

令和 5（2023）年度マルアジ日本海西・東シナ海系群の

状態空間余剰生産モデルによる資源解析

2023 年 10 月 5 日

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

榎本めぐみ・黒田啓行・向草世香・依田真里・平岡優子

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。本系群について、資源量や漁獲圧の変化及び直近年（2022 年）の資源量や漁獲圧が最大持続生産量（MSY）を実現する水準（Bmsy および Fmsy）を上回っているか否かについて参考情報を得るため、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、 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、その値が大きいほど環境収容力に対する Bmsy（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 $bkfrac$ 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 Bmsy および Fmsy 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。

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

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

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

形状パラメータ n が 1 を下回る場合は確率論的な MSY、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。 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 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。

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の一種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 、 σ_B 、 σ_I 、 σ_F 、 ϵ_t 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 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漁獲量として、令和 5 年度のマルアジ日本海西・東シナ海系群の資源評価で示した 1993～2022 年における漁獲量を用いた（榎本ほか 2023a）。指標値には 1993～2022 年の東シナ海における大中型まき網の漁獲成績報告書および、2001～2022 年の長崎県における中・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 を資源量指標値として用いた（榎本ほか 2023a、榎本ほか 2023b）。

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 に示す。プロダクションモデルガイドライン（資源評価高度化作業部会 2023）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（M0）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 に事前分布を与える際には、平均値と標準偏差 1 または 0.5 を与えた対数正規分布を仮定した（表 1）。なお形状パラメータ n は、モデル M1～M3 および M5 においては平均値に $n=2$ を用い、内的自然増加率 r の平均値は FishLife (Thorson 2020) からの予測値 0.75 (Schaefer 型モデルを仮定) を事前分布とした。モデル M4 については 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 $n=1.19$ とし、内的自然増加率 r の平均値および標準偏差は FishLife (Thorson 2020) の予測値を変換した 0.14 および 2.13 を事前分布とした。また本系群の漁獲量にはいくつかの仮定に基づく推定値が含まれているため（榎本ほか 2023a）、M5 として事前分布を与えずに ϵ_t を推定するモデルを設定した。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。

4. 推定結果

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、プロダクションモデルガイドライン（資源評価高度化作業部会 2023）を参考に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。信頼区間が広すぎないか（例えば、推定値の上 5% 信頼区間は下 5% 信頼区間の 10 倍程度に収まっていないか）。
- 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。

各モデルで得られたパラメータの推定値と信頼区間を表 2 にまとめた。M0 および M1 では、モデルが

収束しなかったため、現在のデータセットからは推定が困難であった。M2～M5 および感度試験ではモデルが収束し、パラメータの推定値および信頼区間が得られた。しかし、推定されたパラメータの信頼区間は広く、全てのパラメータ推定値の上 5%信頼区間と下 5%信頼区間が 10 倍以内に収まっているモデルはなかった。そのため、現時点では、推定パラメータの安定性に問題があると判断し、本年度の資源評価に用いないこととした。

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)。尤度プロファイルで負の対数尤度が最小となる値は、 B_{msy}/K が 0.351、つまり n が 0.91 の場合であり、また r は 10 を越えていた。これらの値は事前分布で想定している値と大きく乖離していた。この乖離については、今後さらなる検討が必要である。

ただし、例えば、M3 では K 、 q_1 、 q_2 、 F/F_{msy} については、上 5%信頼区間が下 5%信頼区間の 10～17 倍、その他のパラメータは 10 倍を下回っていた。また M4 では q_1 、 q_2 、 n が信頼区間の上下限の間に 12 倍程度、 F/F_{msy} は 22 倍程度の差がある一方で、その他パラメータにおいてはその差は 10 倍を下回っていた。そこで、今後のモデルの改良の一助とするため、参考までに、M3 および M4 に対して、以下の検討をさらに行った。

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、直近 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、全ての年で推定値が得られ、 B_{msy} および F_{msy} に関する Mohn's ρ の値は許容範囲の目安である -0.22～0.3 の範囲に収まった (Hurtado-Ferro et al., 2015)。また推定パラメータにシステムティックなバイアスも無いことから、この点においては安定した推定値が得られていると考えられた (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、中・小型まき網の標準化 CPUE を指す Index 2 の残差のうち端は正規分布から離れている様子が見られたものの、中心部分およびその他の指標値における残差は正規分布の仮定に当てはまっていた。また、顕著な自己相関パターンは認められなかった (図 3)。

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、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、この点においては妥当な推定が為されているものと考えられた (図 4)。

推定結果の解釈

資源量推定値の絶対値は信頼区間が広く、不確実性が非常に大きかった (図 2)。一方、資源量推定値の相対的な変動はモデル間で大きな違いはなかった (図 5)。直近年 (2022 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 (図 6)。また直近年の漁獲圧と MSY を実現する漁獲圧との比 (F/F_{msy}) では、1 を下回っていた。

ただし、上述したように、パラメータの安定性に問題があること、および尤度プロファイルの結果に再検討の余地があることなどから、以上の推定結果は今年度の資源評価には用いなかった。

今回の分析は現時点で漁獲量データが整理されている 1993 年以降を分析対象とした。当期間の漁獲量の最大値は 1996 年の 1.3 万トンである。しかし、1970 年代後半の大中型まき網のマルアジの漁獲量は 6

万トンを超える水準であったことが知られている（榎本ら 2023a）。今後は 1980 年代以前の漁獲量を整理した上で、それらの期間の情報などを加味した解析が必要だと思われる。

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) を参照されたい。作図には frapmr (<https://github.com/ichimomo/frapmr>, 非公開) を利用した。

6. 参考資料

榎本めぐみ、黒田啓行、向草世香、依田真里、平岡優子 (2023a) 令和 5 (2023) 年度マルアジ日本海西・東シナ海系群の資源評価 (案) . FRA-SA2023-SC10-03

榎本めぐみ、黒田啓行、向草世香、依田真里、平岡優子 (2023b) 令和 5 (2023) 年度マルアジ日本海西・東シナ海系群の資源評価 CPUE 標準化 (大中型まき網漁業・長崎県中・小型まき網漁業)・モデル診断結果. FRA-SA2023-SC10-302

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>

Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C. S., Valero, J. L., Anderson, S. C., Cunningham, C. J., Johnson, K. F., Licandeo, R. (2015). Looking in the rear-view mirror: bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. *ICES Journal of Marine Science*, **72**: 99–110

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>

資源評価高度化作業部会 (2023) 令和 5 (2023) 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. FRA-SA2023-ABCWG02-07.

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		ϵ_t		他パラメータ
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
M0		事前分布なし			0.001	0.001	事前分布なし
M1	2	1	0.75	1	0.001	0.001	事前分布なし
M2	2	0.001	0.75	1	0.001	0.001	事前分布なし
M3	2	0.5	0.75	0.5	0.001	0.001	事前分布なし
M4	1.19	1	0.14*	2.13	0.001	0.001	事前分布なし
M5	2	0.5	0.75	0.5	事前分布なし		事前分布なし
S1	2	0.001	0.75	2.13	0.001	0.001	事前分布なし
S2	1.19	0.001	0.14*	2.13	0.001	0.001	事前分布なし

* 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 $r_{Pella-Tomlinson} = r_{Schaefer} \times (n - 1)$ として Pella-Tomlinson 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

	M0			M1		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	NA	0.90	NA	NA	0.91	NA
K	NA	33767	NA	NA	33552	NA
q_1^*	NA	1.03E-05	NA	NA	1.02E-05	NA
q_2^{**}	NA	1.03E-04	NA	NA	1.05E-04	NA
n	NA	1.39	NA	NA	1.42	NA
σ_B	NA	0.44	NA	NA	0.44	NA
σ_Y	NA	0.35	NA	NA	0.35	NA
σ_{I-1}^*	NA	2.97	NA	NA	2.96	NA
σ_{I-2}^{**}	NA	0.57	NA	NA	0.56	NA
$bkfrac$	NA	0.39	NA	NA	0.40	NA
B/Bmsy	NA	1.14	NA	NA	1.12	NA
F/Fmsy	NA	0.42	NA	NA	0.43	NA

	M2			M3		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.46	0.87	1.65	0.47	0.80	1.34
K	13935	51747	192162	14157	44807	141814
q_1^*	4.60E-06	2.14E-05	9.98E-05	6.11E-06	2.52E-05	1.04E-04
q_2^{**}	5.37E-06	2.48E-05	1.14E-04	7.12E-06	2.93E-05	1.21E-04
n	2.00	2.00	2.00	0.71	1.43	2.90
σ_B	0.19	0.28	0.41	0.21	0.29	0.42
σ_Y	0.20	0.30	0.45	0.18	0.28	0.43
σ_{I-1}^*	0.38	0.49	0.64	0.37	0.48	0.62
σ_{I-2}^{**}	0.16	0.25	0.38	0.17	0.26	0.39
$bkfrac$	0.42	0.83	1.65	0.43	0.81	1.53
B/Bmsy	1.23	1.76	2.53	1.24	1.96	3.09
F/Fmsy	0.06	0.22	0.77	0.05	0.19	0.70

*大中型まき網に関係に関するパラメータ推定結果

**長崎県中・小型まき網に関係に関するパラメータ推定結果

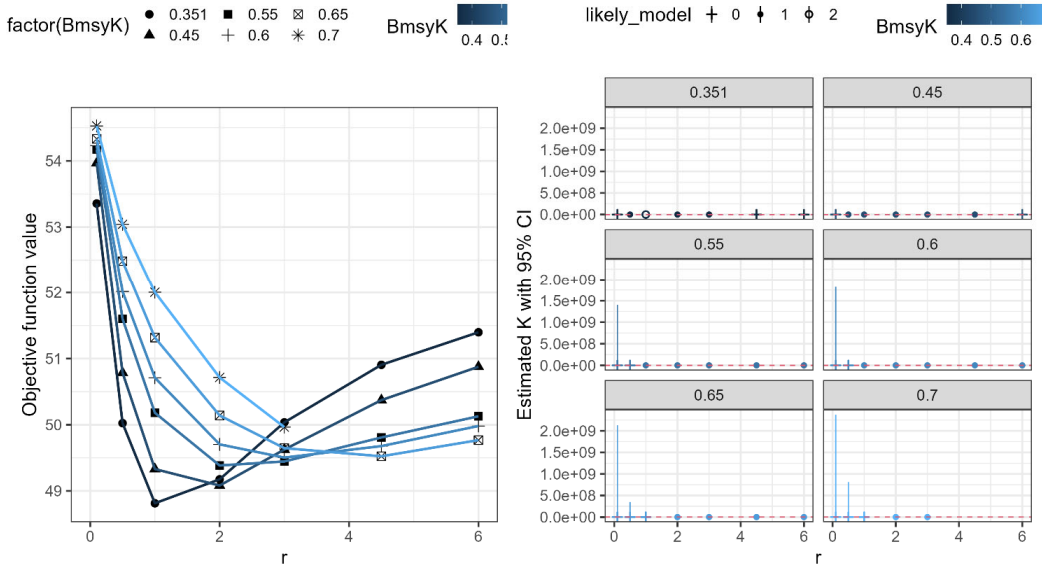
表 2 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間（つづき）

	M4			M5		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.38	0.70	1.31	0.46	0.81	1.42
K	14772	37432	94852	14883	43459	126900
q_1^*	9.00E-06	3.07E-05	1.05E-04	7.04E-06	2.61E-05	9.69E-05
q_2^{**}	1.05E-05	3.58E-05	1.22E-04	8.17E-06	3.02E-05	1.11E-04
n	0.20	0.70	2.41	0.73	1.55	3.27
σ_B	0.22	0.30	0.41	0.17	0.27	0.42
σ_Y	0.17	0.26	0.40	0.15	0.25	0.42
σ_{I-1}^*	0.37	0.47	0.61	0.37	0.49	0.64
σ_{I-2}^{**}	0.17	0.26	0.39	0.16	0.24	0.38
$bkfrac$	0.42	0.78	1.44	0.37	0.73	1.44
B/Bmsy	1.27	2.65	5.56	1.22	1.89	2.93
F/Fmsy	0.03	0.13	0.61	0.07	0.21	0.69

	S1			S2		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.45	0.88	1.70	0.43	0.76	1.36
K	13748	50710	187048	14533	42307	123163
q_1^*	4.74E-06	2.19E-05	1.01E-04	7.03E-06	2.69E-05	1.03E-04
q_2^{**}	5.55E-06	2.53E-05	1.15E-04	8.22E-06	3.13E-05	1.19E-04
n	2.00	2.00	2.00	1.19	1.19	1.19
σ_B	0.19	0.28	0.41	0.21	0.30	0.42
σ_Y	0.20	0.30	0.45	0.17	0.27	0.41
σ_{I-1}^*	0.38	0.49	0.64	0.37	0.48	0.62
σ_{I-2}^{**}	0.16	0.25	0.38	0.17	0.26	0.39
$bkfrac$	0.41	0.83	1.65	0.43	0.80	1.49
B/Bmsy	1.23	1.76	2.52	1.40	2.09	3.12
F/Fmsy	0.06	0.22	0.76	0.05	0.18	0.63

*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・小型まき網に関係に関するパラメータ推定結果

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)

($r_{Pella-Tomlinson} = r_{Schaefer} \times (n - 1)$ を用いて換算)

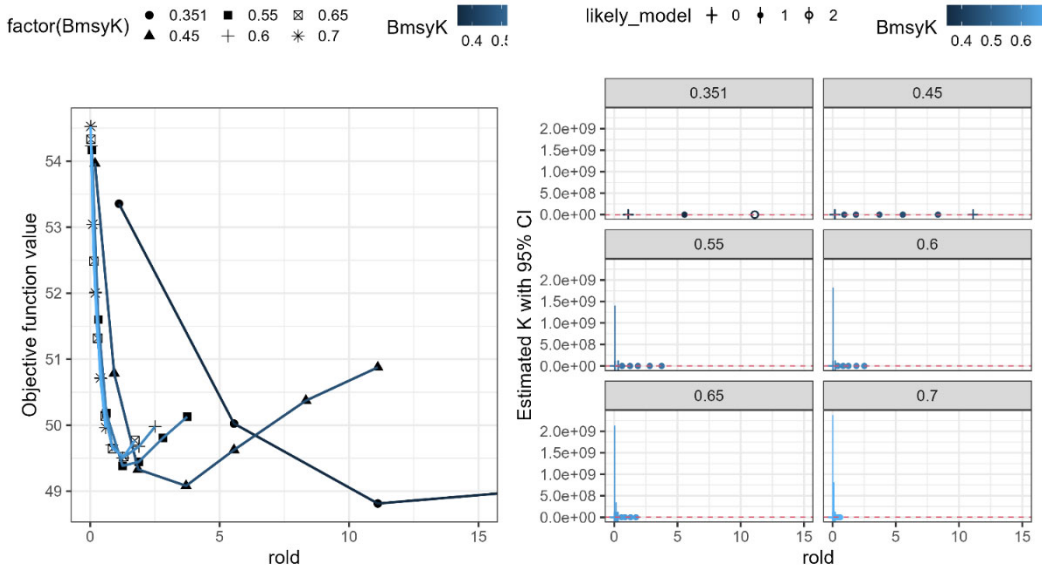
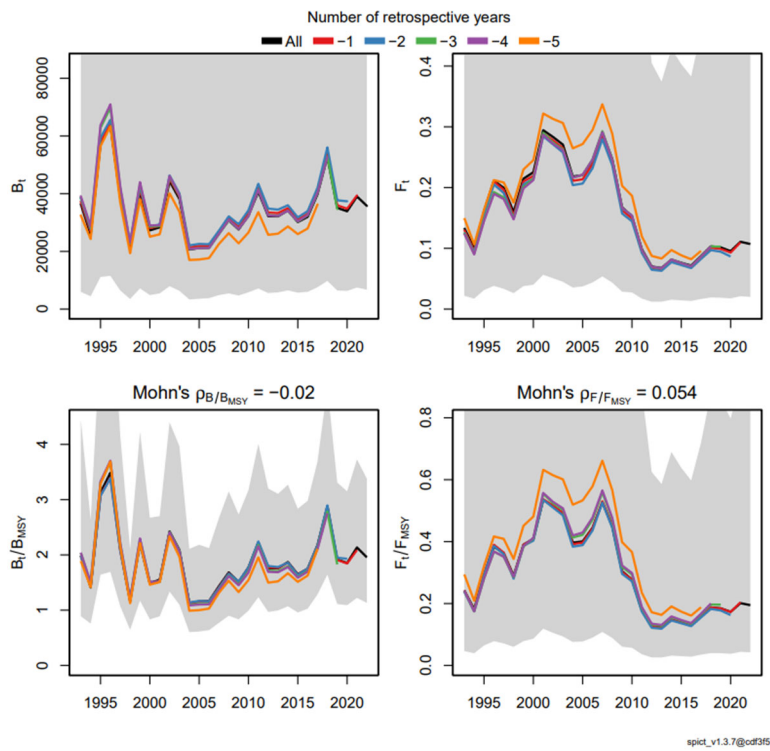


図 1. 内的自然増加率 r の尤度プロファイル

縦軸は負の対数尤度、横軸は仮定した r の値、線のシンボルと色は仮定した $Bmsy/K$ を表す。

$Bmsy/K$ が 0.351、0.45、0.55、0.6、0.65、0.7 の場合、形状パラメータ n はそれぞれ、0.91、1.54、2.60、3.39、4.48、6.04 となる。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) モデル M3 の結果



B) モデル M4 の結果

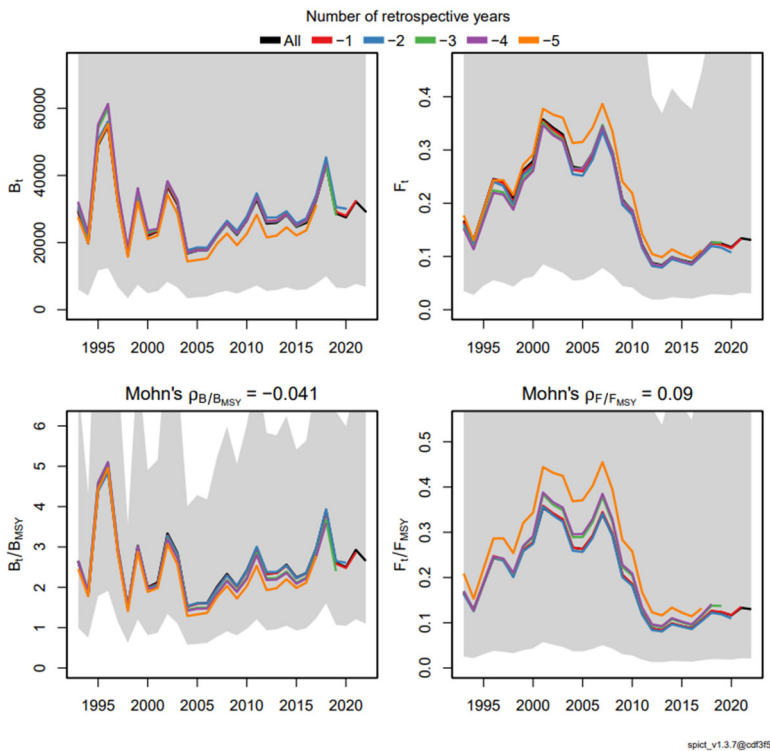
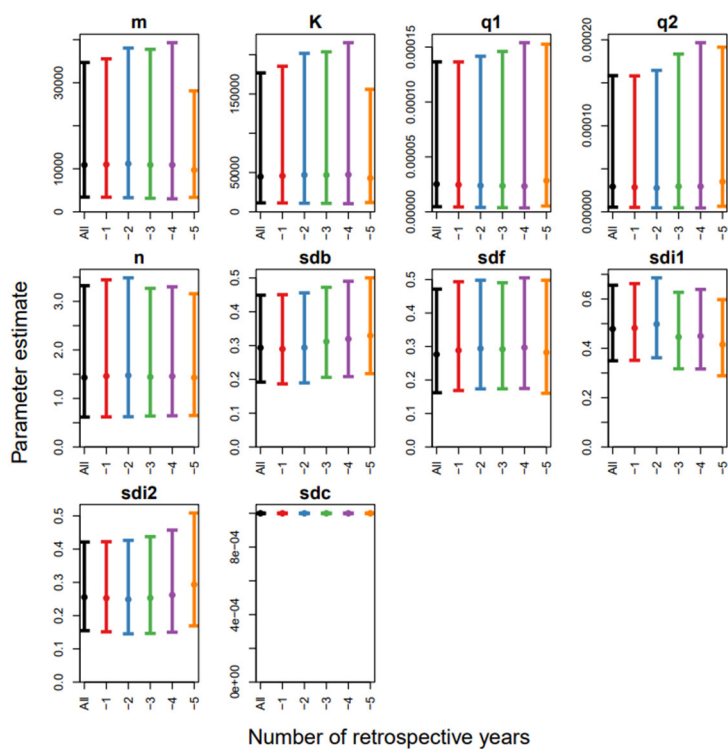


図 2. ベースケースである M3 (A) および M4 (B) のレトロスペクティブ解析の結果
それぞれ資源量の絶対値 (左上)、漁獲係数 (右上)、資源量の相対値 (左下)、漁獲係数の相対値 (右下) の図を表す。相対値については Mohn's ρ も図の上に併記されている。

A) モデル M3 の結果



モデル M4 の結果

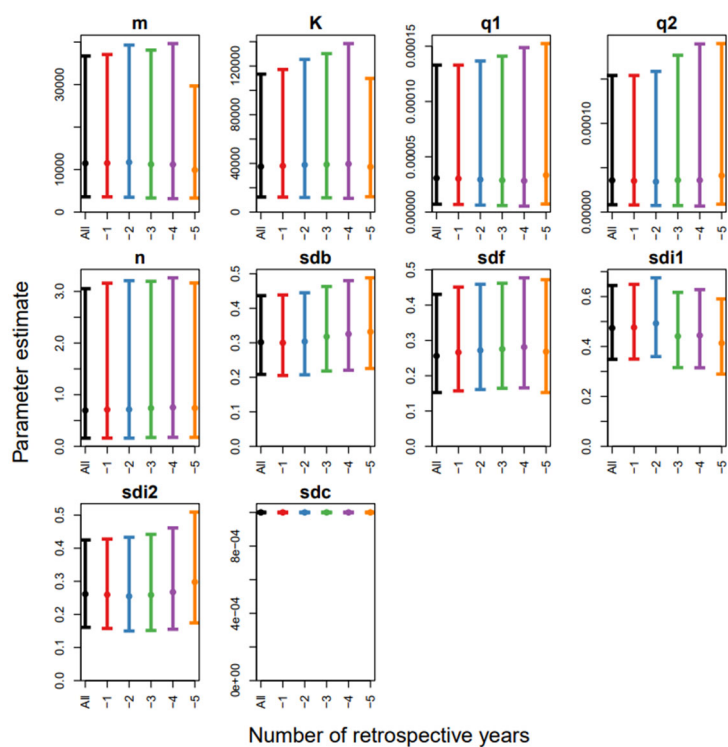
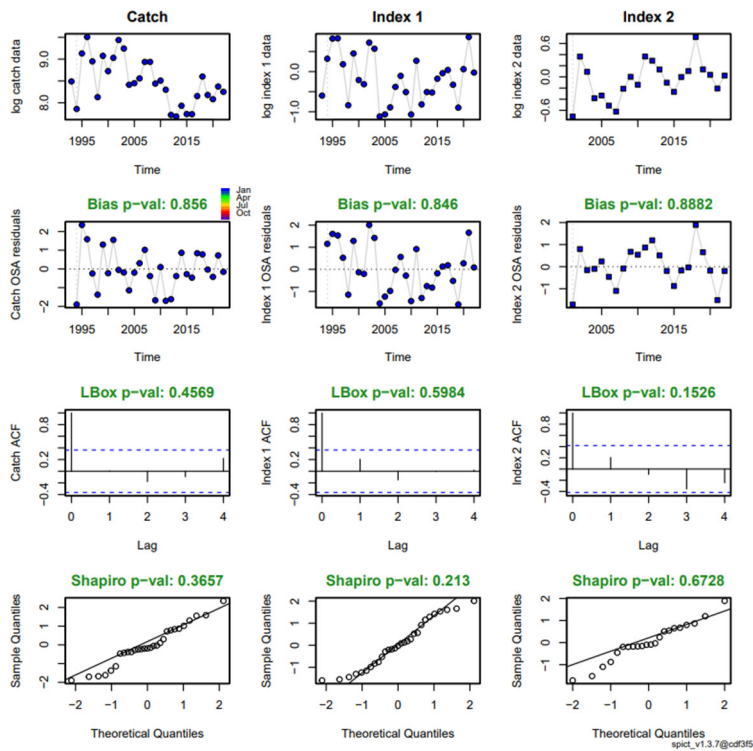


図 2. ベースケースである M3 (A) および M4 (B) のレトロスペクティブ解析の結果 (続き)

A) モデル M3 の結果



B) モデル M4 の結果

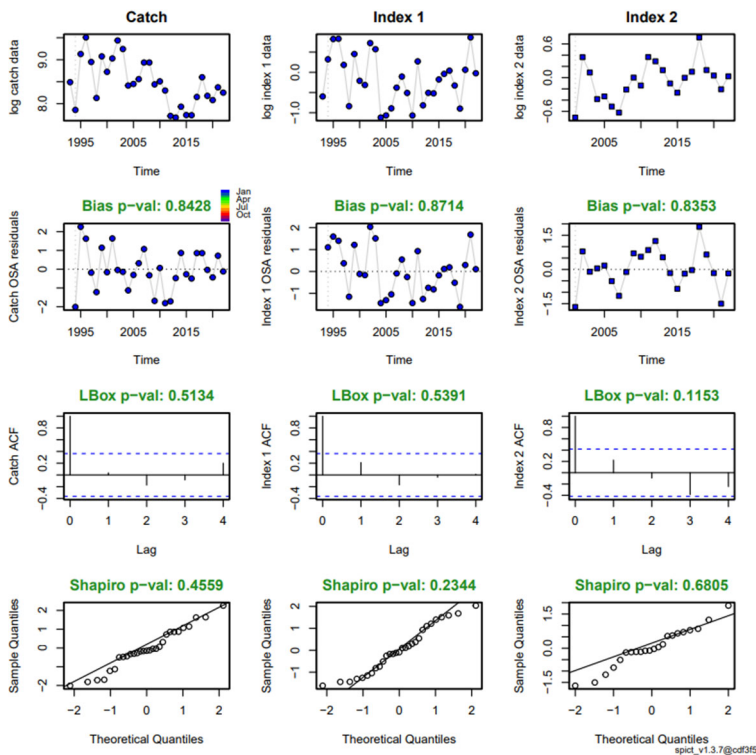
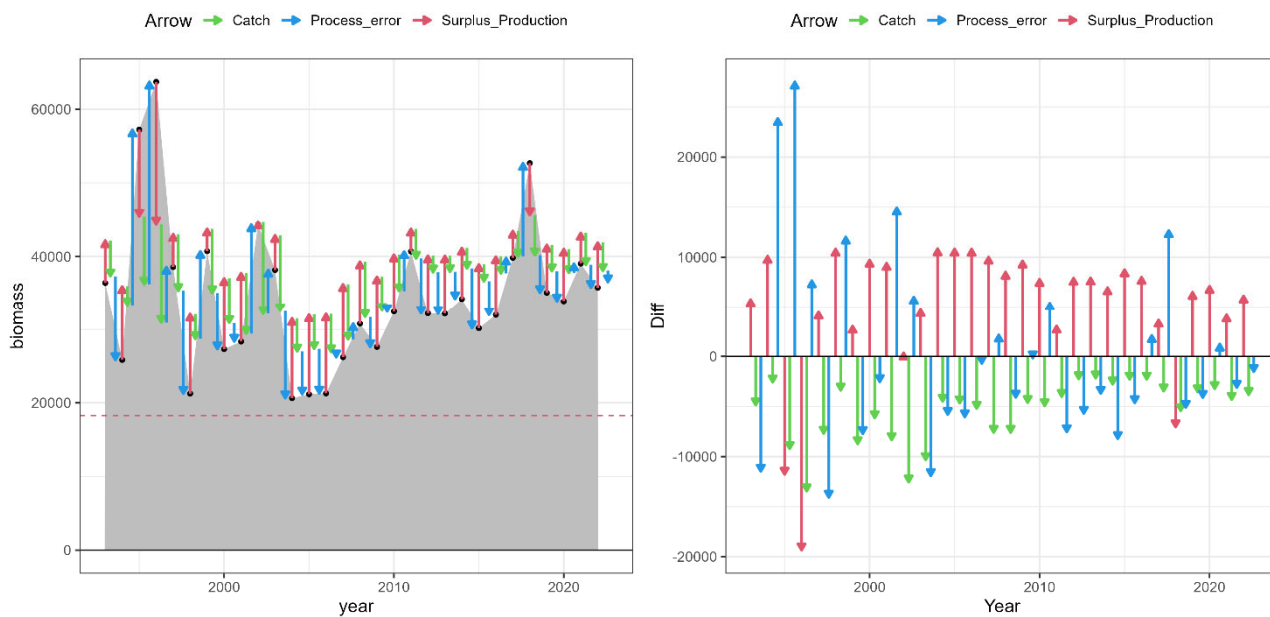


図3 ベースケースである M3 (A) および M4 (B) の指標値の残差分析結果

A) モデル M3 の結果



B) モデル M4 の結果

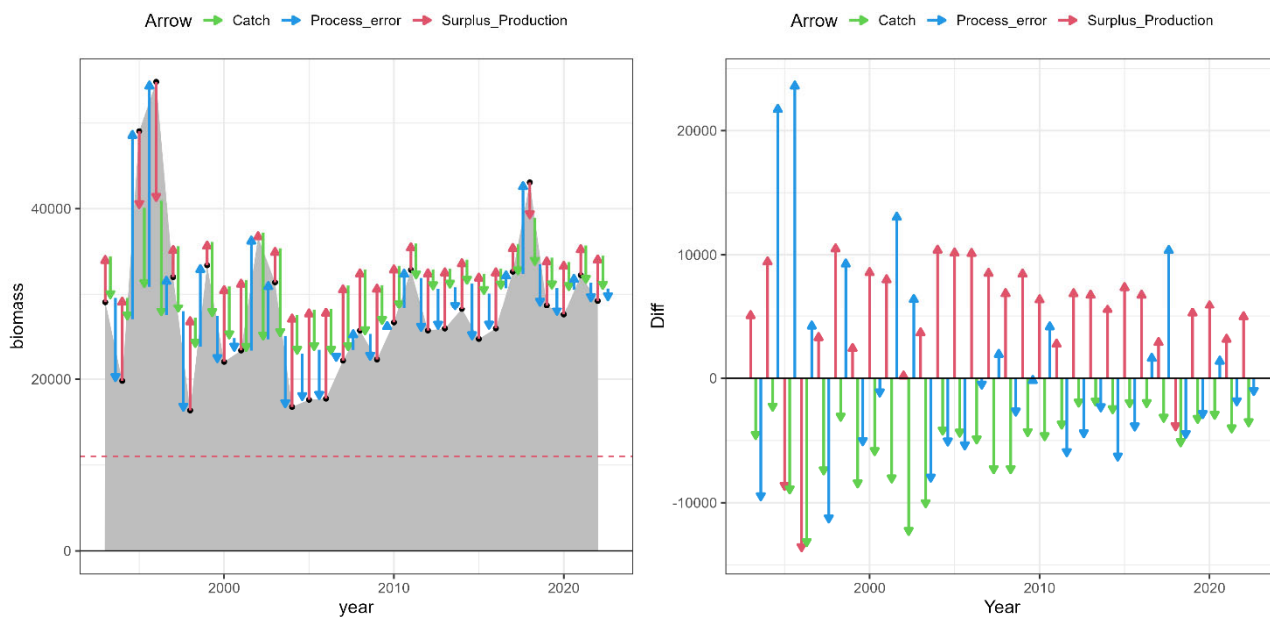


図 4. ベースケースである M3 (A) および M4 (B) で推定された資源変動の要因分解プロット
赤矢印が余剰生産、緑矢印が漁獲、青矢印がプロセス誤差の大きさを示す。

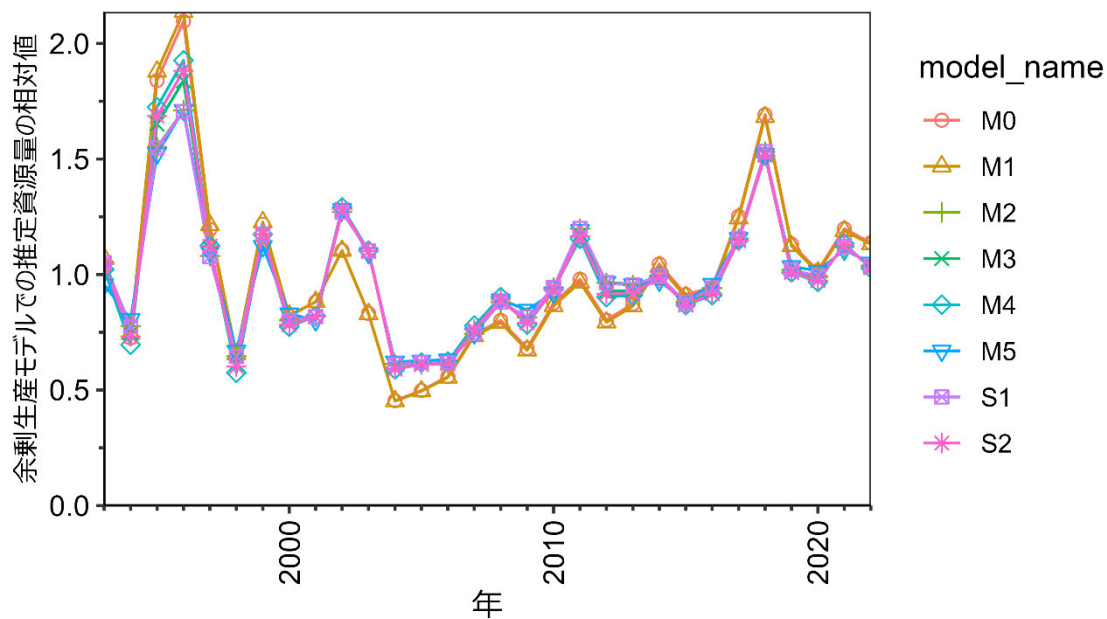


図5. 各モデルにおいて推定された資源量の相対値。資源量を平均値で割り、1に規格化している。

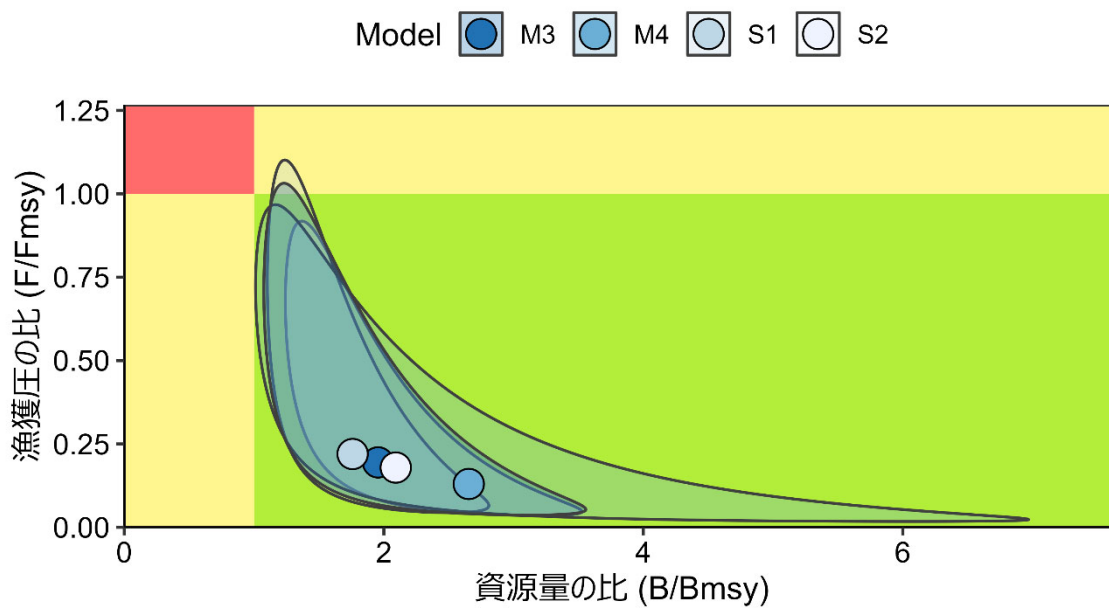


図6. ベースケースであるM3、M4および感度試験S1、S2の神戸プロット。図中の丸印は直近年の資源状態を示し、線で囲まれた範囲が90%信頼区間を示す。