

# 令和 6（2024）年度状態空間プロダクションモデルの我が国資源への適用の ためのガイドライン

2024 年 6 月 21 日<sup>1</sup>

資源評価高度化作業部会

(文責 市野川桃子・宮川光代・濱邊昂平・平尾 章)

## 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 6 年度版の主な変更点は 1) Kokkalis et al. (2024) に基づき、 $n \neq 2$  でない時の  $r$  の取り扱いに関する注意と変更を加えたことと、2)  $n$  の事前分布の CV や、観測誤差、過程誤差に関する記述を追加した。

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>2</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 年度にプロダクションモデルの適用が検討された 11 系群 (表 1) (資源評価高度作業部会 2023a) の結果を必要に応じて示す。さらに、プロダクションモデルの適用を試行した結果をドキュメントとして示す際の記述例も付録として添付した。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あてはめ手順

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。

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

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

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。

前述したように、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 (資源評価高度作業部会 2022b)。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

<sup>2</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。

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。

### 準備 1. 対象魚種の生物学的特徴や漁獲についての知見の収集

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。さらに、下記で示す生物学的特徴や漁獲についての知見に加えて、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。

#### 内的自然増加率 ( $r$ )

内的増加率  $r$  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 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。FishLife から推定される  $r_{fish}$  は、次の節で紹介する形状パラメータ ( $n$ ) を 2 に設定した 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。式 1 で  $n \neq 2$  の場合の余剰生産曲線の原点付近における傾き (つまり  $r_{fish}$ ) は  $r(n-1)$  に相当するため、 $r$  の事前分布を  $r_{fish}$  から得る場合には、原点付近の傾きが  $n$  の値に寄らずに等しいと考えるならば、 $\log(r)$  の事前分布の平均値は  $\log(r_{fish}) + \log(n-1)$  を理論的には用いる必要がある。しかしながら、そのような  $r$  を実際の資源に適用した場合のパフォーマンスはまだ検証されておらず、注意が必要である (特に  $n$  が 1 に近い場合)。また、 $n < 1$  の場合には、理論的には原点での傾きが無限大になってしまうため、FishLife からの推定値をそのまま仮定することは出来ない。Kokkalis et al. (2024) では、管理基準値 ( $B_{MSY}$ ,  $F_{MSY}$ ,  $MSY$ ) は  $n$  の値に寄らずに等しいと考えた場合の、 $n > 1$  における  $r_{fish}$  などのメタ解析から得られた  $r$  の補正法を提案しているが、どの管理基準値が等しいと仮定するかによって補正法も異なり、解釈が難しい。なお尤度プロファイルのプロット (図 2) を `frapmr` で作成した場合、上段左の横軸の  $r$  は Pella-Tomlinson 型として示され、下段左の横軸の  $r_{old}$  は Schaefer 型として示されるような設定となっており、 $r_{old} = r_{fis}$  の関係となる。

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 4 年度マダラ北海道日本海の資源評価 (境ほか 2022a、境ほか 2022b) を参考にされたい。

### 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  $Bmsy/K$  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  $Bmsy/K$  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。また、 $n$  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)。

### 環境収容力 ( $K$ ) と漁具能率 ( $q$ )

環境収容力や漁具能率は個体群全体の絶対資源量のスケールを決めるパラメータである。これらのパラメータについて妥当な範囲を決めることは難しいが、例えば、別のデータソース等を利用した資源量推定値が利用できる場合には、そのような情報をもとに、推定された  $K$  や  $q$  のパラメータの妥当性を判断して事前分布の導入を検討することができる。

別のデータソースからの資源量推定値の援用の一例として、R 4 年度のソウハチ・マガレイの北海道北部系群の資源評価においては、VPA から推定された資源量を資源量指数として導入し、 $q = 1$  の事前分布の仮定をおくことで資源量推定がなされた (千葉ほか 2023a、千葉ほか 2023b)。なお VPA に基づく推定資源量は、プロダクションモデルで推定される資源量とは定義が異なるため、プロダクションモデルに対応した残存資源量に変換して利用する必要がある。VPA の資源量は、ある年において成長・加入等の資源増加が起きた後、かつその年の漁獲が発生する前の値である。一方、プロダクションモデルでの資源量は、ある年において余剰生産量が加わる前、かつその年の漁獲が発生する前の値であり、VPA では前年の漁獲および自然死亡で減じた後の残存資源量に相当する。そこで次式に基づいて VPA 推定資源量から残存資源量  $D$  を算出し、資源量指標値として利用する。

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

ここで  $B_y$  は VPA で推定された  $y$  年の資源重量、 $C_y$  は  $y$  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。なお事前情報として  $q$  が利用できる場合であっても、当該データセット

を得たときの知見を精査することは必要不可欠である。

VPAによって資源量が推定されている場合、理論的には $F=0$ のときの資源 $\widehat{B}_0$ が算出できるので、 $K$ の代替的な指標値として $\widehat{B}_0$ の利用を考慮できるかもしれないが、この算出の過程には再生産関係の仮定が必要になるため、再生産関係についての知見が不確実である場合には、資源量推定結果は $K$ よりも $q$ の事前分布として利用するほうがよい<sup>3</sup>。

### 漁獲量 (C) と資源量指数 (I)

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、資源量推定値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)。

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

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)。

## 準備 2. 利用するデータの確認

データの全体像の理解と、データがプロダクションモデルの仮定にどれだけ整合しているかを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、プロダクションモデルの仮定 (漁獲努力量、つまり、漁獲圧が高いほど資源量指数は小さくなる) から外れるようなデータがどの程度見られるかを確認することができる。但し、令和4年度に様々な魚種に適用した際は、`plotspict.ci`で漁獲圧が高いほど資源量指数が小さくなるようなデータであってもうまくパラメータ推定できない場合があり、本プロットは参考程度に考えたほうが良いかもしれな

<sup>3</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。

い。

## 状態空間プロダクションモデルへのあてはめ

### 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 での予測値を、 $\log(n)$ は $\log(2)$ ( $B_{msy}/K=0.5$ ) を用いる。標準偏差は 1 を用いる <sup>4</sup>
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	事前に得られている他の情報を用いて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 <ul style="list-style-type: none"> <li>- 他の資源評価の結果が利用できる場合 <math>q</math> に事前分布を与える</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>

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。

<sup>4</sup> <https://github.com/stan-dev/stan/wiki/Prior-Choice-Recommendations>

- **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)。また SPiCT の ver1.3.7 からは hindcast cross-validation の機能が追加された。Hindcast cross-validation は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。
- **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 4)]: 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。また、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、候補モデルの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を併記している（千葉ほか 2023a、2023b）。

さらに、MSE を用いた暫定的な検討結果（資源評価高度作業部会 2022a）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。「付録. 状態空間余剰生産モデル適用結果を示すドキュメント例」では、情報提供をする際のドキュメント例を示し



た。

## 引用文献

- 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 Fisheries* **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 (2022) FishBase. World Wide Web Electronic Publication. [www.fishbase.org](http://www.fishbase.org), version (02/2022)
- 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, [https://abchan.fra.go.jp/references\\_list/FRA-SA2023-BR03-101.pdf](https://abchan.fra.go.jp/references_list/FRA-SA2023-BR03-101.pdf)
- 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 Mildenerger, T. K (2024) Good practices for surplus production models. *Fisheries Research*, 275. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2024.107010>.
- Larkin, P. A. (1977) An epitaph for the concept of maximum sustained yield. *Transactions of the American Fisheries Society*, **106**(1), 1–10.
- 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 and Fisheries*, **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 Journal of Marine Science*, **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>
- Ono, K., A. E. Punt and E. Rivot (2012) Model performance analysis for Bayesian biomass dynamics models using

- bias, precision and reliability metrics. *Fisheries Research*, **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 and Fisheries*, **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 and Fisheries*, **13(4)**, 380–398. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2979.2011.00435.x>
- 境 磨・千村昌之・千葉 悟・濱津友紀 (2022a) 令和 4 (2022) 年度マダラ北海道日本海の資源評価. FRA-SA2022-AC-31, 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, pp23, [https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2022/details\\_2022\\_31-Madara-HJS.pdf](https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2022/details_2022_31-Madara-HJS.pdf)
- 境 磨・千村昌之・千葉 悟・濱津友紀 (2022b) 令和 4 (2022) 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-SA2022-RC07-201, 令和 4 年度我が国周辺水域の漁業資源評価, 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, [https://www.fra.affrc.go.jp/shigen\\_hyoka/SCmeeting/2019-1/20221129/FRA-SA2022-BRP11-02.pdf](https://www.fra.affrc.go.jp/shigen_hyoka/SCmeeting/2019-1/20221129/FRA-SA2022-BRP11-02.pdf)
- 資源評価高度化作業部会 (2022a) 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.
- 資源評価高度化作業部会 (2022b) 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.
- 資源評価高度化作業部会 (2023a) 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. FRA2022-ABCWG02-12, 水産研究・教育機構, 横浜, 9pp.
- 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>
- 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. Minte-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>
- Winker, H., F. Carvalho, and M. Kapur (2018) JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. *Fisheries Research*, **204**, 275–288. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2018.03.010>

表 1. 令和 4 年度にプロダクションモデルの適用が検討された 11 系群のリスト. 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 年度または 5 年度の報告資料として <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	2 系	43	1 or 2 (3 シナリオ)	ドキュメント (FRA-SA2022-SC06-12) に詳細を記述
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	29	2	神戸プロット (補) を資源評価報告書に記載。ドキュメント (FRA-SA2022-SC01-204) 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-SA2022-RC-07-202) に詳細を記述。
マダラ北海道日本海	1C21	37	1	ドキュメント 2 本 (FRA-SA2022-RC07-201、FRA-SA2022-BRP11-021) 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

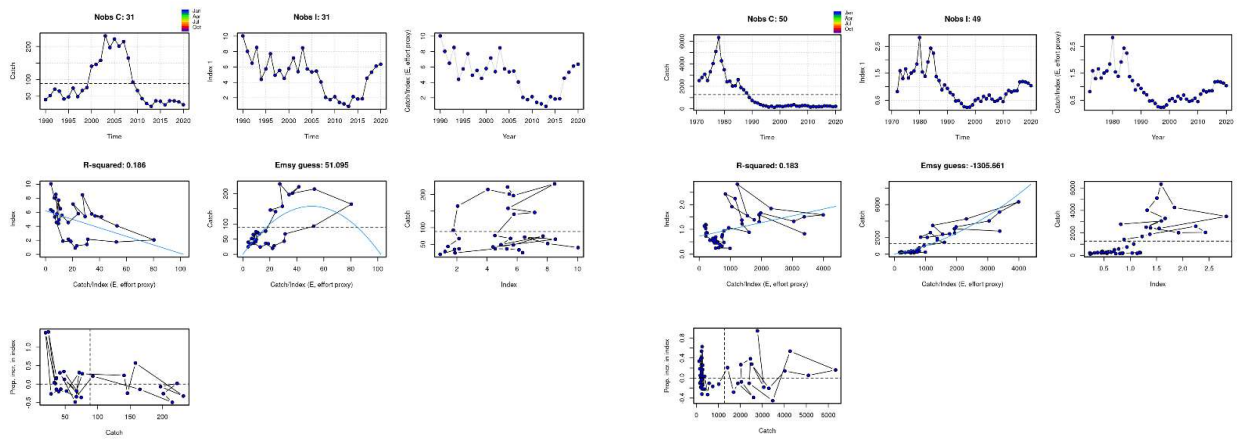
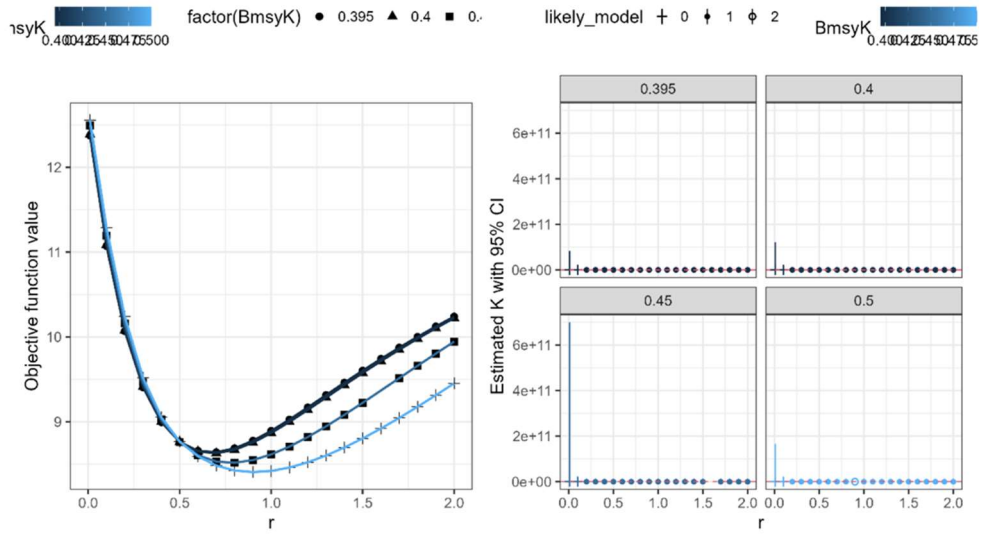


図 1. Plotspict.ci によるデータのプロットの例。左：シミュレーションデータを利用した理想的な例、右：実データをあてはめた場合の例。理想的なデータ（左）であれば、中段の左図は右下がりの関係になり、結果として中段中図のように MSY、そのときの Effort の proxy (Emsy guess) を見積もることができる。そのような関係に則っていないデータ（右）の場合、Emsy の推定値がマイナスになり、データの時系列そのものに問題がある可能性があることがわかる。このプロットを与える関数のオリジナルは <https://github.com/DTUAqua/spict/spict>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

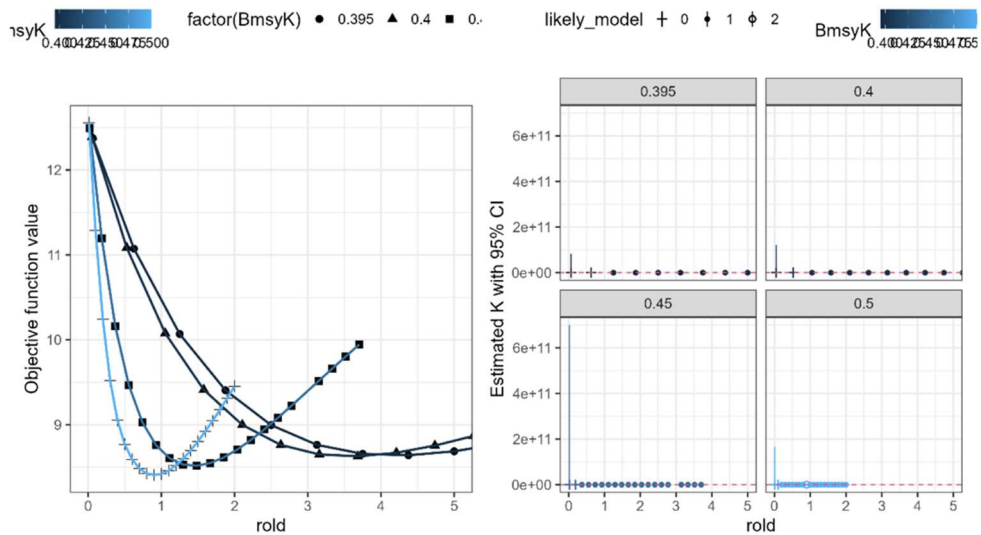
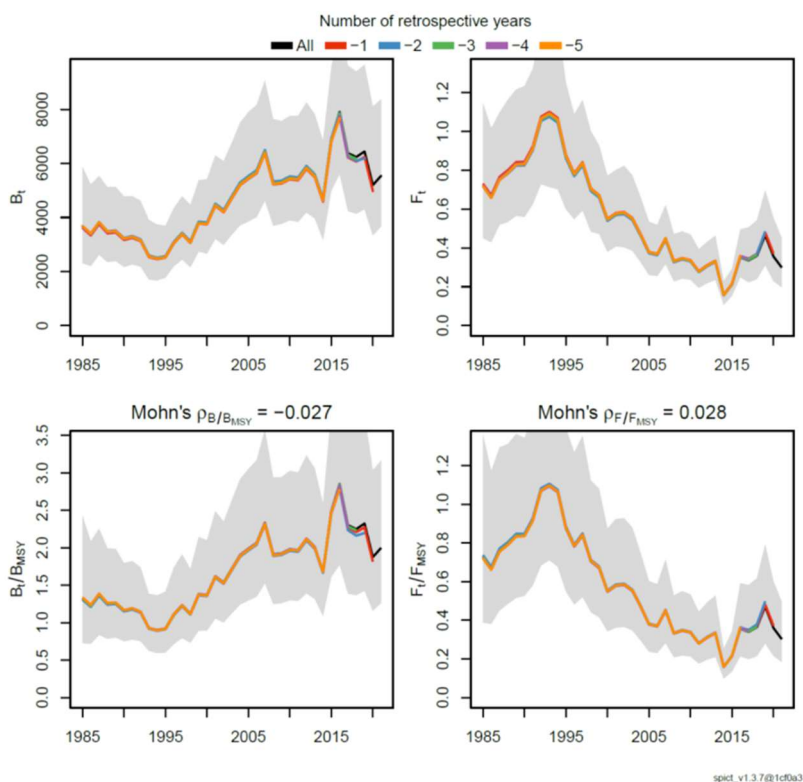


図 2. 尤度プロファイル (マガレイ北海道北部系群の例を示す)。左図の縦軸は負の対数尤度 (小さいほどフィットが良い)、横軸は仮定した  $r$  の値。線のシンボルと色は仮定した  $Bmsy/K$ 。右図の横軸は  $r$ 、縦軸は環境収容力の  $K$  (と 95%信頼区間)、パネルの違いは仮定した  $Bmsy/K$ 。右図のシンボルは、最小の負の対数尤度を得られたモデル (白丸)、最小尤度との差が 2 以下のモデル (黒丸)、それ以外。

A)



B)

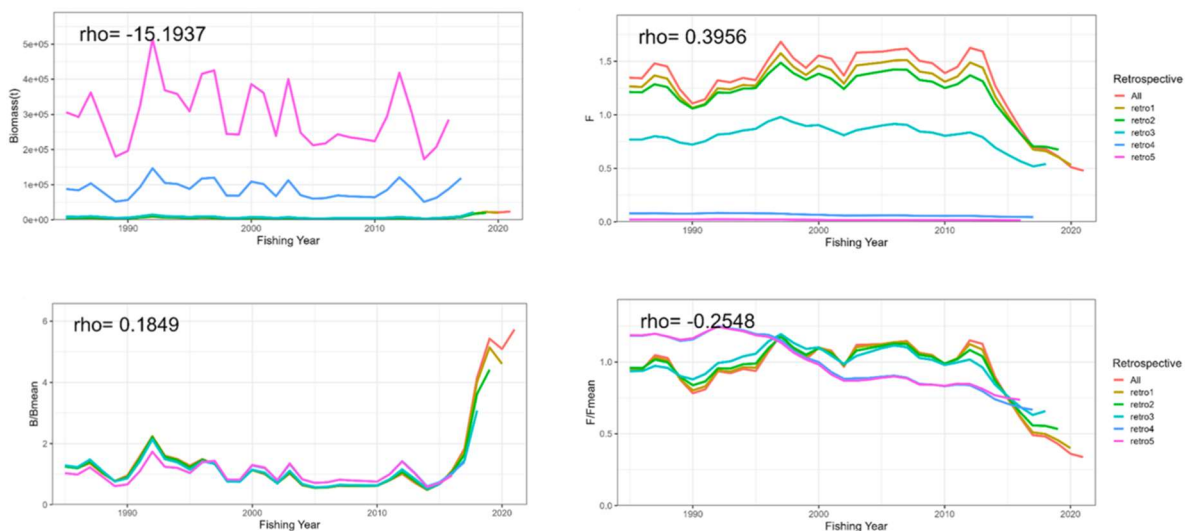


図 3. レトロスペクティブ解析の例。上段 A)はレトロスペクティブバイアスが認められない例（ソウハチ北海道北部系群より）。下段 B)では  $B/B_{msy}$ （パネル左下）以外の 3 つのパラメーター（ $B, F, F/F_{msy}$ ）にて顕著なレトロスペクティブバイアスが生じている（マダラ北海道日本海より）



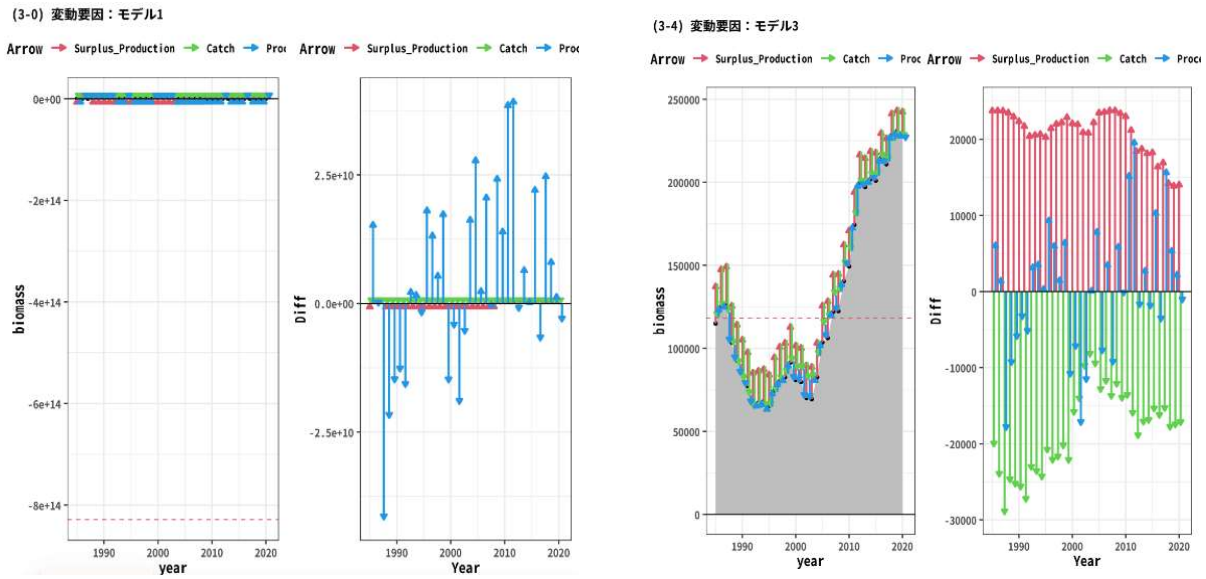


図 4. 資源変動の要因分解プロットの例。左図は資源量のスケールが漁獲量等（矢印）に比べて非常に大きく、現実的な推定が得られない場合。右図は資源量のスケールに比べて、漁獲量等（矢印）のスケールが現実的な範囲で推定されており、プロセス誤差とのバランスも良い。ここで赤色矢印は余剰生産、緑色矢印は漁獲、水色矢印はプロセス誤差の影響の大きさを示している。



付録. 状態空間余剰生産モデル適用結果を示すドキュメント例

## 令和 x (202x) 年度〇〇〇系群の 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

〇〇

### 1. 背景

本系群の資源評価は、農林統計値による漁獲量統計値に基づく資源量指標値を用いており、資源の状態は指標値の動向によって判断されている。・・・そこで、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）による資源解析を試行した。

### 2. 状態空間余剰生産モデル

#### 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、 $\sigma_B$  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  $\gamma$  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  $bkfrac$  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。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、Bmsy、および Fmsy はそれぞれ以下の (8) (9) (10) 式で表される。

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

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

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

形状パラメータ  $n$  が 1 を下回る場合は確率論的な MSY、Bmsy、および Fmsy 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。 $\sigma_F$  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、本系群では 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。

### 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。

$$\log(I_{t,i}) = \log(q_i B_t) + e_{t,i} \quad (13)$$

$$e_{t,i} \sim N(0, \sigma_{I,i}^2) \quad (14)$$

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。

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 (15) ~ (16) 式で推定できる。

$$\log(C_t) = \log \left( \int_t^{t+\Delta} F_s B_s ds \right) + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma_C^2) \quad (16)$$

ここで  $\epsilon_t$  は漁獲量の観測誤差であり、 $\sigma_C$  はその標準偏差である。ただし本系群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 ( $\epsilon_t=0$ )

### パラメータの推定

SPiCT では余剰生産モデルのパラメータはベイズ推定的一种である罰則付き最尤法で推定する。本系群で推定するパラメータは、 $m$ 、 $K$ 、 $q$ 、 $B_t$ 、 $F_t$ 、 $\sigma_B$ 、 $\sigma_I$ 、 $\sigma_F$ 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。環境収容力 $K$ 、プロセス誤差の大きさ $\sigma_B$ 、観測誤差の大きさ $\sigma_I$ 、漁獲係数のノイズの大きさ $\sigma_F$ 、初期資源量の環境収容力に対する比 $bkfrac$ も同様に事前分布を与えることができるが、本系群では事前分布を与えずに推定した。

### 3. 計算方法

#### 使用するデータセット

余剰生産モデルに用いる指標値には19xx～20xx年の〇〇海における大中型まき網の漁獲成績報告書に加え、20xx～20xx年の〇〇県における中・小型まき網の漁獲データを用い、狙い操業を考慮した大中型まき網および中・小型まき網の規格化した標準化 CPUE (以下、「標準化 CPUE」とする) の相乗平均値を資源量指標値として用いた (資源評価報告書及びドキュメントを引用)。

#### パラメータの事前分布

プロダクションモデルガイドラインに則り、すべてのパラメータに事前分布を仮定しないモデルから検討を開始し、形状パラメータ $n$ および内的自然増加率 $r$ に緩い事前分布を与える際には、平均値と標準偏差1を与えた対数正規分布を仮定した。なお形状パラメータ $n$ においては、平均値に $n=2$ を用い、内的自然増加率 $r$ はFishLife (Thorson 2020) からの予測値 (Schaefer 型モデルを仮定) を事前分布とした。また感度試験としたモデル S1～S2 では、Schaefer 型プロダクションモデルである  $n=2$  に固定した場合 (S1) と、Thorson et al. (2012) によるメタ解析での全魚種の平均の値 ( $Bmsy/K=0.404$ ) に相当する $n=1.19$ にした場合 (S2) を検討した。パラメータを固定する場合は標準偏差を 0.001 に設定した。検討したモデルの事前分布の組み合わせを表1に示す。

### 4. 推定結果

#### 推定値の妥当性の判断

事前分布なしで全てのパラメータ推定を試みたモデルでは、現在のデータセットからは推定が困難であったため、・・・のパラメータで推定値の信頼区間が得られなかった一方で、および感度試験では、いずれもモデルが収束しパラメータの推定値および信頼区間が得られ、M3 をベースケースとした (表 2) (←ガイドラインに則り、収束の有無を記述)。推定されたパラメータの信頼区間は、ベースケースでは・・・ (←ガイドラインに則り、上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 10 倍程度に収まっているかを記述)。感度試験では・・・・。これらの推定パラメータは初期値を変えても変化せず、安定した推定が為されていると考えられた (←ガイドラインに則り、初期値依存性の確認結果を記述)。(←ここではベースケースと感度分析という仕分けにしましたが、ベースケースを一つに絞り込めない場合も考えられます。その場合は、ベースケースとして複数のモデルを構築し、その平均の結果を使用することも選択肢になるかと思えます。パラメータの設定には尤度プロファイルの結果を用いることも選択肢です)

推定された内的自然増加率 $r$ について尤度プロファイルの結果を示す (図 1)。推定された値は・・・・ (←尤度プロファイルでパラメータ推定値の妥当性を議論するのであれば、ここで記述するのも良いと思

います)

### モデル診断

推定された資源量について、過大推定や過少推定の傾向の有無を把握するため、X年分までのデータを1年ずつ取り除き推定結果を比較するレトロスペクティブ解析を行った。レトロスペクティブ解析の結果、ベースケースでは・・・となり、安定した推定値が得られていると考えられた (←ガイドラインに則り、レトロスペクティブ解析を検討します。結果の解釈としては、過小推定/過大推定の傾向がある and/or データの追加により推定値のスケールが大きく変わることから絶対値の推定が不安定である、等もあり得ると思います (図 2)。

指標値のあてはまりを残差分析により検討したところ、ベースケースと感度分析のいずれで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 3) (←ガイドラインに則り、残差分析を検討します。漁獲の残差を0と仮定している場合には、漁獲量の残差プロットは示さなくて良い)。

推定された資源変動が余剰生産・漁獲・プロセス誤差のいずれから影響されているかを要因分析として検討した。推定された要因は、ベースケースと感度分析のいずれでも余剰生産、漁獲量、プロセス誤差とが概ね同程度のスケールで推定され、妥当な推定が為されているものと考えられた (図 4) (←ガイドラインに則り、要因分析の結果を記述します)

### 推定結果の解釈

ベースケースと感度試験の結果を比較すると、資源量推定値の絶対値には事前分布の設定を変えた場合の影響が大きい。そのため本系群の資源評価では、資源量の絶対値は使用せず、平均を1とした相対値を用いることとした (資源評価報告書の補足資料に図を乗せている場合はそれを引用、載せていなければ図 5)。

ベースケースにおける直近年 (20xy年) の資源量と MSY を実現する資源量との比 ( $B/B_{msy}$ ) は、信頼区間を含めて1を上回っていた。感度試験でも同様の結果となっており、現在の資源水準が  $B_{msy}$  を高い確率で上回っていることが考えられた。また、ベースケースにおける直近年の漁獲圧と MSY を実現する漁獲圧との比 ( $F/F_{msy}$ ) では、信頼区間を含めて1を下回っていた。これも感度試験でも同様の結果が得られており、現在の漁獲圧が  $F_{msy}$  を高い確率で下回っていることが考えられた (資源評価報告書の補足資料に図を乗せている場合はそれを引用、載せていなければ図 6)。(←候補のモデル間で共通して言うことを記述する。特に、現状の資源量が  $B_{msy}$  を上回っている・下回っているなど。共通して同じ傾向が得られているならば、最終年の情報に関する神戸プロットは使用可能と考えられる。もしモデルによって大きくこの結果が変わるのであれば、どれか1つを選ぶ強い根拠がない限り資源状態は「不明」と判断され、神戸プロットは使用できないと考える。)

### 5. その他

資源解析には SPiCT の R パッケージ `spict` (ver.XXXX, <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) を参照された。作図には独自に開発した R コードを用いた。

## 6. 參考資料

- Fletcher, R. (1978) On the restructuring of the Pella-Tomlinson system. *Fishery Bulletin*, **76**, 515–521.
- Froese, R., N. Demirel, G. Coro and K. M. Kleisner (2017) Estimating fisheries reference points from catch and resilience. *Fish and Fisheries*, **18**, 506–52. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/faf.12190>
- Pedersen, M. W. and C. W. Berg (2017) A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, **18(2)**, 226–243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>
- 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>
- 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. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* **69**, 1556–1568. <https://doi.org/10.1139/F2012-077>

表1 各モデルにおける事前分布の設定

モデル名	$n$		$r$		他パラメータ
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
M0	事前分布なし				事前分布なし
…略					事前分布なし
M3	2	1	0.22	1	事前分布なし
M4	2	0.001	0.22	0.001	事前分布なし
S1	2	0.001			事前分布なし
S2	1.19	0.001			事前分布なし

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

	M3			M4		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
$r$	0.34	0.67	1.34	0.42	0.74	1.29
$K$	$1.68 \times 10^4$	$3.45 \times 10^4$	$7.06 \times 10^4$	$1.76 \times 10^4$	$3.70 \times 10^4$	$7.78 \times 10^4$
$n$	0.41	1.15	3.22	0.80	1.54	2.96
$\sigma_B$	0.23	0.31	0.44	0.22	0.31	0.43
$\sigma_F$	0.14	0.22	0.36	0.14	0.22	0.36
$q_1^*$	$1.56 \times 10^{-5}$	$4.02 \times 10^{-5}$	$1.04 \times 10^{-4}$	$1.42 \times 10^{-5}$	$3.71 \times 10^{-5}$	$9.72 \times 10^{-5}$
$q_2^{**}$	$1.85 \times 10^{-5}$	$4.77 \times 10^{-5}$	$1.23 \times 10^{-4}$	$1.68 \times 10^{-5}$	$4.40 \times 10^{-5}$	$1.15 \times 10^{-4}$
$\sigma_{I-1}^*$	0.33	0.43	0.56	0.33	0.43	0.56
$\sigma_{I-2}^{**}$	0.11	0.20	0.33	0.11	0.19	0.33
$bkfrac$	0.32	0.69	1.47	0.33	0.68	1.44

	S1			S2		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
$r$	0.41	0.78	1.47	0.34	0.63	1.15
$K$	$1.82 \times 10^4$	$4.46 \times 10^4$	$1.09 \times 10^5$	$1.79 \times 10^4$	$3.91 \times 10^4$	$8.52 \times 10^4$
$n$	2.00	2.00	2.00	1.19	1.19	1.19
$\sigma_B$	0.24	0.33	0.45	0.24	0.33	0.44
$\sigma_F$	0.18	0.27	0.40	0.17	0.25	0.38
$q_1^*$	$9.89 \times 10^{-6}$	$3.04 \times 10^{-5}$	$9.33 \times 10^{-5}$	$1.24 \times 10^{-5}$	$3.52 \times 10^{-5}$	$9.96 \times 10^{-5}$
$q_2^{**}$	$1.18 \times 10^{-5}$	$3.61 \times 10^{-5}$	$1.10 \times 10^{-4}$	$1.48 \times 10^{-5}$	$4.19 \times 10^{-5}$	$1.18 \times 10^{-4}$
$\sigma_{I-1}^*$	0.33	0.43	0.56	0.33	0.43	0.55
$\sigma_{I-2}^{**}$	0.14	0.21	0.32	0.14	0.21	0.33
$bkfrac$	0.37	0.76	1.58	0.35	0.75	1.60

\*大中小型まき網に関係に関するパラメータ推定結果

\*\*長崎県中・小型まき網に関するパラメータ推定結果

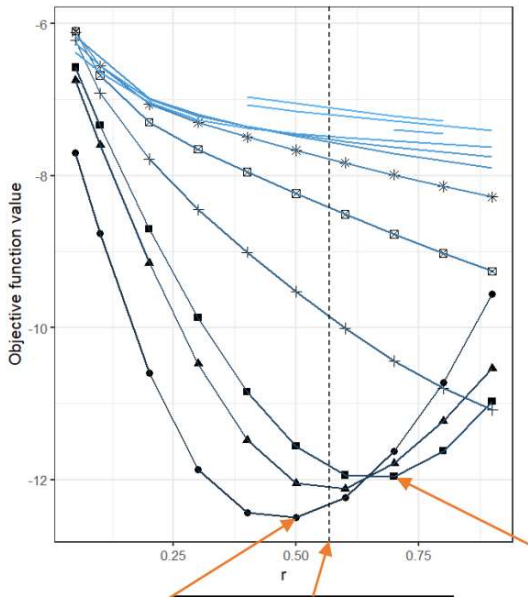


図 1. ベースケースの内的自然増加率 $r$ の尤度プロファイル  
(説明を記述)

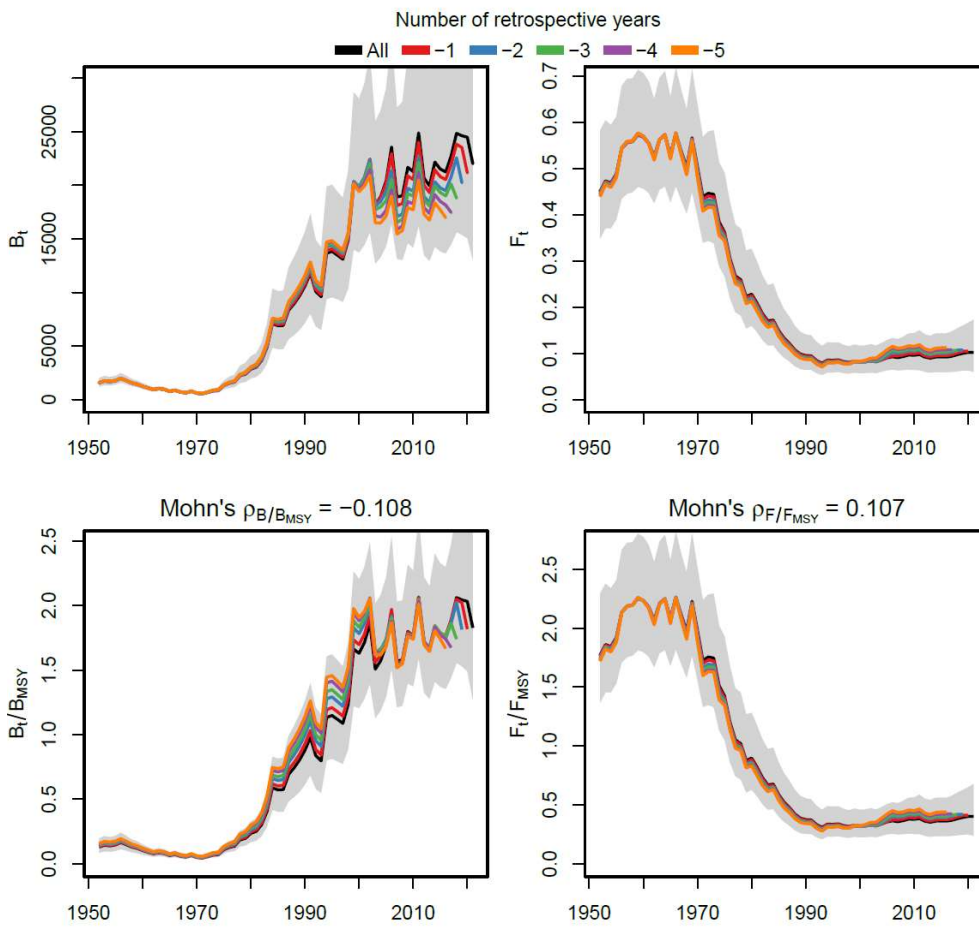


図 2. ベースケースのレトロスペクティブ解析の結果  
(説明を記述)



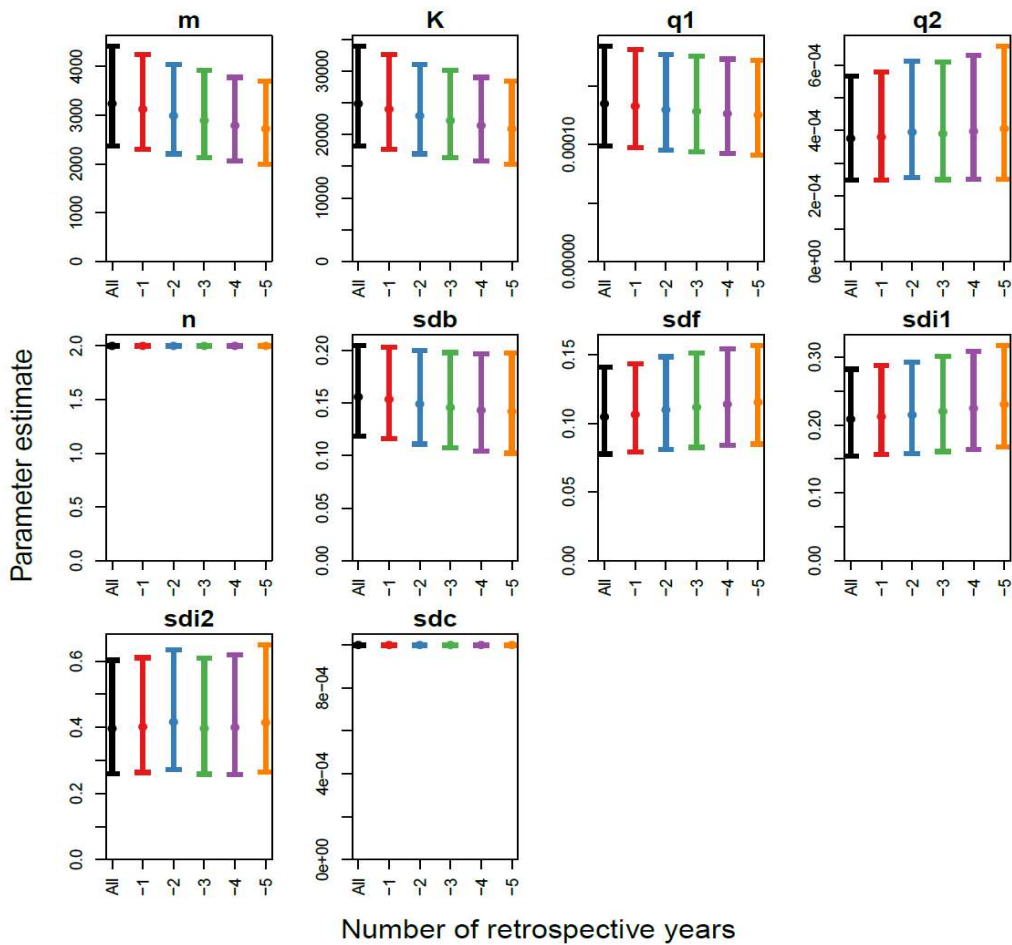


図2. ベースケースのレトロスペクティブ解析の結果 (続き)

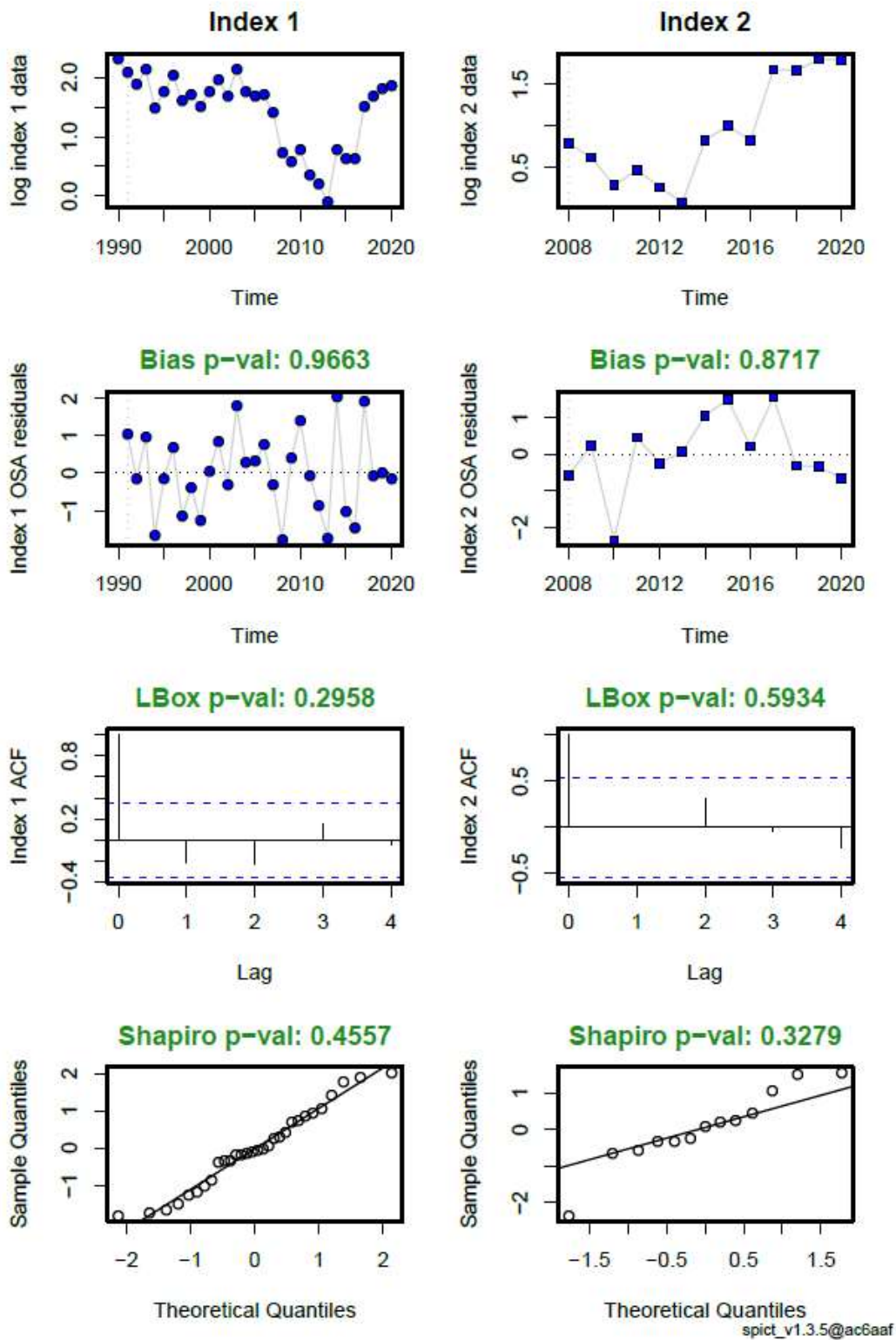


図 3. ベースケースの残差分析 (要すれば感度分析での結果も掲載)

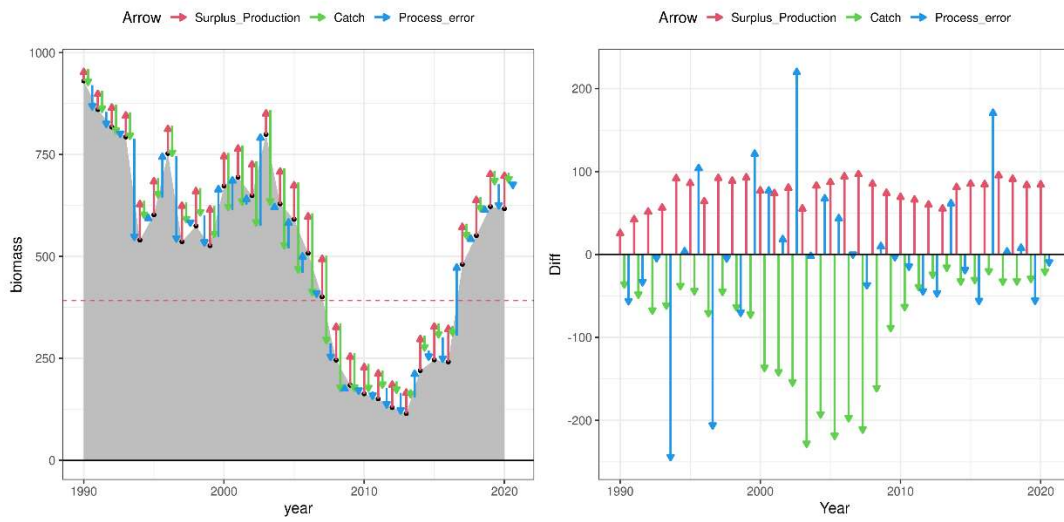


図 4. ベースケースで推定された資源変動の要因分解プロット

=C3 でモデル診断はクリアしたが、結果の安定性にかけるため別ドキュメントに記載することにした場合は以下まで示す？ =

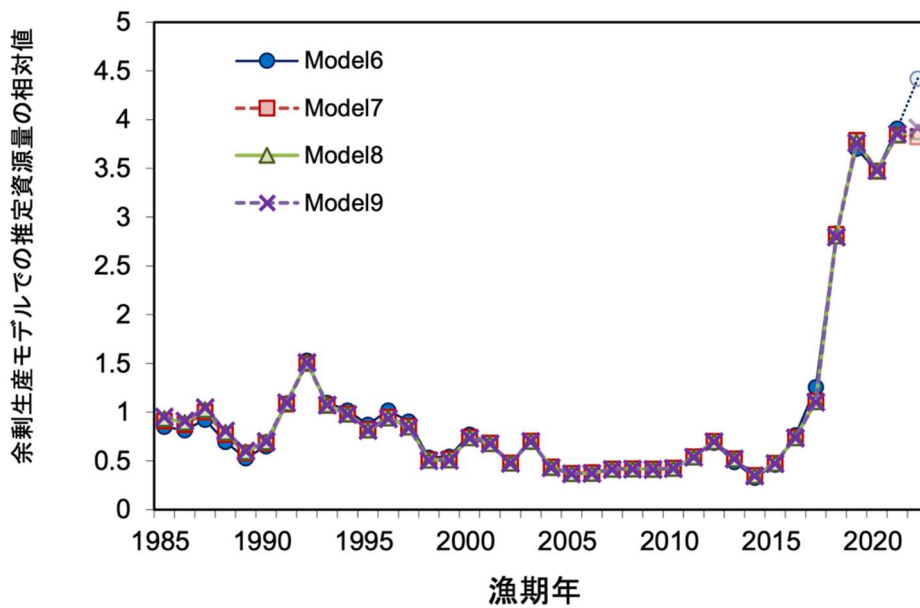


図 5. 推定された資源量の相対値 (1C21 の適用ケースとして、マダラ北海道日本海の例を示す)。  
(説明を記述)

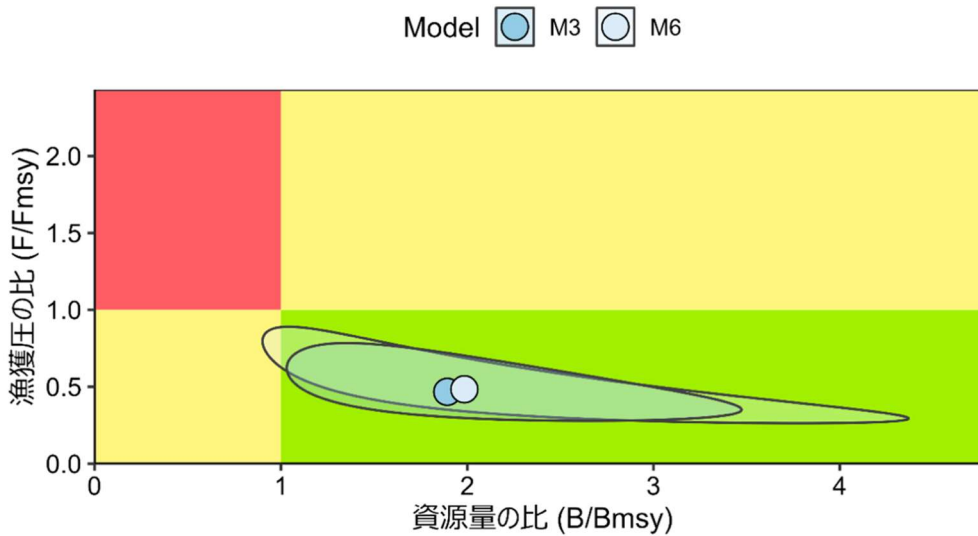


図 6. 神戸プロット (1C22 の適用ケースとして、マダラ北海道太平洋の例を示す)。図中の丸印は直近年の資源状態を示し、線で囲まれた範囲が 90%信頼区間を示す。  
(説明を記述)

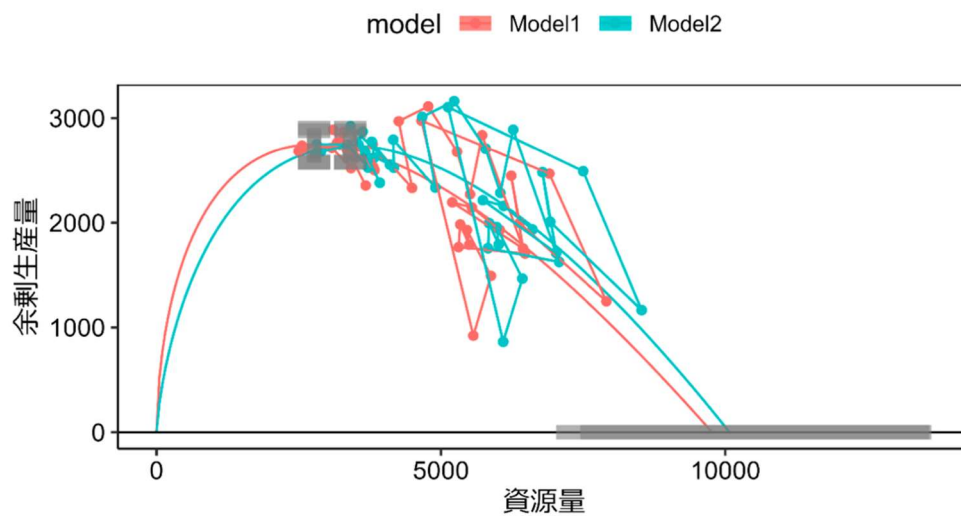


図 7. 余剰生産量曲線（ソウハチ北海道北部系群の例を示す）。灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。