

令和 5（2023）年度サワラ日本海・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

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
平岡優子・黒田啓行

1. 背景

本資源の資源評価では、これまで大中型まき網の単位努力量あたり漁獲量（CPUE）と京都府、富山県、石川県で操業した大型定置網の CPUE 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してきた。本資源について、資源量のトレンドおよび直近年（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の参考資料を得るため、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 年間に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。

$$\log(C_t) = \log \left(\int_t^{t+\Delta} F_s B_s ds \right) + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma_C^2) \quad (10)$$

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、平均値を 0.01 に固定した（昨年度の試算では 0.001 としていたところを緩和した）。

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。本資源で推定するパラメータは、 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。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（2023）年度サワラ日本海・東シナ海系群の資源評価で示した 1984～2022 年における日本の漁獲量、日本と韓国を合計した漁獲量、日本、韓国、中国を合計した漁獲量を用いた（FRA-SA2023-SC10-01）。指標値として 1994～2022 年の大中型まき網の標準化 CPUE（FRA-SA2023-SC10-102）と、2000～2022 年における富山県・石川県・京都府で操業する大型定置網の標準化 CPUE（FRA-SA2023-SC10-103）の相乗平均値を用いた。本資源では、漁獲量の用い方によって以下の 3 つのシナリオを設定し、比較検討した。

シナリオ 1； 日本の漁獲量

シナリオ 2； 日本・韓国の合計漁獲量

シナリオ 3； 日本・韓国・中国の合計漁獲量

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（FRA-SA2023-ABCWG02-07）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 r に緩い事前分布を与える際には、平均値と標準偏差 1、狭い事前分布を与える際には、平均値と標準偏差 0.5 を与えた対数正規分布を仮定した。検討したモデルの事前分布の組み合わせを表 1 に示す。なお形状パラメータ (n) においては、平均値に $n=2$ を使い、 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。本資源の場合、サワラの Fishlife の予測値は、平均値が非常に小さく、標準偏差が大きい（平均 0.066、分散 3.50）。一方、尤度プロファイル（図 1、推定パラメータの一部を固定した上で他のパラメータの推定をすることを、固定パラメータ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）の結果から、Schaefer 型モデルを仮定した場合 ($Bmsy/K=0.5$)、シナリオ 1 ではサバ科の r （平均 0.47 分散 1.49）に近い 0.5 とすると負の対数尤度が最小になり、データに適してい

ると判断された。そこで本資源では、昨年度の試算と同様に、Fishlife からの予測値は、サワラではなくサバ科の r を用いた。モデル M1～M2 では、 n および r に、標準偏差の異なる事前分布を与えた。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 $n=1.19$ に固定した場合 (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、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、信頼区間が広すぎないか（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。

表 2 にシナリオ 1 における全てのモデルのパラメータ推定結果を示す。事前情報を全く用いないモデル (M0) および n と r に事前分布を仮定した M1 と M2 ではモデルは収束しなかった。 n と r を固定して与えた感度解析では、 n を 2 で固定した S1 では各推定値の信頼区間が比較的狭く（6 倍以下）、他のモデルと比べて安定したパラメータ推定ができたと考えられたが、 n を 1.19 で固定した S2 では、いくつかのパラメータの信頼区間が非常に広く（10000 倍以上）、推定は不安定であった。

表 3 にシナリオ 2 におけるすべてのモデルのパラメータ推定結果を示す。 n と r に狭い事前分布を与えた M2 では n と r の推定値が事前分布で与えた値と近く、信頼区間の広さも 10 倍以下であったが、 K 、 q 、 $bkfrac$ 、において、信頼区間が 10 倍以上となった。感度解析では、S1 で全てのパラメータの信頼区間の幅が狭く（6 倍以下）、安定して推定されていた。S2 では、特に K の信頼区間が非常に広く、推定が不安定であった。

表 4 にシナリオ 3 におけるすべてのモデルのパラメータ推定結果を示す。中国の漁獲量を考慮したシナリオ 3 では、事前分布を全く用いない M0 でモデルは収束しなかった。M0 以外のすべてのモデルにおいて、プロセス誤差の推定パラメータ (σ_B) の信頼区間の幅が非常に広く（10000 倍以上）、安定した推定が行えなかった。M1 における r の推定値は 1.40、M2 では 0.82 と、事前分布の平均値を大きく上回る値が推定された。

モデル診断

今回の解析では、現実的な値が安定した推定により得られたと考えられるモデルは得られなかったため、モデル診断は実施しない。

推定結果の解釈

本資源については、今回用いたデータからは妥当な推定結果が得られなかったため、推定結果の解釈は行わない。

昨年度の試算（FRA-SA2022-BRP09-02）では、日本の漁獲量を用いたシナリオにおいて、 σ_B の信頼区間の幅が非常に広いという問題が挙げられたが、今年度は日本の漁獲量を用いた場合、M0～M2 でモデルが収束しなかった。日本に加えて、韓国と中国の漁獲量を考慮したシナリオ 3 においては、収束した全てのモデルで σ_B の信頼区間の幅が 10000 倍を超えており、安定したパラメータ推定が行えなかった。

一方で日本と韓国の漁獲量を考慮したシナリオ 2 では、昨年度と同様に σ_B が安定して推定された。M1～M2 で推定された形状パラメータ n は 1.47～1.84、内的自然増加率 r は 0.32～0.43 の範囲となり、事前分布として与えた値 ($n=2$, $r=0.47$) に近く推定された。このシナリオの M2 では、 q の推定パラメータの信頼区間の幅が 51 倍と広がったものの、 K 、 $bkfrac$ の信頼区間の幅は 14 倍以下であり、昨年の推定よりも改善がみられた。

5. その他

資源解析には SPiCT の R パッケージ `spict` (ver.1.3.5, <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。本資料で示した図表の作成には R パッケージ `frame` (<https://github.com/ichimomo/frapmr>, 非公開) を用いた。

6. 参考資料

- ABCWG (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応のためのガイドライン. FRA-SA2023-ABCWG02-07
- Fletcher, R. (1978). On the restructuring of the Pella-Tomlinson system. *Fishery Bulletin*, 76, 515–521.
- 平岡優子・黒田啓行 (2022) 令和 4 (2022) 年度サワラ日本海・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. FRA-SA2022-BRP09-02
- 平岡優子・黒田啓行・藤波裕樹・田邊智唯 (2023) 令和 5 (2023) 年度サワラ日本海・東シナ海系群の資源評価（案）. FRA-SA2023-SC10-01
- 平岡優子・向草世香・依田真里・黒田啓行 (2023) 黄海・東シナ海・日本海において大中型まき網で漁獲されるサワラ CPUE 標準化. FRA-SA2023-SC10-102
- 平岡優子・黒田啓行・阿部隼也・四方崇文・梶原大郁・木下直樹 (2023) 京都府・石川県・富山県における定置網で漁獲されるサワラ CPUE 標準化. FRA-SA2023-SC10-103
- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C. S., Valero, J. L., Anderson, S. C., Cunningham, C. J., Jonhson, K. F., Licandeo, R. et al. (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.
- 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>
- 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

モデル名	r		n		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
M1	0.47	1	2	1	事前分布なし
M2	0.47	0.5	2	0.5	事前分布なし
S1	0.47	0.001	2	0.001	事前分布なし
S2	0.089*	0.001	1.19	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 $r_{Pella-Thomlinson} = r_{Schaefer} \times (n - 1)$ として Pella-Thomlinson 型モデルでの値に変換した

表 2. シナリオ 1 の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*			M2*	
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値
r	NA	0.44	NA	0.37	0.54	0.79	0.34	0.37
K	5.14E+05	5.96E+05	6.91E+05	3.05E+05	4.22E+05	5.84E+05	NA	1.09E+06
n	NA	3.96	NA	NA	4.47	NA	NA	3.05
σ_B	NA	0.24	NA	0.22	0.26	0.31	0.20	0.25
σ_F	NA	0.34	NA	0.28	0.34	0.41	0.31	0.36
q	1.55E-06	1.94E-06	2.43E-06	1.86E-06	3.10E-06	5.18E-06	7.20E-07	1.11E-06
σ_I	NA	0.30	NA	0.24	0.27	0.32	NA	0.27
$bkfrac$	1.61E-40	6.90E-01	2.96E+39	1.00E-128	6.54E-01	4.27E+127	4.05E-83	5.44E-01

	S1			S2		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.47	0.47	0.47	0.09	0.09	0.09
K	7.97E+04	1.25E+05	1.96E+05	1.31E+04	1.04E+06	8.19E+07
n	2.00	2.00	2.00	1.19	1.19	1.19
σ_B	0.11	0.22	0.41	0.18	0.26	0.38
σ_F	0.23	0.31	0.42	0.24	0.33	0.45
q	1.70E-05	2.83E-05	4.72E-05	1.00E-08	1.44E-06	3.02E-04
σ_I	0.21	0.29	0.40	0.20	0.28	0.38
$bkfrac$	0.27	0.64	1.50	6.74E-02	0.63	5.89E+00

* : 収束しなかったモデル

表 3. シナリオ 2 の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			M2		
	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	1.71E-03	7.81E-02	3.57	0.06	0.32	1.74	0.17	0.43	1.06
K	2.31E+04	1.85E+06	1.48E+08	9.69E+04	5.10E+05	2.69E+06	1.33E+05	4.42E+05	1.47E+06
n	3.15E-05	0.07	140.65	0.50	1.47	4.37	0.90	1.84	3.78
σ_B	2.29E-01	0.28	0.35	0.23	0.29	0.35	0.23	0.29	0.36
σ_F	0.05	0.09	0.19	0.04	0.09	0.21	0.04	0.09	0.20
q	0.00E+00	7.40E-07	9.38E-04	2.00E-07	3.78E-06	7.03E-05	5.90E-07	4.21E-06	3.02E-05
σ_I	0.18	0.24	0.33	0.18	0.25	0.34	0.18	0.25	0.34
$bkfrac$	0.02	0.68	19.25	0.07	0.46	2.97	0.13	0.48	1.76

	S1			S2		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.47	0.47	0.47	0.09	0.09	0.09
K	2.86E+05	4.32E+05	6.52E+05	1.49E+04	6.33E+06	2.69E+09
n	2.00	2.00	2.00	1.19	1.19	1.19
σ_B	0.23	0.29	0.36	0.23	0.29	0.35
σ_F	0.04	0.09	0.19	0.05	0.10	0.20
q	1.94E-06	4.19E-06	9.06E-06	0.00E+00	2.40E-07	2.43E-04
σ_I	0.19	0.25	0.33	0.18	0.24	0.32
$bkfrac$	0.20	0.49	1.21	0.13	0.62	2.90

表 4. シナリオ 3 の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			M2		
	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	1.69	1.82	1.95	0.48	1.40	4.08	0.35	0.82	1.89
K	2.44E+07	4.29E+07	7.55E+07	7.62E+05	1.62E+06	3.44E+06	1.26E+06	2.56E+06	5.22E+06
n	NA	19.33	NA	1.30	2.09	3.35	1.18	1.75	2.61
σ_B	0.02	0.02	0.02	0.00	0.01	1.20	0.00	0.01	1.70
σ_F	NA	0.14	NA	0.07	0.10	0.13	0.08	0.11	0.14
q	1.00E-08	3.00E-08	5.00E-08	5.20E-07	1.08E-06	2.22E-06	3.30E-07	7.20E-07	1.55E-06
σ_I	NA	0.37	NA	0.29	0.36	0.46	0.29	0.37	0.46
$bkfrac$	4.59E-25	0.12	3.17E+22	0.04	0.07	0.11	0.03	0.05	0.09

	S1			S2		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.47	0.47	0.47	0.09	0.09	0.09
K	4.97E+06	5.76E+06	6.66E+06	2.25E+07	4.14E+07	7.63E+07
n	2.00	2.00	2.00	1.19	1.19	1.19
σ_B	3.15E-05	0.01	2.89	1.04E-05	0.02	38.00
σ_F	0.10	0.13	0.15	0.11	0.14	0.18
q	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
σ_I	0.30	0.37	0.46	0.31	0.39	0.49
$bkfrac$	0.05	0.06	0.07	0.02	0.04	0.07

* : 収束しなかったモデル

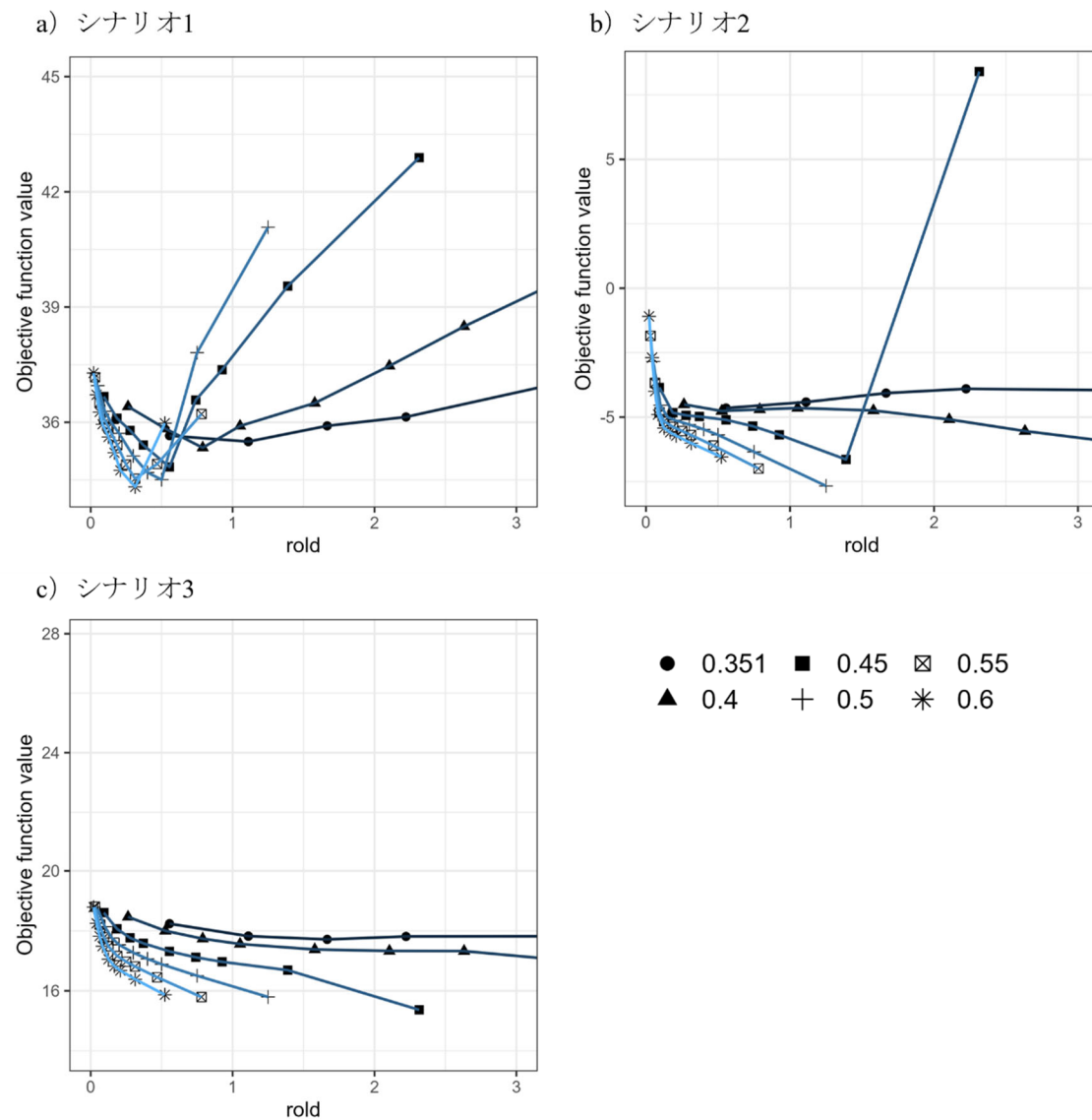


図 1. 内的自然増加率 r の尤度プロファイル

縦軸は負の対数尤度、横軸は仮定した r (Shaepher 型モデルの r に換算、 $rold$ と表記) の値。線のシンボルと色は仮定した $Bmsy/K$ 。例えば、 $Bmsy/K$ が 0.4、0.5、0.6 の場合、形状パラメータ n はそれぞれ、1.19、2、3.39 となる。