における観測値 ( $y_t$ ) に関する期待値であり、 $t-1$  年までのデータを用いて 1 ステップ先を予測する。 $h$  はハインドキャストするタイムステップの数である。分母はランダムウォークによる単純な予測であり、それに対する相対的な性能を評価する指標であり、 $MASE > 1$  だと、平均的な予測性能はランダムウォークより悪いとみなされ、0 に近いほど予測性能はよくなる。よって、 $MASE$  が大きく 1 を超えるような場合には注意が必要である（解析例：図 4）。

- **残差分析** [データとして用いた資源指数がどの程度モデルから良く説明されているかを残差（観測値-予測値）のパターンから判断する]: 残差が正規分布の仮定にあてはまっているか、残差に顕著な自己相関パターンがあらわれていないかを確認する。SPiCT のモデル診断プログラムでは残差の自己相関の有意性や残差の正規性についての検定結果が自動的に出力されるようになっている。これらについて問題がある場合には、データやモデルの構造に再検討の余地があることを示しているが、ここに問題があるからといって、すぐにモデルを棄却するようなものではない。
- **要因分析** [推定された個体群の変動が余剰生産・漁獲・プロセス誤差のどの部分からどのくらい影響されているかを見る（図 5）]: 余剰生産・漁獲量・プロセス誤差がだいたい同じくらいのスケールで推定されていると一般的なプロダクションモデルの仮定に合致していると考えられる。一方で、プロセス誤差が個体群動態の変動の大部分を説明する場合などは、対象とする資源のデータからは余剰生産量などの情報が得られないような場合であることが示される。
- **感度分析** [モデル内で仮定値としてパラメータを別の値に変更し、結果がどの程度変わるかを調べる]: 特にモデル 3 以降で利用した仮定については、これらの仮定の結果に対する影響力を感度分析によって調べ、得られた結果がどの程度与えた仮定に依存しているかを示す。モデルの仮定を変えることによって結果が変わることは当たり前だが、仮定を変えることによって簡単に変わってしまう結果は何か、逆に、仮定を現実的にありうる値の範囲内で変更したとしても共通して言える結果は何かを

探索し、頑健な資源評価結果を中心に資源評価報告書で記述する。（例えば絶対資源量は仮定によって大きく変わってしまうので、絶対資源量の具体的な数値は報告書で言及しない、 $B/B_{msy}$  が 1 よりも高い・低いなどの結果についてはもしそれが頑健であればその結果を特に報告書で記述する、など）。

### 資源評価結果の利用

プロダクションモデルの構築は、前述したように、データのみを信頼するモデル 0 からスタートして、外部からの情報を事前分布やパラメータの仮定としてプロダクションモデルに足していき、現実的な範囲に推定値を落ち着かせるプロセスである。事前分布の  $sd$  を小さくしたり、仮定値を与えたりすることで推定パラメータの信頼区間は狭くなるため、モデルの発展とともに、見かけ上はより良い推定値が得られたように見える。一方で、与えた事前分布にバイアスがあるような場合には、資源状態の判断や ABC 計算のバイアスに繋がるため、注意が必要である。

モデル選択の基準としては、頑健性の高さ（レトロスペクティブバイアスが小さく、予測能力も高い）や、現実性（現実的にあり得る推定値であるか）、安全性（不確実性がある中でより予防的な措置をとる）などを考慮して判断する。ただし、事前情報がどの程度確からしいかを定量化することは難しいため、候補モデルを一つに絞ることができない場合も考えられる。例えば、マガレイ北海道北部系群では三つ、ソウハチ北海道北部系群では二つのモデル結果のアンサンブルを資源状態の評価に用いており（千葉ほか 2023a、2023b）、そのような示し方も可能である。

さらに、MSE を用いた暫定的な検討結果（瀧邊ほか 2022）からは、資源量の絶対値を決定するパラメータ ( $q$  や  $K$ ) について信頼できる事前情報が得られない場合、絶対資源量の推定を大きく誤ることによって、プロダクションモデルから推定される資源量に  $F_{msy}$  を乗じて ABC を計算する 1A 系のような漁獲管理規則での管理は、2 系の漁獲管理規則で管理するよりもパフォーマンスが悪くなることが示された。一方で、 $q$  と  $K$  の事前分布が  $sd=0.5$  程度の確からしきでバイアスなく与えられている場合には、1A 系管理規則における調整係数  $\beta$  を小さめ（たとえば資源量推定値の  $sd$  程度）にとることで、2 系の漁獲管理規則と同等かより良いパフォーマンスも示されている。

以上の理由から、プロダクションモデルの結果の取り扱い、対象資源についての事前情報の確からしさや推定結果の頑健さによって異なってくる。それを表 2 のように分類する。以下の分類の中で、1C21 と 1C22 は両方を採用しても、どちらか片方のみでも良い。プロダクションモデルの結果を利用しない・資源評価報告書の補足資料として示さないような（純粋な）2 系資源と比較して、プロダクションモデルの結果を一部でも資源評価報告書に提示するような方針は以下の点で利点がある。

- 複数の資源量指数を一つの資源量指数に統合してそれを 2 系の漁獲管理規則で用いる（1C21）ことにより、資源評価・管理に利用可能なデータを ABC 算定にすべて反映することができる。また、どのデータを使うかによって管理基準値や ABC が異なるような状況を避けることができる。
- 個体群動態モデルを背景としたプロダクションモデルからの資源水準の判断結果（1C22）を合わせて示すことにより、2 系ルールから得られる資源状態についての判断結果の信ぴょう性についての評価ができるようになる。信ぴょう性が高い資源についてはスムーズな管理のスタートが重要である一方、信ぴょう性が低い資源については魚種特有の MSE などの方策を積極的に導入すべき資源としての高い優先順位づけが可能となる。また、資源状態の判断やプロセス誤差の推定において頑健な結果が得られている場合には、その結果をもとに 2 系ルールの目標水準（BT）を

デフォルトの値から変更する根拠とすることができる。

- ある程度確からしい個体群動態の推定結果が得られている場合、プロダクションモデルで推定されたパラメータを用いて MSE を実施することで 2 系ルールの調整係数をその魚種特有の値に調整することが可能になる (例えば市野川ほか 2023、境ほか 2022c)。

プロダクションモデルの結果を補足資料として掲載する場合には、その計算に用いた仮定やモデル診断結果などドキュメントとしてできるだけ詳しく情報提供をすることが必要である。

## 引用文献

- Breivik, N., O., Aldrin, M., Fuglebakk, E. and A. Nielsen (2023) Detecting significant retrospective patterns in state space fish stock assessment. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.*, 80, 1509-1518. <http://dx.doi.org/10.1139/cjfas-2022-0250>
- Carvalho, F., Winker, H., Courtney, D., Kapur, M., Kell, L., Cardinale, M., Schirripa, M., Kitakado, T., Yemane, D., Piner, R, K., Maunder, N. M., Taylor, I., Wetzel, R. C., Doering, K., and F. K. Honson (2021) A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. *Fish. Res.* **240**. 105959. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2021.105959>
- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023a) 令和 5 (2023) 年度ソウハチ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2024-AC-67, 令和 4 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構, 東京, pp64, [https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2024/03/details\\_2023\\_67.pdf](https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2024/03/details_2023_67.pdf)
- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2023b) 令和 5 (2023) 年度マガレイ北海道北部系群の資源評価. FRA-SA2024-AC-70, 令和 5 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構, 東京, pp65, [https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2024/03/details\\_2023\\_70.pdf](https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2024/03/details_2023_70.pdf)
- Cousido-Rocha, M., Pennino, M.G., Izquierdo, F. *et al.* (2022) Surplus production models: a practical review of recent approaches. *Rev. Fish Biol. Fish.*, **32**, 1085-1102. <https://doi.org/10.1007/s11160-022-09731-w>
- Francis, R. I. C. (2011) Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.*, **68**, 1124-1138. <https://doi.org/10.1139/f2011-025>
- Froese, R. and D. Pauly (2025) FishBase. World Wide Web Electronic Publication. [www.fishbase.org](http://www.fishbase.org), version (02/2025)
- 濱邊昂平・千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・市野川桃子・濱津友紀 (2024) 令和 6 (2024) 年度マガレイ道北系群の資源評価. FRA-SA2025-AC-70, 令和 5 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構, 東京, pp69, [https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2025/03/details\\_2024\\_70.pdf](https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2025/03/details_2024_70.pdf)
- 濱邊 昂平・福井 眞・市野川 桃子 (2022) プロダクションモデルを用いた管理戦略の頑健性の検討. FRA-SA2022-ABCWG02-08, 水産研究・教育機構, 横浜, 21pp.
- 平尾 章・市野川 桃子 (2022) 状態空間プロダクションモデル用ソフトウェア SPiCT のタイムステップ設定について. FRA2022-ABCWG02-12, 水産研究・教育機構, 横浜, 8pp.
- 平尾 章・濱邊 昂平・宮川 光代・高橋 正知・鈴木 勇人・平岡 優子・吉川 茜・日野 晴彦・千村 昌之・境 磨・千葉 悟・市野川 桃子 (2023) 令和 4 年度プロダクションモデル試行結果のとりまとめ. FRA-

- SA2023-ABCWG01-01, 水産研究・教育機構, 横浜, 9pp.
- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R. and A.E. Punt (2015) Looking in the rear-view mirror: bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. *ICES J. Mar. Sci.*, **72**, 99–110. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu198>
- ICES (2023). Benchmark workshop 2 on development of MSY advice using SPiCT (WKBMSYSPiCT2). *ICES Scientific Reports. Report*. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.23372990.v1>
- ICES (2024). Benchmark workshop 3 on the development of MSY advice using SPiCT (WKBMSYSPiCT3). *ICES Scientific Reports. Report*. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.24998858.v1>
- 市野川桃子, 千葉 悟, 境 磨 (2023) 状態空間型プロダクションモデルによる資源量推定結果を用いた管理戦略評価・将来予測手法: ソウハチ・マガレイ北海道北部系群への適用. FRA-SA2023-BR03-101, 水産研究・教育機構, 横浜, 12pp.
- Kokkalis, A., Berg, C. W., Kapur, M. S., Winker, H., Jacobsen, N. S., Taylor, M. H., Ichinokawa, M., Miyagawa, M., Medeiros-Leal, W., Nielsen, J. R. and T. K. Mildenerger (2024) Good practices for surplus production models. *Fish. Res.*, **275**. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2024.107010>
- Larkin, P. A. (1977) An epitaph for the concept of maximum sustained yield. *Trans. Am. Fish. Soc.*, **106(1)**, 1–10. [https://doi.org/10.1577/1548-8659\(1977\)106%3C1:AEFTCO%3E2.0.CO;2](https://doi.org/10.1577/1548-8659(1977)106%3C1:AEFTCO%3E2.0.CO;2)
- Mace, P. M. and P. Mace (2001) A new role for MSY in single-species and ecosystem approaches to fisheries stock assessment and management. *Fish Fish.*, **2(1)**, 2–32. <https://doi.org/10.1046/j.1467-2979.2001.00033.x>
- McAllister, M. K., Pikitch, E. K. and E. A. Babcock (2011) Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.*, **58**, 1871–1890. <https://doi.org/10.1139/F01-114>
- Mildenerger, T. K., C. W. Berg, M. W. Pedersen, A. Kokkalis, J. Nielsen and R. Meyer (2020) Time-variant productivity in biomass dynamic models on seasonal and long-term scales. *ICES J. Mar. Sci.*, **77(1)**, 174–187. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsz154>
- Millar, R. B. and R. Meyer (2000) Non-linear state space modelling of fisheries biomass dynamics by using Metropolis-Hastings within-Gibbs sampling. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, **49(3)**, 327–342. <https://doi.org/10.1111/1467-9876.00195>
- 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. <https://doi.org/10.1006/jmsc.1999.0481>
- Ono, K., A. E. Punt and E. Rivot (2012) Model performance analysis for Bayesian biomass dynamics models using bias, precision and reliability metrics. *Fish. Res.*, **125–126**, 173–183. <https://doi.org/10.1016/J.FISHRES.2012.02.022>
- Palomares, M. L. D. and D. Pauly (Editors) (2022). SeaLifeBase. World Wide Web electronic publication. [www.sealifebase.org](http://www.sealifebase.org), version (04/2022).
- Pedersen, M. W. and C. W. Berg (2017) A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish Fish.*, **18(2)**, 226–243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>
- Ricard, D., Minto, C., Jensen, O. P., and J. K. Baum (2011) Examining the knowledge base and status of

- commercially exploited marine species with the RAM Legacy Stock Assessment Database. *Fish Fish.*, **13**(4), 380–398. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2979.2011.00435.x>
- 境 磨・千葉 悟・千村昌之・濱邊 昂平・森田昌子・伊藤正木 (2025a) 令和 7 (2025) 年度マダラ北海道日本海の資源評価. FRA-SA2025-SC01-08, 令和 7 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構, pp35, [https://www.fra.go.jp/shigen/fisheries\\_resources/meeting/stock\\_assessment\\_meeting/2025/files/sa2025-sc01/fra-sa2025-sc01-08.pdf](https://www.fra.go.jp/shigen/fisheries_resources/meeting/stock_assessment_meeting/2025/files/sa2025-sc01/fra-sa2025-sc01-08.pdf)
- 境 磨・千葉 悟・千村昌之・濱邊 昂平・森田昌子・伊藤正木 (2025b) 令和 7 (2025) 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. FRA-SA2025-SC01-802, 令和 7 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 水産庁・水産研究・教育機構.
- 境 磨・千村昌之・千葉 悟・濱津友紀 (2022c) 令和 4 (2022) 年度マダラ北海道日本海の管理基準値等に関する研究機関会議資料. FRA-SA2022-BRP11-02
- 資源評価高度化作業部会 (2025) 令和 7 年度 (2025) 資源評価におけるモデル診断手順と診断結果の情報提供指針. FRA-SA2025-ABCWG02-03, 水産研究・教育機構, 横浜, pp69, <https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/themes/abchan/assets/doc/guideline/FRA-SA2025-ABCWG02-03.pdf>
- Thorson, J. T. (2020) Predicting recruitment density dependence and intrinsic growth rate for all fishes worldwide using a data-integrated life-history model. *Fish Fish.*, **21**(2), 237–251. <https://doi.org/10.1111/FAF.12427>
- Thorson, J. T., J. M. Cope, T. A. Branch and O. P. Jensen (2012) Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.*, **69**, 1556–1568. <https://doi.org/10.1139/F2012-077>
- Thorson, J. T., C. Minto, C. V. Minto-Vera, K. M. Kleisner, C. Longo and L. Jacobson (2013) A new role for effort dynamics in the theory of harvested populations and data-poor stock assessment. *Can. J. Fish. Aqua. Sci.*, **70**, 1829-1844. <http://dx.doi.org/10.1139/cjfas-2013-0280>
- Wang, S., Maunder, N. M. and A. Aires-da-Silva (2014) Selectivity's distortion of the production function and its influence on management advice from surplus production models. *Fish. Res.*, **158**, 181-193. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.01.017>
- Winker, H. (2020). SPMpriors: SPMprior generation with FishLife. <https://github.com/Henning-Winker/SPMpriors>
- Winker, H., F. Carvalho, and M. Kapur (2018) JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. *Fish. Res.*, **204**, 275–288. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2018.03.010>
- Winker, H., Mourato, B. and Y. Chang (2020). Unifying parameterizations between age- structured and surplus production models: an application to Atlantic white marlin (*Kajika albida*) with simulation testing. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, **76**(4), 219–234. [https://www.sprfmo.int/assets/Meetings/02-SC/11th-SC-2023/Working-Papers/SC11-WP04-Winker\\_ICCAT\\_Linking\\_Jabba\\_to\\_agestructuremodel.pdf](https://www.sprfmo.int/assets/Meetings/02-SC/11th-SC-2023/Working-Papers/SC11-WP04-Winker_ICCAT_Linking_Jabba_to_agestructuremodel.pdf)

## 編集

平尾 章 (編集責任者)・宮川光代・市野川桃子・濱邊昂平

Akira Hirao (Editor-in-Chief), Mitsuyo Miyagawa, Momoko Ichinokawa, Kohei Hamabe

表 1. 令和 4 年度以降にプロダクションモデルの適用が検討された 11 資源のリスト。ここで引用されている「ドキュメント」は会議における議論材料として使用した内部向けの資料、FRA から始まる番号はドキュメントの識別番号。「資源評価報告書」「研究機関会議資料」はそれぞれの資源における令和 4 年度以降の報告資料として <https://abchan.fra.go.jp/>に掲載されている。

資源名	資源評価 タイプ	漁獲量の 時系列長	資源量指数 の系列数	報告形態
イカナゴ瀬戸内東部系群	2 系	33	1	ドキュメント (FRA-SA2022-SC01-204) に詳細を記載
ウルメイワシ太平洋系群	1C21	43	1 or 2 (3 シナリオ)	ドキュメント (FRA-SA2024-SC09-406) に詳細を記述。資源評価報告書の補足資料に概要を記載
サメガレイ太平洋北部	2 系	51	1	会議にて補足的に口頭で説明
サワラ日本海・東シナ海系群	2 系	38	1 or 2	ドキュメント (FRA-SA2022-BRP09-02) に詳細を記載
ニギス日本海	2 系	37	1	非公表の参考資料
ムロアジ類 (東シナ海)	2 系	29	2	ドキュメント (FRA-SA2022-SC01-205) に詳細を記述
マルアジ	1C22 (R4 年度) 2 系(R6 年度)	29	2	R4 年度は神戸プロット (補) を資源評価報告書に、ドキュメント(FRA-SA2022-SC01-204)に詳細を記載。R5 年度以降は神戸プロットの掲載はなく、R6 年度はドキュメント(FRA-SA2024-SC12-203)に詳細を記載。
マダラ北海道太平洋	1C21 & 1C22	36	1	資源評価報告書に神戸プロット (補) と共に記載。ドキュメント (FRA-SA2024-SC01-702) に詳細を記述。
マダラ北海道日本海	1C21	37	1	ドキュメント (FRA-SA2024-SC01-802) に詳細を記述。資源評価報告書の補足資料に概要を記載。
ソウハチ北海道北部系群	1C1	42	2	資源評価報告書、ドキュメント (FRA-SA2022-SC08-01)、研究機関会議資料
マガレイ北海道北部系群	1C1	42	2	資源評価報告書、ドキュメント (FRA-SA2022-SC08-202)、研究機関会議資料

表 2. プロダクションモデルの結果の取り扱いについての分類

タイプ	条件	示すべき結果	漁獲管理規則
1C1	絶対資源量についての信頼できる事前情報（別データをもとにした場合の資源量推定結果や調査による資源量推定結果）が利用可能で、モデル診断などの結果についても特段の問題がない場合	<ul style="list-style-type: none"> <li>- モデル診断結果</li> <li>- 資源量推定値、<math>B_{msy}</math>、<math>F_{msy}</math> の値、<math>B/B_{msy}</math>、<math>F/F_{msy}</math>（本文）など</li> <li>- 点推定値だけでなく、信頼区間も同時に示す</li> <li>- 設定の異なる複数のモデルの併記も可能</li> </ul>	推定された資源量や $F_{msy}$ に基づいて計算される漁獲量
1C2	上記が当てはまらないが、何らかの結果が頑健であることがわかり、モデル診断などの結果で特段の問題がない場合	どのような結果が頑健で、どのような結果が頑健でないかを補足資料で示す。頑健な結果については、補足的な情報として本文においても言及する。	推定資源量の不確実性は高いため、2系ルールを適用する
	1C21: 推定資源量の相対的なトレンドが頑健である場合	<ul style="list-style-type: none"> <li>- モデル診断結果</li> <li>- 現実的な仮定のもとでの複数のモデルから得られる資源量の推定結果が同様の相対的なトレンドを示すことの図</li> </ul>	相対的な資源量のトレンドを資源量指数として 2系ルールに適用してもよい
	1C22: 現状の資源状態についての判断が頑健である場合	<ul style="list-style-type: none"> <li>- モデル診断結果</li> <li>- 信頼区間付きの神戸プロットにおいて、最終年の信頼区間・複数のモデルの結果が同じ象限に入っている、またはそれに準じる結果</li> </ul>	2系
2系	モデル診断などに問題があったり、頑健な結果が得られない場合	<ul style="list-style-type: none"> <li>- どのような点でプロダクションモデルの適用に問題があるか、ドキュメント等で記述し、必要であれば今後の方向性について記述する</li> </ul>	2系

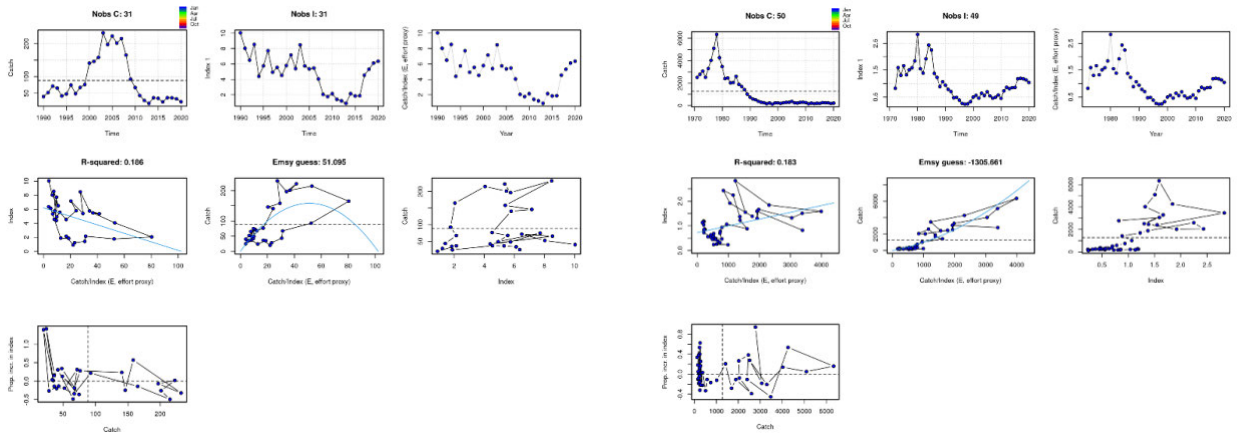
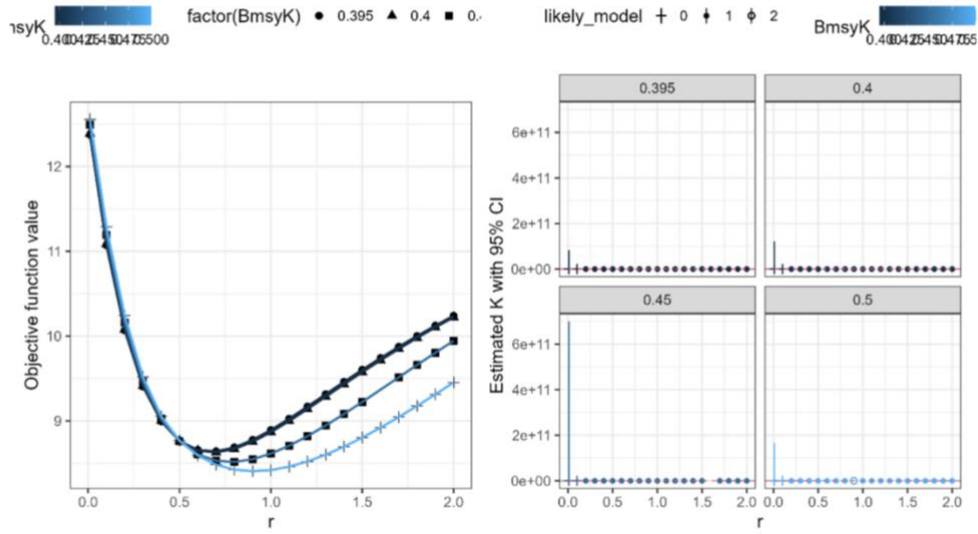


図 1. Plotspict.ci によるデータのプロットの例。左：シミュレーションデータを利用した理想的な例、右：実データをあてはめた場合の例。理想的なデータ（左）であれば、中段の左図は右下がりの関係になり、結果として中段中図のように MSY、そのときの Effort の proxy (Emsy guess) を見積もることができる。そのような関係に則っていないデータ（右）の場合、Emsy の推定値がマイナスになり、データの時系列そのものに問題がある可能性があることがわかる。このプロットを与える関数のオリジナルは <https://github.com/DTUAqua/spict/spict> であるが、本図の出力はそのプログラムを若干改変した。

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)

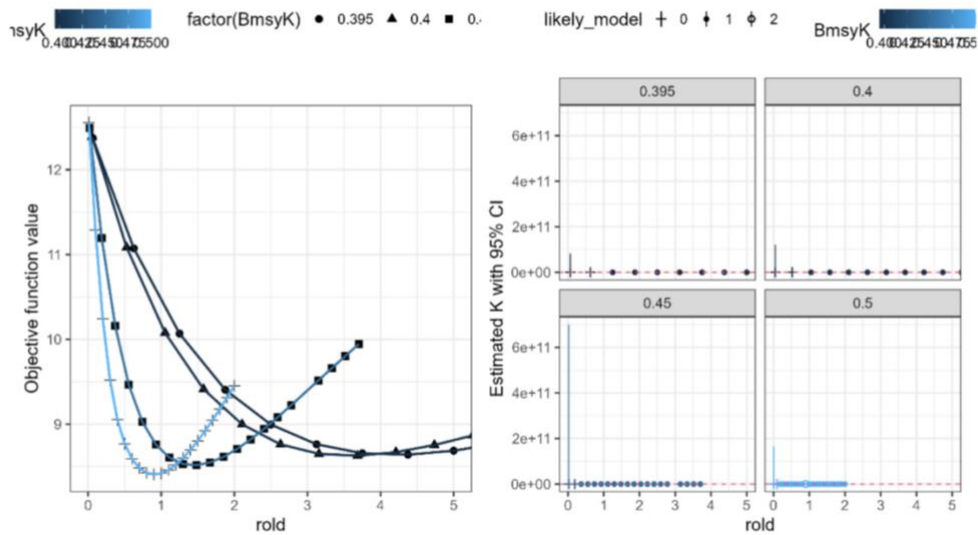
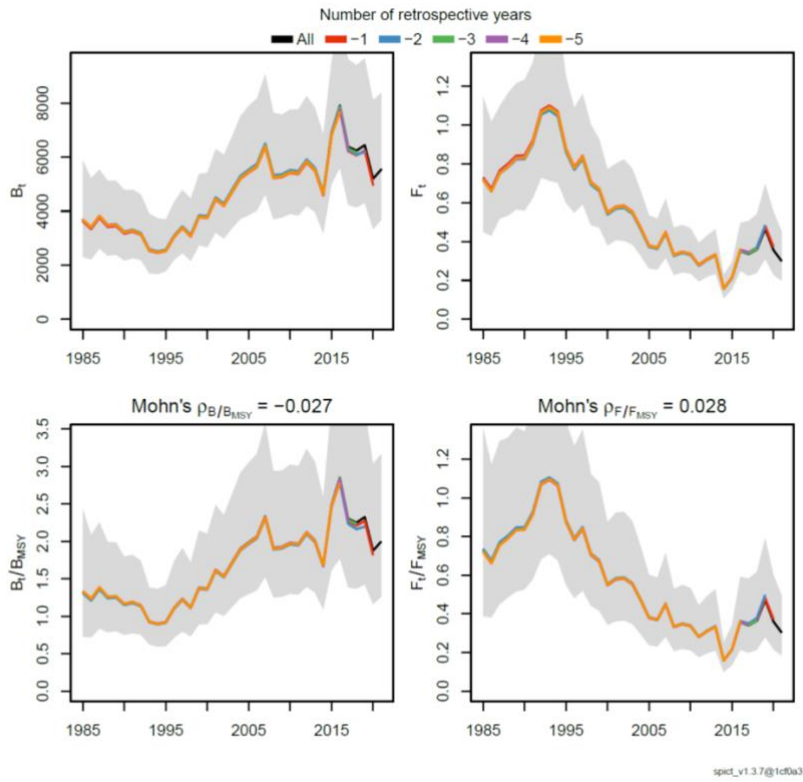


図 2. 尤度プロファイル (マガレイ北海道北部系群の例を示す)。左図の縦軸は負の対数尤度 (小さいほどフィットが良い)、横軸は仮定した  $r$  の値。線のシンボルと色は仮定した  $Bmsy/K$ 。右図の横軸は  $r$ 、縦軸は環境収容力の  $K$  (と 95%信頼区間)、パネルの違いは仮定した  $Bmsy/K$ 。右図のシンボルは、最小の対数尤度を得られたモデル (白丸)、最小尤度との差が 2 以下のモデル (黒丸)、それ以外。

A)



B)

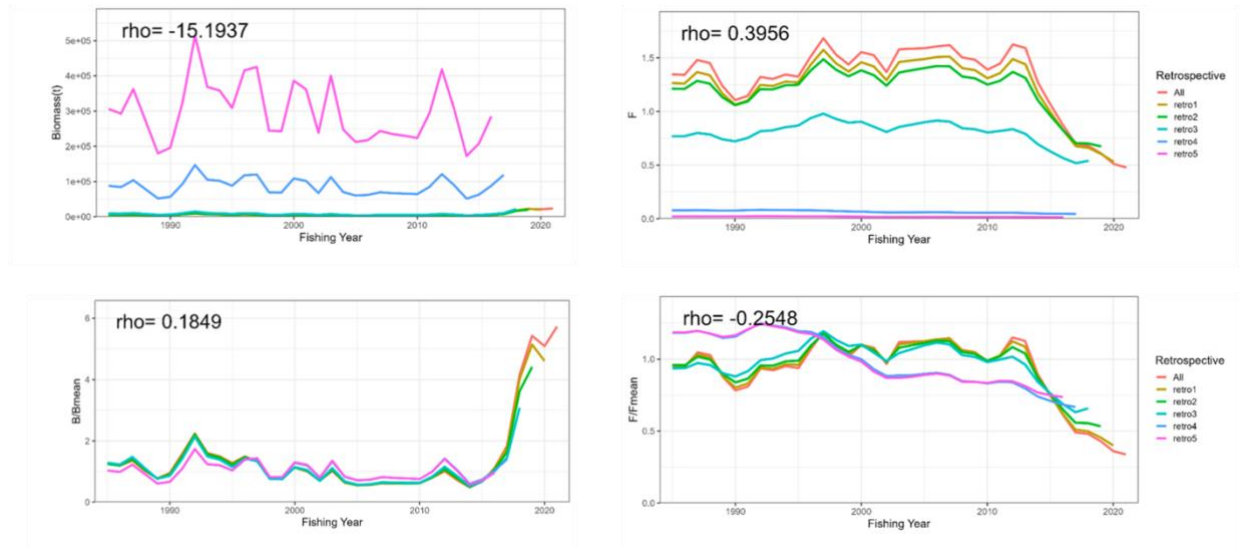


図 3. レトロスペクティブ解析の例。上段 A)はレトロスペクティブバイアスが認められない例（ソウハチ北海道北部系群より）。下段 B)では  $B/B_{msy}$ （パネル左下）以外の 3 つのパラメーター（ $B, F, F/F_{msy}$ ）にて顕著なレトロスペクティブバイアスが生じている（マダラ北海道日本海より）。

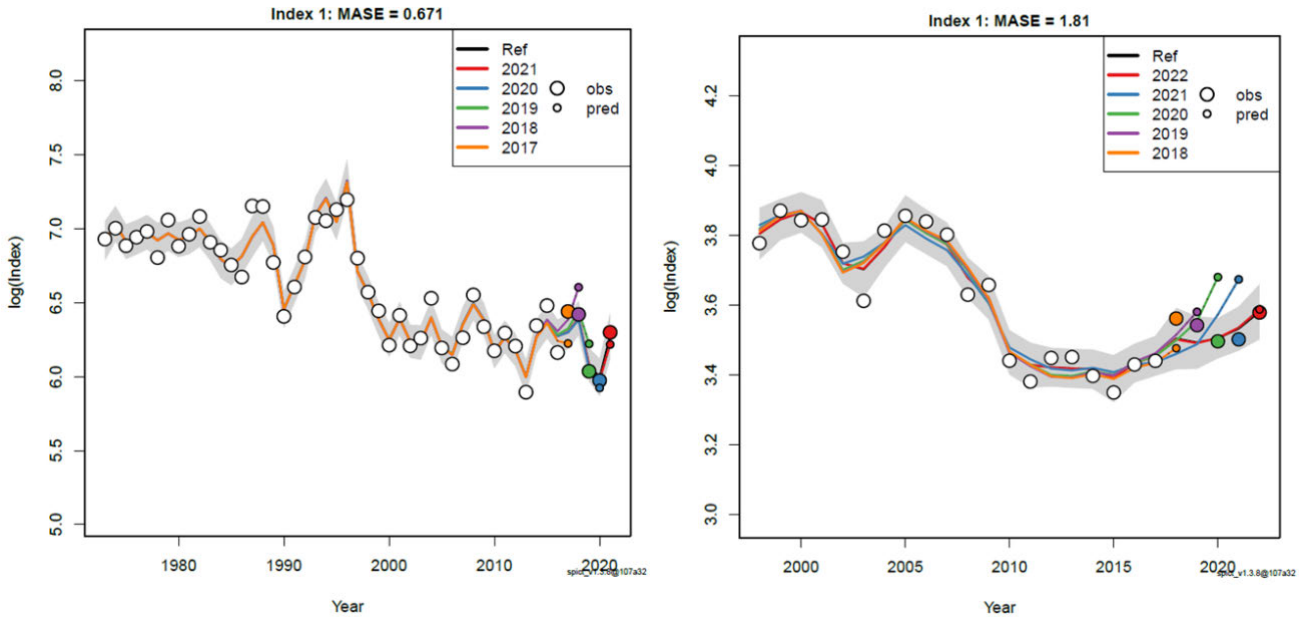


図 4. ハインドキャスト交差検証の例。ハインドキャストするタイムステップ数は 5 年としており、大きい丸印が観察された資源量指数、小さい丸印が 1 ステップ前のデータまでを用いて予測された資源量指数であり、色の違いは遡るタイムステップの違いを表す。左図は予測性能が比較的良好な例（平均絶対スケール誤差（MASE）が 0.67）、右図は予測性能が悪い例（MASE が 1.81）を示す。

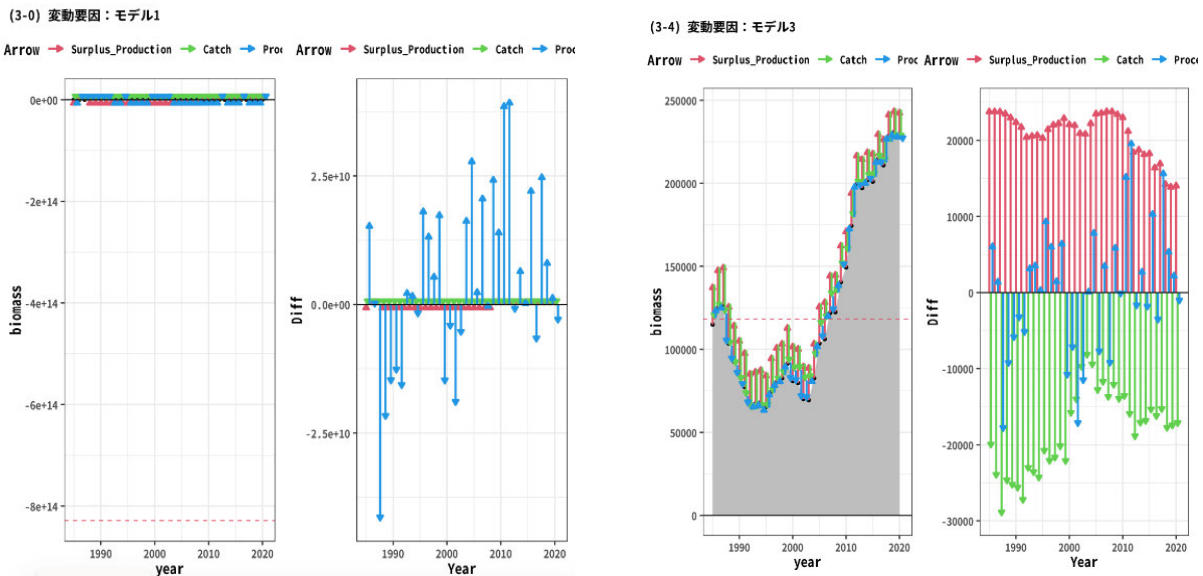


図 5. 資源変動の要因分解プロットの例。左図は資源量のスケールが漁獲量等（矢印）に比べて非常に大きく、現実的な推定が得られない場合。右図は資源量のスケールに比べて、漁獲量等（矢印）のスケールが現実的な範囲で推定されており、プロセス誤差とのバランスも良い。ここで赤色矢印は余剰生産、緑色矢印は漁獲、水色矢印はプロセス誤差の影響の大きさを示している。