

令和 5（2023）年度マサバ太平洋系群の資源評価の参考資料 （状態空間資源評価モデルによる暫定的な試算結果）

水産研究・教育機構

水産資源研究所 水産資源研究センター（西嶋翔太、由上龍嗣、上村泰洋、井須小羊子、古市 生、渡部亮介、東口胤成）

水産技術研究所 養殖部門

参画機関：北海道立総合研究機構釧路水産試験場・函館水産試験場、地方独立行政法人青森県産業技術センター水産総合研究所、岩手県水産技術センター、宮城県水産技術総合センター、福島県水産海洋研究センター、茨城県水産試験場、千葉県水産総合研究センター、東京都島しょ農林水産総合センター、神奈川県水産技術センター、静岡県水産・海洋技術研究所、愛知県水産試験場漁業生産研究所、三重県水産研究所、和歌山県水産試験場、徳島県立農林水産総合技術支援センター水産研究課、高知県水産試験場、愛媛県農林水産研究所水産研究センター、大分県農林水産研究指導センター水産研究部、宮崎県水産試験場、漁業情報サービスセンター、海洋生物環境研究所

2014 年以降、中国が北西太平洋公海域でさば類を漁獲しており、北太平洋漁業委員会（NPFC）で本系群の国際的な資源評価が進められている。NPFC のマサバ資源評価技術作業部会では、様々な資源評価モデルの推定性能についてシミュレーションを用いて比較した結果、日本が提案した状態空間資源評価モデル（SAM）を資源評価モデルとして採用することが合意された（NPFC 2023）。それに伴い国内のマサバ太平洋系群の資源評価モデルも VPA から SAM に移行することを検討しており、ここでは SAM による暫定的に行った試算の結果を紹介する。

SAM は、VPA と同じ年齢別漁獲尾数と資源量指数データを使用する年齢別の資源評価モデルであり（Nielsen and Berg 2014）、VPA と異なる特徴としては、

- インプットデータとなる年齢別漁獲尾数に観測誤差が含まれることを仮定し、年齢別漁獲尾数をモデル内で推定する。
- 年齢別漁獲係数は多変量正規分布によるランダムウォークを仮定し、ランダム効果として推定する。
- 年齢別資源尾数は過程誤差を含む形でランダム効果として推定され、前進計算に基づくため再生産関係の推定も可能である。

といった点が挙げられる。一般に、SAM は資源量指標値のみに観測誤差を考慮する VPA に比べて資源量指標値への過剰適合を起こしにくく、資源評価モデル内で再生産関係のパラメータを同時に推定することで、再生産関係の推定において親魚量の誤差を考慮し、推定パラメータの不確実性も評価できるという長所がある。

年齢別資源尾数の個体群動態は以下で表される。

$$\log(N_{0,y}) = f(SSB_y) + \eta_{0,y}, \quad (1)$$

$$\log(N_{a,y}) = \log(N_{a-1,y-1}) - F_{a-1,y-1} - M_{a-1,y-1} + \eta_{a,y}, \quad 1 \leq a \leq 5 \quad (2)$$

$$\log(N_{6+,y}) = \log(N_{5,y-1} e^{-F_{5,y-1}-M_{5,y-1}} + N_{6+,y-1} e^{-F_{6+,y-1}-M_{6+,y-1}}) + \eta_{6+,y}, \quad (3)$$

$f(SSB_y)$ は再生産関係を表す。マサバ太平洋系群では Beverton-Holt (BH) や Ricker 型の再生産関係を推定すると密度効果が非常に弱く推定されることから、ホッケースティック (HS) 再生産関係を使用してきた。ただし、SAM は TMB (Kristensen et al. 2016) による自動微分でパラメータ推定されるため、スムーズでない折れ点をもつ HS 再生産関係の推定は難しい。そこで HS の折れ点を緩やかに曲げる形にした Bent Hockey-stick (BHS) 型の再生産関係を使用することにした (岡村ら 未発表)。

$$R = \text{BHS}(SSB) = \begin{cases} \alpha\beta(S/\beta)^{1-(SSB/\beta)^k} & SSB < \beta \\ \alpha\beta & SSB \geq \beta \end{cases} \quad (4)$$

このモデルは k を 0 に近づけると HS 型になり、 k を大きくすると加入一定となる (図 1)。

$\eta_{a,y}$ は a 歳の y 年における過程誤差であり、正規分布からの誤差を仮定した。0 歳と 1 歳以上で過程誤差の大きさが異なることを仮定した： $\eta_{0,y} \sim N(0, \omega_R^2)$, $\eta_{a,y} \sim N(0, \omega_{S,a}^2)$ ($a > 0$)。年齢別漁獲係数は多変量正規分布によるランダムウォークを仮定する。

$$\log(F_y) = \log(F_{y-1}) + \xi_y, \quad (5)$$

ここで $F_y = (F_{1,y}, \dots, F_{A-1,y})^T$, $\xi_y \sim \text{MVN}(0, \Sigma)$ であり、 Σ は多変量正規分布における分散共分散行列である。直交成分は σ_a^2 とし、隣り合う年齢間の共分散は相関係数 ρ を用いて、 $\rho^{|a-a'|} \sigma_a \sigma_{a'}$ ($a \neq a'$) と仮定した。最高齢のプラスグループの F については、VPA と同じく $F_{6+,y} = F_{5,y}$ を仮定した。

年齢別漁獲尾数は

$$\log(C_{a,y}) = \log\left(\frac{F_{a,y}}{F_{a,y} + M_{a,y}} (1 - \exp(-F_{a,y} - M_{a,y})) N_{a,y}\right) + \varepsilon_{a,y} \quad (6)$$

で表され、観測誤差は $\varepsilon_{a,y} \sim N(0, \tau_a^2)$ として正規分布を仮定した。また資源量指標値 (補足資料 2 および補足資料 4 を参照のこと) は、VPA と同様に

$$\log(I_{k,y}) = \log(q_r X_y^{b_k}) + \eta_{k,y}, \quad (7)$$

で表され、観測誤差は $\eta_{k,y} \sim N(0, v_k^2)$ として正規分布を仮定した。

BHS 再生産関係を使用することやすべての年齢についての指標値が無いことから、パラメータ推定が不安定になることや過剰適合することがあったため、過程誤差や観測誤差等のパラメータについて以下の制約を課した。

- 1 歳魚以上のプロセスエラーの標準偏差を小さな値で固定

$$\omega_{S,a} = 0.01 \ (\forall a (a > 0)), \quad (8)$$

- 漁獲死亡係数のプロセスエラーの標準偏差はある年齢間で共通すると仮定

$$\sigma_0 = \sigma_1, \sigma_2 = \sigma_3 = \dots = \sigma_{A-1}, \quad (9)$$

- 年齢別漁獲尾数の観測誤差の標準偏差はある年齢間で共通すると仮定

$$\tau_0 = \tau_1 = \tau_5 = \tau_{6+}, \tau_2 = \tau_3 = \tau_4, \quad (10)$$

- 北上期標準化 CPUE と秋季 0 歳標準化 CPUE と秋季 1 歳標準化 CPUE の非線形係数と観測誤差の大きさは共通すると仮定

$$\nu_1 = \nu_2 = \nu_3. \quad (11)$$

$$b_1 = b_2 = b_3 \quad (12)$$

- たもすくい標準化 CPUE と標準化産卵量は線形関係を仮定

$$b_4 = b_5 = 1 \quad (13)$$

これらの制約は最適化関数による収束の可否やヘッセ行列が正定値をもつか、尤度関数の勾配 (gradient) が 0 に近づいているか、AIC、別に推定したときに推定値が近いかどうか、といった点から判断して設定した。また、この仮定に対する推定値の頑健性を調べるため、上記の設定をベースケースとして他のいくつかのパターンを設定し、感度分析を実行した (表 1)。ランダム効果は対数スケールで推定されるため、TMB で実装されている資源尾数や漁獲係数の平均値のバイアス補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。

SAM のベースケースによる資源量等の推定値の結果を図 2、3 に示した。加入量・資源量・親魚量の推定値は、過去の推移は VPA と近かったが、2013 年以降の加入量は VPA より低く推定され、資源量や親魚量も VPA よりかなり低く推定された (27.5 万トン、VPA 97.5 万トン)。また、近年の漁獲割合は VPA より高かった (図 3)。この差の要因としては、SAM では年齢別漁獲尾数の観測誤差を推定するため、VPA よりも親魚量指標値への当てはまりが改善しており (表 2)、近年減少しているたもすくい標準化 CPUE と標準化産卵量 (補足表 2-2、補足図 4-5) の傾向を大きく反映したことが考えられる。VPA と SAM による資源量推定値のどちらが真の値に近いかを判断することは難しいが、NPFC のマサバ資源評価技術作業部会で実施されたシミュレーションでは、VPA は近年の資源量を過大評価する傾向にあり、SAMの方が VPA よりも推定精度が高いという結果が得られている (Rice 2023, TWG CMSA 2023)。そのため、SAM による資源量推定値が過小というよりは、本報告書で示されている VPA による資源量推定値が過大となっている可能性のほうが高い。

感度分析において、再生産関係を BH に変えた場合は 2023 年の親魚量がベースケースよりもやや低くなるものの、大きくは変わらなかった (26.1 万トン、Basecase 27.5 万トン、図 3)。2023 年の親魚量を除いた場合と親魚量指標値の非線形係数を推定した場合は、近年の親魚量はベースケースよりも高い値を示した (no SSB2023 54.9 万トン、est all b 40.5 万トン)。これは、前者の場合には低い 2023 年の親魚量指標値の影響を受けないため、後者の場

合は非線形係数が 1 未満に推定されたことにより、減少傾向の親魚量指標値の影響を受けにくくなったためである。親魚量指標値の非線形性を推定した場合の AIC は、ベースケースの AIC よりもやや高かった (表 2)。すべての指標に対して線形性を仮定した場合は、2013 年級群の加入量はベースケースよりも高く推定されたものの、それ以降の加入量は低く推定され、2023 年の親魚量はベースケースよりも低い値となった (22.7 万トン、図 3)。いずれの場合でも VPA より近年の資源量推定値は低く、推定値は設定によらず比較的頑健であった。

レトロスペクティブ解析では、親魚量ではバイアスは小さいものの加入量では過大バイアスが見られたが、すべての指標値に線型性を仮定した場合を除き、そのバイアスは VPA よりも小さかった (表 2、図 4)。F は過大バイアスがやや見られた。

BHS 再生産関係の折れ点はいずれの設定でも 800 千トン台にあり、VPA で推定した HS 再生産関係の折れ点の位置も近く、再生産関係は VPA と SAM で大きくは変わらなかった (表 2、図 5)。BH では密度効果が非常に弱く、加入量がほぼ親魚量に比例する形となるため、将来予測や管理基準値の計算に使うことは難しいと考えられた。NPFC のマサバ資源評価技術作業部会では、今後 SAM で使用する年齢別漁獲尾数や年齢別体重、資源量指数等を各国のデータをもとに決定する予定であり、自然死亡係数 M についても見直される可能性がある。これらの情報を国内の資源評価にも適宜反映させるとともに、今回の SAM による試算についてもさらなる精査を行った上で、より精度の高い将来予測や管理基準値の計算方法についても検討する予定である。

引用文献

- Kristensen, K., A. Nielsen, C. W. Berg, H. Skaug and B. M. Bell (2016) TMB: Automatic differentiation and laplace approximation. *J. Stat. Softw.*, **70**, 1–21.
- Nielsen, A. and C. W. Berg (2014) Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models. *Fish. Res.*, **158**, 96–101.
- North Pacific Fisheries Commission (2023) 7th Meeting of the Technical Working Group on Chub Mackerel Stock Assessment Report. NPFC2023-TWG CMSA07-Final Report. 53 pp. <https://www.npfc.int/sites/default/files/2023-10/TWG%20CMSA07%20Report.pdf>
- Rice, J. (2023) Recommendation to TWG CMSA07 on a stock assessment model platform based on work completed as part of the TWG CMSA assessment modeling project. NPFC-2023-TWG CMSA07-WP07. 7pp. (Available at www.npfc.int)
- Technical Working Group on Chub Mackerel Stock Assessment (2023) Consolidation and review of performance measures, detailed summary of model performance and ranking of the stock assessment model candidates. NPFC-2023-TWG CMSA08-WP02. 19 pp. (Available at www.npfc.int)
- Thorson, J. T. and K. Kristensen (2016) Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. *Fish. Res.*, **175**, 66–74.

表 1. 解析のベースケースと感度分析を行った設定の説明

No.	名称	説明
1	Basecase	ベースケース（本文参照）
2	BH	Basecase から再生産関係を Beverton-Holt に変更
3	no SSB2023	Basecase から 2023 年の親魚量指標値を除去
4	fix b=1	Basecase からすべての資源量指標値の非線形性パラメータを $b=1$ と固定（線形性を仮定）
5	est all b	Basecase から親魚量指標値の非線形パラメータも推定

表 2. 解析のベースケースと感度分析における結果の概要

	Basecase	BH	no SSB2023	fix b=1	est all b	VPA ¹
再生産関係	BHS	BH	BHS	BHS	BHS	HS ²
加入変動(σ_0)	0.73	0.74	0.73	0.76	0.73	0.79
b_{1-3} (0、1 歳魚指標)	2.05	2.05	1.99	1	1.95	1.8
b_4 (たもすくい)	1	1	1	1	0.85	1
b_5 (産卵量)	1	1	1	1	0.68	1
v_{1-3} (0、1 歳魚指標)	1.2	1.21	1.13	1.62	1.2	1.22
v_4 (たもすくい)	0.61	0.61	0.59	0.6	0.66	0.81
v_5 (産卵量)	0.48	0.48	0.4	0.48	0.49	0.71
AIC ³	1180.55	1179.39	-	1203.14	1182.62	-
Mohn's rho (親魚量)	-0.09	-0.08	-0.12 ⁴	-0.02	-0.02	0
Mohn's rho (加入量)	0.49	0.49	0.29 ⁴	2.02	0.53	0.75
β (千トン)	849	-	880	848	883	837

1: 本年度資源評価結果。

2: 本年度資源評価で推定された加入量に対して HS 再生産関係を推定した結果であり、将来予測に用いた再生産関係とは異なる。

3: 2023 年親魚量指標を除いた場合と VPA とは AIC は比較できない。

4: 毎年、最新年の親魚量指標を除くと仮定してレトロスペクティブ解析を行った。

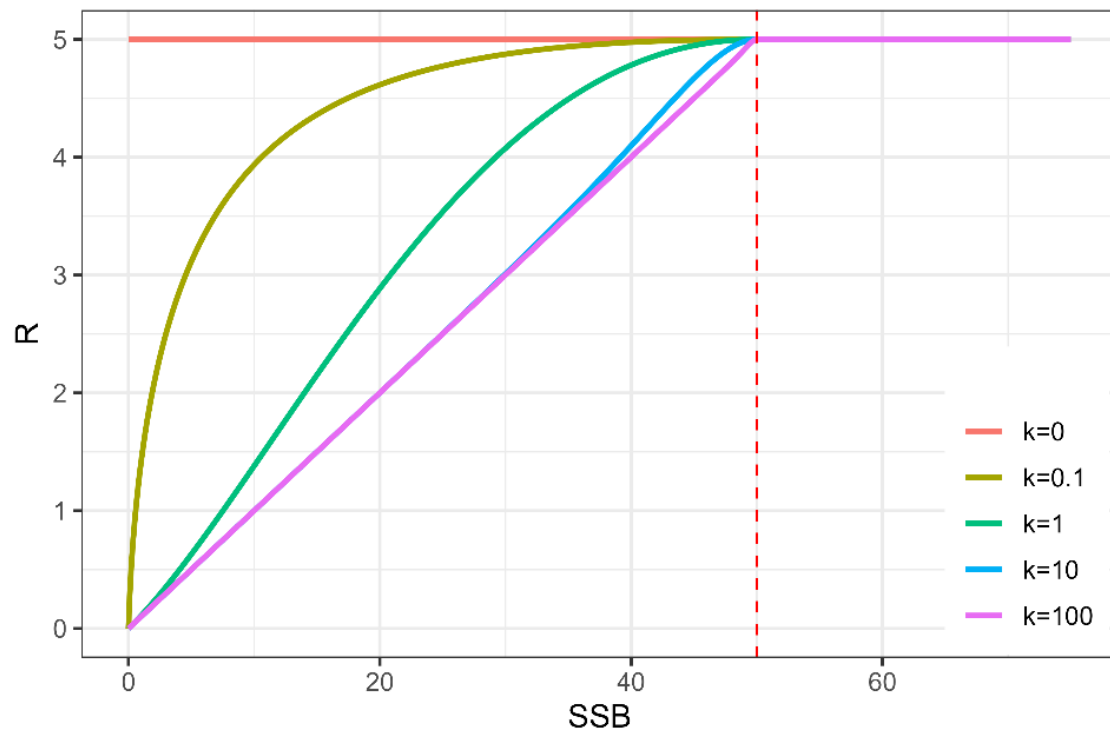


図 1. パラメータ k を変えたときの BHS 型再生産関係の変化
他のパラメータ値は $\alpha=0.1$ 、 $\beta=50$ であり、赤い点線は β の位置を表す。

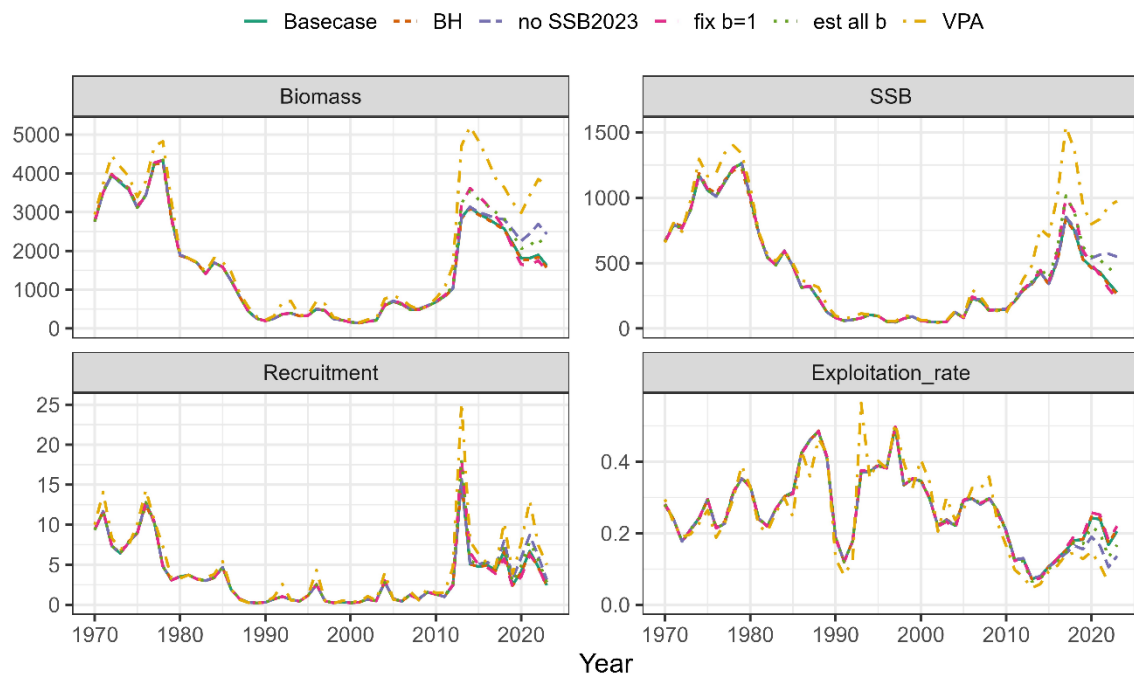


図 2. SAM による資源量（左上、単位：千トン）、親魚量（右上、単位：千トン）、加入量（左下、単位：十億尾）、漁獲割合（右下）の推定値
各線が示すモデルは表 1 を参照のこと。VPA は本年度資源評価結果である。

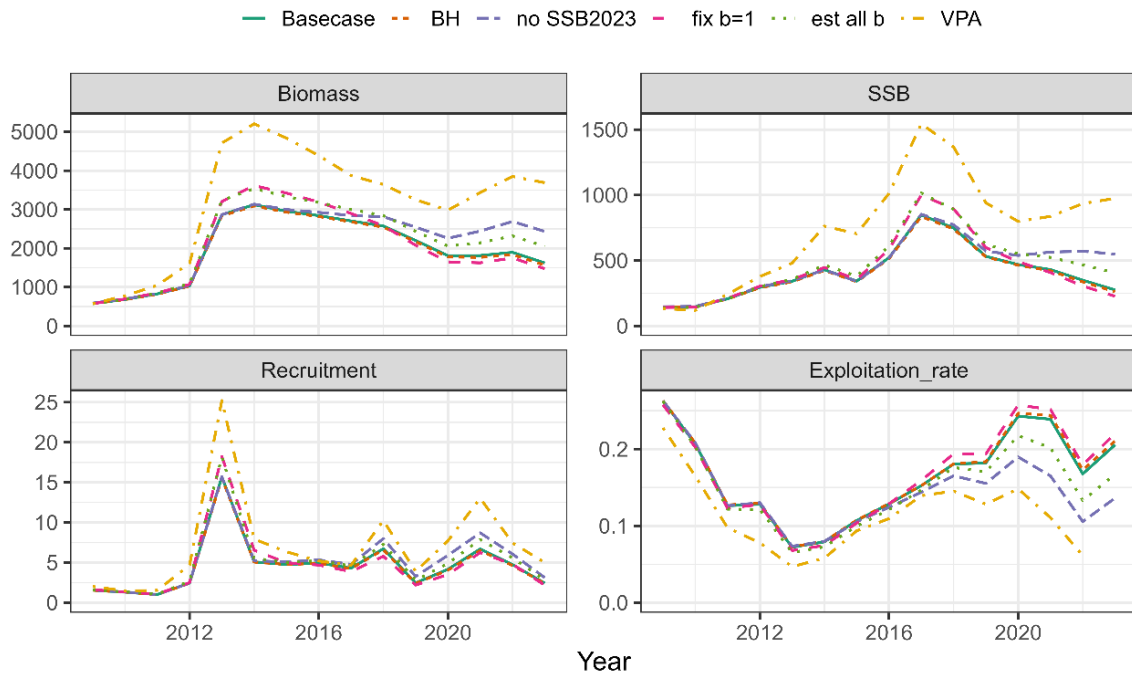


図 3. 図 1 を 2009 年以降に限定して拡大した結果

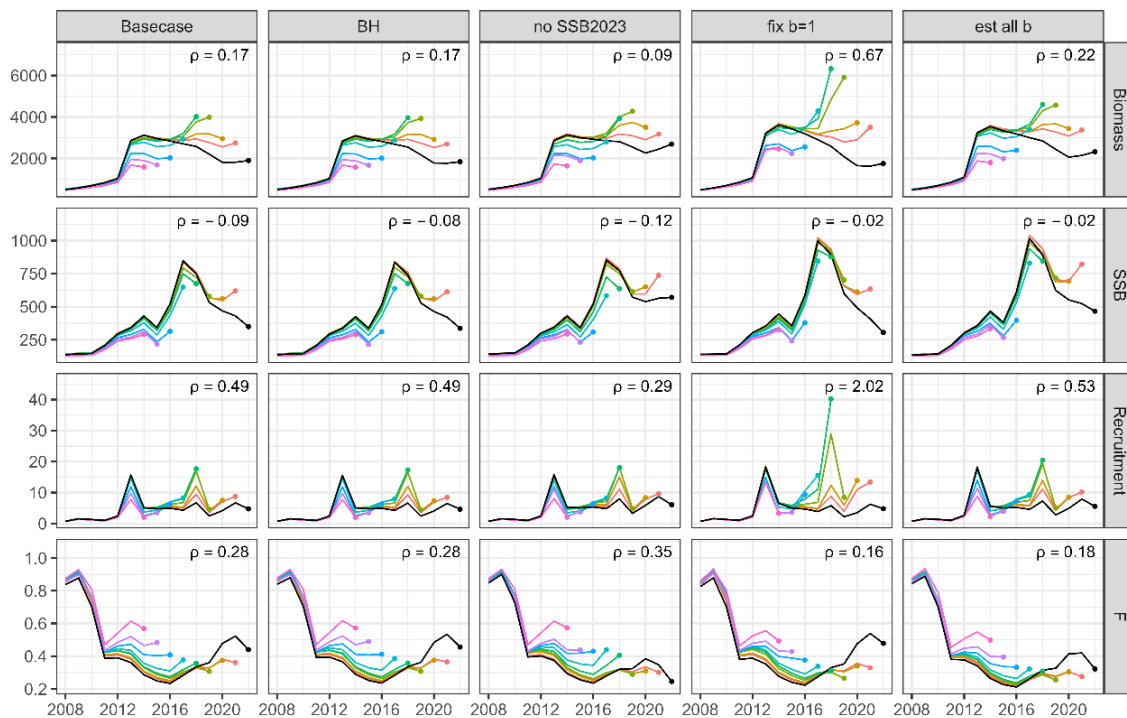


図 4. レトロスペクティブ解析の結果

Mohn's ρ の値を右上に示す。Biomass（資源量）および SSB（親魚量）の単位は千トン、Recruitment（加入量）の単位は十億尾。

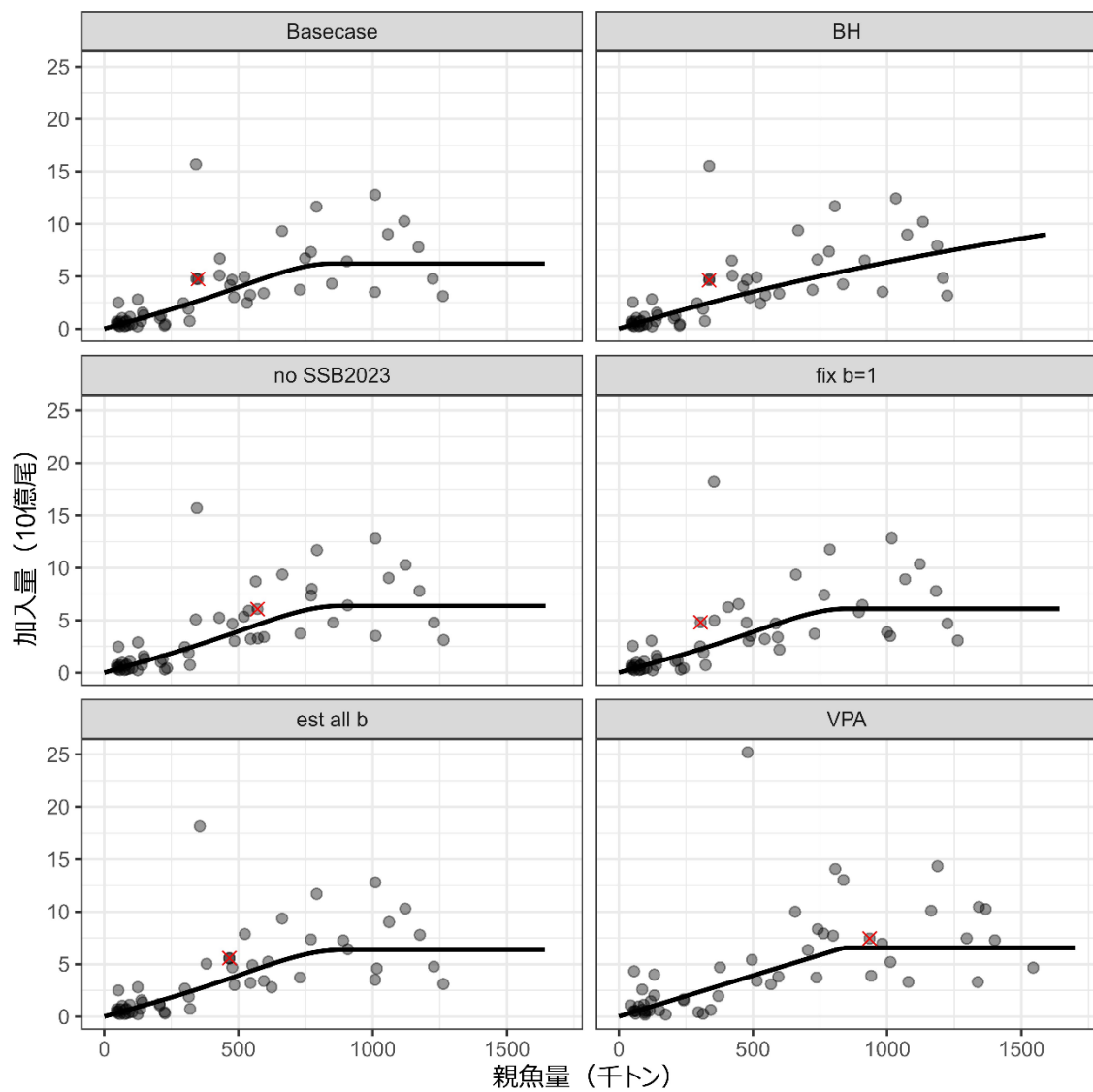


図 5. 各モデルで推定された再生産関係
赤い×印は最新年（2023 年）を表す。