

令和 4（2022）年度ソウハチ北海道北部系群の資源評価

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

参画機関：北海道立総合研究機構 中央水産試験場、稚内水産試験場

要 約

ソウハチ北海道北部系群の漁獲量は 1992 年漁期の 3,361 トンをピークに増減しながら長期的には減少し、2014 年漁期には 726 トンまで減少した。その後は漁獲が急増して 2019 年漁期には 3,002 トンに達するが、2020 年漁期からは再び減少して 2021 年漁期は 1,653 トンとなった。近年 5 年間の漁獲量の平均値は 2,178 トンであった。また、資源量の相対的な傾向を示す沖底標準化 CPUE は、増減しながらもほぼ横ばいで推移した後、2014 年漁期に 39.3 kg/網まで減少した後増加に転じて 2016 年漁期に 163.2 kg/網に達した。その後は少し減少して 2021 年漁期は 122.1 kg/網となった。これらの漁獲量、標準化 CPUE データに加え、北海道立総合研究機構が VPA によって推定したソウハチの雌の資源量から推定した雌雄全体の残存資源量のデータを用い、本資源の資源状態を状態空間型の余剰生産モデル（プロダクションモデル）を用いて評価した。事前情報の与え方のシナリオについては 2 つ考慮し、2 つの基本モデルから得られた評価結果から資源状態を判断した。2 つのモデルから推定された資源量や漁獲圧の相対的な傾向はほぼ同様の結果を示した。資源量は 1995～2016 年漁期にかけて長期的に増加したのち、2017 年漁期以降減少に転じたものの、2021 年漁期の資源量は資源評価期間の平均値を上回っていた。漁獲圧は 1995～2014 年漁期まで長期的に減少し、2015～2019 年漁期まで増加したが 2020 年漁期からは減少に転じた。2 つのモデルから推定される資源量や漁獲圧は異なるが、それらの点推定値の平均値（代表値）は、2021 年漁期の資源量は 5,539 トン（90%信頼区間は 3,884～7,897 トン）、漁獲圧は 0.30（90%信頼区間は 0.21～0.43）であった。

管理に係る目標等の基準値、資源の動向などについては、本年度中に開催される研究機関会議資料に記述します。

漁期年	資源量(トン)* (90%信頼区間)**	漁獲量(トン)	漁獲圧(F)* (90%信頼区間)**
2017	6,266 (4,437～8,895)	2,144	0.34 (0.24～0.48)
2018	6,146 (4,344～8,715)	2,241	0.36 (0.26～0.52)
2019	6,383 (4,520～9,051)	3,002	0.47 (0.33～0.66)
2020	5,156 (3,527～7,534)	1,848	0.36 (0.25～0.52)
2021	5,539 (3,884～7,897)	1,653	0.30 (0.21～0.43)

漁期年は8月～翌年7月。2020、2021年の漁獲量は暫定値である。各年の資源量は漁獲対象資源量を示す。

*2つの基本モデルの推定値の平均値を代表値として扱った。

**ここで示される90%信頼区間の下側5%は2つの基本モデルでそれぞれ推定された下側5%点の小さいほうの値を、上側5%は2つの基本モデルでそれぞれ推定された上側5%点の大きいほうの値をとったもの。この後も、2つのモデルの結果を要約する際には上記の定義に従うこととした。

本件資源評価に使用したデータセットは以下のとおり

データセット	基礎情報、関係調査等
漁獲量※・漁獲努力量	主要港漁業種別水揚量(北海道)・北海道沖合底びき網漁業 漁獲成績報告書(水産庁)
資源量指標値※	沖底標準化 CPUE・道総研 VPA 資源評価結果

※はプロダクションモデルによる資源量推定のために用いたデータ。

1. まえがき

ソウハチ北海道北部系群は、主に日本海において沖合底びき網漁業（以下、「沖底」という）や沿岸での刺し網漁業などによって漁獲されている。

2. 生態

(1) 分布・回遊

ソウハチは、カムチャッカ半島西岸、北千島から常磐沖にかけての太平洋沿岸、オホーツク海の北海道沿岸および日本海のほぼ全沿岸に加え、黄海にも分布している(渡辺 1956、北海道区底魚資源研究集団 1960)。本系群の分布を図1に示す。本系群には、日本海で産卵されそのまま日本海北部で育つ群と、卵や仔魚期にオホーツク海に輸送され、成魚になると再び産卵のために日本海北部に回遊する群が存在すると考えられている(藤岡 2003)。

(2) 年齢・成長

各年齢(8月1日を誕生日とした満年齢)における雌雄別の全長と体重を図2に示す(板谷・藤岡 2006a)。雌雄ともに7歳以上の個体が採集されているため、寿命も7歳以上と考えられる。

(3) 成熟・産卵

50%成熟全長は、雌で 217 mm、雄で 170 mm であり、半数以上の個体が成熟する年齢は、雌で 3 歳、雄で 2 歳である（板谷・藤岡 2006b）。また、主な産卵場は、美国～古平沖（水深 60～80 m）や増毛～留萌沖（水深 50～60 m）と考えられている（図 1、田中・日南田 1964、北海道水産林務部水産局漁業管理課・北海道立総合研究機構水産研究本部 2019）。産卵期は 5～9 月に及ぶが、中心は 7 月である（富永ほか 1993、Tominaga et al. 2000）。

(4) 被捕食関係

成魚は、イカナゴ類、タラ類幼魚、その他の小型魚類、オキアミ類、クモヒトデ類、多毛類、イカ類、エビ類および二枚貝類を捕食している（北海道区底魚資源研究集団 1960、田中・日南田 1964、水産庁研究部 1989）。捕食者は海獣類である（Goto et al. 2017）。

3. 漁業の状況

(1) 漁業の概要

本系群の大部分は、沖底と沿岸の刺し網漁業によって漁獲されており、2000 年代までは沖底と沿岸の漁獲量は同程度であったが、2010 年代になると沿岸漁業による漁獲量が減少し、さらに 2016 年漁期以降は沖底による漁獲が増えたことで、近年は沖底の占める割合が大きくなり 2021 年漁期は約 8 割を占めている。沖底は主に 9 月～翌年 4 月に索餌群を、沿岸の刺し網漁業は主に 4～7 月に産卵群を漁獲している。また、日本海に比べると、オホーツク海における漁獲量は非常に少ない（図 3）。

(2) 漁獲量の推移

本系群の漁獲量を図 3 および表 1 に示す。沖底の漁獲量は、1980 年漁期には 2,302 トンに達したが、1982 年漁期には 997 トンまで減少し、その後は増減を繰り返しながら推移している。2014 年漁期の漁獲量は過去最低の 504 トンであったが、その後急増し、2019 年漁期には過去最高の 2,622 トンを記録した。その後は減少して 2021 年漁期は 1,259 トンであった。ソウハチ狙いの操業をするかどうかは他の主要魚種（スケトウダラ、ホッケ、マダラなど）の漁獲動向や、市場の需要や魚価に依存している。特に 2016～2019 年漁期は小樽において海外向けの販路拡大で需要が高まったことから積極的にソウハチを狙う操業が行われたことが、漁業関係者への聞き取り調査によって明らかになっている。これに加え、これまで自主規制によりほとんど水揚げのなかった全長 23 cm 以下の小型個体が新しくできた銘柄「バラ」として多く漁獲されるようになった（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）。また、新型コロナウイルスの感染拡大によって海外向けの需要が減少して 2019 年漁期後半以降は魚価が低下したために、現在は積極的な狙い操業は行われなくなった。これらの結果として 2015 年以降の比較的大きな漁獲量変動が生じたと推察される。

沿岸漁業（刺し網漁業を含む）の漁獲量は、1980 年代後半から増加し、1991 年漁期には 1,860 トンに達した。その後は増減を繰り返しながらも長期的には減少傾向にあるが、2010 年頃から減少が大きくなり、2016 年漁期には 205 トンにまで減少した。2021 年漁期は 394 トンであった。

(3) 漁獲努力量

本系群の漁獲努力量として、沖底のオッタートロール、かけまわしの有漁網数（試験操業除く）を月別船別漁区別データに基づき示した（図 4）。オッタートロールの有漁網数は、1980～1981 年漁期は 1,000 網を超えていたが、90 年代にかけて大きく減少した。2000 年代には増加して 2003～2009 年漁期は 1,000 網を超えたが、2010 年漁期以降再び減少して推移し、2021 年漁期は 594 網であった。漁獲の主体を占めるかけまわしの有漁網数は、1980 年代前半は 3 万網前後を推移したが、1980 年代後半以降は増減を繰り返しながら減少して推移し、2021 年漁期は 3,825 網であった。沿岸漁業の漁獲努力量については詳細を把握できていない。

(4) 漁獲物の年齢組成

北海道立総合研究機構（以下、道総研）が推定した雌雄別年齢別漁獲尾数を補足資料 4（補足図 4-2）に示す。1990 年代前半までは雄は雌と同程度の尾数が漁獲されていたが、1990 年代後半以降はほとんど漁獲されなかった。雌では、1991 年漁期まで 2 歳魚の漁獲が多く割合を占めていたが、1992 年漁期以降では 2 歳魚の漁獲はほとんど無くなり、3～4 歳が漁獲の主体となった。この主な要因として、単価の安い小型魚の水揚げを避けたことや、関係漁業者間で取り組まれている資源管理協定に基づいた未成魚保護を目的とする漁獲制限などが考えられる（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）。しかし、2016～2017 年漁期は雄の漁獲が増加して雌と同程度の尾数が漁獲された。この時期は雌においても一時的に 2 歳魚の漁獲割合が増加した。これは、沖底において自主規制により水揚げがなかった全長 23 cm 以下の小型個体を新たに出来た銘柄「バラ」として多く漁獲するようになったことが原因と考えられる（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）。雄の漁獲尾数と雌の 2 歳魚の漁獲割合は 2017 年漁期から再び減少し、現在は 2014 年漁期以前と同レベルに戻っている。

4. 資源の状況

(1) 資源評価の方法

1985～2021 年漁期の漁獲量と、1985～2021 年漁期の沖底標準化 CPUE、および道総研が VPA によって推定した 1994～2014 年漁期の雌の資源重量（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）から求めた雌雄全体の残存資源量に基づいて、平衡状態を仮定しない 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）にて、資源量と漁獲圧を推定した（補足資料 1、2、3）。事前情報の与え方のシナリオについては 2 つ考慮し、2 つの基本モデルから得られた評価結果から資源状態を判断した。

沖底標準化 CPUE の算出方法の詳細は別文書 FRA-SA-SC08-101 に示した。使用した余剰生産モデルの概要およびパラメータ推定の詳細は FRA-SA-SC08-201 に示した。なお、余剰生産モデルでは VPA によって推定された雌の資源重量から雌雄の個体数比および体重比に仮定をおいて雌雄全体の資源重量を推定して指標値としている。このため余剰生産モデルによる推定結果は、雌雄比の確からしさに起因する不確実性を内包していることに注意が必要である。

(2) 資源量指標値の推移

余剰生産モデルに用いた資源量指標値を図5および表1に示した。沖底標準化CPUEは、1990年代にかけて若干減少して推移した後に2000年代は若干増加して推移し、2014年漁期に一度大きく減少するが2015年漁期から増加に転じて2016年漁期に最大値を記録した。その後は若干減少して2021年漁期は122.1 kg/網となった。道総研がVPAによって推定したソウハチの雌の資源量（補足図4-1）から推定した雌雄全体の残存資源量は、2000年代中ごろにかけて増加した後に減少に転じたが、2010年漁期から再び増加した。その後は2013、2014年漁期に減少し、2015年漁期は大きく増加した。

(3) 最大持続生産量を実現する資源量、漁獲圧および環境収容力

余剰生産モデルから推定されたパラメータ値を補足資料2（補足表2-1）に示した。推定された内的自然増加率 r はModel 1で0.65（90%信頼区間は0.32～1.31、以下同様）、Model 2で0.78（0.48～1.28）、環境収容力はModel 1で9,386トン（6,888～12,789トン）、Model 2で9,208トン（7,025～12,069トン）である。形状パラメータ n はModel 1で0.65（0.27～1.59）、Model 2で0.94（0.54～1.62）であるため、余剰生産量が最大になる際の資源量（最大持続生産量を実現する資源量、 B_{msy} ）はModel 1で2,748トン（1,738～4,345トン）、Model 2で3,284トン（2,301～4,686トン）と推定された（図6）。また、余剰生産量が最大になる際の漁獲圧（最大持続生産量を実現する漁獲圧、 F_{msy} ）はModel 1で1.00（0.62～1.60）、Model 2で0.83（0.58～1.19）と推定された。

(4) 資源量と漁獲圧の推移

余剰生産モデルでは2つのモデル設定で極めて類似した資源量相対値（平均を1として基準化した資源量）が推定された（図7）。同じく余剰生産モデルにより求めた資源量と漁獲圧の推移を図8、9および表2に示した。資源量は長期的には増加傾向で推移し、2014年漁期に一度減少した後に増加に転じて2016年漁期にModel 1では7,690トン（5,841～10,125トン）、Model 2では8,009（6,021～10,655トン）のピークを記録した。その後は減少して2021年漁期はModel 1では5,379トン（3,884～7,450トン）、Model 2では5,699トン（4,112～7,897トン）と推定された。漁獲圧は1992年漁期まで増加した後は減少傾向で推移したが、2015～2019年漁期に若干増加し、2020年漁期から減少に転じた。2021年漁期の漁獲圧はModel 1では0.31（0.22～0.43）、Model 2では0.29（0.21～0.40）と推定された。2つのモデルから推定された資源量の相対値および資源量と漁獲圧の各年の推定値の平均値を代表値として表3に示した。2021年漁期の資源量と B_{msy} の比（ B/B_{msy} ）は90%信頼区間を含めて1を上回り、漁獲圧と F_{msy} の比（ F/F_{msy} ）も信頼区間を含めて1を下回った（補足図2-9）。

5. 資源評価のまとめ

余剰生産モデルによる資源量推定結果から、ソウハチの資源量は長期的には増加傾向で推移して2016年漁期に最大となった。その後の資源は減少傾向にあるものの、最新年（2021年漁期）の資源量は資源評価期間の平均を上回っていると考えられる。

6. その他

本系群には漁業関係者間で取り組まれている資源管理協定に基づき、未成魚保護を目的として全長 18 cm（体長 15 cm）未満に対する漁獲制限が設けられている。また、本系群では 2000 年級群を最後に近年は顕著に高豊度な加入は認められないものの、2018 年漁期以降は若齢魚を避けた漁獲が行われている（補足資料 4）。引き続き若齢魚を獲り残して再生産への参加を促進するためにも、漁獲圧を現状程度に抑え、親魚量を確保することが重要である。

プロダクションモデルを用いた資源量推定は本年度からの初めての試みとなる。事前分布の仮定や推定パラメータの妥当性の検討、基本モデルの絞り込みなど、今後、余剰生産モデルの手法の改善と資源量推定結果の精査を継続的に行っていく必要がある。

7. 引用文献

- 中央水産試験場・稚内水産試験場 (2022) ソウハチ(日本海～オホーツク海海域). 2022 年度北海道周辺海域における主要魚種の資源評価書, 北海道立総合研究機構水産研究本部, 1-14.
https://www.hro.or.jp/list/fisheries/research/central/section/shigen/13_pointheadflounder_JSOKhotsk_2022.pdf (last accessed 2022/12/06)
- 藤岡 崇 (2003) ソウハチ. 「新北のさかなたち」水島敏博・鳥澤 雅監修, 北海道新聞社, 北海道, 250-253.
- Goto, Y., A. Wada, N. Hoshino, T. Takashima, M. Mitsunashi, K. Hattori, and O. Yamamura (2017) Diets of Steller sea lions off the coast of Hokkaido, Japan: An inter decadal and geographic comparison. *Mar. Ecol.*, **38**, e12477.
- 北海道区底魚資源研究集団 (1960) 「北海道中型機船底曳網漁業」. 北海道機船漁業協同組合連合会, 札幌, 318 pp.
- 北海道水産林務部水産局漁業管理課・北海道立総合研究機構水産研究本部 (2019) ソウハチ 日本海～オホーツク海海域. 北海道水産資源管理マニュアル 2019 年度
<http://www.pref.hokkaido.lg.jp/sr/ggk/sigen/manyaual/11-15.pdf> (last accessed 2020/8/13)
- 板谷和彦・藤岡 崇 (2006a) 石狩湾におけるソウハチの成長. 北水試研報, **70**, 89-94.
- 板谷和彦・藤岡 崇 (2006b) 石狩湾におけるソウハチの成熟全長と年齢. 北水試研報, **70**, 81-87.
- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. (2017). A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, **18**, 226-243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>
- 水産庁研究部 (1989) 我が国漁獲対象魚種の資源特性 (I), 76 pp.
- 田中富重・日南田八重 (1964) 再び留萌沿岸のソウハチガレイの生活について－特に産卵前期と産卵期を中心として－. 北水試月報, **21**, 9-25.
- 富永 修・渡辺安廣・土門和子 (1993) ソウハチ. 平成 4 年度北海道立中央水産試験場事業報告書, 9-15.
- Tominaga, O., M. Watanobe, M. Hanyu, K. Domon, Y. Watanabe and T. Takahashi (2000) Distribution and movement of larvae, juvenile and young of the pointhead flounder *Hippoglossoides pinetorum* in Ishikari Bay and vicinity, Hokkaido. *Fish. Sci.*, **66**, 442-451.

渡辺 徹 (1956) 重要魚族の漁業生物学的研究. ソウハチ. 日水研報, **4**, 249-269.

(執筆者：千葉 悟、佐藤隆太、森田昌子、境 磨、濱津友紀)

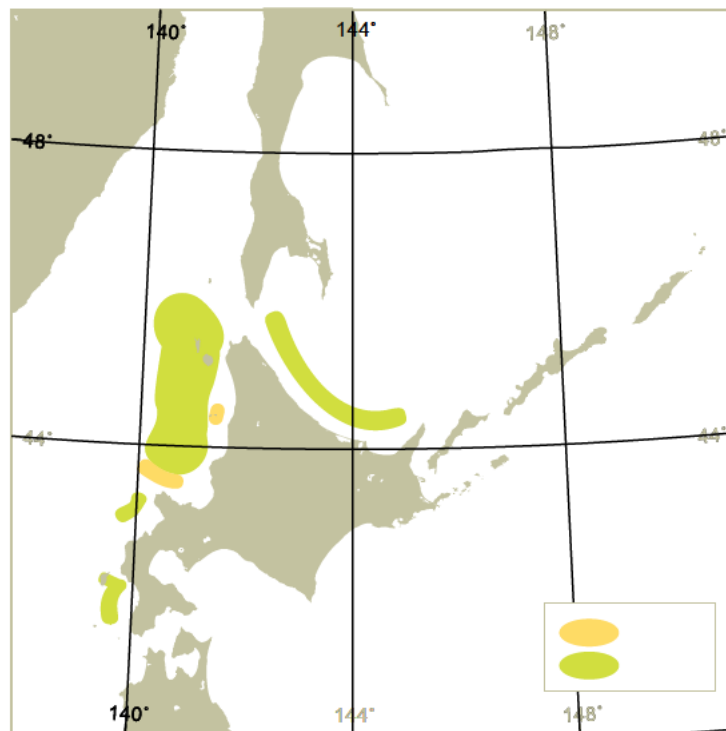


図1. ソウハチ北海道北部系群の分布

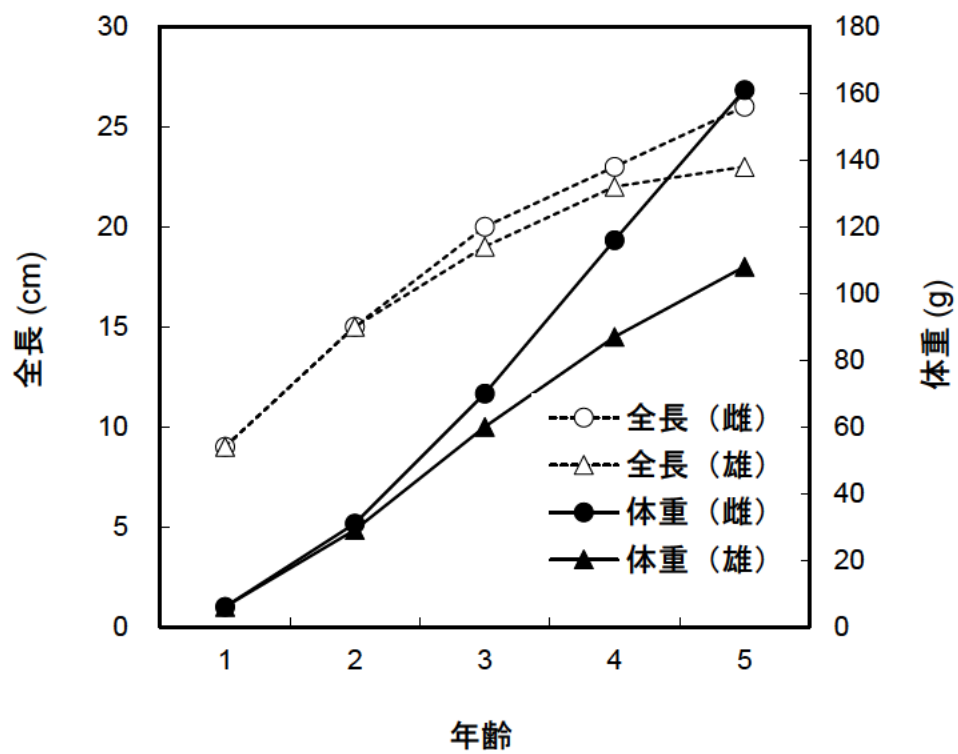


図2. ソウハチ北海道北部系群の成長 (数値は板谷・藤岡 (2006a) より引用)

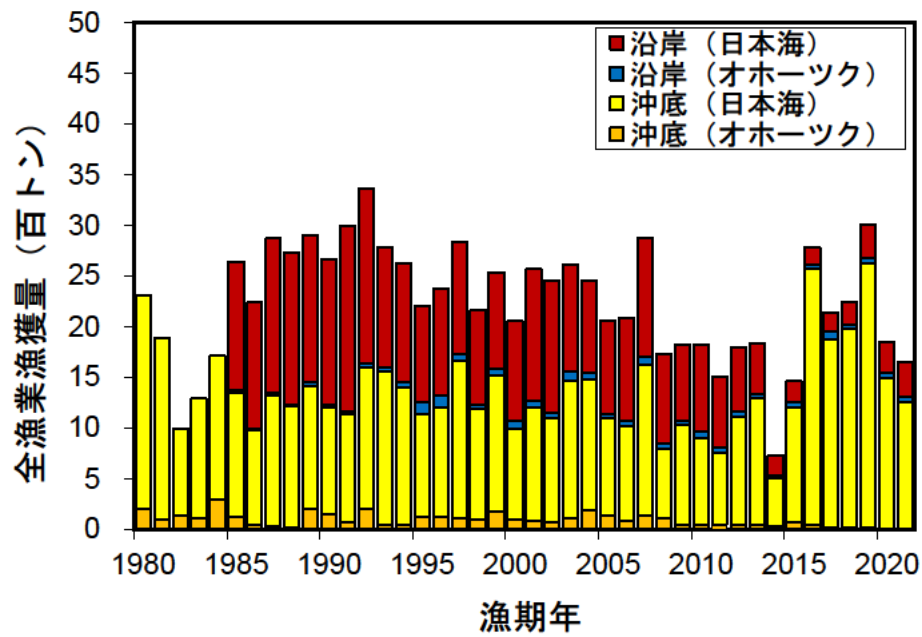


図 3. ソウハチ北海道北部系群の漁獲量 (1984 年以前の沿岸漁業漁獲量は未集計)

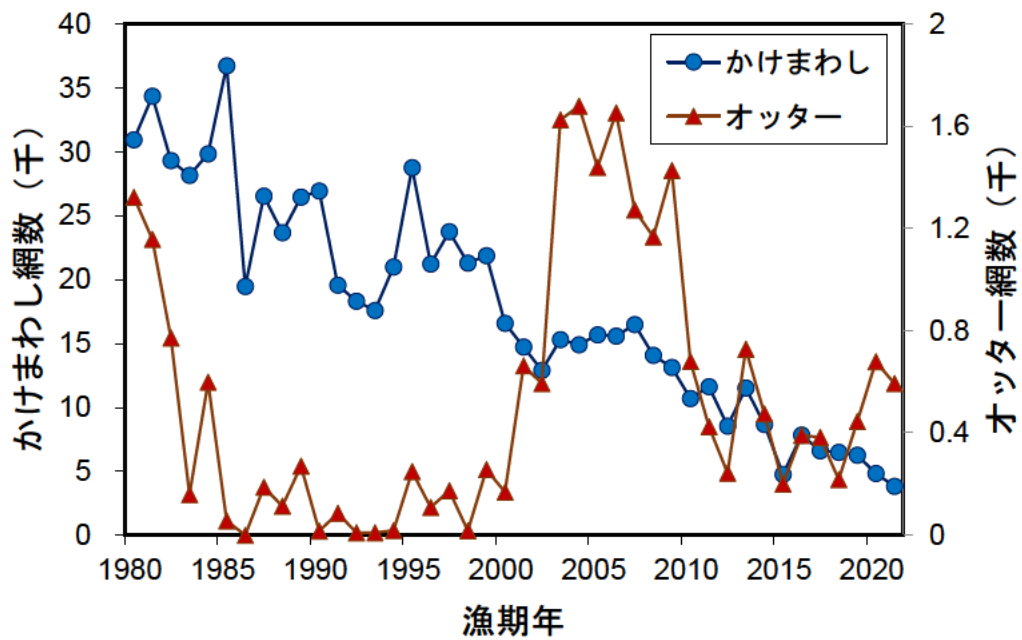


図 4. ソウハチ北海道北部系群に対する沖底の漁獲努力量 (有漁網数)

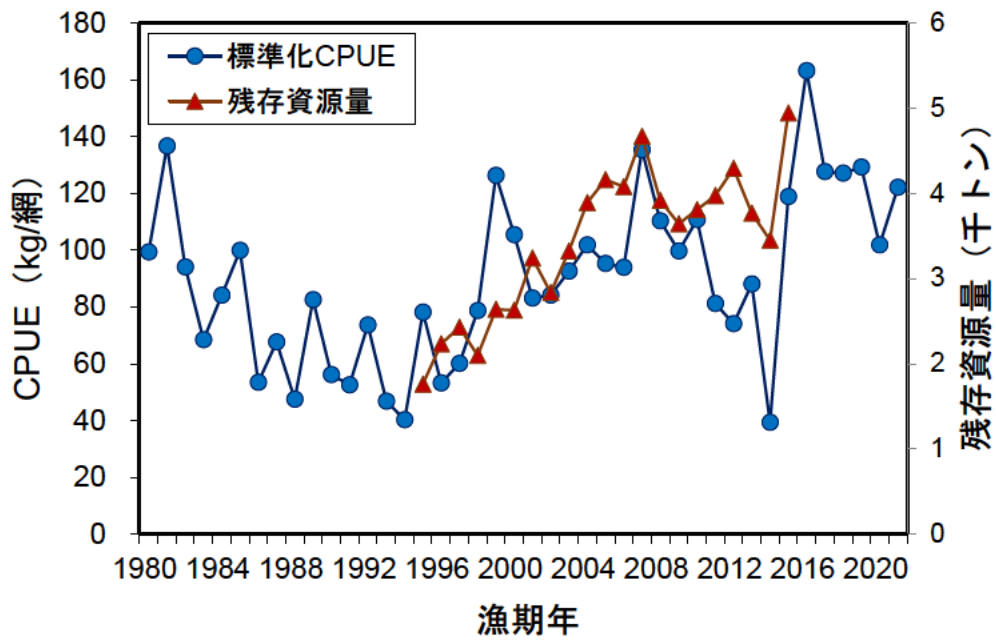


図 5. 沖底標準化 CPUE と VPA で推定された雌資源量から推定した雌雄全体の残存資源量

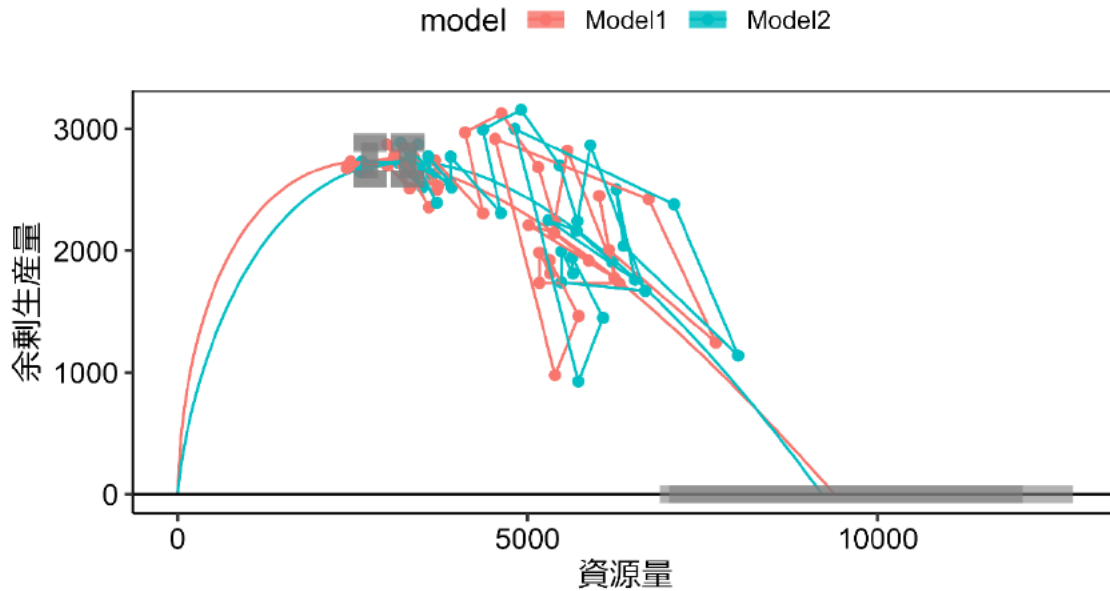


図 6. 資源量に対する余剰生産量の関係と実際の漁獲量の推移（余剰生産量曲線）
灰色の網掛けは 90%信頼区間。

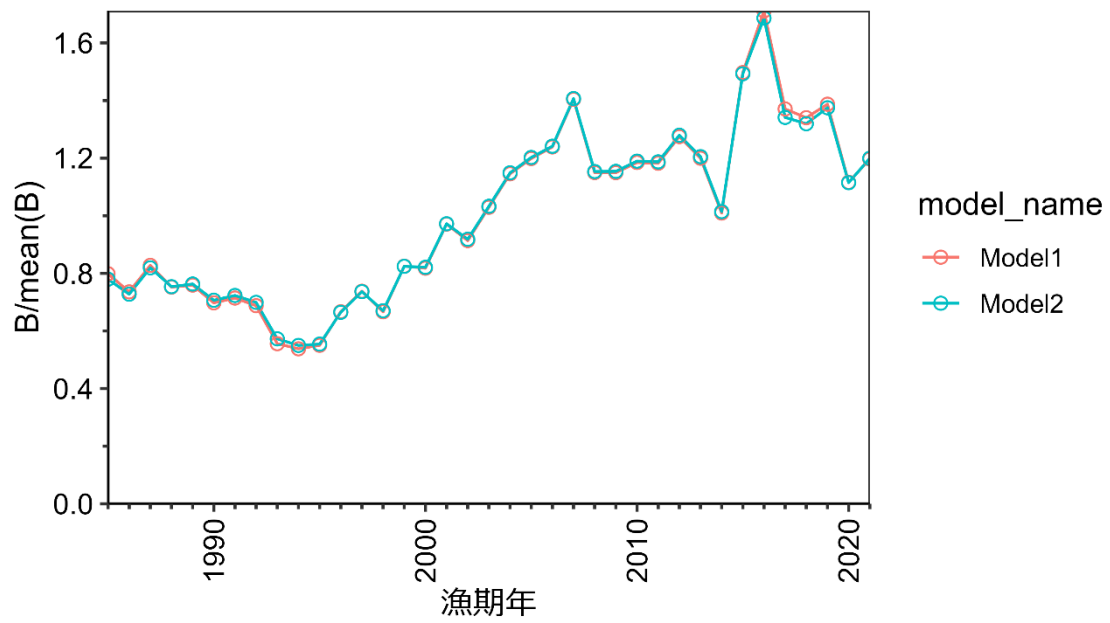


図 7. 資源量相対値の推移

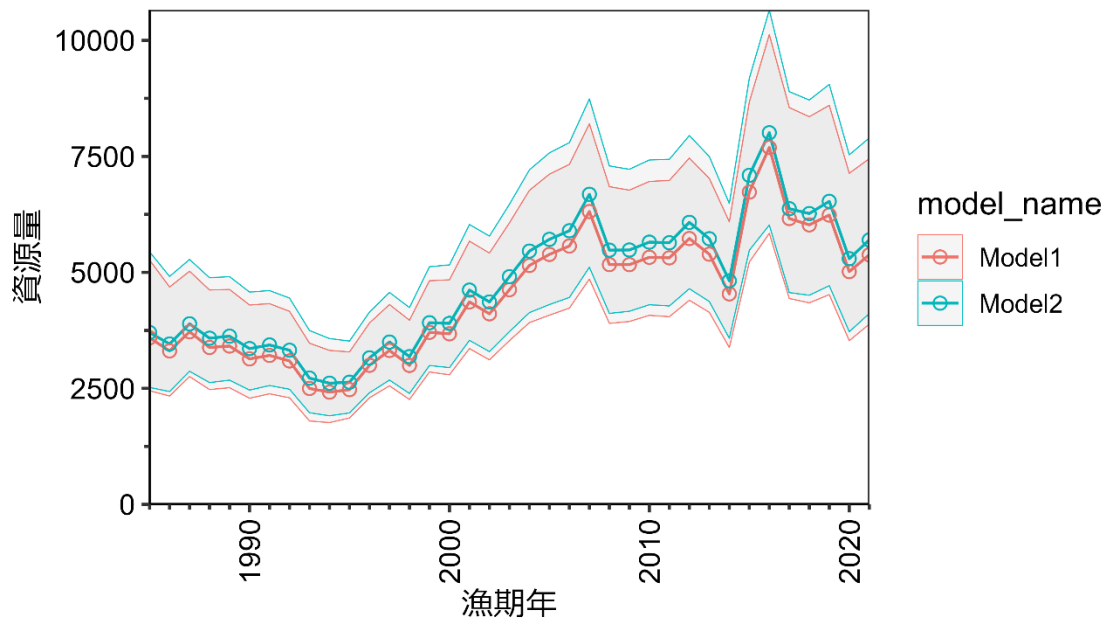


図 8. 資源量の推移（実線）と 90%信頼区間（灰色の網掛け）

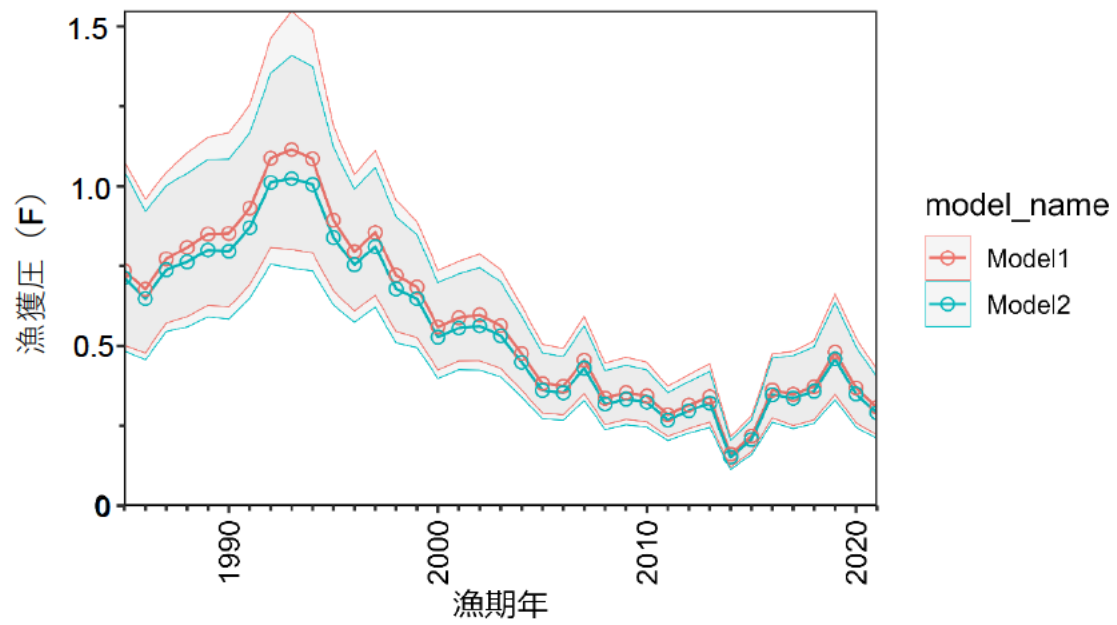


図9. 漁獲圧 (F) の推移 (実線) と 90%信頼区間 (灰色の網掛け)

表1. ソウハチ北海道北部系群の漁業種類別漁獲動向

漁期年	沖底	沿岸	総計	沖底かけまわし（月別集計）				推定残存資源量 （トン）**
	漁獲量 （トン）	漁獲量 （トン）	漁獲量 （トン）	漁獲量 （トン）	努力量 （網）*	有漁CPUE （kg/網）*	標準化CPUE （kg/網）*	
1980	2,302	0	0	2,184	30,954	70.6	99.4	
1981	1,883	0	0	1,744	34,367	50.7	136.7	
1982	997	0	0	988	29,316	33.7	94.1	
1983	1,288	0	0	1,283	28,173	45.5	68.5	
1984	1,713	0	0	1,710	29,848	57.3	84.1	
1985	1,353	1,287	2,640	1,352	36,748	36.8	99.9	
1986	974	1,264	2,238	974	19,466	50.0	53.4	
1987	1,329	1,544	2,873	1,328	26,526	50.1	67.7	
1988	1,213	1,519	2,732	1,213	23,673	51.2	47.5	
1989	1,419	1,481	2,900	1,414	26,468	53.4	82.5	
1990	1,197	1,475	2,671	1,197	26,943	44.4	56.2	
1991	1,130	1,860	2,990	1,130	19,565	57.8	52.5	
1992	1,595	1,766	3,361	1,595	18,311	87.1	73.6	
1993	1,561	1,224	2,785	1,561	17,590	88.7	46.8	
1994	1,398	1,227	2,626	1,398	21,000	66.6	40.2	
1995	1,140	1,069	2,209	1,139	28,776	39.6	78.2	1,760
1996	1,204	1,176	2,380	1,204	21,213	56.7	53.2	2,233
1997	1,661	1,175	2,836	1,660	23,758	69.9	60.1	2,428
1998	1,185	975	2,160	1,185	21,298	55.7	78.7	2,096
1999	1,518	1,018	2,536	1,517	21,863	69.4	126.3	2,640
2000	998	1,056	2,055	997	16,592	60.1	105.4	2,626
2001	1,198	1,367	2,566	1,196	14,716	81.3	83.1	3,242
2002	1,096	1,358	2,454	1,025	12,886	79.6	84.1	2,835
2003	1,470	1,139	2,609	1,339	15,311	87.5	92.6	3,322
2004	1,479	972	2,451	1,318	14,897	88.5	101.9	3,890
2005	1,095	962	2,058	1,011	15,690	64.5	95.3	4,162
2006	1,014	1,068	2,082	885	15,585	56.8	93.9	4,081
2007	1,621	1,256	2,877	1,494	16,472	90.7	135.4	4,669
2008	791	945	1,736	787	14,070	55.9	110.3	3,919
2009	1,030	797	1,827	976	13,123	74.4	99.7	3,645
2010	893	933	1,826	744	10,682	69.7	110.8	3,807
2011	756	751	1,506	658	11,614	56.6	81.2	3,972
2012	1,108	694	1,803	1,017	8,527	119.3	74.1	4,294
2013	1,291	545	1,836	1,276	11,525	110.7	88.1	3,767
2014	504	222	726	452	8,668	52.1	39.3	3,453
2015	1,202	261	1,463	868	4,757	182.4	118.9	4,944
2016	2,575	205	2,780	2,575	7,830	328.8	163.2	
2017	1,871	273	2,144	1,868	6,600	283.0	127.7	
2018	1,984	257	2,241	1,983	6,481	306.0	127.1	
2019	2,622	380	3,002	2,622	6,243	420.0	129.2	
2020	1,498	350	1,848	1,497	4,836	309.5	101.8	
2021	1,259	394	1,653	1,258	3,825	328.9	122.1	

試験操業を除く通常操業の値。ただし、2015年漁期以降は一部の試験操業を通常操業と見なした。

沖底漁業の集計範囲は中海区北海道日本海およびオコック沿岸（ロシア水域を除く）、沿岸漁業の集計範囲は奥尻からウトロまで。

2020、2021年漁期は暫定値。1984年漁期以前の沿岸漁業漁獲量は未集計。

*月別集計値に基づく。

**中央水産試験場・稚内水産試験場（2022）がVPAで推定した雌の資源量から推定した雌雄全体の残存資源量。

表2. 余剰生産モデルから推定された資源量と漁獲圧の推定値および90%信頼区間

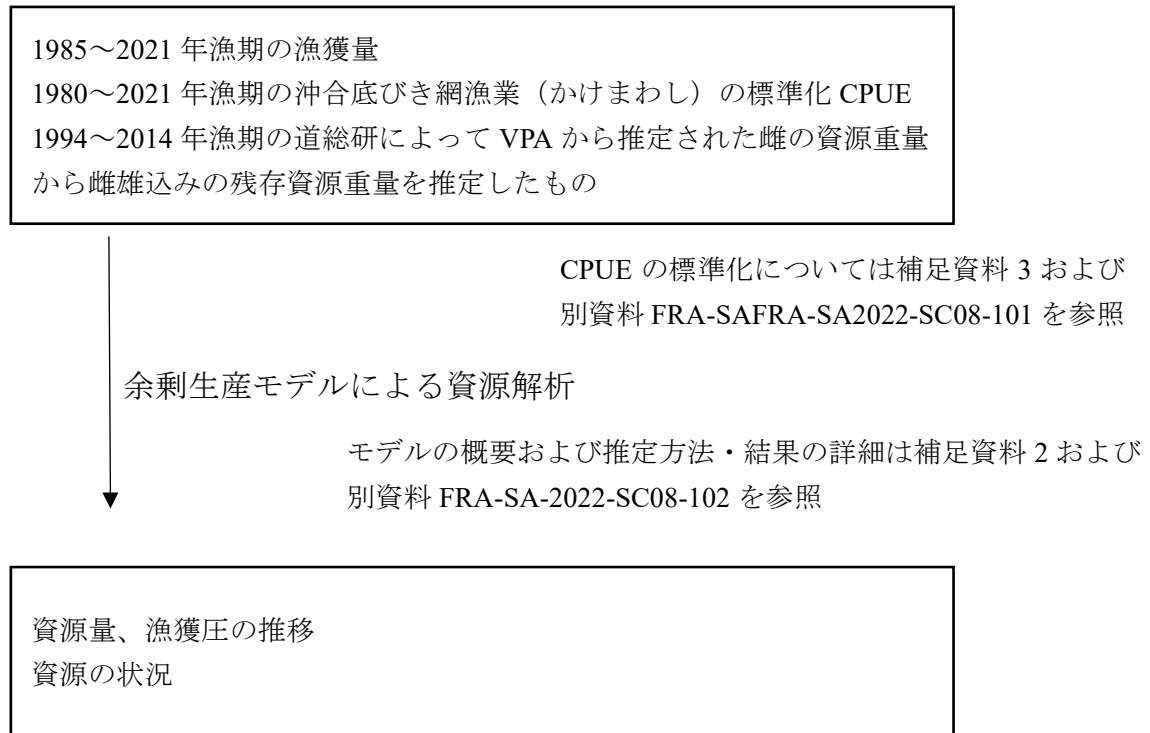
漁期年	Model 1						Model 2					
	資源量（トン）			漁獲圧			資源量（トン）			漁獲圧		
	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限	下限	推定値	上限
1985	2,448	3,590	5,264	0.50	0.74	1.08	2,520	3,704	5,443	0.49	0.71	1.05
1986	2,334	3,307	4,684	0.48	0.68	0.96	2,432	3,456	4,912	0.46	0.65	0.92
1987	2,754	3,720	5,025	0.57	0.77	1.04	2,869	3,891	5,279	0.54	0.74	1.00
1988	2,475	3,381	4,619	0.59	0.81	1.10	2,625	3,581	4,883	0.56	0.76	1.04
1989	2,514	3,412	4,631	0.63	0.85	1.15	2,677	3,625	4,908	0.59	0.80	1.08
1990	2,288	3,135	4,297	0.62	0.85	1.17	2,463	3,357	4,576	0.58	0.80	1.08
1991	2,382	3,210	4,325	0.69	0.93	1.25	2,562	3,436	4,607	0.65	0.87	1.17
1992	2,297	3,091	4,160	0.81	1.09	1.46	2,481	3,322	4,446	0.76	1.01	1.35
1993	1,797	2,498	3,473	0.80	1.11	1.55	1,975	2,720	3,747	0.74	1.02	1.41
1994	1,762	2,418	3,319	0.79	1.09	1.49	1,909	2,612	3,573	0.73	1.01	1.37
1995	1,861	2,473	3,285	0.67	0.89	1.19	1,971	2,634	3,520	0.63	0.84	1.12
1996	2,297	2,997	3,909	0.61	0.79	1.04	2,405	3,157	4,145	0.57	0.75	0.99
1997	2,555	3,317	4,307	0.66	0.85	1.11	2,679	3,498	4,568	0.62	0.81	1.06
1998	2,260	2,995	3,969	0.54	0.72	0.96	2,390	3,184	4,242	0.51	0.68	0.90
1999	2,853	3,708	4,821	0.53	0.68	0.89	2,992	3,915	5,123	0.49	0.65	0.85
2000	2,792	3,676	4,840	0.42	0.56	0.74	2,947	3,900	5,162	0.40	0.53	0.70
2001	3,358	4,364	5,672	0.45	0.59	0.76	3,536	4,618	6,032	0.43	0.56	0.73
2002	3,114	4,107	5,416	0.45	0.60	0.79	3,292	4,363	5,782	0.42	0.56	0.75
2003	3,528	4,627	6,067	0.43	0.56	0.74	3,723	4,907	6,467	0.40	0.53	0.70
2004	3,917	5,149	6,768	0.36	0.48	0.63	4,133	5,459	7,209	0.34	0.45	0.59
2005	4,078	5,387	7,116	0.29	0.38	0.50	4,306	5,712	7,575	0.27	0.36	0.48
2006	4,230	5,568	7,328	0.28	0.37	0.49	4,460	5,897	7,797	0.27	0.35	0.47
2007	4,855	6,310	8,201	0.35	0.46	0.59	5,111	6,683	8,738	0.33	0.43	0.56
2008	3,901	5,168	6,847	0.25	0.34	0.45	4,116	5,480	7,294	0.24	0.32	0.42
2009	3,941	5,167	6,772	0.27	0.35	0.46	4,162	5,482	7,222	0.25	0.33	0.44
2010	4,074	5,325	6,960	0.26	0.34	0.45	4,303	5,651	7,423	0.25	0.32	0.42
2011	4,044	5,314	6,981	0.22	0.28	0.37	4,276	5,639	7,436	0.20	0.27	0.35
2012	4,398	5,729	7,463	0.24	0.31	0.41	4,648	6,079	7,949	0.23	0.30	0.39
2013	4,138	5,392	7,024	0.26	0.34	0.44	4,372	5,725	7,497	0.24	0.32	0.42
2014	3,379	4,536	6,089	0.12	0.16	0.22	3,580	4,818	6,485	0.11	0.15	0.20
2015	5,222	6,729	8,671	0.17	0.22	0.28	5,475	7,091	9,184	0.16	0.21	0.27
2016	5,841	7,690	10,125	0.27	0.36	0.48	6,021	8,009	10,655	0.26	0.35	0.46
2017	4,437	6,160	8,552	0.25	0.35	0.48	4,564	6,372	8,895	0.24	0.34	0.47
2018	4,344	6,024	8,355	0.27	0.37	0.52	4,508	6,268	8,715	0.26	0.36	0.50
2019	4,520	6,235	8,600	0.35	0.48	0.66	4,713	6,531	9,051	0.33	0.46	0.64
2020	3,527	5,017	7,135	0.26	0.37	0.52	3,722	5,295	7,534	0.25	0.35	0.50
2021	3,884	5,379	7,450	0.22	0.31	0.43	4,112	5,699	7,897	0.21	0.29	0.40

表3. 余剰生産モデルから推定された資源量、漁獲圧、資源量相対値のモデル平均値

漁期年	モデル平均*		
	資源量（トン）	漁獲圧	資源量相対値**
1985	3,647	0.72	0.789
1986	3,382	0.66	0.732
1987	3,806	0.76	0.823
1988	3,481	0.79	0.753
1989	3,518	0.82	0.761
1990	3,246	0.82	0.702
1991	3,323	0.90	0.719
1992	3,206	1.05	0.694
1993	2,609	1.07	0.564
1994	2,515	1.05	0.544
1995	2,553	0.87	0.552
1996	3,077	0.77	0.666
1997	3,408	0.83	0.737
1998	3,090	0.70	0.668
1999	3,812	0.67	0.825
2000	3,788	0.54	0.819
2001	4,491	0.57	0.972
2002	4,235	0.58	0.916
2003	4,767	0.55	1.031
2004	5,304	0.46	1.147
2005	5,549	0.37	1.200
2006	5,732	0.36	1.240
2007	6,497	0.44	1.405
2008	5,324	0.33	1.152
2009	5,324	0.34	1.152
2010	5,488	0.33	1.187
2011	5,476	0.28	1.185
2012	5,904	0.31	1.277
2013	5,558	0.33	1.202
2014	4,677	0.16	1.012
2015	6,910	0.21	1.495
2016	7,850	0.35	1.698
2017	6,266	0.34	1.356
2018	6,146	0.36	1.330
2019	6,383	0.47	1.381
2020	5,156	0.36	1.115
2021	5,539	0.30	1.198

*Model 1およびModel 2の推定値を平均した値。**全年の平均を1として基準化した。

補足資料 1 資源評価の流れ



管理に係る目標等の基準値、資源の動向などについては、本年度中に開催される研究機関
会議資料に記述します。

補足資料 2 余剰生産モデルを用いた検討

本資源では平衡状態を仮定しない 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）によって資源量や漁獲圧の推定、最大持続生産量を実現する水準との位置関係の検討を行った。

（1）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 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 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ついては、初期資源量の環境収容力に対する比 $bkfrac$ も推定される。 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。

SPiCT では、季節的な漁獲のプロセスを以下の（5）～（6）式でモデル化しているが、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（ $S_t=1$ ）。

$$F_t = S_t G_t \quad (5)$$

$$d \log G_t = \sigma_F dV_t \quad (6)$$

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。

$$\log(I_{t,i}) = \log(q_i B_t) + e_{t,i} \quad (7)$$

$$e_{t,i} \sim N(0, \sigma_{I,i}^2) \quad (8)$$

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 (9) ～ (10) 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。

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、 n 、 m 、 K 、 q_i 、 B_t 、 F_t 、 σ_B 、 $\sigma_{I,i}$ 、 σ_C 、 σ_F 、 $bkfrac$ 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。プロセス誤差の大きさ σ_B 、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 $bkfrac$ も事前分布を与えた上で推定できるが、今回の解析ではこれらのパラメータには事前分布を与えずに推定した。

(2) 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4年度のソウハチ北海道北部系群の資源評価で用いる1985～2021年漁期の漁獲量集計を用いた。指標値には、 I_1 として北海道立総合研究機構が本系群に対してVPAによって推定した1994～2014年漁期の雌の資源重量（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）から推定した雌雄全体の資源重量、 I_2 には1980～2021年漁期の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の標準化CPUEのうち、漁獲量の集計範囲と同じ1985～2021年漁期の数値を用いた。VPAに基づく推定資源量は、余剰生産モデルで推定される資源量とは定義が異なる。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、余剰生産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（補足図2-1）。そこで、本検討ではVPAの結果に基づき下式により余剰生産モデルと対比させるための全年の残存資源量 D を求めた。

$$D_y = (B_{y-1} \cdot e^{\left(-\frac{M}{2}\right)} - C_{y-1})e^{\left(-\frac{M}{2}\right)} \quad (11)$$

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 (0.25) であり、得られた D が余剰生産モデルで推定される資源量に相当する。本資源の場合は雌の資源重量が VPA によって推定されているため、 B_y に雄の重量を足す必要がある。本解析では、雌雄の個体数比を 1:1、体重比を 1:0.8 と仮定して、雌の資源重量に 1.8 を積算した値を雌雄の資源重量とした。また、本資源では雄の漁獲状況が年代によって大きく異なり、上記の仮定から大きく外れる年代が生じると予想される。従って、雄の漁獲状況が比較的少ない状態で安定していた 1994～2014 漁期年の VPA によって推定された資源量から上記の計算によって 1995～2015 漁期年の D を求めた上で指標値 I_1 として解析に使用した。

パラメータの事前分布

SPiCT はベイズ推定的一种である罰則付き最尤法を用いるため、パラメータ推定の際には事前分布を与えることが出来る。一般的に形状パラメータ n は推定が困難であるため、本解析では n の事前分布の平均値を $n=2$ (Schaefer 型モデル) として検討した。内的自然増加率 r の事前分布の平均値を、FishLife (Thorson 2020) でソウハチに予測された 0.321 として検討した。

指標値 I_1 は VPA での残存資源量 D であり資源量の絶対値に係わる情報を持つため、その漁獲効率 q_1 には平均値を 1 とする事前分布を与えた。事前分布における標準偏差の大きさについては、標準偏差 0.001 から 0.5 の範囲で探索的に妥当な値を検討した。標準偏差が小さくなると漁獲効率の推定値が 1 に近づき、推定される 2021 年漁期の資源量は VPA から算出される残存資源量の値に近くなることが確認された (補足図 2-2)。また、標準偏差 0.1 のかなり狭い事前分布の場合でも、 q_1 は 1 以下の値を取ったことから、本データセットから推定される q_1 は 1 よりも小さい、つまり VPA から推定される資源量よりもプロダクションモデルから推定される資源量は多くなった。しかし、 q_1 の事前分布の標準偏差を小さくして資源量の推定値が VPA の資源量推定値に近づくと、資源量指数の残差の自己相関やレトロスペクティブバイアスが大きくなることから、本評価では q_1 の事前分布の標準偏差を 0.3 と仮定した。なお、漁獲効率 q_1 に与える事前分布の標準偏差を 0.001 から 0.5 の範囲で変えた場合でも、最新年の資源量は MSY を実現する水準を上回り、漁獲圧は MSY を実現する水準を下回っていることが確認された (補足図 2-3)。

観測誤差の大きさ $\sigma_{I,i}$ は事前情報なしで推定すると、指標値 I_1 の観測誤差の大きさ $\sigma_{I,1}$ の信頼区間が広くパラメータの推定が安定しなかったため、観測誤差の大きさ σ_I に与える事前分布の平均値を 0.01 から 3 の範囲で探索的に検討した上で、標準偏差を 0.5 として事前分布を設定した。事前分布の平均値が小さくなると推定される σ_I も小さくなる傾向にはあるが、その範囲は $\sigma_{I,1}$ で 0.01～0.08、 $\sigma_{I,2}$ で 0.23～0.26 と小さな変化に留まった (補足図 2-4)。指標値 I_1 の観測誤差の大きさ σ_I は雌雄比の仮定に起因する不確実性から小さいとは考えにくいため、 σ_I の事前分布は残差の自己相関が認められず $\sigma_{I,2}$ の推定値から大きく外れない、平均値 0.15、標準偏差 0.5 をすべてのモデルに設定することが妥当であると判断した。な

お、観測誤差の大きさ σ_I に与える事前分布の平均値を 0.01 から 0.3 の範囲で変えた場合でも、最新年の資源量は MSY を実現する水準を上回り、漁獲圧は MSY を実現する水準を下回っていることが確認された（補足図 2-5）。解析方法の詳細は別文書 FRA-SA-2022-SC08-102 に示した。

(3) 推定結果

推定値の妥当性の判断

検討の結果、プロダクションモデルガイドライン（FRA-SA2022-ABCWG02-07）に基づき、形状パラメータと内的自然増加率に標準偏差 1 で広い事前分布を与えた Model 1、および標準偏差 0.5 で狭い事前分布を与えた Model 2 において、モデル収束条件や推定パラメータの安定性・妥当性について大きな問題は認められず適切な推定値が得られたと考えた。推定されたパラメータと 90%信頼区間を補足表 2-1 に示した。

モデル診断

レトロスペクティブ解析の結果、Model 1 および Model 2 において全ての年の推定値が得られ、資源量と Bmsy の比では顕著なレトロスペクティブバイアスは認められなかった（Mohn's ρ は -0.015～-0.028）（補足図 2-6）。漁獲圧と Fmsy の比においても顕著なレトロスペクティブバイアスは認められなかった（Mohn's ρ は 0.015～0.029）。モデル間でレトロスペクティブバイアスの顕著な違いは認められなかった。

指標値のあてはまりを残差分析により検討したところ、いずれ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（補足図 2-7）。指標値を用いたモデルの推定において特段の問題はないものと考えられた。

要因分析により、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検討した。資源変動はいずれも余剰生産と漁獲量で説明される部分が多く、プロセス誤差で説明される変動は僅かであった（補足図 2-8）。

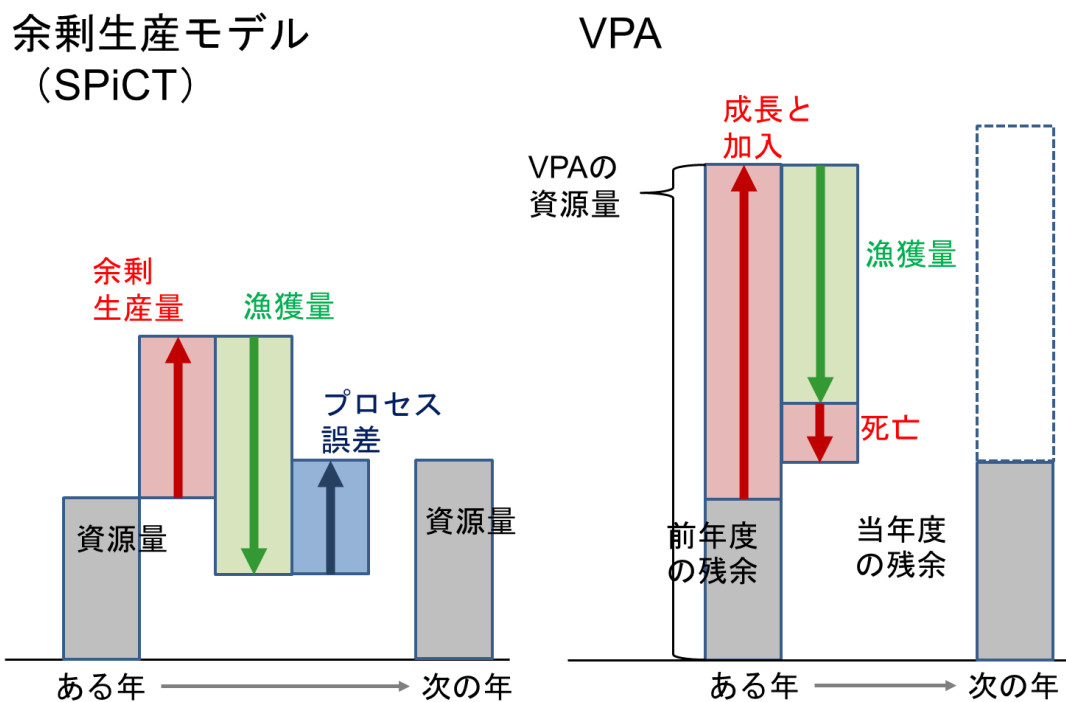
直近年の資源状態

直近年（2021 年漁期）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、余剰生産モデルによる推定結果を示した（補足図 2-9）。Model 1 および Model 2 で同様の結果が得られ、直近年の資源量の Bmsy との比（B/Bmsy）は 90%の信頼区間も含めて 1 を上回り、直近年の漁獲圧の Fmsy との比（F/Fmsy）も信頼区間も含めて 1 を下回ると推定された。なお、過去年の資源状態については神戸プロットに信頼区間が示されていないが、補足図 2-10 に示したように直近年同様の信頼区間が存在することに留意が必要である。

引用文献

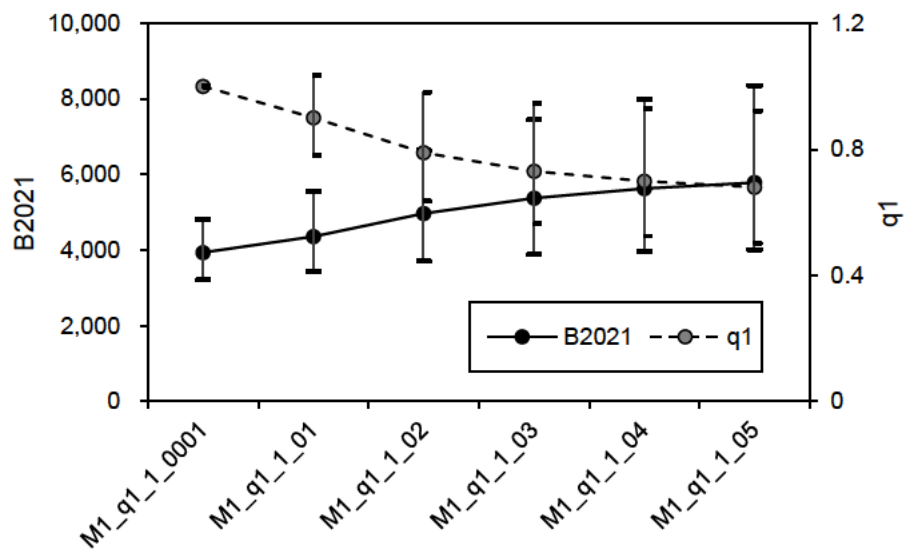
千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・濱津友紀 (2022) 令和 4 (2022) 年度ソウハチ北海道北部系群の状態空間余剰生産モデルによる資源解析. (FRA-SA-2022-SC08-102)
中央水産試験場・稚内水産試験場 (2022) ソウハチ (日本海～オホーツク海海域). 2022 年度水産資源管理会議評価書, 北海道立総合研究機構水産研究本部

- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. (2017). A stochastic surplus production model in continuous time. *Fish and Fisheries*, **18**, 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**, 237-251. <https://doi.org/10.1111/FAF.12427>

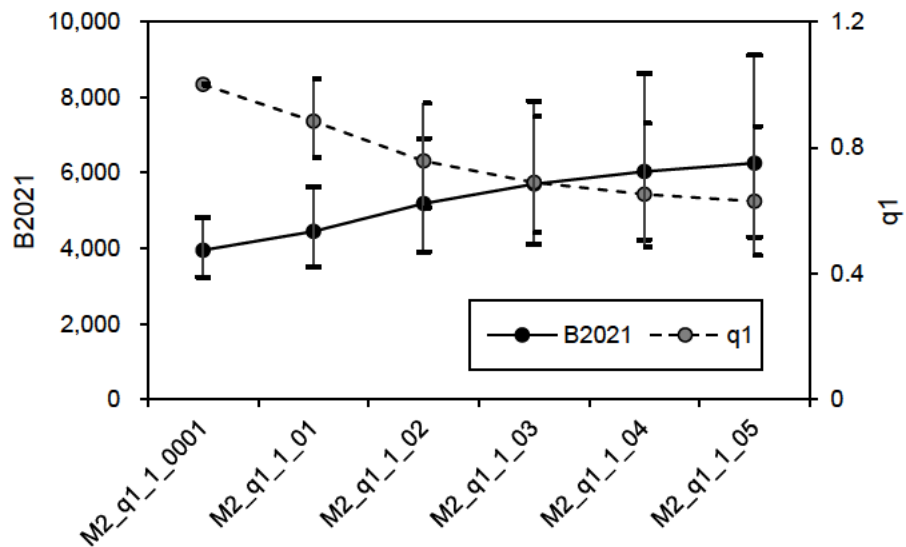


補足図 2-1. 余剰生産モデル (SPiCT) と VPA とで推定される資源量の概念図

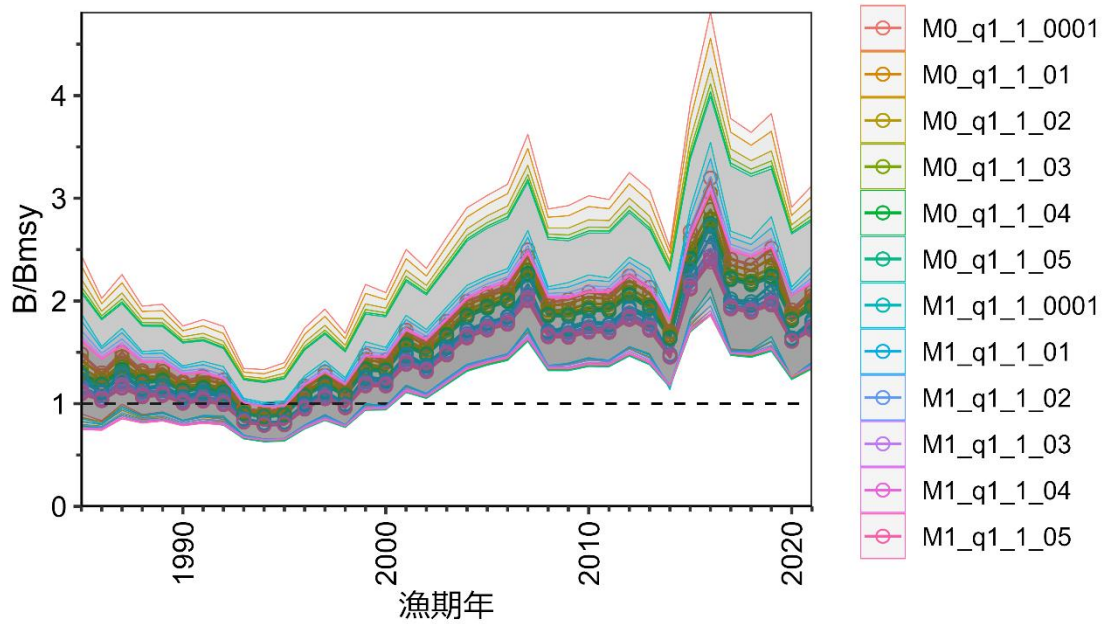
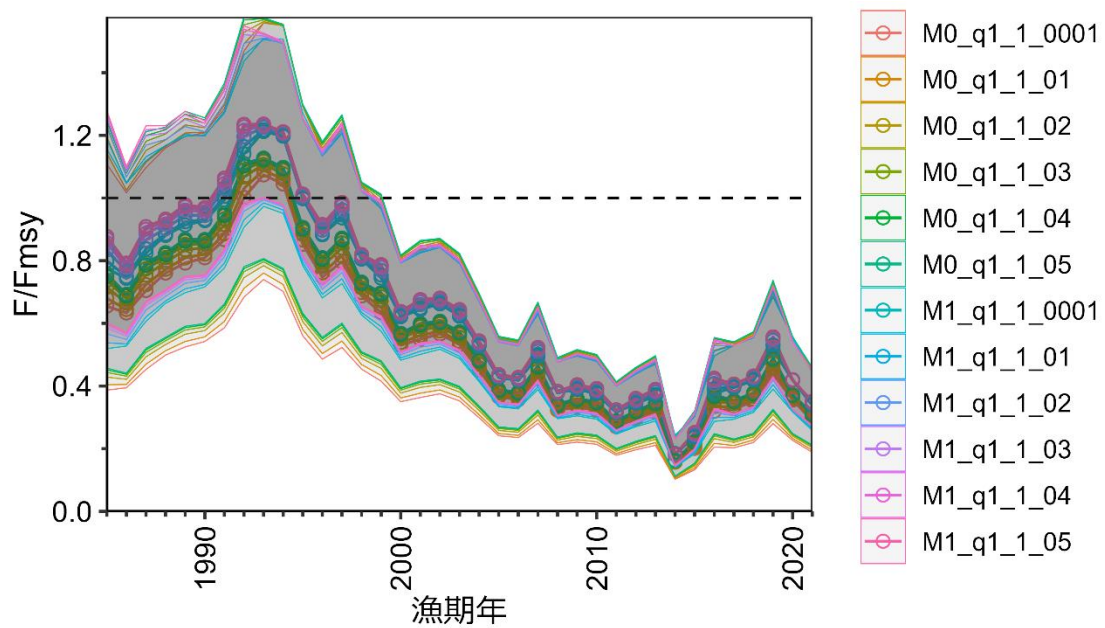
- A) Model 1 (Schaefer 型モデルの n 、Fishlife のソウハチの r に標準偏差 1 の事前分布とした場合)



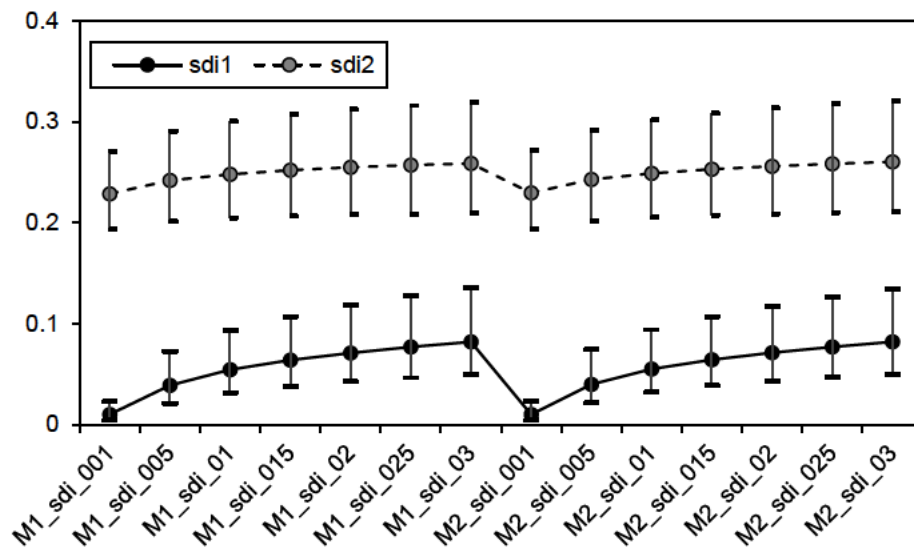
- B) Model 2 (Schaefer 型モデルの n 、Fishlife のソウハチの r に標準偏差 0.5 の事前分布とした場合)



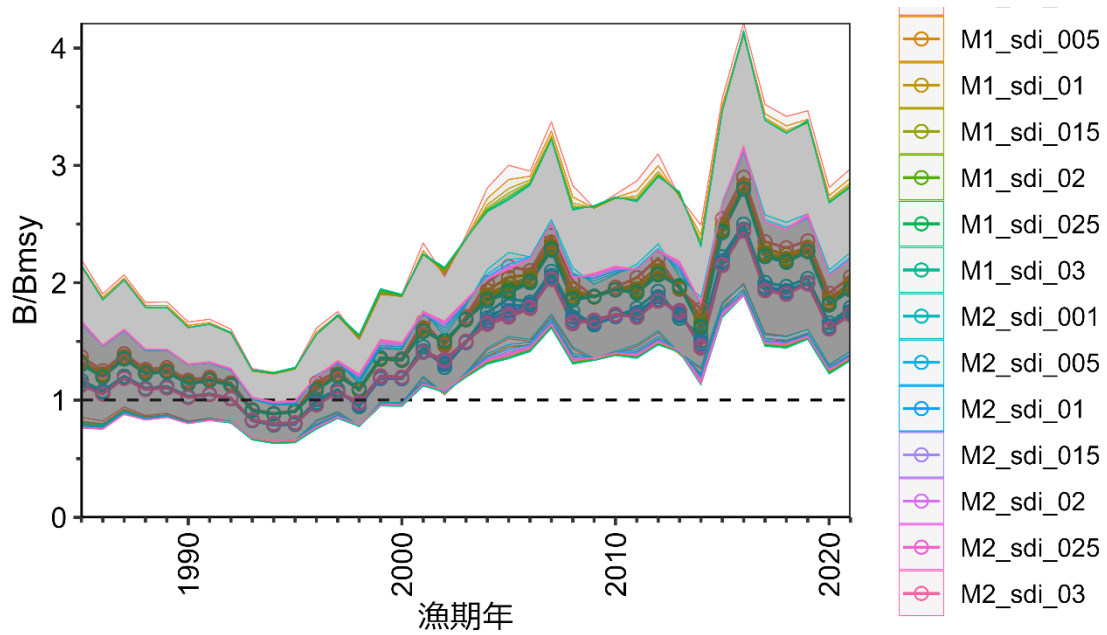
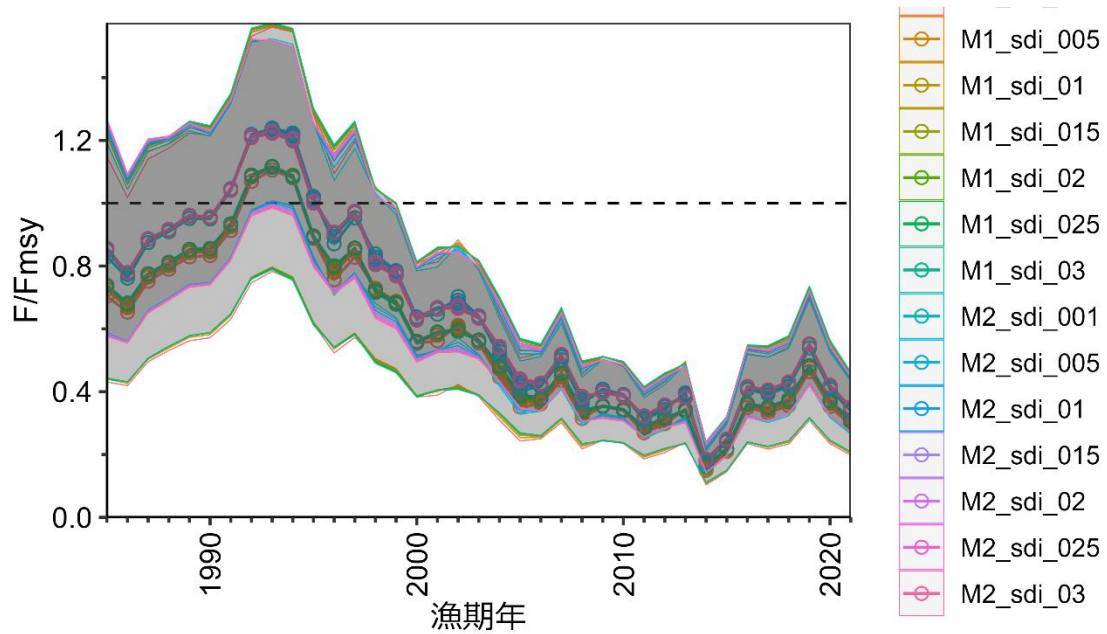
補足図 2-2. 漁獲効率パラメータ q_1 における事前分布の標準偏差の仮定についての感度分析のうち 2021 年漁期の資源量 B_{2021} と漁獲効率パラメータ q_1 の推定値
直線で結ばれた上下の横棒は 90%信頼区間。

A) B/B_{msy} の推移B) F/F_{msy} の推移

補足図 2-3. 漁獲効率パラメータ q_1 における事前分布の標準偏差の仮定についての感度分析のうち B/B_{msy} および F/F_{msy} の推定値
 灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。

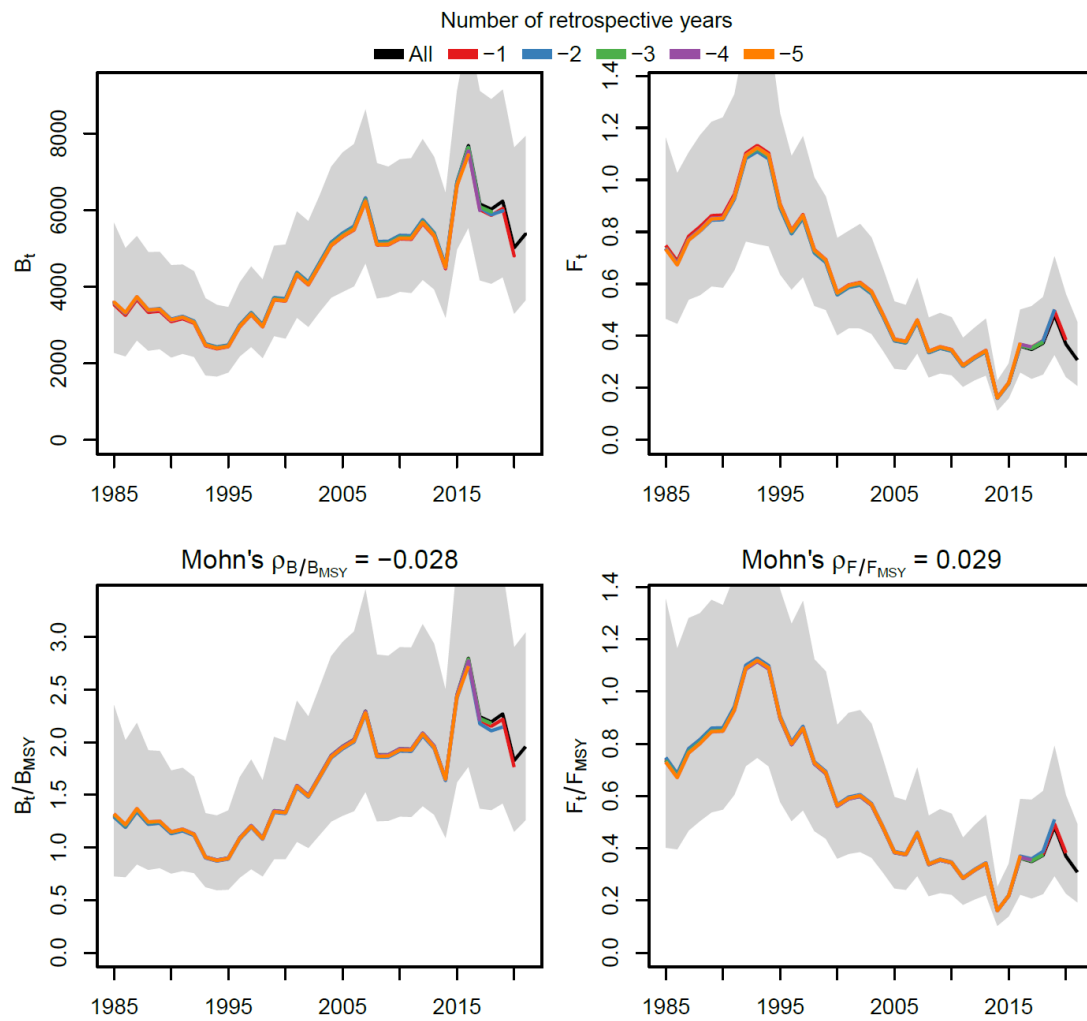


補足図 2-4. 観測誤差の大きさ σ_I の事前分布の平均値の仮定についての感度分析のうち σ_I の推定値
直線で結ばれた上下の横棒は 90%信頼区間。

A) B/B_{msy} の推移B) F/F_{msy} の推移

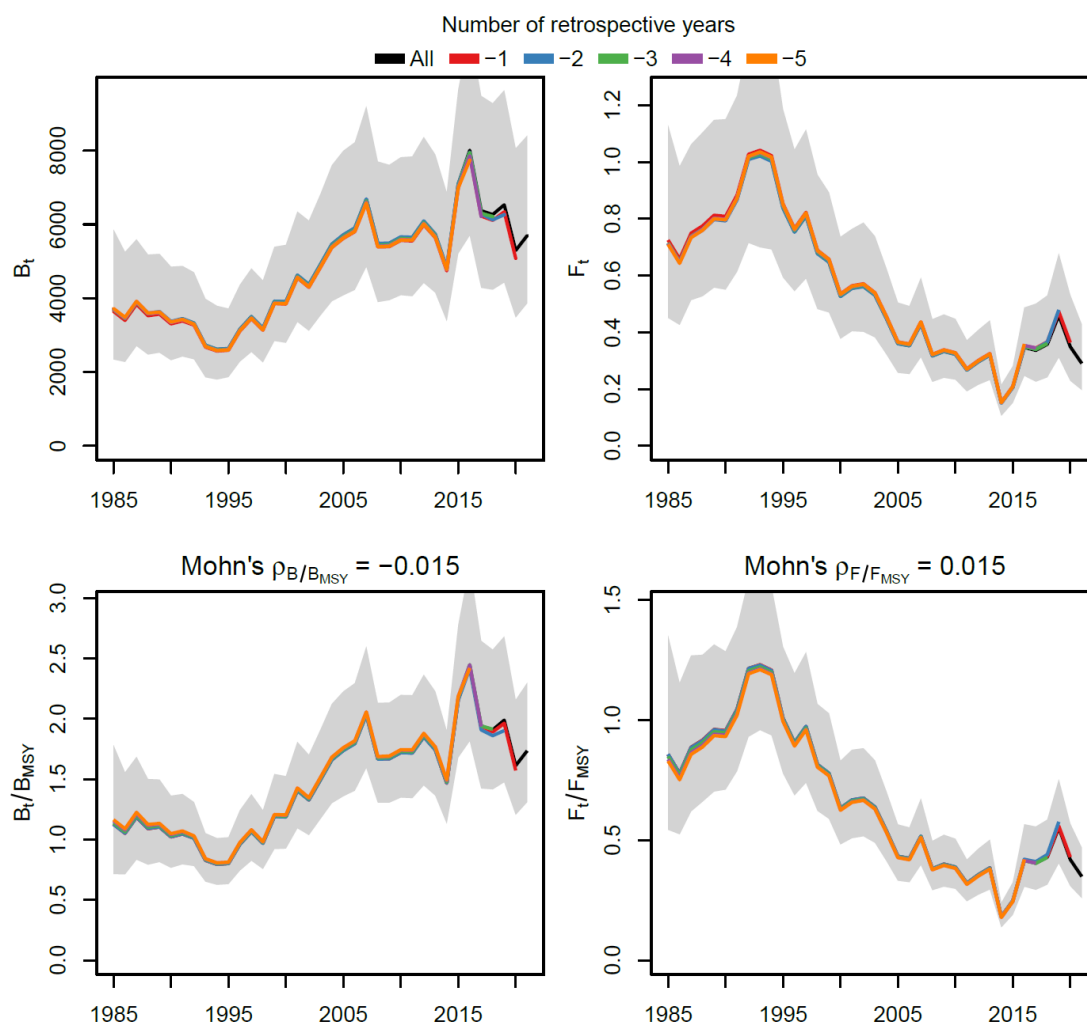
補足図 2-5. 観測誤差の大きさ σ_l の事前分布の平均値の仮定についての感度分析のうち
 B/B_{msy} および F/F_{msy} の推定値
 灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。

A) Model 1



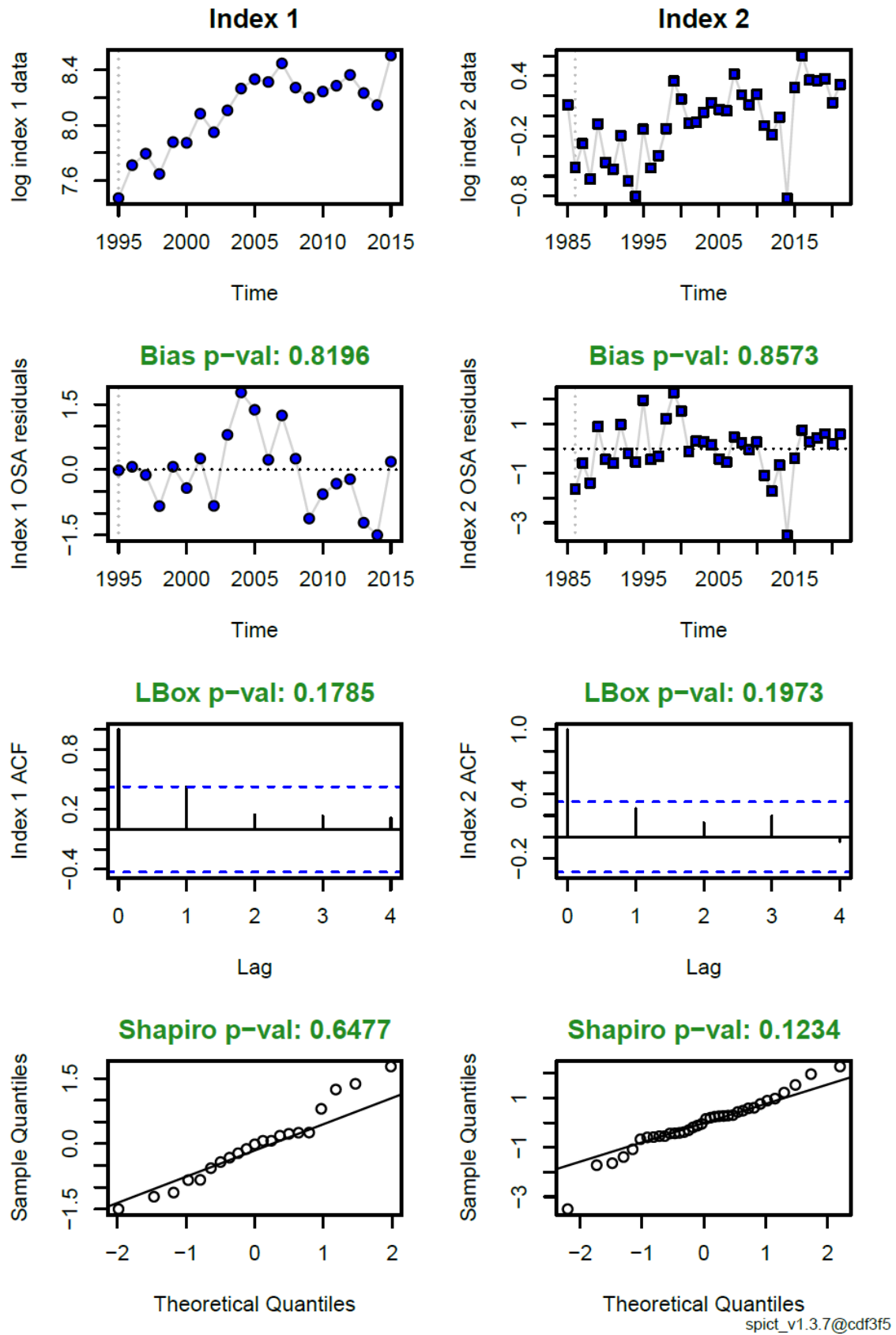
補足図 2-6. レトロスペクティブ解析の結果

B) Model 2



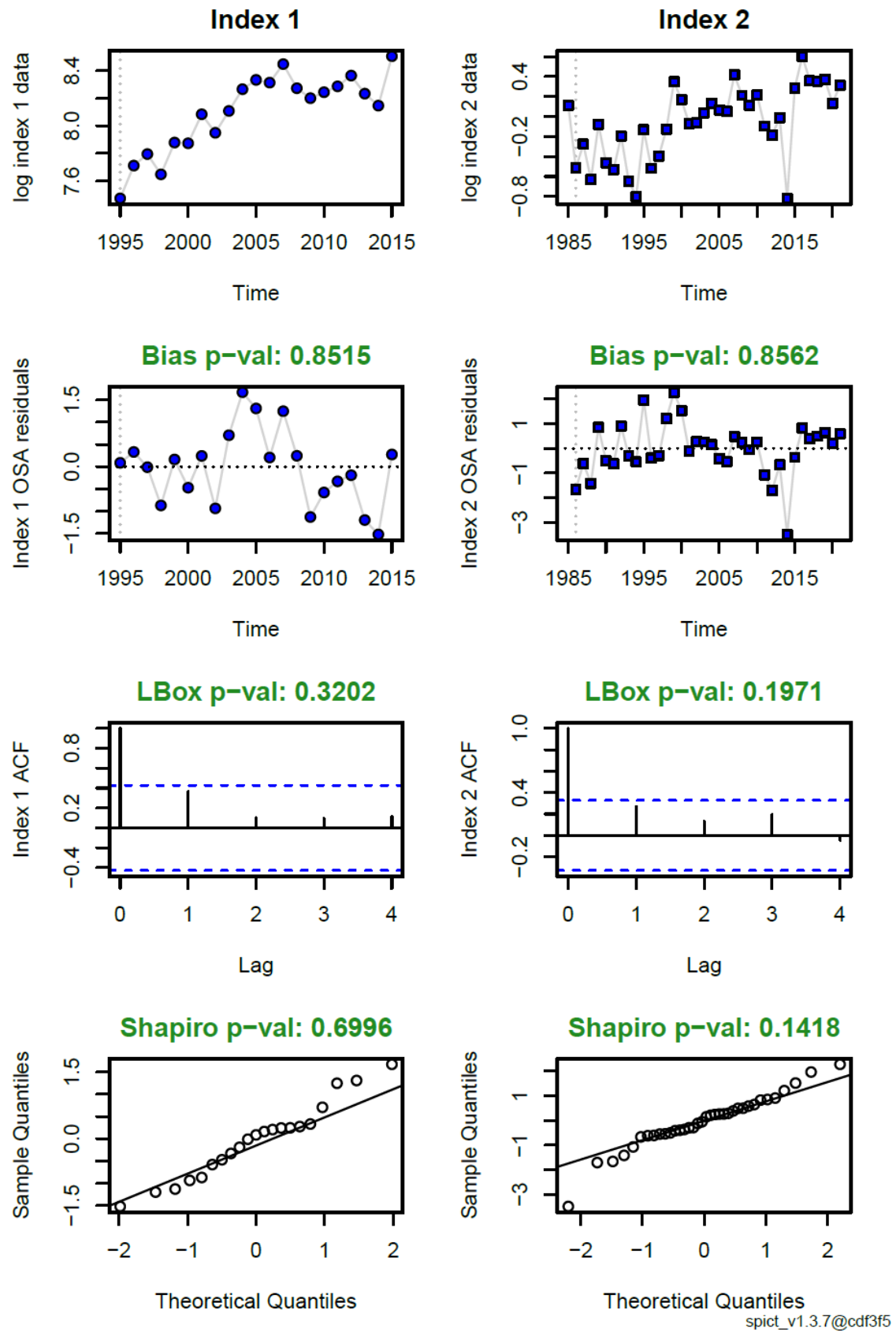
補足図 2-6. レトロスペクティブ解析の結果 (続き)

A) Model 1



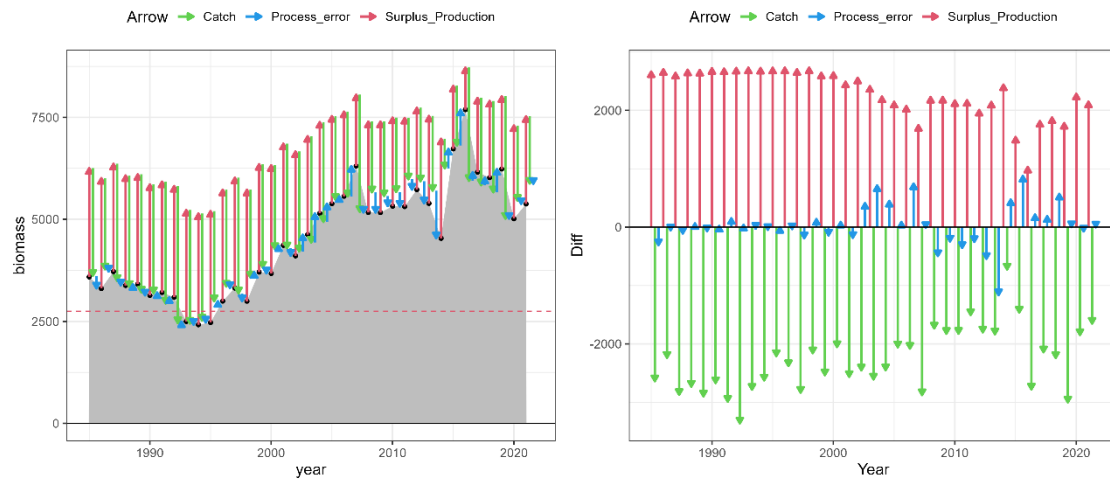
補足図 2-7. 指標値の残差分析

B) Model 2

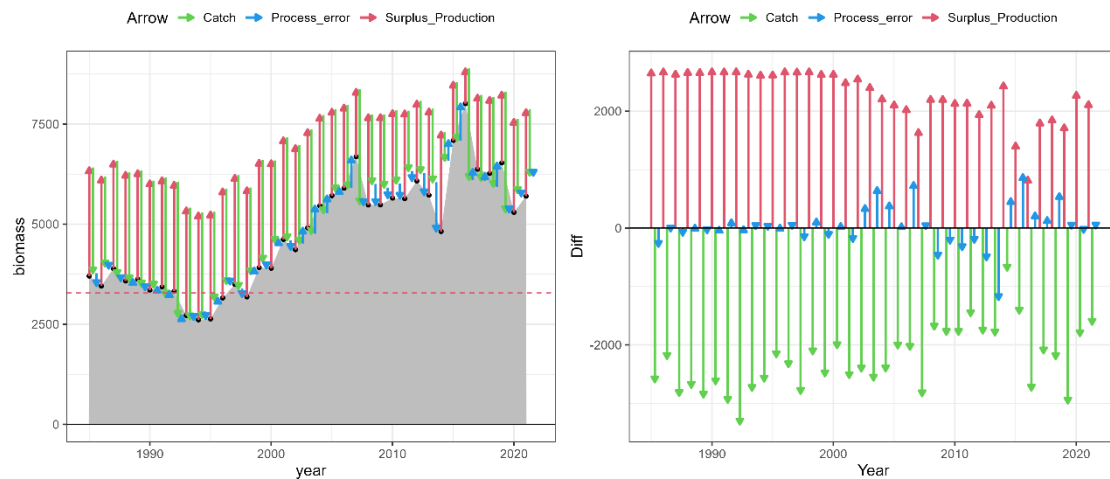


補足図 2-7. 指標値の残差分析（続き）

A) Model 1

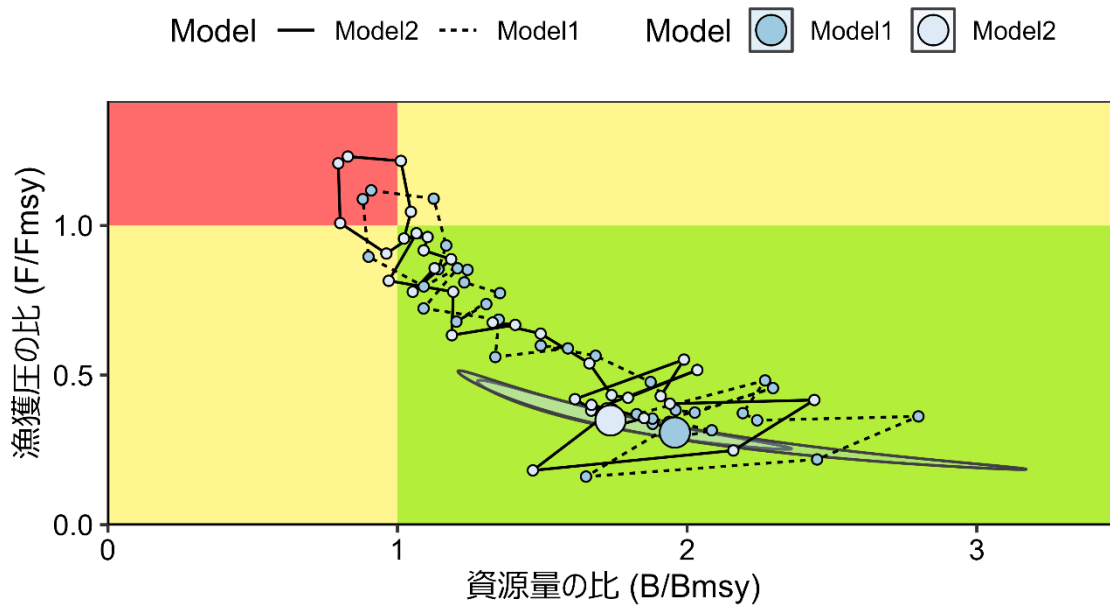


B) Model 2



補足図 2-8. Model 1 および Model 2 で推定された資源変動の要因分解プロット

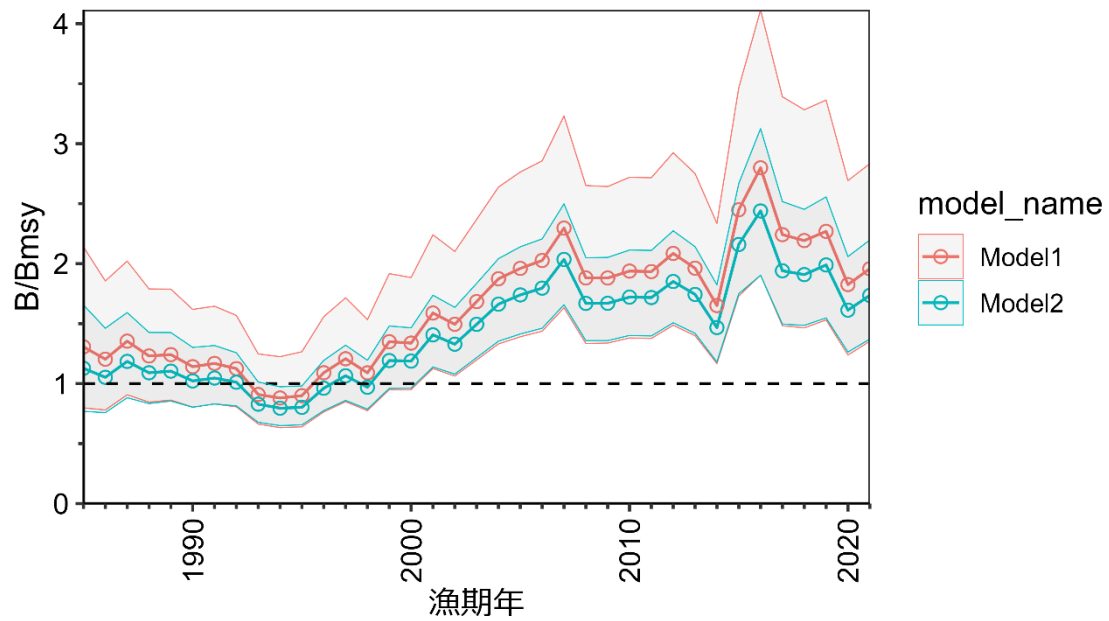
左図の灰色は資源量の推定値を示し、赤、緑、青の矢印がそれぞれ資源量の変動に対する余剰生産、漁獲、プロセス誤差の影響の大きさを示す。右図は基準を 0 とした場合の余剰生産、漁獲、プロセス誤差の影響の大きさを示す。



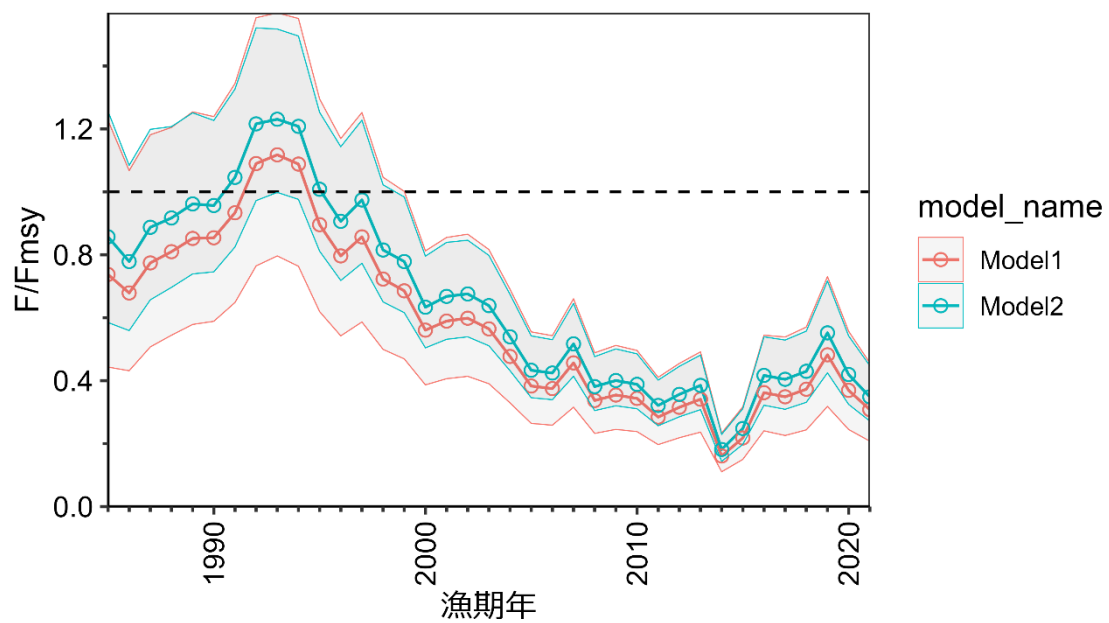
補足図 2-9. 神戸プロット

余剰生産モデルにおいて、形状パラメータの事前分布の平均値に 2、内的自然増加率の事前分布の平均値に 0.321 を、それぞれ標準偏差を 1 として与えた Model 1、および同じ事前分布の平均値で標準偏差を 0.5 として与えた Model 2 の結果を示した。全てのモデルで σ_1 に平均値 0.15、標準偏差 0.5 の事前分布を、 q_1 に平均値 1、標準偏差 0.3 の事前分布を設定した。図中の大きな丸印が直近年の資源状態を示す。色の付いた枠の範囲は 90%信頼区間を示す。

A) 資源量の推移



B) 漁獲圧の推移



補足図 2-10. 推定された資源量と漁獲圧

余剰生産モデルにおいて、形状パラメータの事前分布の平均値に 2、内的自然増加率の事前分布の平均値に 0.593 を、それぞれ標準偏差を 1 として与えた Model 1、および同じ事前分布の平均値で標準偏差を 0.5 として与えた Model 2 の結果を示した。灰色の網掛けは 90%信頼区間を示す。

補足表 2-1. 各モデルで得られたパラメータの推定値と 90%信頼区間

モデル	Model 1			Model 2		
事前分布 の設定	形状パラメータの平均値に $n=2$ 、内的 自然増加率の平均値に $r=0.321$ をそ れぞれ広い事前分布 ($SD=1$) で仮定 した			形状パラメータの平均値に $n=2$ 、内的 自然増加率の平均値に $r=0.321$ をそ れぞれ狭い事前分布 ($SD=0.5$) で仮 定した		
	下限 5%	推定値	上限 5%	下限 5%	推定値	上限 5%
r	0.32	0.65	1.31	0.48	0.78	1.28
K	6888	9386	12789	7025	9208	12069
$\ln(q_1)$	-0.57	-0.31	-0.06	-0.64	-0.37	-0.11
$\ln(q_2)$	-8.70	-8.43	-8.16	-8.76	-8.49	-8.22
n	0.27	0.65	1.59	0.54	0.94	1.62
σ_B	0.07	0.10	0.14	0.07	0.10	0.14
σ_F	0.17	0.22	0.28	0.17	0.22	0.28
σ_{I1}	0.04	0.06	0.11	0.04	0.06	0.11
σ_{I2}	0.21	0.25	0.31	0.21	0.25	0.31
$bkfrac$	0.25	0.38	0.59	0.27	0.40	0.60

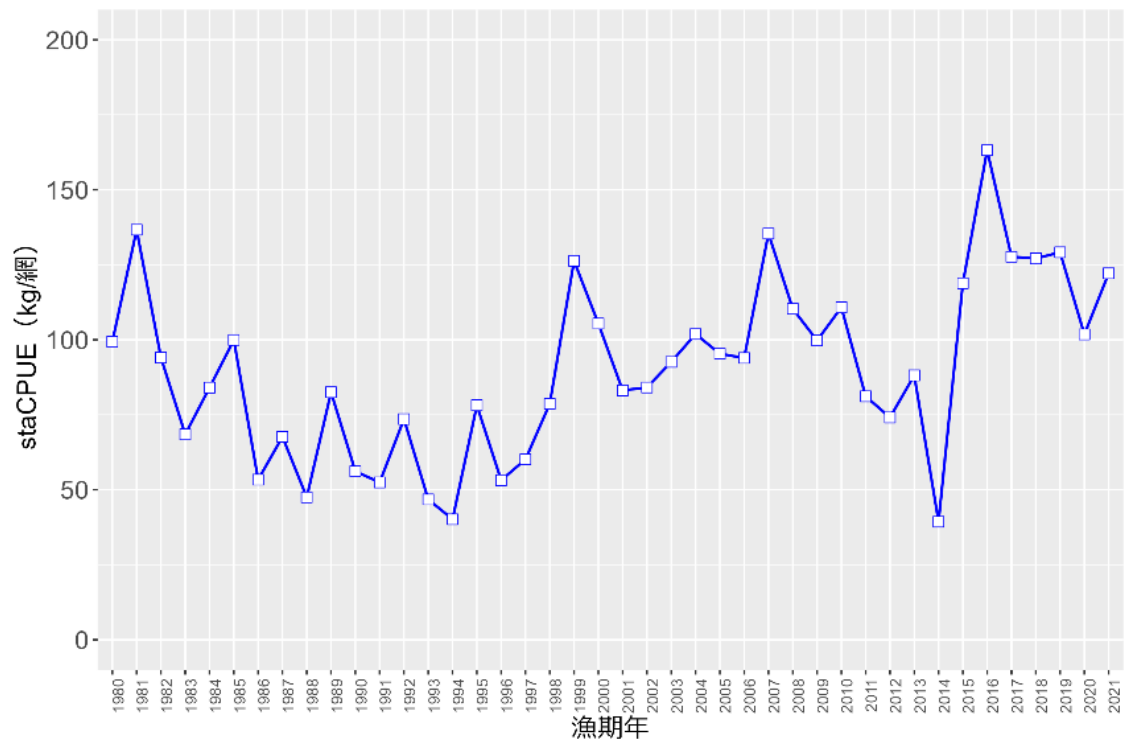
全てのモデルで σ_I に平均値 0.15、標準偏差 0.5 の事前分布を、 q_1 に平均値 1、標準偏差 0.3 の事前分布を設定した。

補足資料3 沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）CPUE の標準化

余剰生産モデルに用いる指標値として、北海道北部における沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の月別船別集計の漁獲成績報告書に基づき、ソウハチ CPUE（1 網あたりのソウハチ漁獲量 kg/網）の標準化をおこなった。本海域のソウハチ資源の動向に関係すると考えられる操業データとして、稚内・枝幸・小樽の根拠地に限定し、さらに有漁操業データにおける水深の分布の下側 5%（水深 340 m 以深に相当）を除去し、813,630 操業にフィルタリングした。狙い操業の効果を考慮するため、フィルタリング後のデータに Direct Principal Component モデル（Winker et al. 2013）を採用し、狙いの効果をモデリングした。DPC モデルでは、漁獲物組成データの主成分分析から得られた連続的な主成分スコアを、一般化加法モデル（GAM）の枠組みの中で非線形予測子として使用する。本資源は一般的に混獲種でありゼロキャッチデータが多いことから、ゼロデータをモデリングに加えることが可能で目的変数に CPUE の連続変数を用いる Tweedie モデルを採用した。Type-III ANOVA と Quasi-AIC によって選択された説明変数は、漁期年（1980～2021 年漁期）、四半期（8～10 月、11 月～翌年 1 月、2～4 月、5～7 月）、船型階級（100 トン未満、100 トン以上）、根拠地（稚内、枝幸、小樽）、第 1 主成分スコア、第 2 主成分スコア、緯度経度、太平洋 10 年規模気候変動指数の主効果および、漁期年と根拠地、四半期と根拠地の交互作用項である。選択されたモデルを用いて推定された標準化 CPUE の年トレンドを補足図 3-1 にしめす。標準化の詳細は別文書 FRA-SA-2022-SC08-102 に示した。

引用文献

- 千葉 悟・佐藤隆太・森田昌子・境 磨・濱津友紀 (2022) 令和 4 (2022) 年度ソウハチ北海道北部系群の沖合底びき網漁業（かけまわし漁法）の CPUE 標準化について. (FRA-SA-2022-SC08-102)
- Winker, H., Kerwath, SE., and Attwood, CG. (2013) Comparison of two approaches to standardize catch-per-unit-effort for targeting behavior in a multispecies hand-line fishery. *Fish. Res.*, **139**, 118-131.

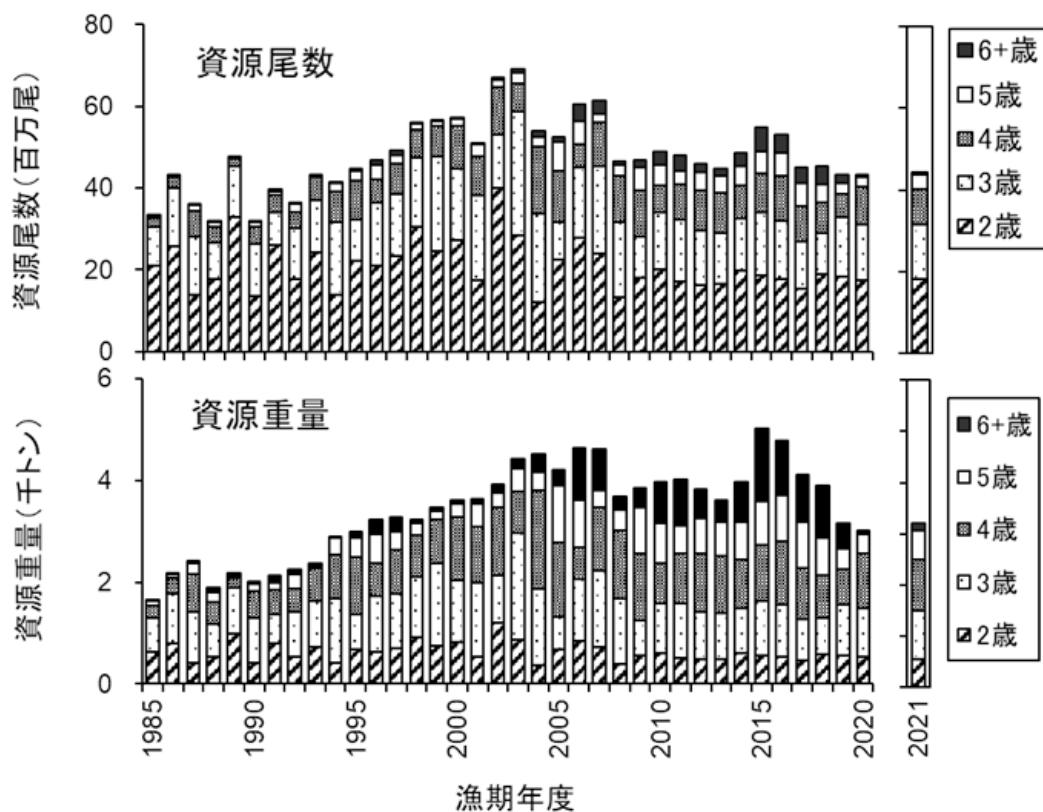


補足図 3-1. ソウハチ標準化 CPUE の年トレンド

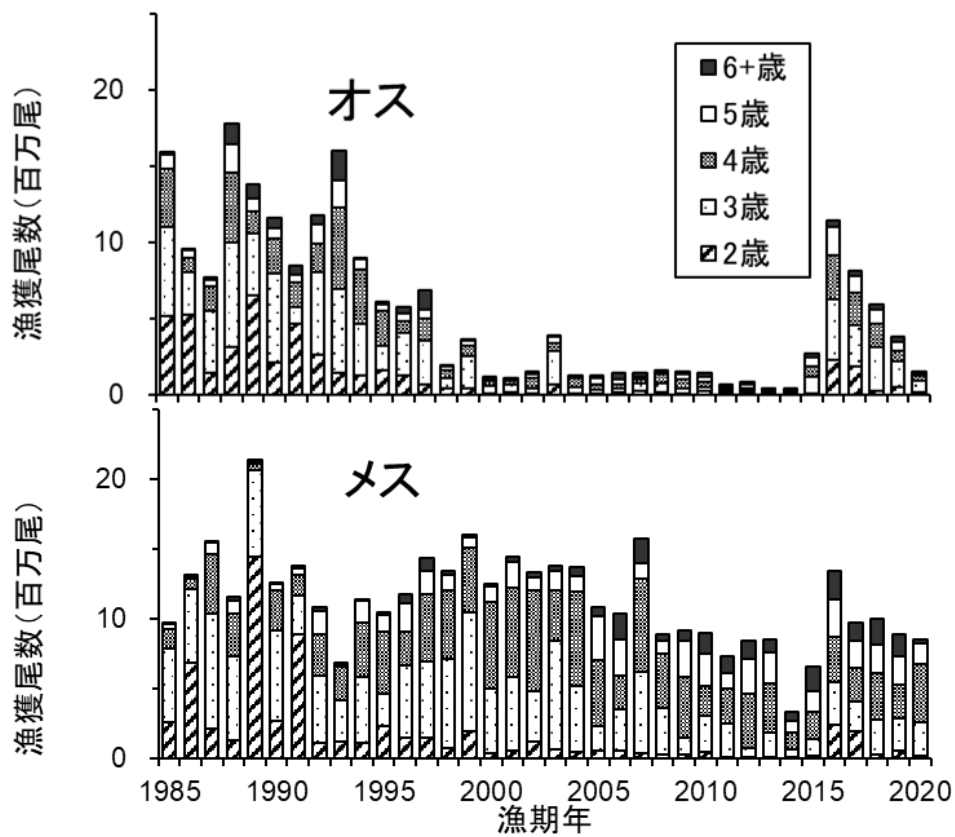
補足資料4 ソウハチ（日本海～オホーツク海）について北海道立総合研究機構が実施した Pope の近似式に基づくコホート解析の結果（中央水産試験場・稚内水産試験場 2022）より引用

引用文献

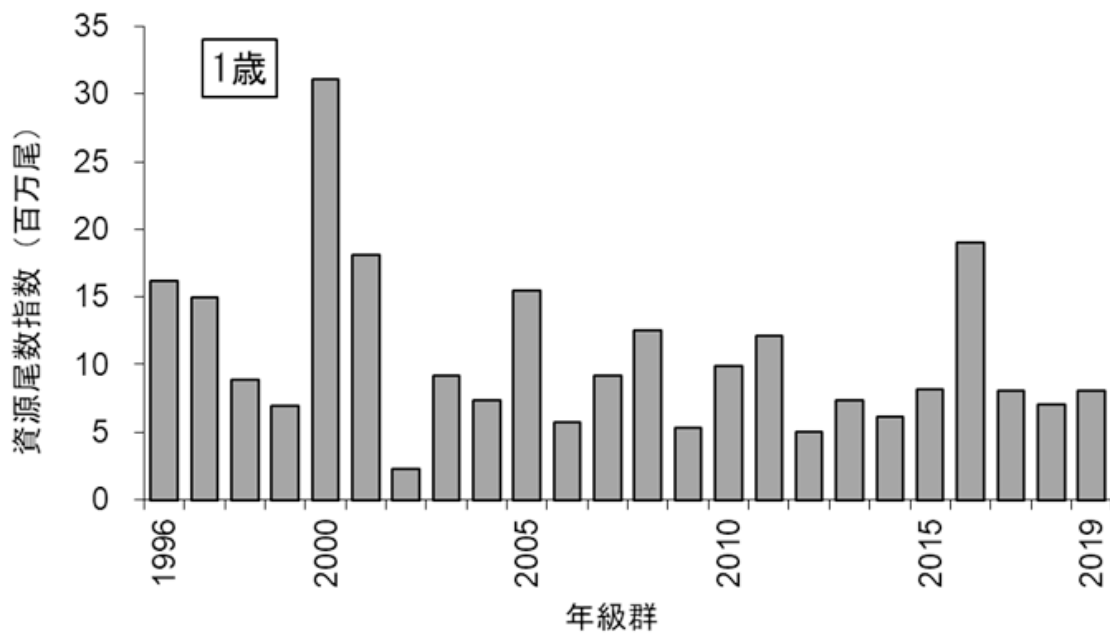
中央水産試験場・稚内水産試験場・網走水産試験場（2022）ソウハチ(日本海～オホーツク海海域). 2022 年度水産資源管理会議評価書, 北海道立総合研究機構水産研究本部



補足図 4-1. ソウハチ雌の年齢別資源尾数（上）および資源重量（下）の推移（2021 年は推定値）



補足図 4-2. ソウハチの雌雄別年齢別漁獲尾数



補足図 4-3. 未成魚分布調査（石狩湾）におけるソウハチ 1 歳魚の資源尾数指数の推移