

令和元（2019）年度スルメイカ秋季発生系群の資源評価

担当水研：日本海区水産研究所、中央水産研究所

参画機関：北海道立総合研究機構函館水産試験場、北海道立総合研究機構中央水産試験場、北海道立総合研究機構稚内水産試験場、青森県産業技術センター水産総合研究所、秋田県水産振興センター、山形県水産試験場、新潟県水産海洋研究所、富山県農林水産総合技術センター水産研究所、石川県水産総合センター、福井県水産試験場、京都府農林水産技術センター海洋センター、兵庫県立農林水産技術総合センター但馬水産技術センター、鳥取県水産試験場、島根県水産技術センター、山口県水産研究センター、長崎県総合水産試験場

要 約

本系群の資源量について、1981～2018 年は調査船による釣獲試験で得られた標準化 CPUE（釣り機 1 台 1 時間あたりの採集尾数）により推定し、2019 年は 2018 年漁期後の親魚量からの前進計算により推定した。本系群の資源量は、1980 年代の低い水準から 1990 年代に増加し、1997 年に最大となった。2000 年前後以降は 800 千～1,600 千トンの高い水準で推移したが、2016 年以降は 800 千トン未満となっている。2019 年の資源量は 632 千トンと推定され、資源量に基づき資源水準を中位、最近 5 年間（2015～2019 年）の資源量の変化から動向を減少と判断した。なお、2019 年漁期後の親魚量は 297 千トンで、Blimit（365 千トン）を下回る。本資源では、1990 年代と比べて、2000 年前後以降において再生産成功率（RPS）が低くなっているが、その原因として海洋環境の変化（秋季の高水温化）や韓国以外の外国の漁獲が計算に入っていない影響により実際より低く見積もられていることが挙げられ、また高水準期では密度効果も影響した可能性がある。韓国以外の外国の漁獲量が不明であることにより、親魚量や再生産関係、および推定される将来予測についても、近年不確実性が高まっている。今後、再生産成功率（加入量／親魚量）が、日本海の海洋環境に変化が生じたと考えられる 1999 年以降の中央値で継続した場合に、親魚量の増大（ $B/B_{limit} \times F_{med}$ ）および親魚量の増大（5 年で Blimit へ回復）の漁獲シナリオで期待される漁獲量を 2020 年漁期の ABC として算定した。

2019 年の資源は、分布様式が例年と異なり、調査船調査に基づく資源量指標値から資源量を求めることが妥当でないと判断し、2018 年漁期後の親魚量からの前進計算により求めている。このように、2019 年の資源量推定値の不確実性は例年以上に高いため、予防的措置を講じ漁獲係数に $\alpha = 0.8$ を乗じた ABCtarget 以下による管理が望ましい。

Limit は、各漁獲シナリオの下で許容される最大レベルの F 値（漁獲係数）による漁獲量。Target は、資源変動の可能性やデータ誤差に起因する評価の不確実性を考慮し、各漁獲シナリオの下でより安定的な資源の増大または維持が期待される F 値による漁獲量。Ftarget = α Flimit とし、係数 α には標準値 0.8 を用いた。Fcurrent は 2016～2018 年の F の平均値。Fmed は日本海西部海域における秋季の水温が上昇した 1999 年以降の再生産成功率の中央値（2.14）に対応する F。漁獲割合は 2020 年漁期漁獲量／資源量。2019 年以降の加入量は、1999 年以降の再生産成功率の中央値（2.14）を使用して予測した。2020 年漁期は 2020 年 4 月～2021 年 3 月と定義するが、実際の漁期は 11 月まで。

年	資源量 (千トン)	親魚量 (千トン)	漁獲量 (千トン)	F 値	漁獲割合 (%)
2015	1,111	534	102	0.13	9
2016	724	336	84	0.17	12
2017	766	356	87	0.17	11
2018	616	296	57	0.13	9
2019	632	297	68	0.16	11
2020	634	—	—	—	—

2019 年資源量は 2018 年親魚量から 1999 年以降の再生産成功率の中央値（2.14）を使用した前進計算により求めた値。また、2019 年の親魚量、漁獲量、漁獲割合はそれぞれ Fcurrent（2016～2018 年の F 値の平均）で漁獲した場合に計算される漁期終了時の予測値である。また 2020 年の資源量は将来予測に基づく値である。

	指標	水準	設定理由
Bban	未設定		
Blimit	親魚量	13.0 億尾 (365 千トン)	高い再生産成功率があったときに 高い加入量が期待できる親魚量
2019 年	親魚量	10.6 億尾 (297 千トン)	

水準：中位 動向：減少

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
月別・海域別漁獲尾数 (系群別漁獲量)	漁業・養殖業生産統計年報（農林水産省） いか釣り漁獲成績報告書（水産庁） 全国イカ水揚げ集計表（全漁連） 主要港漁業種類別水揚量、生物情報収集調査（北海道～長崎（14）道府県） 水産統計（韓国海洋水産部） （ https://www.fips.go.kr/p/Main/ 、2019 年 11 月） 漁船活用調査（水研）
資源量指標値 ・資源量指標値 ・小型いか釣り CPUE ・幼生分布調査 ・新規加入量調査 ・海洋環境・海洋観測調査	日本海スルメイカ漁場一斉調査（水研、北海道～鳥取（8）道県） ・いか釣り調査、6～7 月 ・主要港の小型いか釣り月別漁獲量、水揚げ隻数（北海道、青森、石川） スルメイカ稚仔調査（水研、青森～島根（11）府県） ・口径 45 cm（鉛直曳き）および 80 cm のリングネット、口径 70 cm のボンゴネット（斜め曳き）、10～11 月 日本海における加入量早期把握調査（水研、富山県、石川県） ・表層トロール、4 月 CTD による対馬暖流域水温（青森～島根（11）県）
自然死亡係数（M）	月当たり 0.1（漁期間 6 ヶ月で 0.6）を仮定
漁獲努力量	いか釣り漁獲成績報告書（水産庁）

1. まえがき

スルメイカは我が国の主要な水産資源の 1 つであり、平成 29 年の漁業・養殖業生産統計年報（以下、農林統計）によると、我が国海面漁業の漁獲量（養殖業を除く）におけるスルメイカの占める割合は約 2%であった。本系群の多くは、日本海においていか釣り漁業で漁獲される。いか釣り漁業は、いか釣り漁業（主に旧中型いか釣り漁船 30～200 トン、大臣許可）と、小型いか釣り漁業（30 トン未満漁船、知事許可）に分けられる。

本系群は我が国のほか、韓国、中国、北朝鮮およびロシアによっても漁獲されている。このうち韓国による漁獲量は、1999 年以降、我が国を上回っている。中国漁船は、2004 年から日本海の北朝鮮水域に入漁しているが、正確な漁獲量は不明である。

2. 生態

(1) 分布・回遊

スルメイカは日本周辺海域に広く分布し、周年にわたり再生産を行っている。このうち、秋季から冬季に発生した群が卓越して多く、産卵時期や分布回遊の違いから本系群と冬季発生系群の2系群に分けて評価している（図1）。なお、春季から夏季に発生した群も想定されているが（新谷 1967）、資源量および漁獲量は少ない。夏季に発生した群の分布回遊は本系群に近く、春季に発生した群の分布回遊は冬季発生系群に近いことから、本報告書では、これらの漁獲量および推定資源量をそれぞれ本系群および冬季発生系群に含めて扱った。

(2) 年齢・成長

スルメイカは単年生であり、1年で成長・成熟し、産卵後に死亡する。スルメイカの成長は発生時期や分布域および雌雄によって異なるが（浜部・清水 1966、新谷 1967、木所・檜山 1996）、本系群の平均的な成長は図2のとおりである。

(3) 成熟・産卵

スルメイカの雄では、孵化後7～8ヶ月から生殖腺が発達し始め（坂口 2011）、約9ヶ月で成熟し、雌と交配し始める。雌は雄よりも成熟が遅く、孵化後10ヶ月以降、産卵直前になって急速に生殖器官を発達させ、多くのイカ類（Rocha et al. 2001）同様、生活史の最後に産卵して死亡する。しかし、産卵回数が1回のみであるとの確証は得られていない（安達 1988、Ikeda et al. 1993）。本系群は主に10～12月に北陸沿岸域から対馬海峡付近および東シナ海で産卵する（図1）。

(4) 被捕食関係

スルメイカの餌料は発育とともに変化する。外套背長5 cm未満では主にプランクトンを捕食するが、外套背長5～7 cm以上になると成体と同様の体型になるとともに、遊泳力が増大し、魚類を多く捕食するようになる（Uchikawa and Kidokoro 2014）。日本海では海域によって餌料が異なり、沿岸の対馬暖流域ではキュウリエソをはじめとする小型魚類を捕食するが、沖合の亜寒帯冷水域では動物プランクトンが主要な餌料となる（沖山 1965）。

スルメイカは大型魚類や海産哺乳類によって捕食されると考えられるものの、日本海における被食状況は明らかでない。孵化後100日前後の若齢個体は共食いによる被食が多い（木所・氏 1999）。

3. 漁業の状況

(1) 漁業の概要

本系群は主に日本海に分布し（図1）、主に夏から秋に漁獲対象となる。漁場は、スルメイカの回遊とともに移動する。我が国では、日本海の沿岸域では主に小型いか釣り漁船（30トン未満）により、沖合域では旧中型いか釣り漁船（30～200トン）により漁獲される。沿岸域の漁獲物は主に生鮮で、沖合域の漁獲物は主に冷凍で水揚げされる。本系群は我が国のほか、韓国、中国、北朝鮮およびロシアでも漁獲されている。

(2) 漁獲量の推移

本系群の漁獲量の推移（日本＋韓国）を図3および表1に示す。ただし、1978年以前の漁獲量は各系群に配分することが困難であることから、本系群が大部分を占めていた日本漁船による日本海の漁獲量を参考値として示した。なお、スルメイカは両系群とも4月～翌年3月を漁期年と定義するが、本系群の漁期は4月～11月までであるため、漁期年と年（暦年、1～12月）で集計される漁獲量は変わらない。このため、本報告書では特に必要のない限り「年」での表記を基本とした。

我が国における本系群の漁獲量は、日本海中央部で漁場が開発された1960年代後半以降に増加し、ピーク時の1975年には308千トンに達した。1970年代半ば以降は漁獲量が減少に転じ、1986年には54千トンに落ち込んだ。その後は増加し、1990年代の漁獲量は107千～178千トンとなった。漁獲が最も多かったのは1996年で、以降は減少傾向となり、2013年以降は40千トンを下回っている。2018年の漁獲量は24千トンで、2017年（35千トン）を下回り過去最低となった。

本系群を対象とした韓国の漁獲量は1980年代までは最大44千トンであった。しかし、1990年以降に急速に増加し、1993年に100千トンを超えた。1999年以降、我が国の漁獲量を上回ったものの、我が国と同様に減少傾向となり2018年は33千トンであった。本系群の漁獲量に占める韓国の比率は、近年60%以上であるが、2018年は57%であった。

本系群に対する我が国と韓国の合計漁獲量は、1980年代は平均157千トンであったが、韓国の漁獲量の急速な増加により1996年および1999年には300千トンを超え、1970年代前半の日本海の漁獲量と同程度まで増加した。しかし近年は減少傾向にあり、2016年には100千トンを下回り、2018年の漁獲量は57千トンで過去最低の漁獲量となった。

韓国以外の外国のうち、中国漁船による漁獲について、韓国の研究（Lee et al. 2017）によれば、2004年から主に2そうびき網船が北朝鮮水域に入漁しており、近年は灯火網船も加わり、漁獲量は2004年以降増加傾向である。同報告では、日本海における中国漁船の漁獲量は2010年以降、200千トン前後と推定しているが、資源解析に採用できる精度ではないと判断した（補足資料4）。日本海における北朝鮮漁船による漁獲は、木造船や鋼船の増加、我が国EEZでの不法漁獲、我が国漁船への操業妨害等が新聞等で報じられているが、漁獲量に関する情報は無い。これら中国および北朝鮮の漁船の日本海への出漁時期を衛星夜間光の解析から判断すると、8～10月をピークとして11月までであり、12月には漁船数は大きく減少する（補足資料5）。日本海での漁獲物の主体は、11月以降に太平洋から来遊した冬季発生系群に入れ替わってくるが、中国・北朝鮮の主漁期は10月までであるため、両国の漁獲対象資源は秋季発生系群が主体と推察される。ロシアによる日本海でのスルメイカの漁獲量について、2015年まで年間数トン～500トンと少なかったが、その後増加しており、2016年は1,300トン、2017年は4,800トン、2018年は4,700トンであるとの情報をロシアの研究者から得ている。

本系群の漁獲量（日韓計）が2000年前後をピークに減少した要因として、資源量が2000年前後をピークに減少傾向にあること（「4.資源の状態」参照）が考えられるが、我が国の漁獲量の減少の方がより顕著であることの要因として、1998年以降に春季～秋季の日本海の海水温が上昇したこと（加藤ほか 2006）が考えられる。日本海の本州沿岸域での漁獲量は、特に夏秋季に大きく減少している（木所 2011）。日本海沖合域で操業する旧中型いか

釣り船での漁獲量も減少傾向であるが、CPUE の減少傾向は沿岸いか釣りの方がより顕著である（木所 2016）。日本海では本州沿岸に沿って対馬暖流が流れているため、相対的に沖合域～大陸寄りの海域の方が水温は低いが、日本海全体の高水温化により、夏秋季（8～11月）の我が国の本州沿岸域は、スルメイカの生息にとってより不適な環境となっていることが考えられる。この結果、夏秋季のスルメイカの分布域がより沖合や北方に移ることによって、相対的な我が国の漁獲の減少、日本海北方のロシア海域での漁獲の増加、また、我が国 EEZ 内での漁場の沖合化・北偏化が起きた可能性が考えられる。さらに、我が国のいか釣り漁船数が長期的に減少しており（三木 2003、佐藤 2009、四方 2009）、その傾向が近年まで継続していることによる影響もあると考えられる。

2019年11月19日現在での2019年4～9月のスルメイカ秋季発生系群の漁獲量は、我が国の沿岸漁業（いか釣り、定置、底びき等）で9,768トン、沖合漁業（いか釣り）で2,500トン、韓国で31,070トン、合計43,337トンで、それぞれ前年同期の85%、24%、156%、合計で104%、過去5年平均の62%、21%、106%、合計で76%であった。なお、ここでの我が国の漁獲量のうち、生鮮水揚げ量は全国イカ水揚げ集計表（全漁連）による集計値を過去3年平均の比率で農林統計値に引き延ばした値である。冷凍水揚げ量（沖合のいか釣り）は、2018年以前はいか釣り漁獲成績報告書（水産庁、以下「漁績」）に基づく月別・海域別漁獲量を過去の漁績と農林統計値の比率で引き延ばした値である。漁績が未集計である2019年の冷凍水揚げ量は、漁船活用調査（水研）により得られる調査対象10隻の月別・海域別漁獲量を過去の同調査と漁績との比率、および漁績と農林統計値の比率を利用して推定した。

2019年の漁況については、我が国の沖合域での漁獲が大きく減少した一方で、韓国での漁獲が前年の約1.5倍に伸びたという点で、海域間の資源の配分が例年と大きく異なっていたと考えられた。また、我が国EEZの中でも、近年では漁場は沖合中心で、夏～秋には北海道西部が主漁場となっていたところ、2019年漁期は、本州沿岸域に主漁場が形成され、北海道西部や大和堆を中心とする沖合域での漁獲が大きく減少するという漁場形成の変化が起きた（補足資料6）。

（3）漁獲努力量

本系群を対象とする主漁業である日本海沖合域の旧中型いか釣り漁船の漁獲努力量（5～10月の日本海および5～11月の東シナ海における操業日数）は、1980年代半ばまで年間おおよそ70千～100千日であったが、1990年代以降減少し、2000年代には20千日台を下回った（図4、表2）。2007年以降は10千日前後となり、2018年は7.9千日であった。漁獲努力量の長期的な減少には沖合域で操業する漁船数の大幅な減少が関係している。

4. 資源の状態

（1）資源評価の方法

日本海スルメイカ漁場一斉調査、幼生分布調査および新規加入量調査により、各発育段階の資源状況を把握し、資源動向を判断する資料とした（補足資料1および3）。なお、資源量の推定方法の概要は下記のとおりである（補足資料2）。

ア) 6月中旬～7月上旬の日本海スルメイカ漁場一斉調査（2001年以降）および6～7月の調査船・実習船による釣獲調査（1981～2000年）の結果から分布状況を把握するとと

もに、各調査点で CPUE（釣り機 1 台 1 時間あたりの採集尾数）を求め、併せて水温、外套背長組成等を記録した。推定精度向上のため、平成 30 年度より、これらの調査で得られた CPUE を標準化することにより資源量指標値を求めることとし、本年の評価ではさらに改善した標準化手法を適用した（補足資料 2）。

イ）資源尾数は、上記の調査で得られた標準化 CPUE に基づく資源量指標値に比例すると仮定し、資源量指標値に比例定数（ q ）を乗じて推定した。資源量は資源尾数に漁獲物の平均体重として 280 g を乗じることにより求めた。

ウ）比例定数（ q ）は、2000 年以前の漁獲係数の平均値が、1979～2000 年の釣獲調査で得られたデータ（CPUE の日間減少率）から推定した 2000 年以前の平均的な漁獲係数（ $F^* = 0.447$ ）と同値になるように求めた。

エ）親魚尾数は、資源尾数を自然死亡係数 M で減耗させ、漁獲尾数を差し引くことにより求めた。漁獲尾数は漁獲量を平均体重 280 g で割ることで求めた。自然死亡係数 M は月あたり 0.1、漁期 6 ヶ月間で 0.6 と仮定した。

オ）2019 年の資源尾数は同年の資源量指標値から求めず、2018 年親魚尾数に「(8) 今後の加入の見積もり」において適用する再生産成功率を乗じることにより求めた。

オ）で述べたように、2019 年の資源量は日本海スルメイカ漁場一斉調査の結果から求めず、前年の親魚量と想定される再生産関係を用いた前進計算により求めた。2019 年の資源に関しては、漁況（3. (2) 漁獲量の推移）から、海域間の資源の配分が例年と大きく異なる状況であったと考えられ、日本海スルメイカ漁場一斉調査により把握される我が国 EEZ の沖合域への配分割合が例年になく低い状況であったと推察された。このため、2019 年の資源量指標値に基づき資源量推定をすると明らかな過小評価になると判断されたため、前進計算による推定を採用することとした（補足資料 6）。2019 年のように、我が国 EEZ の沖合域への資源の配分割合が極端に低いという状況は、1979 年以降において類似年がなく特異的な状況であったと判断される（補足資料 6）。今後はこうした状況でも資源量指標値による判断が可能となるように、我が国の沿岸域、および我が国 EEZ 外の分布状況をも把握した上で、総合的に判断できる評価手法に改善することが急務である。現在検討している新たな評価手法は、状態空間モデルを利用した資源動態の推定手法である。一つは、秋季発生系群の複数の指標値を活用して 1 つの資源量指標値を求め、求めた資源量指標値から資源量を推定する手法はこれまでと同様とするもの（補足資料 8）である。もう一つは、資源量指標値から資源量を求める段階も含めてモデルの中で推定する手法であり、現段階では情報不足を補うためにスルメイカ 2 系群の情報を活用し、2 系群の資源量をそれぞれ求めるものである（補足資料 9）。これらの手法をベースとして、次年度評価以降、新たな手法を導入することを早急に検討する。

（2）資源量指標値の推移

ア）資源量指標値

2001 年以降の日本海スルメイカ漁場一斉調査および 2000 年以前の 6～7 月の釣獲調査における CPUE（釣り機 1 台 1 時間あたりの採集尾数）の標準化により得られた資源量指標値の経年変化を図 5 と表 3 に示す。資源量指標値は 1980 年代前半に減少し、1986 年は 3.42 となった。1990 年以降増加傾向に転じ、1997 年に 25.87 と最も高い値をとった。1998 年に

9.36 となった後、2000 年前後から 2015 年にかけて 11～23 と比較的高い値で経過していたが、2016 年以降は 10 以下で推移している。2019 年は 2.27 となり 2018 年の 7.90 を大きく下回り、過去最低の値であった。

イ) 新規加入量調査

新規加入量調査は、漁期前に資源状況を把握するため、4 月に実施している。2000～2011 年の調査結果では、本系群に相当する外套背長 5 cm 以上の個体の平均採集数と資源量の間に有意な相関関係があることが報告されている (Kidokoro et al. 2014)。2019 年の調査結果では、外套背長 5 cm 以上の個体の 1 曳網あたりの平均採集尾数は 9.0 尾であり、2018 年 (10.7 尾) および近年 5 年平均 (17.0 尾) を下回った (補足資料 3)。

ウ) 幼生分布密度

幼生の分布密度は、資源水準が高い年代には親魚の資源水準の指標値として有効である (後藤 1999)。口径 45 cm ネットの鉛直曳きによる 1 曳網あたりの採集数は、1980 年代は低い値 (0.1 尾前後) であったが、1990 年代以降は高い値 (1 尾以上) となり、2000 年前後には 2.5 尾前後となった。しかし、その後は減少傾向となり、特に 2016 年以降、1989 年以降の資源増加期と同様に対馬海峡付近で幼生が採集されているものの、平均採集数が 0.1 程度と 1988 年以前に観察された分布密度並となっている (図 6)。2019 年の調査における速報値は 0.20 で、2018 年 (0.17) より多いものの、2016 年以降の少ない水準のままであった。近年の幼生分布密度の低下には、本系群の主産卵時期が遅くなり (桜井ほか 2007) 調査時期と主産卵時期が合わなくなった影響 (補足資料 3)、外国漁船も含めた場合漁獲が過剰で親魚が減少している可能性があること、および再生産成功率が減少傾向にあること ((5) 再生産関係参照) が関係していると考えられる。

エ) CPUE (漁船)

日本海と東シナ海における旧中型いか釣り漁船の CPUE (1 隻 1 日あたりの漁獲量) は、1980 年代前半は概ね 1 トン以下であった。その後、資源量指標値 (調査船の標準化 CPUE) と同様に 1990 年代に増加し、2000 年前後には約 3 トンとなった。その後は短期的な変動はあるものの減少傾向にあり、2010 年以降は 2 トン前後で経過し、2018 年は 1.63 トンとなった (図 4、表 2)。

(3) 外套背長組成

図 7 に日本海漁場一斉調査で得られた外套背長組成を、各調査点の分布密度 (各調査点で実施した調査船の CPUE) で重み付けした平均値で示す。2019 年は外套背長のモードは前年および近年 5 年平均より小さく、19 cm 台以下の個体で 9 割以上を占めていた。過去の日本海スルメイカ漁場一斉調査 (1995 年以降) において、外套背長組成のモードが最も小さかったのは 2011 年の 16 cm 台であったが、本年のようにさらに小型の個体も多くみられるような組成の年はなかった。

(4) 資源量と漁獲割合の推移

本系群の資源量推定の手順の中で、今年度、日本海スルメイカ漁場一斉調査の CPUE 標準化手法を変更したこと（補足資料 2）に伴い、資源量の推移が過去に遡り更新された。本系群の資源量は、1986 年に 266 千トンとなった後、1990 年代に増加し、1997 年に最大の 2,016 千トンとなった（図 8、表 3）。翌 1998 年に一旦 729 千トンとなったが、1999 年は 1,663 千トンとなり、以降、800 千～1,600 千トンで推移した。資源量は 2014 年に 1,818 千トンとなった後、減少傾向となり、2016 年以降 800 千トンを下回り、2018 年は 616 千トンと推定された。2019 年は 2018 年の親魚量からの前進計算により 632 千トンと推定された。

漁獲割合は、1980 年代は概ね 25%を超え、1990 年に最高の 39%となった（図 8、表 3）。その後、資源量の増加とともに低下し、1990 年代から 2000 年代前半にかけては 14～28%で推移した後、2008 年以降に低下し 6～15%となっている。

F 値は 1980 年代に上昇し、1990 年に最大の 0.75 となった後に低下し、1990 年代から 2000 年代にかけては 0.2～0.5、2011 年以降は 0.2 を下回っている（図 9、表 3）。

親魚尾数（計算手法は補足資料 2 参照）は資源量と同様に 1980 年代には減少傾向にあったが、1990 年以降は増加し 1997 年に 32.2 億尾となり、2000 年前後以降は概ね 10～26 億尾の間を推移した（図 10、表 3）。2014 年に最大の 32.7 億尾になった後減少し、2016 年以降は 10 億尾前後で推移し、2018 年は 10.6 億尾であった。2019 年漁期に近年 3 年平均の漁獲係数（ $F=0.16$ ）で漁獲した場合、2019 年の漁獲量は 68 千トン、2019 年の親魚尾数は 10.6 億尾（親魚量は 297 千トン）となり、2018 年並と予測される。なお、親魚尾数は漁獲後の生き残り尾数として推定しているため、実際には明らかでない韓国以外の外国の漁獲があるため、近年は親魚量を過大推定していると考えられる。

また、ロシアから得た資源調査の情報によれば、沿海州南部では 2012 年以降分布密度が低下したが、間宮海峡では 2013 年以降、分布密度が高くなったと推察される。

(5) 再生産関係

推定した資源尾数および親魚尾数を用いて再生産関係を求めた（図 11）。また、再生産成功率（RPS）を、親魚 1 尾あたりの加入資源尾数（資源尾数／前年の親魚尾数）として求めた。RPS は、資源が増加傾向にあった 1990 年代は 3 前後で数年に一度 6 以上の高い RPS となる年もあったのに対し、2000 年以降は 2 前後の年が多く、近年は 2 を下回る年も見られる（図 12、表 3）。

RPS が 2000 年以降では 1990 年代より低下した要因として、海洋環境の変化（1998 年以降に顕著となった秋季の日本海西部の高水温化）に加えて、資源が高水準であった年代は密度効果もあった可能性が考えられる。そのほか、漁期当初の資源尾数から漁獲死亡と自然死亡を差し引いた生き残り尾数として推定される漁期末の親魚尾数の計算において、近年増加していると想定される日本海における中国および北朝鮮漁船による漁獲を考慮していないことから、親魚量が過大推定され、その結果 RPS が過小推定されていることも考えられる（補足資料 4）。日韓の漁獲量は近年 5 年間で 10 万トン前後である一方で、日本海における中国の漁獲量は 20 万トン前後との推定値もあり（Lee et al. 2017）、さらに近年増加している北朝鮮漁船の漁獲量は推察できていない。これらの漁獲量が不明であることにより、近年の RPS 推定値の不確実性が高まっている（補足資料 7）。

(6) Blimit の設定

資源回復措置の閾値 (Blimit) は、Myers et al. (1994) を参考に、RPS_{high} (RPS の高い方からの 10% 点に相当) を示す直線において、R_{high} (新規加入量の高い方からの 10% 点に相当) を実現する親魚量とした (図 13)。なお、資源量指標値の標準化手法を今年度変更したことに伴い、資源量の推移自体が更新された。この影響で Blimit は前年の 424 千トン (15.1 億尾) から 365 千トン (13.0 億尾) に低下した。Blimit 以下の親魚量では高い RPS があっても高い加入を期待することが難しくなるため、親魚量を Blimit 以上とすることが重要である。本系群では、評価年の予測親魚量がこの値を下回った場合、次年の ABC 設定にあたっては資源回復措置をとる。

(7) 資源の水準・動向

資源量の変化から、資源量が少なかった 1980 年代 (1981～1989 年) の平均値 (550 千トン) を低位水準と中位水準の境界、資源量が増加した 1990 年代 (1990～1999 年) の平均値 (1,137 千トン) を中位水準と高位水準の境界とした (図 8)。

2019 年の資源量は 632 千トンであり、この値は高位水準の閾値と低位水準の閾値の間に位置することから、資源水準は中位と判断した。動向は近年 5 年間 (2015～2019 年) の推定資源量の変化 (図 8) から減少と判断した。

スルメイカの資源量は、漁獲の影響に加えてレジェームシフトと呼ばれる中長期的な海洋環境の変化と、年による短期的な海洋環境の変化に影響される (村田・新谷 1977、Okutani and Watanabe 1983、Sakurai et al. 2000、木所 2009)。特に 1989 年の北西太平洋における冬季水温の上昇は (Hare and Mantua 2000、Yasunaka and Hanawa 2002)、スルメイカの主産卵場の形成位置 (Sakurai et al. 2000、Goto 2002) や回遊経路 (Kidokoro et al. 2010)、主発生時期の変化 (木所 2009) と関連し、1990 年代以降にスルメイカの資源量が増加した主要因と考えられている。そのため、中長期的な海洋環境の変化、およびスルメイカの生態的な変化を把握することが、今後の資源変動を把握する上で重要である。

一方、本系群の資源量が 2000 年前後以降、中長期的に減少傾向にあるのは、2000 年前後以降に RPS がそれ以前 (1990 年代) より低下したことによる影響と考えられ、RPS の低下要因として推察されることは「(5) 再生産関係」で述べたとおりである。2014 / 15 年を境として PDO の符号が負から正へと反転したことや、近年の様々な浮魚資源の資源動向の変化を受け、過去にマイワシが増加した時期であった寒冷期へとレジェームシフトが起きた可能性についての議論もあるが (渡邊ほか 2017、黒田・戸谷 2017)、現段階ではレジェームシフトが起きたとは判定されていない。一方、本系群の現在の減少傾向に関しては、これまでに観察されている稚仔の分布生態を考慮すれば、近年の秋季の高水温化が稚仔の生残率の低下を引き起こしている可能性が考えられ、寒冷化に伴う変化とは異なると推察される。今後も引き続き、海洋環境と資源調査結果を注視していくことが重要である。

資源量変化に対する漁獲の影響としては、日韓両国の漁獲量をベースとした本系群の評価においては、漁獲が資源の減少に与えた影響は小さいと考えられる。しかし、特に中国および北朝鮮による北朝鮮水域～ロシア水域 (一部は日本の水域における違法操業を含む) での漁獲があって、これらの国々による明らかでない漁獲量を含めれば、適正な漁獲圧を越えて漁獲があった可能性もある。一方、1990 年代では、F 値 (漁獲圧) が 0.4 以上と、

現状（0.16）の倍以上あった年の多かった時代でも資源が増加または維持されていた（図 8、図 9）。近年の RPS は、中国・北朝鮮の漁獲量がある程度見込めば上方修正されるものの（(5) 再生産関係参照）、その程度は漁獲量の仮定に左右されるという不確実性がある。ただし、中国・北朝鮮の漁獲量がある程度仮定しても、近年の RPS は 1990 年代よりも相対的に低い状態にあると考えられる（補足資料 7）。従って、比較的高い漁獲圧であっても資源が増加した 1990 年代に比べれば、近年はスルメイカが増加しにくい環境条件になっていると考えられる。その環境要因は産卵期である秋季の高水温化の影響が大きいと推察されるものの、今後の調査・研究により明確にしていく必要がある。

(8) 今後の加入量の見積もり

今後の加入量の見積もりに適用する RPS を求めるにあたって、本年の評価では、1998 年以降の日本海の高水温化と 2000 年前後以降の RPS がそれ以前（90 年代）より低い状態となっていることの間に関連があるとの考えを重視した。この考え方に基づき 2017 年評価より、本系群の主産卵場にあたる日本海西部海域の水温が上昇した 1998 年の秋に産まれた 1999 年級群の RPS（1999 年の RPS）以降の中央値により今後の加入量を見積もった（補足資料 4）。1999 年以降（1999～2018 年）の RPS 中央値は 2.14 であり、資源水準（親魚量）を維持する管理基準値（Fmed）を（1）式より 0.16 と算出した。なお、標準化 CPUE の手法改善もあり、RPS 中央値は前年の評価で適用した 2.10 より高い 2.14 となった。

$$F_{med} = \ln(RPS_{med}) - M \quad (1)$$

ここで、M は自然死亡係数（= 0.6）である。

(9) 生物学的管理基準（漁獲係数）と現状の漁獲圧の関係

現状（近年 3 年間の平均）の漁獲係数（Fcurrent）は 0.16 である。この値は、親魚量の増大（5 年で Blimit へ回復）が期待される漁獲係数（Frec5yr = 0.12）、親魚量の増大（B/Blimit × Fmed）が期待される漁獲係数（Frec = 0.13）よりも高く、親魚量を維持することが期待される漁獲係数（Fmed = 0.16）とほぼ同じである。また、Fcurrent の加入量あたり親魚量率（%SPR）は 86%、Frec5yr の %SPR は 89%、Frec の %SPR は 88%、Fmed の %SPR は 85% であり、漁獲がない場合と比較してそれぞれ 86%、89%、88% および 85% の親魚尾数が確保されていると計算される（図 14）。

5. 2020 年 ABC の算定

(1) 資源評価のまとめ

スルメイカの資源量は、漁獲や海洋環境の変化の影響を受け大きく変動する。1990 年代は、好適な環境（温暖な環境）へ変化するとともに資源量が増大し、1990 年代後半から概ね 1,000 千トンを超えた。しかしながら、近年、資源は減少傾向にあり、2016 年以降は 800 千トンを下回った。2019 年の資源量は 632 千トンであり、資源水準は中位、動向は減少と判断され、2019 年漁期後の親魚量は Blimit を下回ると推定された。

本系群の資源量が中長期的に減少傾向にあるのは、RPS が 2000 年前後以降、それ以前

(1990 年代) より低下したことの影響のほか、外国漁船による明らかでない漁獲と合わせた場合、漁獲圧が過剰であった可能性も考えられる。RPS については、未集計の漁獲量があることにより親魚量が過大推定され、その結果 RPS が過小推定されているという一面もあるが、海洋環境の変化(秋季の高水温化)が近年の RPS の低下要因になっていると考えられる(補足資料 4)。

2019 年の資源量については、従来の資源量指標値(日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE) から求めることが適当でないと判断し、2018 年親魚量からの前進計算により求めた(補足資料 6)。今後、同様の分布変化が起きても対処できる評価が可能となるよう、収集する情報の強化とそれに伴う手法の改善が早急に必要である。

(2) 漁獲シナリオに対応した漁獲量の算定

2019 年の資源量は 632 千トン(22.6 億尾)と推定され、近年 3 年平均の漁獲係数($F = 0.16$)で漁獲した場合、2019 年の漁獲量は 68 千トン(2.4 億尾)、漁期後の親魚量は 297 千トン(10.6 億尾)と予測される。2019 年漁期後の親魚量は B_{limit} (365 千トン、13.0 億尾)を下回ることから、ABC 算定規則の 1-1)-(2)を適用した。親魚量を B_{limit} に回復させることを管理目標として、 F_{med} を B/B_{limit} の比率で引き下げたシナリオ(F_{rec})と 5 年後に親魚量が B_{limit} まで回復するシナリオ(F_{rec5yr})により 2020 年の ABC を算定した。また、現状の漁獲圧(近年 3 年間の F 値の平均値)シナリオ($F_{current}$)と親魚量の維持シナリオ(F_{med})についても算定漁獲量として検討した。

2020 年の $ABClimit$ は、管理基準値(漁獲割合) $\times$ 2020 年予測資源量として算定される。管理基準値は、親魚量の増大($B/B_{limit} \times F_{med}$)シナリオで $F_{rec} = 0.13$ (漁獲割合 9%)、親魚量の増大(5 年で B_{limit} へ回復)シナリオで $F_{rec5yr} = 0.12$ (漁獲割合 8%)であり、2020 年の予測資源量は、2019 年漁期後の親魚量と 1999 年以降の RPS の中央値(2.14)から 634 千トンと予測された。以上を基に、2020 年の $ABClimit$ は親魚量の増大(F_{rec})シナリオで 57 千トン、親魚量の増大(F_{rec5yr})シナリオで 52 千トンと算定された。また、現状の漁獲圧の維持シナリオ $F_{current} = 0.16$ による算定漁獲量は 68 千トン、親魚量の維持シナリオ $F_{med} = 0.16$ による算定漁獲量は 69 千トンであった。

各漁獲シナリオで予測される今後の漁獲量、資源量の変化を図 15 ならびに以下に示す。予防的措置として、各漁獲シナリオの漁獲係数に安全係数(0.8)をかけた漁獲シナリオを検討した。なお、親魚尾数が 33.7 億尾(資源尾数の過去最大値(72.0 億尾)/RPS の中央値)を超えた場合は親魚尾数を 33.7 億尾として翌年の資源量(2,016 千トン)を計算した。その結果、今後の資源量および漁獲量は、親魚量の維持(F_{med})シナリオでは 2020 年以降一定、現状の漁獲圧の維持($F_{current}$)でもほぼ変化しないと推定された。また、親魚量の増大(F_{rec5yr} および F_{rec})では、2019 年以降資源量および漁獲量は増加し、 F_{rec5yr} の方がより早く増加すると推定された。

なお、2019 年の資源は、分布様式が例年と異なり、調査船調査に基づく資源量指標値から資源量を求めることが妥当でないと判断し、2018 年漁期後の親魚量からの前進計算により求めている。このように、2019 年の資源量推定値の不確実性は例年以上に高いため、予防的措置を講じ漁獲係数に $\alpha = 0.8$ を乗じた ABC_{target} 以下による管理が望ましい。

漁獲シナリオ (管理基準)		F 値	漁獲量 (千トン)						
			2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
親魚量の増大 (5 年 で Blimit へ回復) (Frec5yr)	Target	0.09	57	68	42	45	48	52	55
	Limit	0.12	57	68	52	55	57	59	62
親魚量の増大 (B/Blimit×Fmed) (Frec)	Target	0.10	57	68	46	49	52	55	58
	Limit	0.13	57	68	57	59	61	63	64
親魚量の維持 (Fmed)	Target	0.13	57	68	56	58	60	62	64
	Limit	0.16	57	68	69	69	69	69	69
現状の漁獲圧の維持 (Fcurrent)	Target	0.12	57	68	55	57	59	61	63
	Limit	0.16	57	68	68	68	68	69	69
			資源量 (千トン)						
			2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
親魚量の増大 (5 年 で Blimit へ回復) (Frec5yr)	Target	0.09	616	632	634	677	722	771	822
	Limit	0.12	616	632	634	661	689	718	748
親魚量の増大 (B/Blimit×Fmed) (Frec)	Target	0.10	616	632	634	671	709	750	793
	Limit	0.13	616	632	634	653	673	693	714
親魚量の維持 (Fmed)	Target	0.13	616	632	634	655	676	697	719
	Limit	0.16	616	632	634	634	634	634	634
現状の漁獲圧の維持 (Fcurrent)	Target	0.12	616	632	634	657	680	704	729
	Limit	0.16	616	632	634	637	639	641	643
			親魚量 (千トン)						
			2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
親魚量の増大 (5 年 で Blimit へ回復) (Frec5yr)	Target	0.09	296	297	317	338	361	385	411
	Limit	0.12	296	297	309	322	336	350	365
親魚量の増大 (B/Blimit×Fmed) (Frec)	Target	0.10	296	297	314	332	351	371	392
	Limit	0.13	296	297	306	315	324	334	344
親魚量の維持 (Fmed)	Target	0.13	296	297	306	316	326	337	347
	Limit	0.16	296	297	297	297	297	297	297
現状の漁獲圧の維持 (Fcurrent)	Target	0.12	296	297	307	318	329	341	353
	Limit	0.16	296	297	298	299	300	301	302

Limitは、各漁獲シナリオの下で許容される最大レベルのF値による漁獲量である。Targetは、資源変動の可能性やデータ誤差に起因する評価の不確実性を考慮し、各漁獲シナリオの下でより安定的な資源の増大または維持が期待されるF値による漁獲量である。Ftarget = α Flimitとし、係数 α には標準値0.8を用いた。

(3) 2020 年 ABC、加入量の不確実性を考慮した検討、シナリオの評価

シミュレーション(補足資料 10)を基に加入量の不確実性による影響を検討した(図 16)。加入量の不確実性によって漁獲量や親魚量の予測値は大きく変化し、各漁獲シナリオの 5 年後における親魚量の変動幅(80%区間)および 2019 年漁期後の親魚量と Blimit の維持確率は下表のとおりとなった。

Limit は、各漁獲シナリオの下で許容される最大レベルの F 値（漁獲係数）による漁獲量。Target は、資源変動の可能性やデータ誤差に起因する評価の不確実性を考慮し、各漁獲シナリオの下でより安定的な資源の増大または維持が期待される F 値による漁獲量。Ftarget = α Flimit とし、係数 α には標準値 0.8 を用いた。Fcurrent は 2016～2018 年の F の平均値。Fmed は日本海西部海域における秋季の水温が上昇した 1999 年以降の再生産成功率の中央値（2.14）に対応する F。漁獲割合は 2020 年漁期漁獲量／資源量。2020 年以降の加入量は、1999 年以降の再生産成功率の中央値（2.14）を使用して予測した。2020 年漁期は 2020 年 4 月～2021 年 3 月と定義するが、実際の漁期は 11 月まで。

（4）ABC の再評価

昨年度評価以降追加されたデータセット	修正・更新された数値
2016～2018 年漁獲量	2016～2017 年の漁獲量の更新、2018 年漁獲量の追加
資源量指標値の確定値 （標準化した調査船 CPUE に基づく）	1981～2018 年資源量指標値の更新、2019 年資源量指標値の確定、Blimit、比例定数 q の更新
2019 年資源量推定値	2018 年漁期後の親魚量に基づく前進計算による推定、2019 年 RPS の追加、1999 年以降の RPS 中央値の更新

評価対象年 （当初・再評価）	管理 基準	F 値	資源量 （千トン）	ABClimit （千トン）	ABCtarget （千トン）	漁獲量 （千トン）
2018 年（当初）	Fmed	0.18	1,045	129*	105	
2018 年（2018 年 再評価）	Fmed	0.14	670	65	52	
2018 年（2019 年 再評価）	Frec5yr	0.11	616	48	39	57
	Frec	0.16		66	53	
2019 年（当初）	Frec	0.10	664	49*	39	
2019 年（2019 年 再評価）	Frec	0.13	632	57	45	
2018、2019 年とも、TAC 設定の根拠となった管理基準について行った。 *は TAC 設定の根拠となった数値である。						

調査船調査 CPUE の標準化手法の改善により資源量の時系列が過去に遡って更新されたことに伴い、2018 年、2019 年ともに RPSmed が 2.10 から 2.14 に、Fmed は 0.14 から 0.16 へと修正された。同様の理由により、Blimit が 2018 年当初（405 千トン）および 2019 年当

初（424 千トン）から 365 千トンに、また、2017 年、2018 年の資源量は 919 千トン、670 千トンからそれぞれ 766 千トン、616 千トンへと下方修正された。

2018 年の当初評価および 2018 年再評価では、Fmed により ABC が算定されたが、2019 年再評価では 2017 年漁期後の親魚量（356 千トン）が Blimit（365 千トン）を下回ったため、Frec5yr および Frec により再評価した。Frec での ABClimit は 66 千トンであるが、漁期後の親魚量は Blimit を僅かに下回る程度なので、2019 年再評価時の Fmed による算定漁獲量（67 千トン）と大きな差はなかった。2018 年漁期の漁獲量は、2019 年再評価値の中の最大値（Frec による ABClimit）を下回った。

2019 年の ABC は、再評価により 49 千トンから 57 千トンに上方修正された。再評価により、資源量は下方修正されたものの、漁場一斉調査 CPUE の標準化手法の改善によって資源量が過去に遡って更新され、回復目標となる Blimit が下方修正、RPSmed が上方修正された。これらの影響の方が大きく、結果的には ABC が上方修正された。

6. ABC 以外の管理方策の提言

スルメイカは単年生の生物資源で、毎年漁獲対象資源が更新される。このため、本評価において ABC 算定の対象となる年の資源量推定値は、仮定した再生産関係および親魚量（漁獲と自然死亡によって推定される前年の取り残し資源量）によって大きく変動するため、ABC には高い不確実性が伴う。特に近年では RPS が低下し、資源量も減少しているため、資源評価の不確実性を考慮した TAC の設定が重要である。

スルメイカの再生産関係は中長期的および短期的な海洋環境の変動に影響される（Okutani and Watanabe 1983、村田・新谷 1977、Sakurai et al. 2000、木所 2009）。そのため、海洋環境や幼生の分布状況のモニタリング調査（補足資料 3）によって資源動向を把握することが重要であり、再生産関係が変化した場合には管理基準値を変更する等、状況変化に応じた的確な対処が必要である。また、レジーム変化の判定についても、的確な判定をするための基準が必要であり、情報収集と検討を進めていく必要がある。

本系群は我が国および韓国以外の国によっても漁獲されるが、そのうち中国および北朝鮮による漁獲量、努力量、漁期、漁場などの情報が不明であることが本資源評価の不確実性の主要因の一つとなっている。このため、各国の漁獲量や努力量等を正確に把握した上で、各国間の相互協力による資源の評価・管理が必要である。

7. 引用文献

- 安達二郎 (1988) 日本海西部海域におけるスルメイカ, *Todarodes pacificus* Steenstrup, の漁業生物学的研究. 島根水試研報, 5, 1-93.
- 新谷久男 (1967) スルメイカの資源. 水産研究叢書, 16, 日本水産資源保護協会, 66 pp.
- 後藤常夫 (1999) 口径 45 cm プランクトンネットの鉛直曳きによるスルメイカ幼生の採集とその有効性 (要旨). イカ類資源研究会議報告 (平成 10 年度), 北水研, 99-100.
- Goto, T. (2002) Paralarval distribution of the ommastrephid squid *Todarodes pacificus* during fall in the southern Sea of Japan and its implication for locating spawning grounds. Bull. Mar. Sci., 7(1), 299-312.
- 浜部基次・清水虎雄 (1966) 日本海西南海域を主としたスルメイカの生態学的研究. 日水研

- 報, **16**, 13-55.
- Hare, S. R. and N. J. Mantua (2000) Empirical evidence for North Pacific regime shifts in 1977 and 1989. *Prog. Oceanogr.*, **47**, 103-145.
- Ikeda, Y., Y. Sakurai and K. Shimazaki (1993) Maturation process of the Japanese common squid *Todarodes pacificus* in captivity. In: *Recent Advances in Cephalopod Fisheries Biology*, ed. Okutani, T., R. K. O'Dor and T. Kubodera, Tokai University Press, Tokyo, pp. 179-187.
- 加藤 修・中川倫寿・松井繁明・山田東也・渡邊達郎 (2006) 沿岸・沖合定線観測データから示される日本海及び対馬海峡における水温の長期変動. *沿岸海洋研究*, **44**, 19-24.
- 木所英昭 (2009) 気候変化に対するスルメイカの日本海での分布回遊と資源変動に関する研究. *水産総合研究センター報告*, **27**, 95-189.
- 木所英昭 (2011) 1990 年代後半以降の我が国日本海沿岸域におけるスルメイカ漁獲量の減少について. *水産海洋研究*, **75**, 205-210.
- 木所英昭 (2016) スルメイカ秋季発生系群の推定資源量と日本海における漁業情報 (中型・小型いか釣り漁船の CPUE) との関係. *スルメイカ資源評価協議会報告 (平成 27 年度)*, 北水研, 40-51.
- 木所英昭・檜山義明 (1996) 日本海におけるスルメイカの分布海域による成長の差異. *日水研報*, **46**, 77-86.
- 木所英昭・氏 良介 (1999) 共食いで捕食されたスルメイカの孵化後の日数の推定. *日水研報*, **49**, 123-127.
- Kidokoro, H., T. Shikata and S. Kitagawa (2014) Forecasting the stock size of the autumn cohort of Japanese common squid (*Todarodes pacificus*) based on the abundance of trawl-caught juveniles. *Hidrobiológica*, **24** (1), 23-31.
- Kidokoro, H., T. Goto, T. Nagasawa, H. Nishida, T. Akamine and Y. Sakurai (2010) Impact of a climate regime shift on the migration of Japanese common squid (*Todarodes pacificus*) in the Sea of Japan. *ICES J. Mar. Sci.*, **67**, 1314-1322.
- 黒田 寛・戸谷タ子 (2017) 日本周辺亜寒帯域における近年の海況変動. *月刊海洋*, **49**, 398-403.
- Lee, J.-S., J.-G. Ryu and H.-K. Kee (2017) A study on the status of Chinese fishing in the East Sea off North Korea and Directions for Countermeasures. *J. Fish. Bus. Admin.*, **48**(3), 61-74. (In Korean with English abstract)
- 三木克弘 (2003) イカ釣り漁業の展開. 「スルメイカの世界」有元貴文・稲田博史共編, 成山堂書店, 東京, 1-51.
- 村田 守・新谷久男 (1977) スルメイカ冬生まれ群資源の現状と問題点. *スルメイカ資源・漁海況検討会議シンポジウム報告*, 日水研, 1-14.
- Myers, R. A., A. A. Rosenberg, P. M. Mace, N. Barrowman and V. R. Restrepo (1994) In search of thresholds for recruitment over fishing. *ICES J. Mar. Sci.*, **51**, 191-205.
- 沖山宗雄 (1965) 日本海沖合におけるスルメイカ *Todarodes pacificus* STEENSTRUP の食性. *日水研報*, **14**, 31-42.
- Okutani, T. and T. Watanabe (1983) Stock assessment by larval survey of the winter population of *Todarodes pacificus* (Cephalopoda: Ommastrephidae), with a review of early works. *Biol.*

- Oceanogr., **2**, 401-431.
- Rocha, F., A. Guerra and A. F. Gonzalez (2001) A review of reproductive strategies in cephalopods. Biol. Rev. **76**, 291-304.
- 坂口健司 (2011) 北海道西部日本海および津軽海峡周辺海域に分布する雄スルメイカの性成熟と日齢. 北水試研報, **80**, 17-23.
- Sakurai, Y., H. Kiyofuji, S. Saitoh, T. Goto and Y. Hiyama (2000) Changes in inferred spawning areas of *Todarodes pacificus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) due to changing environmental conditions. ICES J. Mar. Sci., **57**, 24-30.
- 桜井泰憲・岸 道郎・中島一步 (2007) スケトウダラ, スルメイカ, 地球規模海洋生態系変動研究 (GLOBEC)－温暖化を軸とする海洋生物資源変動のシナリオ－. 月刊海洋, **39**, 323-330.
- 佐藤 充 (2009) 北海道西部日本海海域におけるスルメイカ漁業の変化. スルメイカ資源評価協議会報告 (平成 20 年度), 日水研, 42-47.
- 四方崇文 (2009) 日本海沖合におけるスルメイカ資源といか釣り漁業. スルメイカ資源評価協議会報告 (平成 20 年度), 日水研, 58-64.
- Uchikawa, K. and H. Kidokoro (2014) Feeding habits of juvenile Japanese common squid *Todarodes pacificus*: Relationship between dietary shift and allometric growth. Fisheries Research, **152**, 29-36.
- 渡邊千夏子・宍道弘敏・船本鉄一郎・渡邊良朗 (2017) 変動期に入った日本周辺海域の漁業資源. 月刊海洋, **49**, 331-335.
- Yasunaka, S. and K. Hanawa (2002) Regime shifts found in the North Hemisphere SST field. J. Meteorol. Soc. Jpn., **80**, 119-135.

(執筆者：久保田洋、宮原寿恵、松倉隆一、岡本 俊、西嶋翔太)



図 1. スルメイカ秋季発生系群の分布図

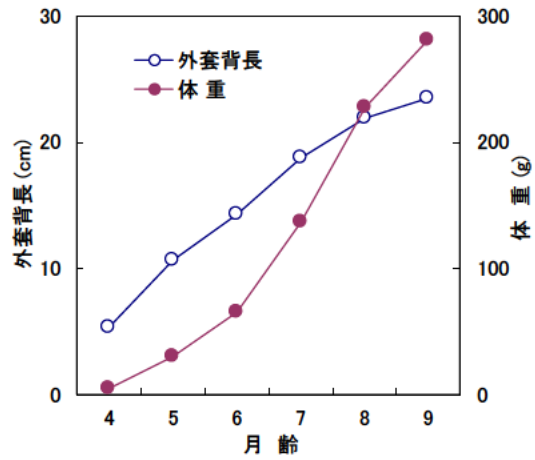


図 2. スルメイカ秋季発生系群の成長

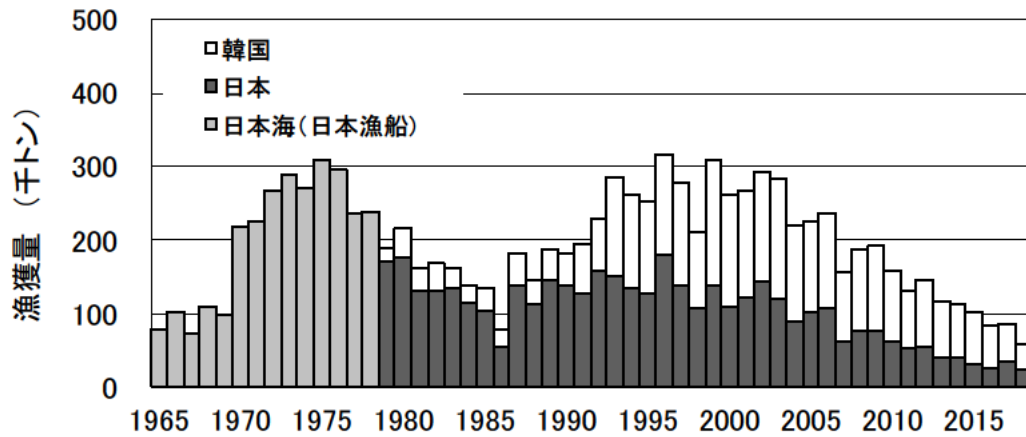


図 3. スルメイカ秋季発生系群の漁獲量 1978 年以前は秋季発生系群が大部分を占めていた日本海における日本漁船の漁獲量である。

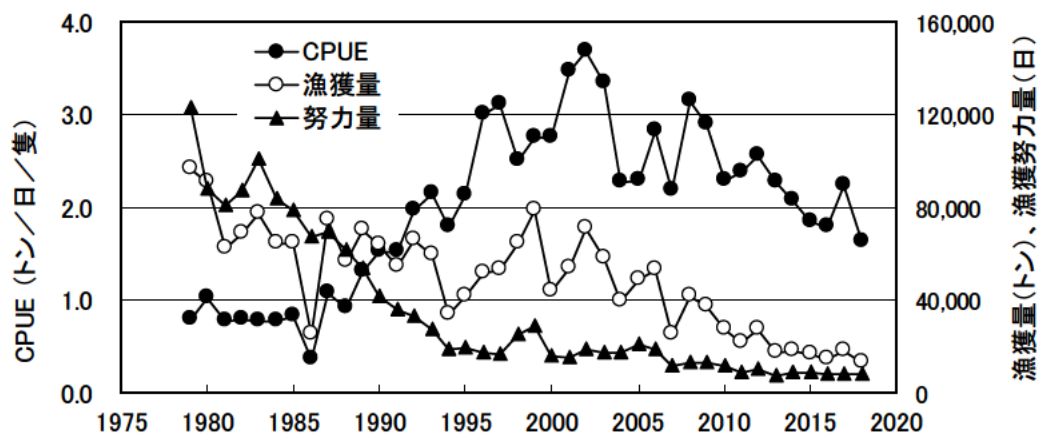


図 4. 旧中型いか釣り漁船によるスルメイカ秋季発生系群の漁獲量、CPUE (1 日 1 隻あたりの漁獲量) および漁獲努力量

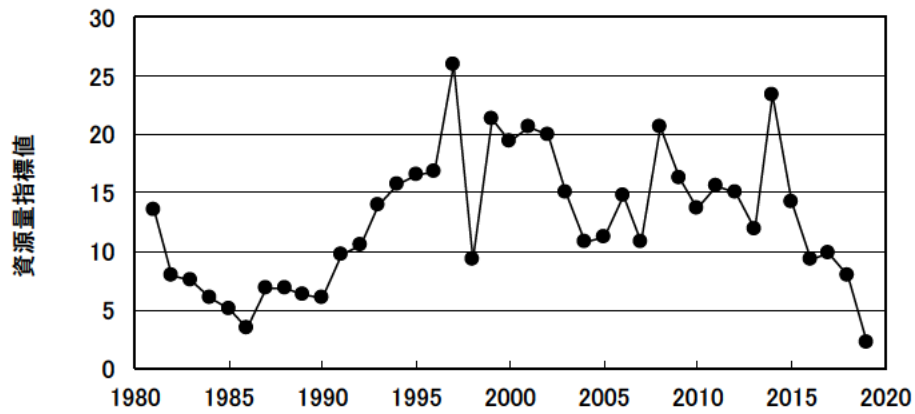


図5. 日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE によるスルメイカ秋季発生系群の資源量指標値

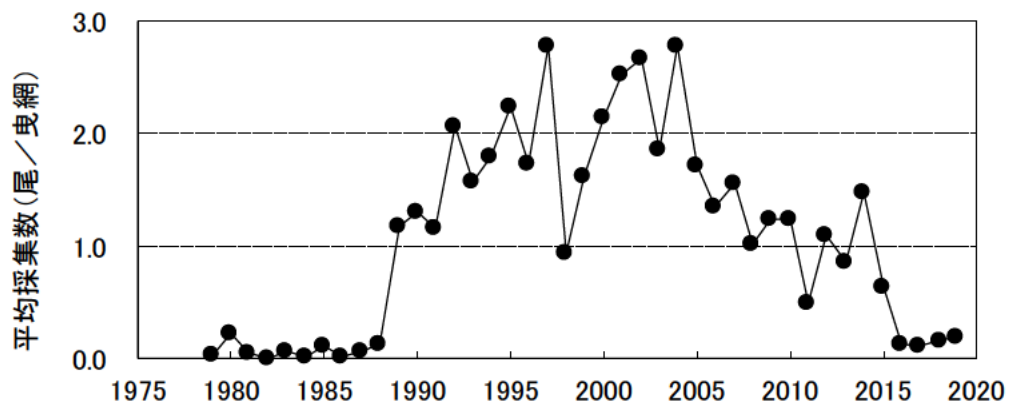


図6. 秋季の日本海におけるスルメイカ幼生の分布密度値

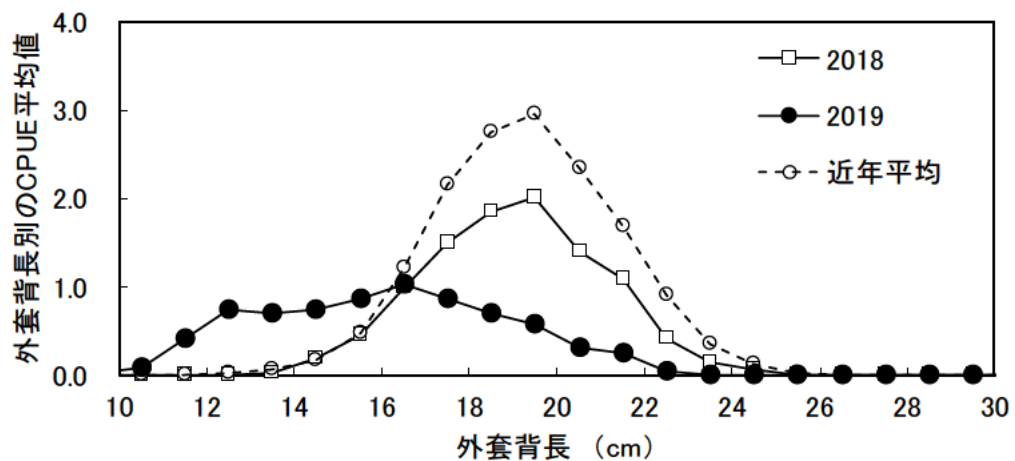


図7. 日本海スルメイカ漁場一斉調査結果によるCPUE重み付け平均外套背長組成
近年平均は2014～2018年の5年平均。

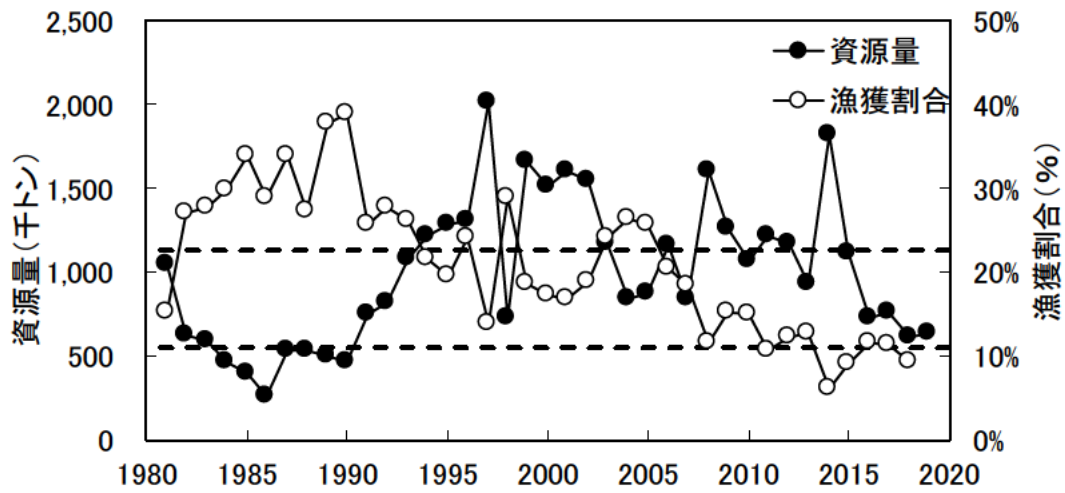


図8. スルメイカ秋季発生系群の推定資源量および漁獲割合
破線は、高位水準と中位水準の境（1,137 千トン）と、
中位水準と低位水準の境（550 千トン）を示す。

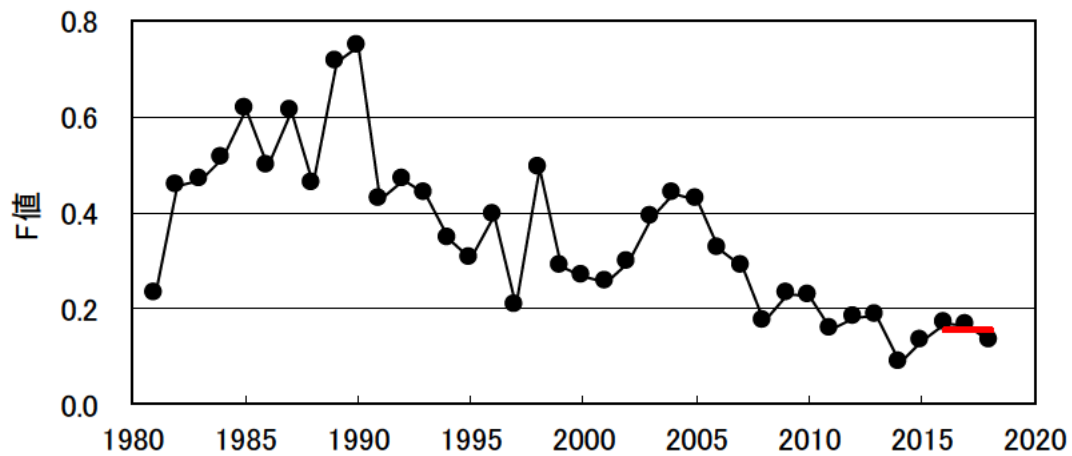


図9. スルメイカ秋季発生系群の漁獲係数 (F)
赤線は近年3年間のF値の平均値 (F = 0.16)。

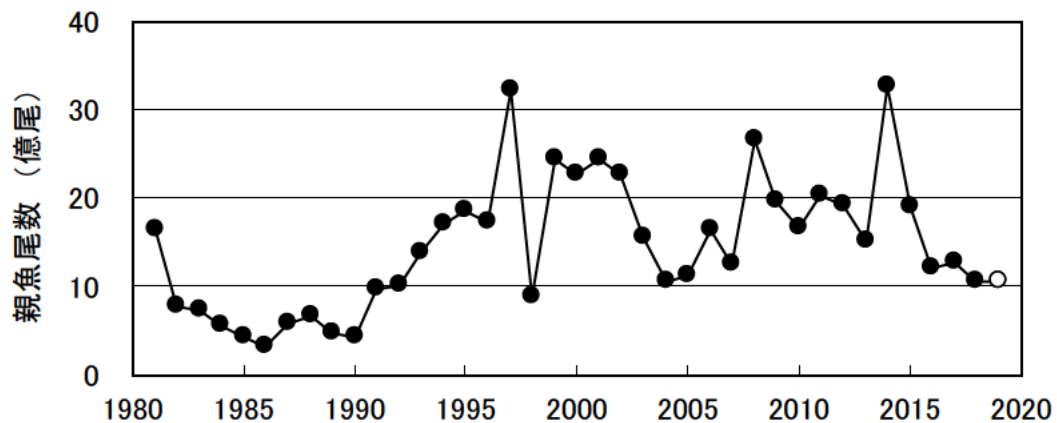


図 10. スルメイカの推定親魚尾数 ○は 2019 年の予測値。

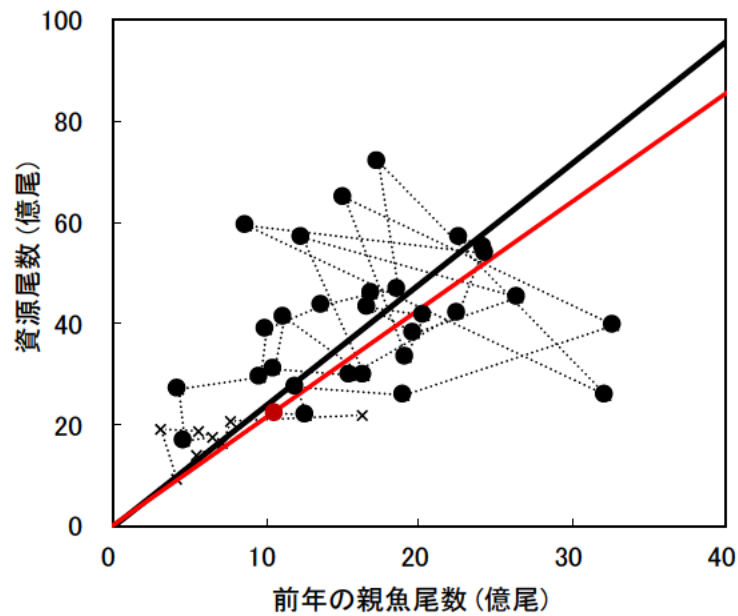


図11. スルメイカ秋季発生系群の再生産関係

図中 (●) は2019年(仮定値)、(●) は1990年以降、(×) は1980年代の関係を示す。黒太線は1990年以降の再生産成功率(RPS)の中央値、赤線は1999年以降のRPSの中央値を示す。

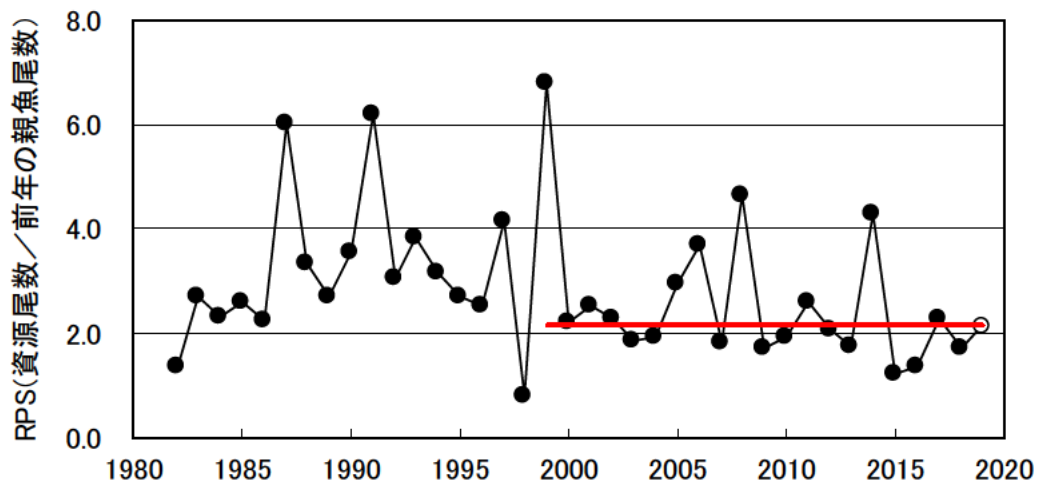


図 12. スルメイカ秋季発生系群の再生産成功率 (RPS (資源尾数/前年の親魚尾数)) 白丸は2019年(仮定値)、赤線は1999年以降のRPS中央値。

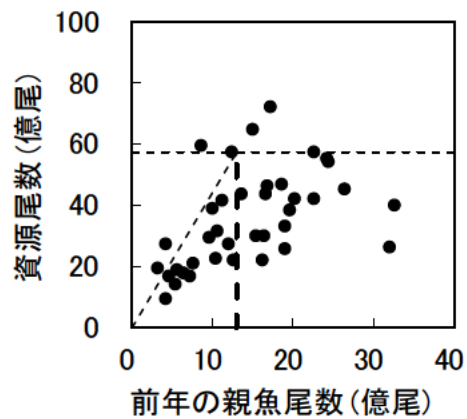


図 13. スルメイカ秋季発生系群の再生産関係と Blimit 細破線は Blimit (太破線) を推定する際に用いた資源尾数と再生産成功率 (RPS) の 90% 値を示す。

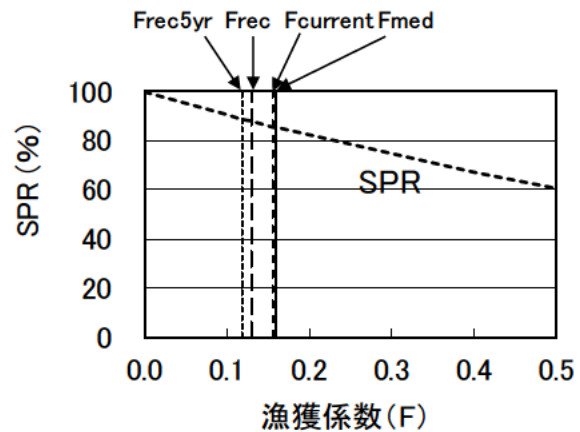


図 14. F と SPR の関係

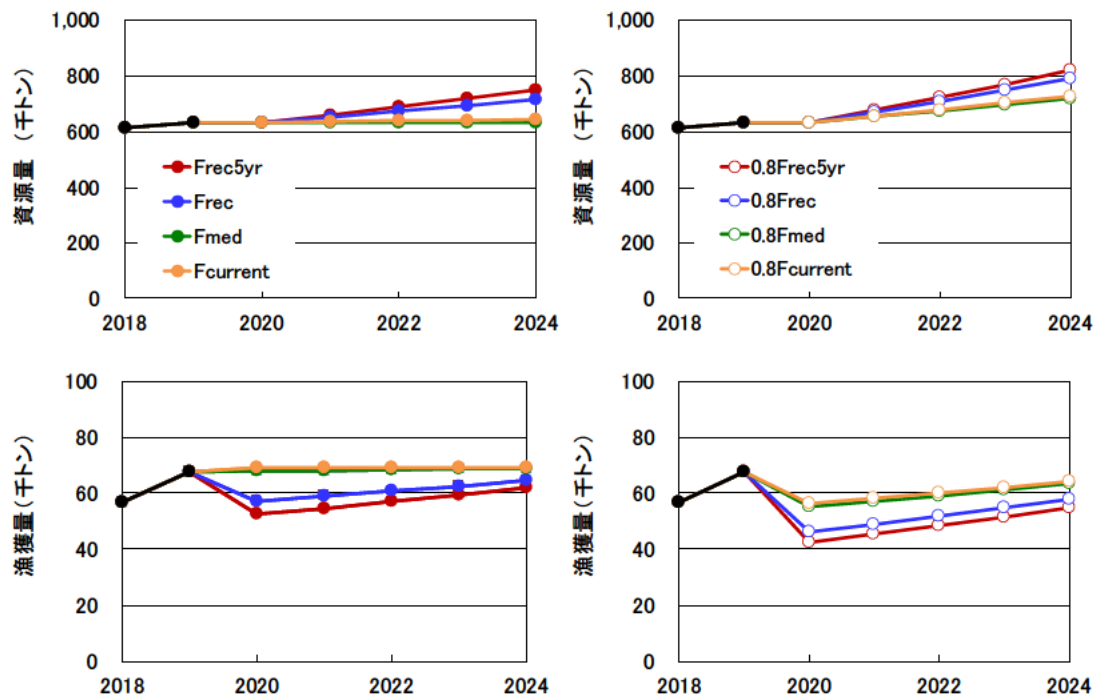


図15. 各漁獲係数による資源量 (上図) と漁獲量 (下図) 左は各漁獲係数の Limit 値、右は Target 値による結果を示す。

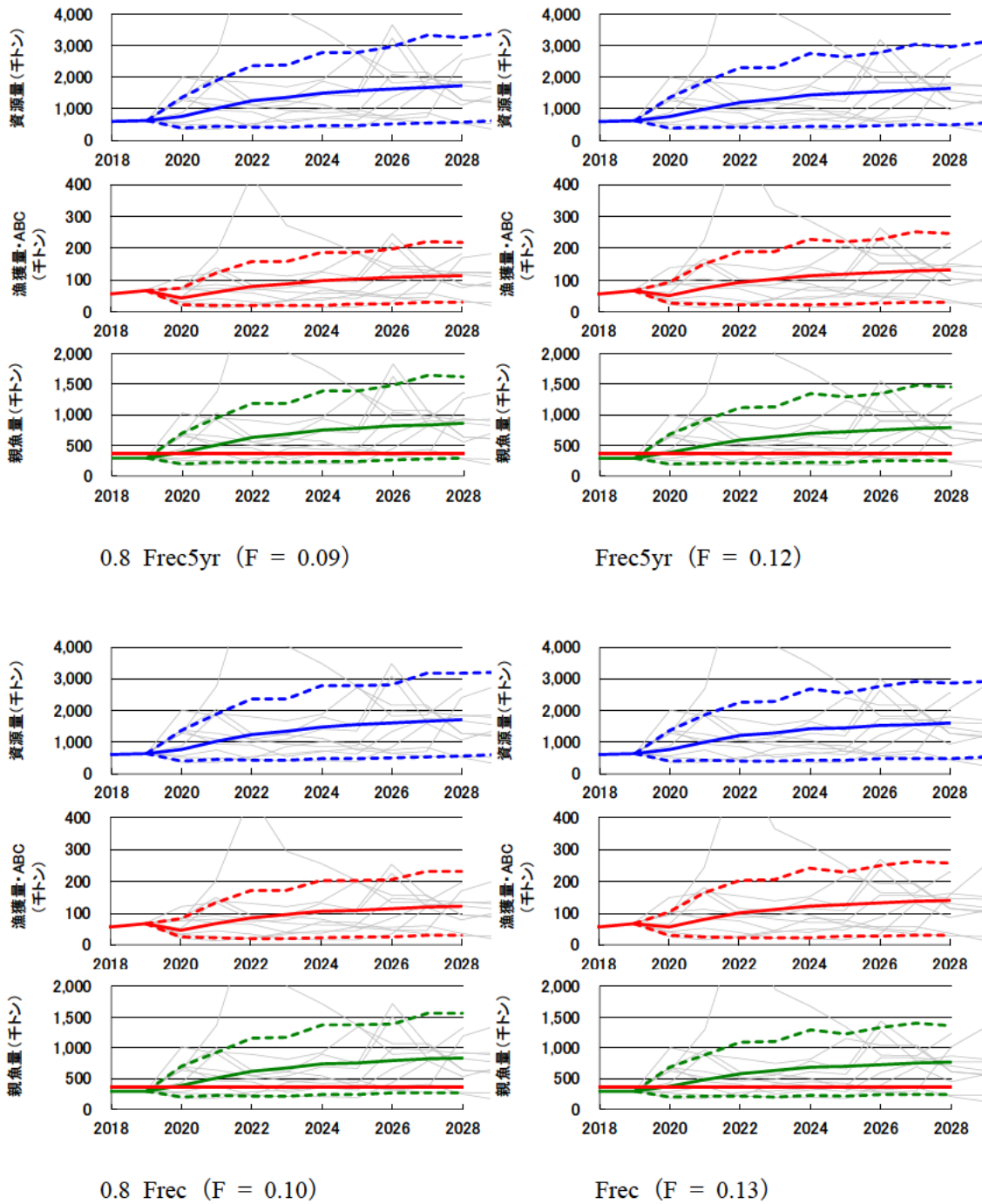


図 16-1. 加入量の不確実性を考慮して各資源管理基準値で漁獲した場合の資源量(上図)、漁獲量(中図)、親魚量(下図)の推移。細線は1,000回の試行のうち、任意の10回の試行の各推移、太線は1,000回の試行による平均値、太点線は上側10%と下側10%点を示す。親魚量のグラフ中の赤線はBlimit(365千トン)を示す。

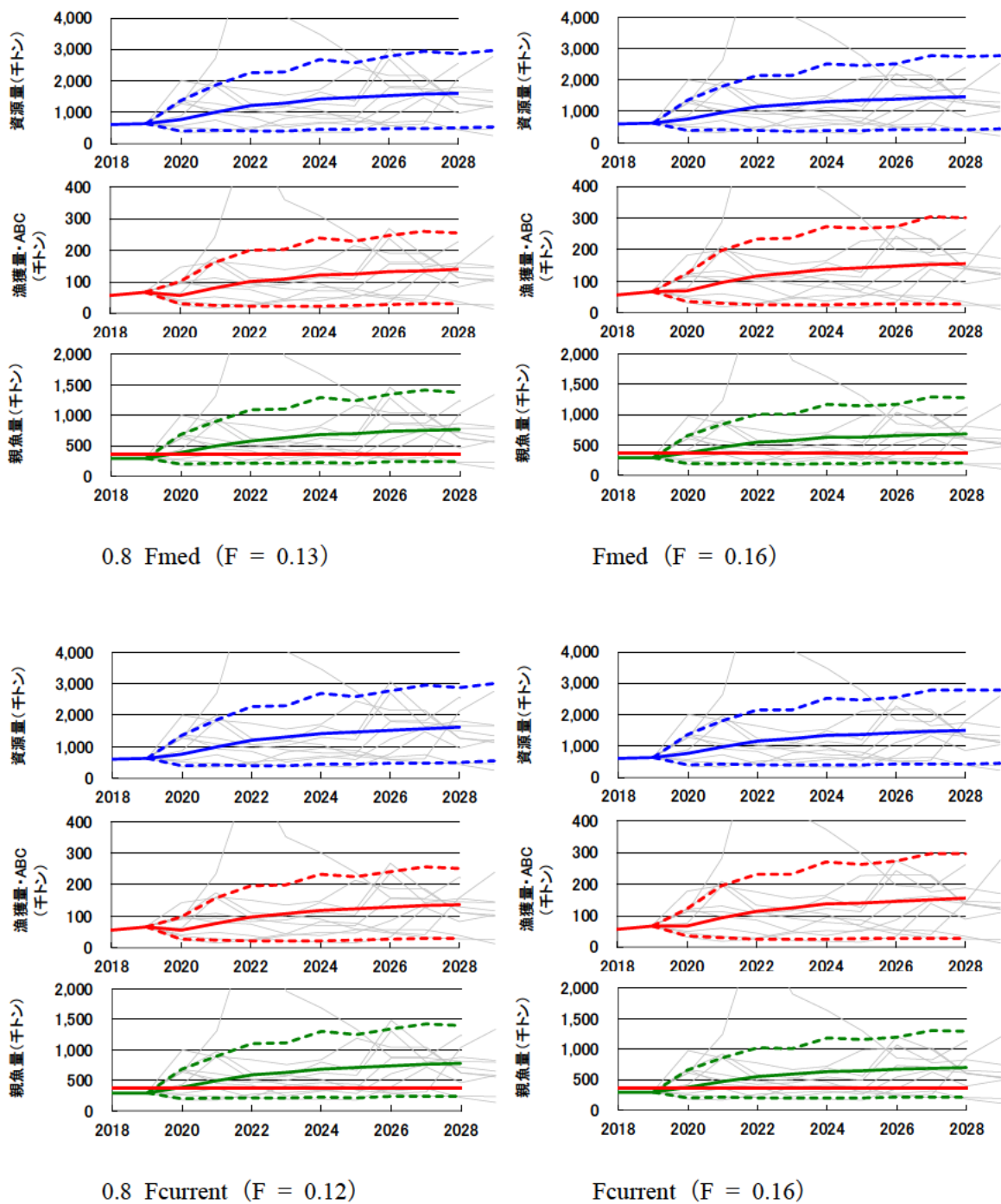


図 16-2. 加入量の不確実性を考慮して各資源管理基準値で漁獲した場合の資源量(上図)、漁獲量(中図)、親魚量(下図)の推移 細線は1,000回の試行のうち、任意の10回の試行の各推移、太線は1,000回の試行による平均値、太点線は上側10%と下側10%点を示す。親魚量のグラフ中の赤線は B_{limit} (365 千トン) を示す。

表1. スルメイカ秋季発生系群の漁獲量（トン）

年	日本	韓国	計
1979	171,855	17,725	189,581
1980	177,249	37,469	214,718
1981	131,396	29,962	161,358
1982	130,649	38,360	169,009
1983	136,247	25,908	162,155
1984	114,006	25,017	139,023
1985	105,080	30,548	135,628
1986	53,938	23,265	77,203
1987	137,254	43,580	180,834
1988	113,332	31,915	145,247
1989	145,374	41,767	187,140
1990	137,936	44,991	182,926
1991	128,797	65,641	194,438
1992	157,623	71,179	228,802
1993	150,544	134,771	285,314
1994	134,173	128,597	262,770
1995	126,623	125,558	252,181
1996	178,290	139,259	317,548
1997	139,028	138,714	277,741
1998	107,152	102,992	210,144
1999	139,000	170,980	309,980
2000	109,724	152,677	262,401
2001	122,408	146,033	268,441
2002	142,191	150,286	292,477
2003	121,071	161,075	282,146
2004	89,699	131,476	221,175
2005	101,975	123,152	225,127
2006	108,143	128,124	236,267
2007	62,518	93,088	155,606
2008	77,124	109,789	186,912
2009	76,913	115,095	192,008
2010	61,969	97,474	159,442
2011	51,415	79,393	130,808
2012	56,266	88,569	144,835
2013	39,852	77,981	117,833
2014	39,632	71,898	111,530
2015	32,503	69,265	101,768
2016	27,838	55,756	83,594
2017	34,533	51,968	86,501
2018	24,247	32,583	56,830

表 2. 旧中型いか釣り漁船によるスルメイカ秋季発生系群の漁獲量、
CPUE（1日1隻あたりの漁獲量）および漁獲努力量

年	漁獲量 (トン)	CPUE (トン/日)	努力量 (日)
1979	96,803	0.786	123,216
1980	91,150	1.032	88,323
1981	62,536	0.774	80,834
1982	69,034	0.790	87,409
1983	77,219	0.767	100,662
1984	64,342	0.767	83,866
1985	64,702	0.824	78,537
1986	24,976	0.370	67,509
1987	74,864	1.077	69,501
1988	56,728	0.914	62,072
1989	70,166	1.307	53,687
1990	63,546	1.525	41,661
1991	54,325	1.517	35,819
1992	66,133	1.973	33,523
1993	59,266	2.149	27,584
1994	33,549	1.789	18,754
1995	41,480	2.134	19,433
1996	51,882	2.999	17,302
1997	53,269	3.117	17,091
1998	64,308	2.514	25,575
1999	79,139	2.754	28,739
2000	43,534	2.749	15,835
2001	53,999	3.465	15,584
2002	70,679	3.692	19,143
2003	57,899	3.343	17,322
2004	39,919	2.276	17,542
2005	48,670	2.293	21,223
2006	53,220	2.825	18,837
2007	25,567	2.192	11,663
2008	41,845	3.146	13,300
2009	37,606	2.895	12,989
2010	27,391	2.290	11,962
2011	21,797	2.374	9,180
2012	27,238	2.555	10,661
2013	17,599	2.279	7,722
2014	18,240	2.076	8,788
2015	16,916	1.839	9,198
2016	14,306	1.796	7,967
2017	18,077	2.239	8,074
2018	12,861	1.631	7,885

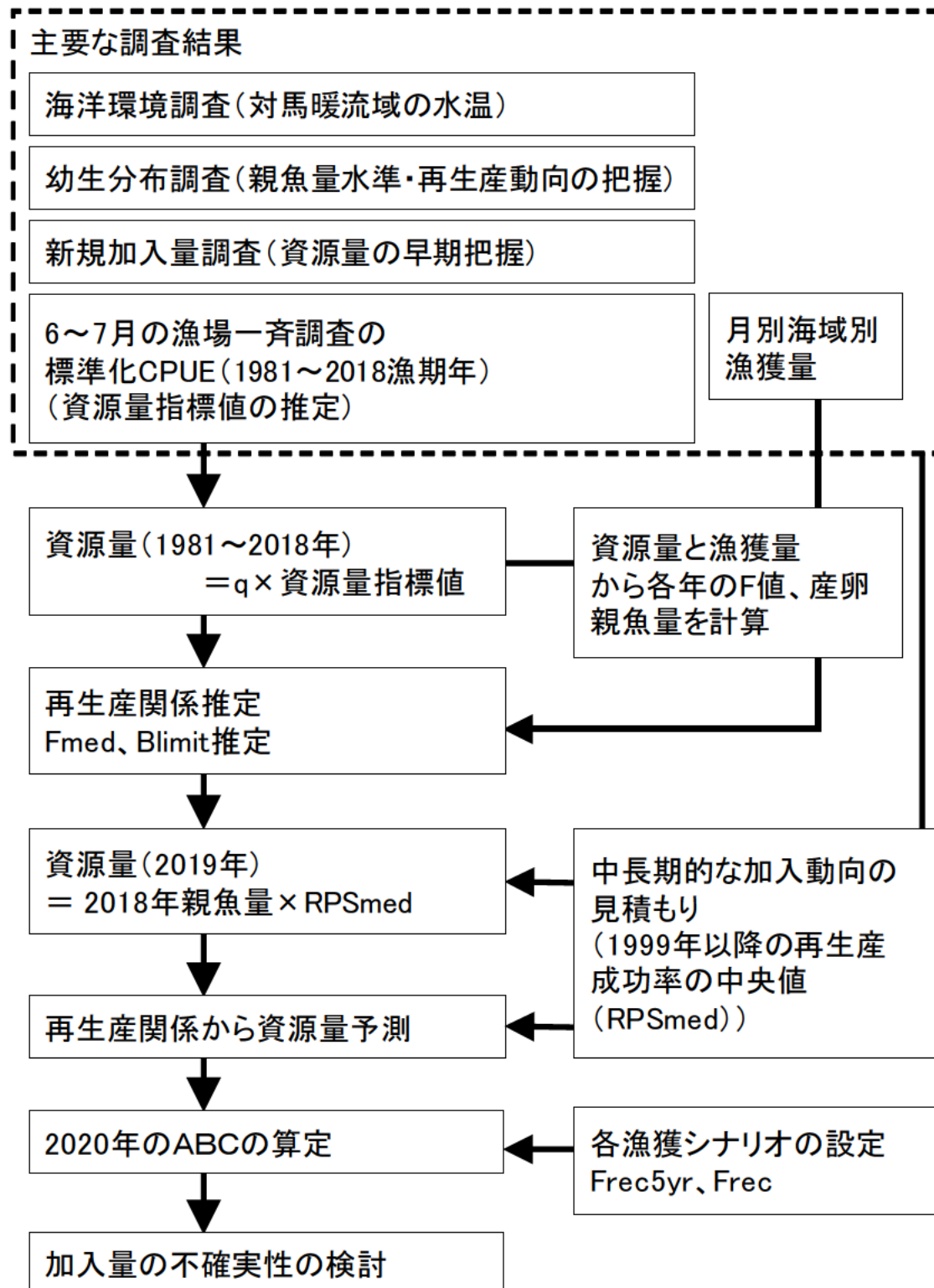
表における漁獲量は日本海（5～10月）と東シナ海（5～11月）の冷凍漁獲量集計値。CPUE（漁船）は漁獲成績報告書における日本海（5～10月）と東シナ海（5～11月）の漁獲量集計値／のべ操業日数により算出。漁獲努力量はこれらの値から漁獲量／CPUE（漁船）として算出。

表 3. スルメイカ秋季発生系群の資源解析結果

年	一斉調査 CPUEの 算術平均	資源量 指標値	資源尾数 (億尾)	漁獲量 (千トン)	資源量 (千トン)	親魚尾数 (億尾)	親魚量 (千トン)	漁獲割合 (%)	漁獲係数 (F値)	再生産 成功率 (RPS)
1979	13.32			190						
1980	16.20			215						
1981	9.59	13.50	37.56	161	1,052	16.34	458	15.3	0.23	
1982	6.54	7.98	22.20	169	622	7.71	216	27.2	0.46	1.36
1983	7.28	7.53	20.94	162	586	7.20	202	27.7	0.47	2.72
1984	8.82	5.99	16.67	139	467	5.47	153	29.8	0.51	2.31
1985	4.36	5.12	14.25	136	399	4.23	119	34.0	0.61	2.60
1986	2.76	3.42	9.51	77	266	3.18	89	29.0	0.50	2.25
1987	6.18	6.86	19.09	181	535	5.69	159	33.8	0.61	6.01
1988	5.09	6.80	18.93	145	530	6.55	183	27.4	0.46	3.33
1989	6.04	6.35	17.67	187	495	4.74	133	37.8	0.71	2.70
1990	7.58	6.03	16.77	183	470	4.37	122	38.9	0.75	3.54
1991	8.29	9.69	26.98	194	755	9.66	271	25.7	0.43	6.18
1992	11.46	10.57	29.40	229	823	10.08	282	27.8	0.47	3.04
1993	12.00	13.93	38.77	285	1,086	13.73	384	26.3	0.44	3.85
1994	15.08	15.66	43.57	263	1,220	16.96	475	21.5	0.34	3.17
1995	15.80	16.56	46.09	252	1,291	18.62	521	19.5	0.31	2.72
1996	14.64	16.85	46.90	318	1,313	17.34	485	24.2	0.40	2.52
1997	21.70	25.87	72.00	278	2,016	32.17	901	13.8	0.21	4.15
1998	8.46	9.36	26.05	210	729	8.74	245	28.8	0.49	0.81
1999	18.46	21.34	59.39	310	1,663	24.39	683	18.6	0.29	6.80
2000	23.01	19.44	54.11	262	1,515	22.75	637	17.3	0.27	2.22
2001	21.68	20.55	57.20	268	1,602	24.29	680	16.8	0.26	2.51
2002	25.04	19.88	55.32	292	1,549	22.62	633	18.9	0.29	2.28
2003	16.88	15.07	41.94	282	1,174	15.55	435	24.0	0.39	1.85
2004	12.07	10.79	30.02	221	840	10.62	297	26.3	0.44	1.93
2005	16.24	11.22	31.22	225	874	11.18	313	25.8	0.43	2.94
2006	15.80	14.83	41.26	236	1,155	16.40	459	20.4	0.32	3.69
2007	11.18	10.80	30.07	156	842	12.38	347	18.5	0.29	1.83
2008	21.06	20.58	57.28	187	1,604	26.49	742	11.7	0.17	4.63
2009	18.24	16.23	45.15	192	1,264	19.70	552	15.2	0.23	1.70
2010	14.59	13.69	38.08	159	1,066	16.68	467	15.0	0.23	1.93
2011	16.59	15.60	43.41	131	1,215	20.36	570	10.8	0.16	2.60
2012	17.32	15.05	41.87	145	1,172	19.15	536	12.4	0.18	2.06
2013	14.12	11.95	33.25	118	931	15.13	424	12.7	0.19	1.74
2014	28.80	23.33	64.94	112	1,818	32.69	915	6.1	0.09	4.29
2015	14.56	14.26	39.68	102	1,111	19.08	534	9.2	0.13	1.21
2016	11.12	9.30	25.87	84	724	11.99	336	11.5	0.17	1.36
2017	11.89	9.83	27.35	87	766	12.72	356	11.3	0.17	2.28
2018	10.16	7.90	21.99	57	616	10.56	296	9.2	0.13	1.73
2019	7.40	2.27	22.58*	68*	632*	10.60*	297*	10.7*	0.16*	2.14*

*2019年の資源量、資源尾数は前進計算による推定値。再生産成功率は仮定値（1999年以降の中央値）。漁獲量、親魚尾数、親魚量、漁獲割合および漁獲係数は予測値。

補足資料1 資源評価の流れ



補足資料 2 資源量の計算方法

(1) 資源量指標値

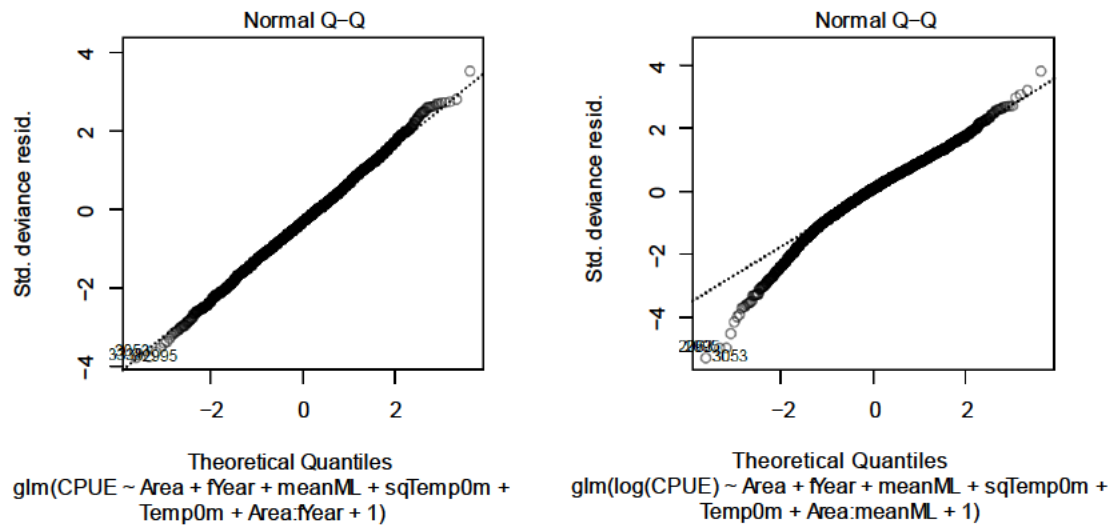
平成 30 年度評価より、本系群の資源量指標値 (U_t) は日本海スルメイカ漁場一斉調査結果 (補足資料 3) から得られる調査船調査の CPUE (釣り機 1 台 1 時間あたりの採集尾数) を標準化した値を用いている。日本海スルメイカ漁場一斉調査は 1994 年以前と 1995 年以後で調査を行っている時期や海域が異なり (詳細は補足資料 3-(1) に記述)、また 1980 年以前の調査船調査のデータについては表面水温等の情報が欠損しているものが多い。このため、1995 年以降の日本海スルメイカ漁場一斉調査の調査時期と海域情報に基づき、1981 年以降の調査船調査データのうち、6～7 月に実施された我が国 EEZ 内の東経 132 度以東の調査船調査データを用いて、一般化線型モデルによる標準化を行った。

標準化を行うにあたって、平成 30 年度の評価ではモデルの誤差分布は、応答変数の自然対数が正規分布をとると仮定し (対数正規分布モデル)、応答変数には調査船調査 CPUE の自然対数、初期モデルの説明変数には年のほかに漁獲効率に関係すると考えられる海域、年と海域の交互作用項、表面水温、表面水温の二乗、平均外套背長、海域と平均外套背長の交互作用項を用い、BIC を評価基準として変数選択を行った。このとき、説明変数としては、年のほか海域、表面水温、表面水温の二乗、平均外套背長が選ばれた最適モデルを得た。一方、本年度採用した手法ではモデルの誤差分布をガンマ分布と仮定し、初期モデルの説明変数は平成 30 年度評価の手法と同様としたが、応答変数を調査船調査 CPUE の実測値に変更し、またリンク関数に対数をとった初期モデルを作成した。初期モデルは AIC を評価基準として変数選択を行い、最適モデルの説明変数としては、年のほか海域、表面水温、表面水温の二乗、平均外套背長、年と海域の交互作用項が選ばれた。

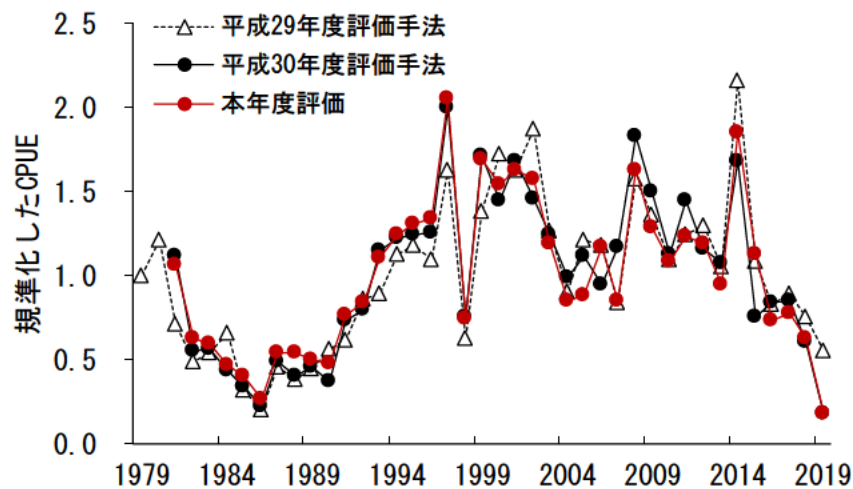
平成 30 年度の対数正規分布の初期モデルを AIC で変数選択を行った場合の AIC (24258) と比べて、本年度評価で用いたガンマ分布を使用したモデルの AIC (24009) の方がより小さく、また Q-Q プロットによるモデルの診断においても、本年度評価で用いたモデルの方が標準化残差 (縦軸) の分布が標準正規分布 (横軸) により従っていた (補足図 2-1)。以上から、本年度評価はガンマ分布を用いたモデルによる標準化 CPUE を資源量指標値として採用した。

本年度評価の最適モデルを用いて標準化 CPUE を推定し、前年評価の手法で求めた標準化 CPUE と平成 29 年度評価手法で得られた日本海スルメイカ漁場一斉調査 CPUE をそれぞれ規準化 (各 CPUE の平均が 1 となるように各 CPUE の平均値で除す) し、比較した結果、変動の傾向は大きく変わらなかった (補足図 2-2、2-3)。

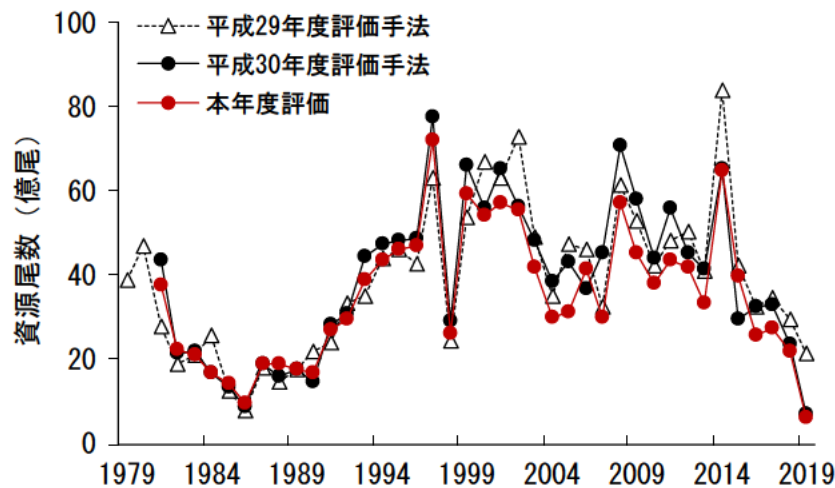
標準化 CPUE の改善により、比例定数 q は 4.52×10^8 から 2.78×10^8 へと変更となった。また、これに伴い親魚尾数、RPS、漁獲係数、Blimit 等も変化した。



補足図 2-1. 本年度評価手法を用いたモデル（左）と平成 30 年度評価手法を用いたモデル（右）それぞれの Q-Q プロット。点線上にプロットがあるほどよりモデルの当てはまりが良いことを示す。



補足図 2-2. 本年度評価手法での標準化 CPUE と平成 30 年度評価手法での標準化 CPUE、および平成 29 年度評価で使用した資源量指標値（日本海スルメイカ漁場一斉調査での平均 CPUE）の推移比較のため、各 CPUE は平均が 1 となるように標準化した。



補足図 2-3. 本年度評価手法での標準化 CPUE と平成 30 年度評価手法での標準化 CPUE、および平成 29 年度評価で使用した資源量指標値（日本海スルメイカ漁場一斉調査での平均 CPUE）から推定された資源尾数の推移

(2) 2018 年度までの資源量の推定方法

本系群の資源尾数 (N_t) は、資源量指標値 (U_t) に比例すると仮定し、以下の方法で求めた。なお、資源量推定の際の漁獲過程および生物情報（成長、自然死亡係数）は以下のとおりとした。

漁獲過程：スルメイカは概ね孵化後 6 ヶ月以降に加入し、寿命とされる 1 年（孵化後 12 ヶ月）までの 6 ヶ月間（180 日）漁獲対象になる。しかし、漁獲加入直後の小型個体および産卵直前は漁獲対象となりにくい。そこで、資源計算にあたっては、対象期間の中間にあたる孵化後 9 ヶ月時に全て漁獲されると仮定した。

生物情報：漁獲過程に合わせて、漁獲時の体重は成長様式（図 2）をもとに孵化後 9 ヶ月の 280 g とした。なお、漁獲割合（漁獲量／資源量）の計算を考慮し、便宜的に加入時、産卵時の体重も漁獲時と同じ 280 g として計算した。スルメイカの自然死亡係数は、これまでバイオマス解析（月あたり 0.431、安達 1988）、標識放流調査（町中ほか 1980）による推定が試みられている。しかし、かなり過大に推定されている可能性がある。そこで、月当たりの自然死亡係数 0.1（加入後 6 ヶ月で 0.6）を仮定値として用いた。

本系群の資源尾数 (N_t) は (1) で計算された資源量指標値 (U_t) を用いて、以下のよう

$$N_t = q \cdot U_t \quad (1)$$

ここで、 N_t は t 年の資源尾数（億尾）、 q は比例定数、 U_t は t 年の資源量指標値である。資源量指標値に比例定数 (q) をかけると、資源尾数 (N_t) が計算される。さらに、1 尾あたりの体重（280 g）をかけると、資源量 (B_t) となる。

(3) 資源量推定に用いた比例定数 (q) の推定方法

比例定数 q は、下記「(4) 2000 年以前の平均的な漁獲係数の推定方法」で計算された 1979～2000 年の平均的な漁獲係数 $F^* = 0.447$ を再現するように推定した。t 年の漁獲係数 F_t は、q、t 年における漁獲尾数 C_t 、 U_t を用いて以下のように表される。

$$F_t = -\ln \left[1 - \frac{C_t \cdot e^{\frac{1}{2}M}}{q \cdot U_t} \right] \quad (2)$$

上式を用いて 2000 年以前の各年の F を計算し、その平均値が F^* となるような q を求め $q = 2.78 \times 10^8$ を得た。

(4) 2000 年以前の平均的な漁獲係数の推定方法

2000 年以前の平均的な漁獲係数 (F^*) は、全減少係数 (Z^*) を 1979～2000 年の調査船調査結果を用いて推定した後、仮定した自然死亡係数 ($M = 0.6$) を差し引いて求めた。ここで、漁獲係数 (F^*)、全減少係数 (Z^*) および自然死亡係数 ($M = 0.6$) は漁期間 (6 ヶ月間) の値である。

まず、各年月日の調査船 CPUE の平均値 ($u_{d,y}$) を、実施した調査船 CPUE の平均値 ($u_{avg,y}$) で割った相対値 (u_d) として求めた。そして、調査船 CPUE の相対値 (u_d) を 1 日あたりの全減少係数 (z^*) を用いて下記で示した。

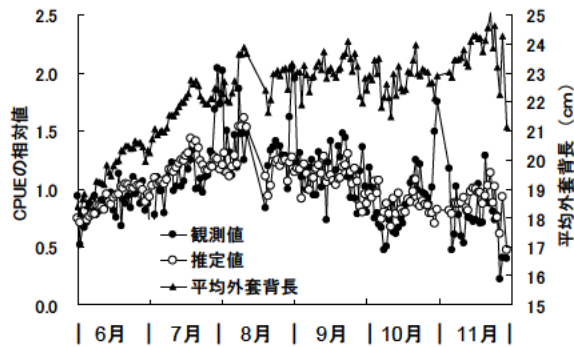
$$u_d = a \cdot e^{-z^* \cdot d} \quad (3)$$

ここで、(z^*) は 1979～2000 年の平均的な 1 日あたりの全減少係数、d は 6 月 1 日からの経過日数である。

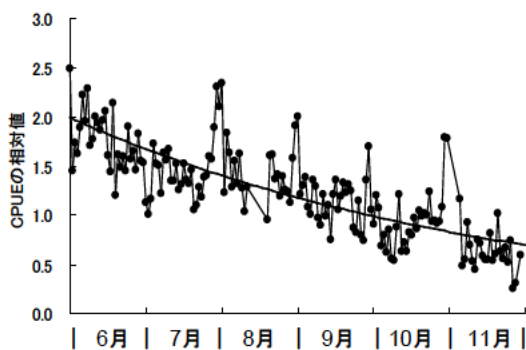
しかし、調査船 CPUE の相対値 (u_d) は、7 月下旬以降 (d = 50 日以降) は減少傾向となっていたものの (補足図 2-4)、 u_d は 7 月までは増加しており、この間の資源尾数の減少は示されていない。そこで、調査船 CPUE の相対値 (u_d) の変化は、実際には、全減少係数 (z^*) に加えて、スルメイカの平均外套背長 (x_d) と関連する獲られやすさも影響 (指数関係にあると仮定) していると判断し、下式をもとに全減少係数 (z^*) を推定した。

$$u_d = a \cdot e^{-(bx_d - z^* \cdot d)} \quad (4)$$

(4) 式の各パラメータは最小二乗法によって、 $a = 0.0153$ 、 $b = 0.212$ 、 $z^* = 0.00582/\text{日}$ と推定された。なお、平均外套背長による獲られやすさで補正した漁期中の減少過程は補足図 2-5 となる。漁期間を 180 日とすると、1 日あたりの全減少係数 ($z^* = 0.00582$) から全減少係数 (漁期間) は $Z^* = 1.047$ と計算され、推定された全減少係数 (Z^*) から自然死亡係数 ($M = 0.6$) を差し引くと、1979～2000 年の平均的な漁獲係数は $F^* = 0.447$ と計算された。



補足図 2-4. 年相対 CPUE および平均外套背長の日別変化



補足図 2-5. 平均外套背長で補正した年相対 CPUE の日別変化
平均外套背長 23 cm で加入率が 1 とした場合（縦軸の切片を設定）における外套背長補正後の CPUE の相対値 (u_d) の変化として示す。

(5) 親魚量の推定方法

親魚尾数 (S_t) は、資源尾数 (N_t) と漁獲尾数 (C_t) より下式で算出した。

$$S_t = \left[N_t - C_t \cdot e^{\frac{M}{2}} \right] \cdot e^{-M} \quad (5)$$

ここで、 M は自然死亡係数 ($= 0.6$) を示す。

親魚量 (SSB_t) は、資源量と同様に、親魚 1 尾あたりの体重が 280 g であるとして、親魚尾数 (S_t) に乗じて算出した。

(6) 再生産成功率の算出法

再生産成功率 (RPS) は、資源尾数 (N_t) と前年の親魚尾数 (S_{t-1}) より下式で算出した。

$$RPS = \frac{N_t}{S_{t-1}} \quad (6)$$

また、将来予測に適用する再生産成功率の中央値 (RPS_{med}) には 1999 年以降の RPS を用いた（詳細は補足資料 4 参照）。

(7) 2019 年の資源量の推定方法

2019 年の資源尾数は、2018 年の資源尾数と漁獲尾数、および自然死亡係数を用いて (5) 式から求めた 2018 年漁期後の親魚尾数 (S_{2018}) と 1999～2018 年までの再生産成功率の中央値 (RPS_{med}) より下式で算出した。

$$N_{2019} = S_{2018} \cdot RPS_{med} \quad (7)$$

上式より得られた 2019 年の資源尾数は 22.6 億尾、また (2) と同様に資源尾数に 1 尾あたりの体重 (280 g) を乗じて得られた資源量は 632 千トンで、2018 年並と算出された。

引用文献

- 安達二郎 (1988) 日本海西部海域におけるスルメイカ, *Todarodes pacificus* Steenstrup, の漁業生物学的研究. 島根水試研報, **5**, 1-93.
- 町中 茂・宮下民部・宮島英雄・笠原昭吾 (1980) 1979 年日本海沖合水域におけるスルメイカ標識放流の再捕結果と資源特性値の推定. 石川水試研究報告, **3**, 37-52.

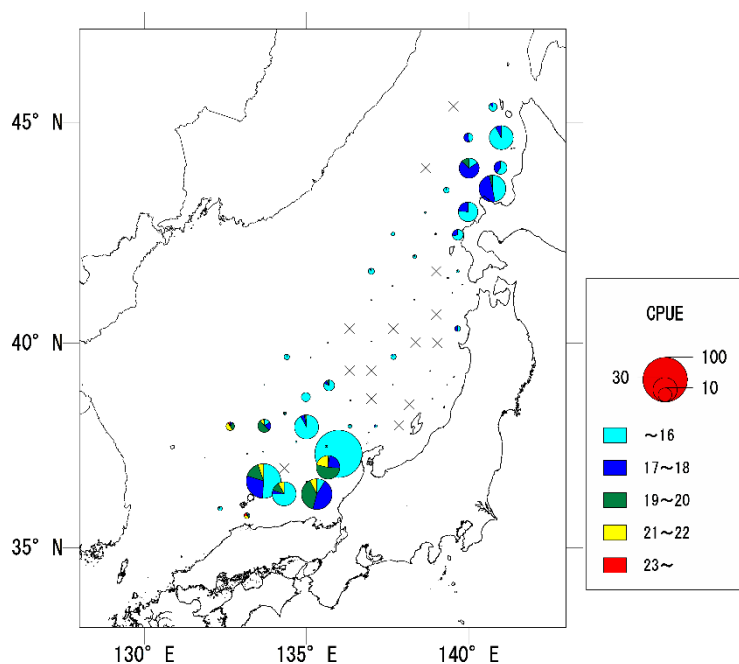
補足資料 3 調査船調査の経過および結果

(1) 日本海スルメイカ漁場一斉調査（釣獲調査）

本系群の主分布域である日本海では、6月から7月にかけて日本海側各試験研究機関共同で釣獲試験による分布調査（50～70の調査点）を実施し、魚群の分布状況や魚体の大きさを把握している（補足図 3-1）。本調査船調査により得られた調査船の CPUE（釣り機 1 台 1 時間あたりの採集尾数）を標準化することで、本系群の資源量指標値が得られている（補足資料 2）。なお、資源量指標値から推定される資源量は、その年の沖合域の漁況（旧中型いか釣り漁船の CPUE）と良い関係が得られている（補足図 3-2）。

2019年の調査結果の概要を補足図3-1に示す。道北・道央海域では外套背長14～16 cm台の個体を中心に沿岸よりで採集され（最大のCPUEは37尾）、沖合の点では漁獲がない点もあった。道南・津軽海域は外套背長14～15 cm台の個体を中心に採集され、CPUEは檜山沿岸の6尾が最大で、そのほかの点は1尾を下回り、漁獲のない点もあった。本州北部日本海では、外套背長10～11 cm台と15～16 cm台の個体が主体で、CPUEは能登半島西の点で最大の113尾であったほかは2尾を下回り、漁獲のない点もあった。西部日本海は、外套背長は16～17 cm台の個体を中心に、より小型の12～13 cm台まで幅広いサイズの個体が採集された。また例年、本海域のCPUEは他海域より低い傾向にあるが、本年は他海域と同様に漁獲のない点もあったものの、やや沿岸よりの北緯36～37度付近でCPUEの高い点が多く見られ、若狭湾沖の61尾が最大であった。沖合の海域では例年、他海域と比べてCPUEが比較的高い傾向にあるが、本年はCPUEが低く、北緯38度0分、東経135度0分の点で最大の30尾であったほかは10尾を下回り、漁獲がない点もあった。また、外套背長組成は10～12 cm台が主体で、17～18 cm台も採集されたが、近年の同海域の組成と比べると著しく小型に偏っていた。

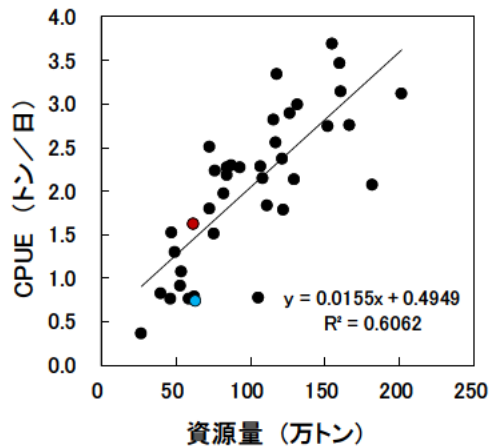
なお、日本海スルメイカ漁場一斉調査は、1994年以前は6月、7月、9月の3回実施されてきたが、1995年以降は6～7月の1回のみの実施となっている。



補足図 3-1.

2019 年の日本海スルメイカ
漁場一斉調査結果

図中×は漁獲がなかった点
を示し、○の面積は各調査
点の分布密度の指標となる
調査船の CPUE（釣り機 1 台
1 時間の採集尾数）を示し、
各色は各外套背長範囲（cm）
の比率を示す。

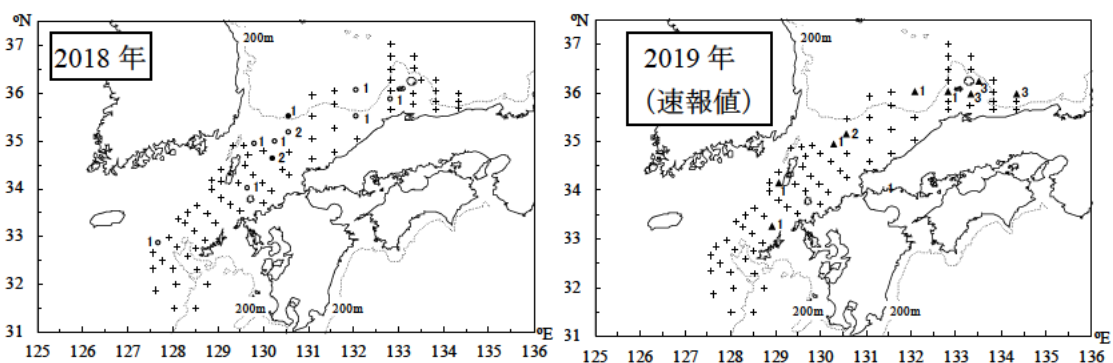


補足図 3-2. 資源量と旧中型イカ釣り漁船の CPUE の関係 図中の回帰式は 1981～2018 年のデータを基に解析。●は 2018 年。●は 2019 年（資源量は前進計算値、CPUE は漁船活用調査から得た暫定値）

(2) 幼生分布調査

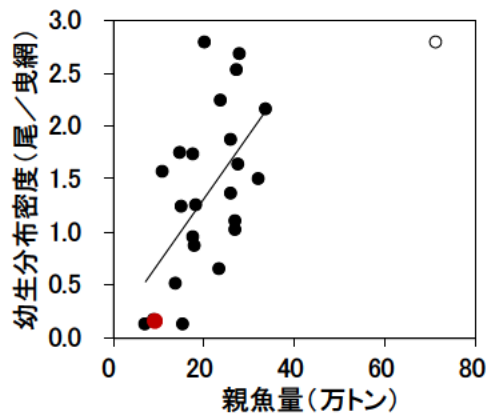
スルメイカ幼生の分布状況把握を目的として、10～11 月に本系群の主産卵場である山陰から九州北西部沿岸域でプランクトンネットを用いて実施している（補足図 3-3）。幼生の分布密度は翌年の加入量よりもその年の親魚量との相関が高いことが知られ（笠原・永澤 1988）、資源水準が高い年代には親魚量を把握するのに有効であった（後藤 1999）。しかし、2000 年以降は、本系群の主産卵時期が遅くなった（桜井ほか 2007、桜井 2014）ため、調査時期と主産卵時期が一致しなくなり、関係が認められなくなった。ただし、10～11 月にふ化したと推定される日本海スルメイカ漁場一斉調査時に外套背長 20 cm 以上サイズ（木所 2009）の比率で親魚量を補正すると、現在でも、親魚量との間に有意な相関関係が得られている（補足図 3-4）。

一方、これまでの調査結果から、スルメイカ幼生の分布海域（概ね産卵場を示している）はスルメイカの資源水準と連動して変化してきたことが明らかとなっている（Goto 2002）。資源量が減少した 1980 年代は、主に北陸沿岸域がスルメイカ幼生の主分布域であったが、資源量が増加した 1990 年代には対馬海峡から東シナ海まで幼生の分布域が拡大した（補足図 3-5）。このような幼生の分布海域（産卵海域）の変化は、海洋環境の変化と関連していると考えられていることから、スルメイカの資源動向を判断する上で重要な情報となっている。

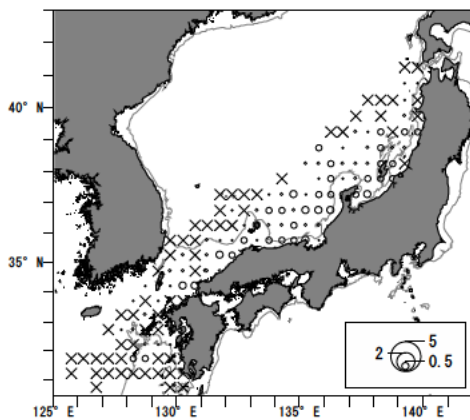


補足図 3-3. 口径 45 cm ネットの鉛直曳きによるスルメイカ幼生の採集尾数

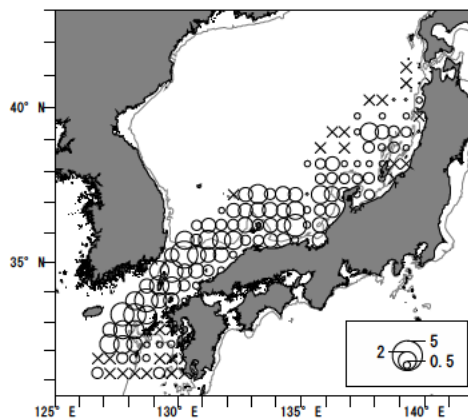
＋：採集無し、●：ふ化直後の幼生を含む採集点、○：ふ化直後の幼生を含まない採集点、▲：幼生の採集点（ふ化時期未検討）
▲：幼生が採集された地点のサイズ



補足図 3-4. 外套背長組成で補正した親魚量と幼生の分布密度（尾／鉛直曳）の関係
図中の回帰直線は1997年（○）を除いて推定。●は2018年を示す。



資源減少期（1980～1988年）の平均採集数
（鉛直曳1網あたりの採集尾数）



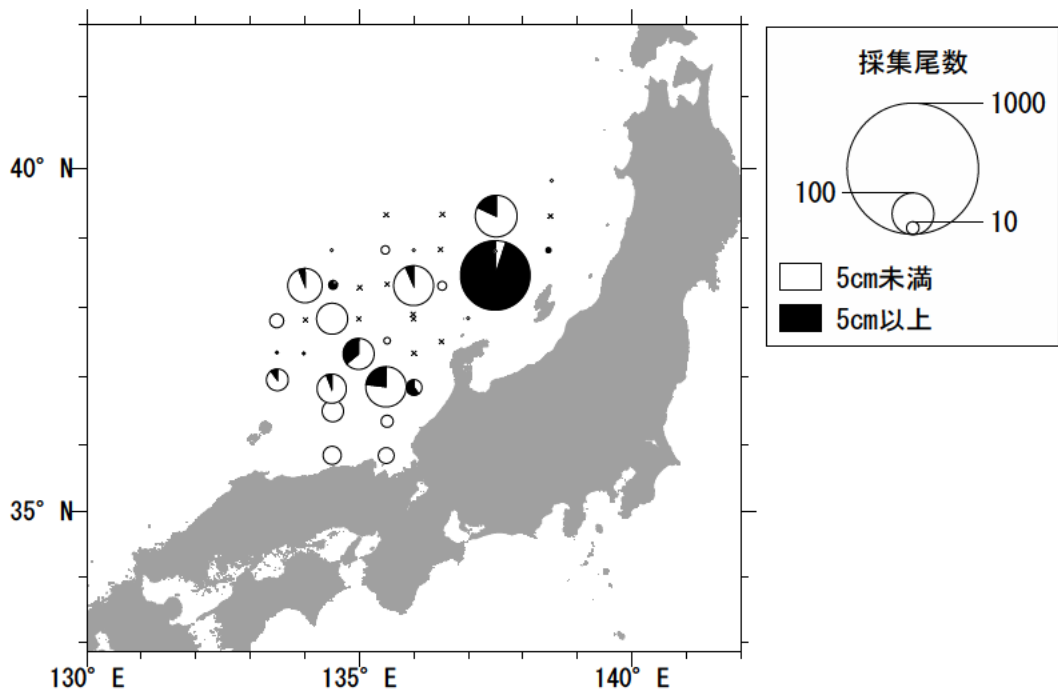
資源増加期（1989～2000年）の平均採集数
（鉛直曳1網あたりの採集尾数）

補足図 3-5. スルメイカ幼生の分布域の変化（Kidokoro et al. 2010 より）

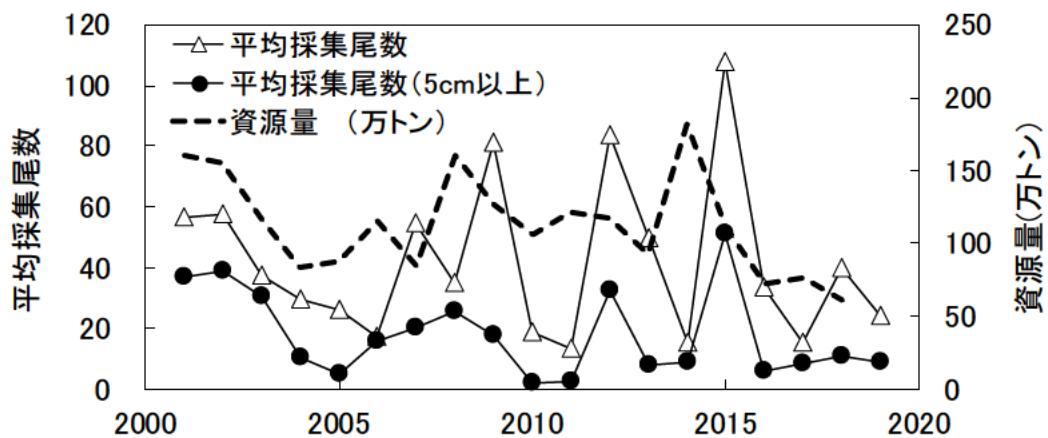
(3) 新規加入量調査

スルメイカは単年生（寿命が1年）であることに加え、幼生から加入までの生残率は環境の影響を受けやすく、十分な親魚量を確保したにもかかわらず、年によっては資源量が大きく減少する場合がある。そのため、表層トロール網（主に網口の直径12m）を用いて漁期直前の4月に分布状況を把握し、資源量を予測する調査を2001年より実施している。2010年までの調査結果では、外套背長5cm以上の平均採集個体数とその後の調査（日本海スルメイカ漁場一斉調査）で得られる資源量との間には有意な相関関係があることが示されている（Kidokoro et al. 2014）。

2019年4月に実施した調査では、外套背長5cm以上のスルメイカは、特に北緯38度28分、東経137度30分の調査点で多く採集された。一方、外套背長5cm未満のスルメイカは能登半島以西の調査点で多く採集された（補足図3-6）。1調査点あたりの平均採集尾数は24.1尾であり、前年（39.9尾）および近年平均（2014～2018年の5年平均）（42.4尾）を下回った。また外套背長5cm以上の平均採集尾数は9.0尾であり、前年（10.7尾）並で、近年平均（17.0尾）を下回った（補足図3-7）。



補足図 3-6. 2019 年 4 月の表層トロールによるスルメイカの採集調査結果
 図中、○の面積は採集尾数、×は採集されなかった調査点を示す。



補足図3-7. 新規加入量調査の平均採集尾数と資源量の経年変化

引用文献

- 後藤常夫 (1999) 口径 45 cm プランクトンネットの鉛直曳きによるスルメイカ幼生の採集とその有効性 (要旨). イカ類資源研究会議報告 (平成 10 年度), 北海道区水産研究所, 99-100.
- Goto, T. (2002) Paralarval distribution of the ommastrephid squid *Todarodes pacificus* during fall in the southern Sea of Japan and its implication for locating spawning grounds. Bull. Mar. Sci., 7(1), 299-312.
- 笠原昭吾・永澤 亨 (1988) 対馬暖流系スルメイカ稚仔分布の経年変動. イカ類資源・漁海況検討会議報告 (昭和 62 年度), 北海道区水産研究所, 34-45.

- 木所英昭 (2009) 気候変化に対するスルメイカの日本海での分布回遊と資源変動に関する研究. 水産総合研究センター報告, **27**, 95-189.
- Kidokoro, H., T. Shikata and S. Kitagawa (2014) Forecasting the stock size of the autumn cohort of Japanese common squid (*Todarodes pacificus*) based on the abundance of trawl-caught juveniles. *Hidrobiológica*, **24** (1), 23-31.
- Kidokoro, H., T. Goto, T. Nagasawa, H. Nishida, T. Akamine and Y. Sakurai (2010) Impact of a climate regime shift on the migration of Japanese common squid (*Todarodes pacificus*) in the Sea of Japan. *ICES J. Mar. Sci.*, **67**, 1314-1322.
- 桜井泰憲 (2014) スルメイカの繁殖生態と気候変化に応答する資源変動. 水産振興, **559**, 54 pp.
- 桜井泰憲・岸 道郎・中島一步 (2007) スケトウダラ, スルメイカ, 地球規模海洋生態系変動研究(GLOBEC)－温暖化を軸とする海洋生物資源変動のシナリオ－. 月刊海洋, **39**, 323-330.

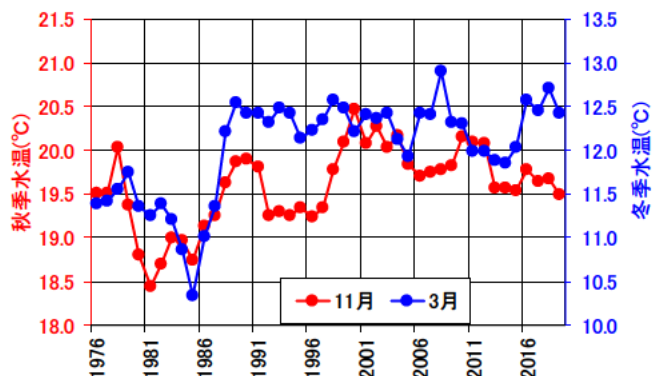
補足資料 4 RPS の低下傾向と今後の加入量の見積もり

近年の日本海の海洋環境は、1980 年代（資源低水準期）に観測された低水温の環境にはなっていないが、本系群の再生産成功率（RPS）は低下傾向にある。1990 年代は、親魚 1 尾あたりの加入資源尾数が概ね 3 尾前後であったのに対し、2000 年以降は 2 尾前後の年が多くなっている。RPS が低下傾向にある要因は特定できていないものの、(1) 1998 年頃に起きた日本海の環境の変化、(2) 資源量の増大による密度効果（2000 年代）、(3) さらに未集計の漁獲量による影響（中国漁船が北朝鮮水域で漁獲を始めた 2004 年以降）が想定される。特に海洋環境の変化によって RPS が低下していた場合、好適レジーム（温暖レジーム）としている 1990 年以降の RPS の中央値により今後の加入量を見積もると ABC が過大推定となる危険性がある。このため本評価においては、将来予測の際に適用する RPS は、環境変化があった年（1998 年秋）に産まれた 1999 年級群の RPS（1999 年の RPS）以降の中央値を採用することとした。以下、上述した各要因について説明する。

(1) 1998 年頃の日本海の海洋環境の変化

本系群の主分布域である対馬暖流域の水温は、1980 年代後半に冬季の水温が上昇したことに加えて、1998 年以降は春季～秋季の水温も上昇し（補足図 4-1）、周年にわたって水温の高い状態となった（加藤ほか 2006）。1998 年に水温の上昇が観察され、同年にスルメイカの資源量が減少したものの、1999 年以降は資源量が増加し、2000 年前後には資源量指標値が最も高い値となった。そのため、当時は、1998 年の水温の変化はスルメイカの資源動向に影響を与えなかったと判断された（木所ほか 2004）。

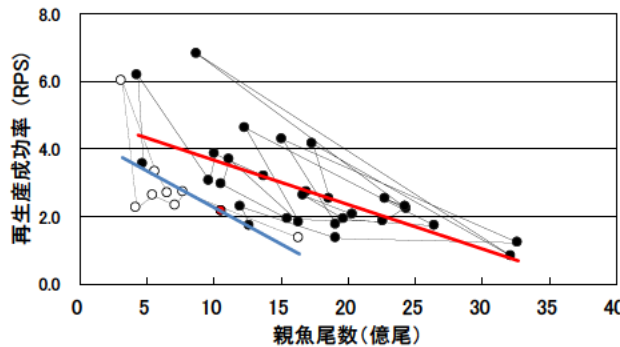
しかし、その後のデータ蓄積によって、1998 年以降の対馬暖流域の秋季水温の上昇による産卵場形成への影響（Rosa et al. 2011）や、日本海沿岸域の漁期漁場の変化（木所 2011）が報告され、主産卵時期の中心が冬季へ移行したことも想定されるようになった（桜井ほか 2007）。以上のように、1998 年以降の水温上昇がスルメイカの生態に影響を及ぼし、RPS の低下を引き起こした可能性が考えられる。



補足図 4-1. 西部対馬暖流域（東経 130～134 度）における
50 m 深水温（3 年移動平均値）の推移

(2) 密度効果

本系群では、推定されたスルメイカの RPS は親魚尾数と負の相関関係があり（補足図 4-2）、2000 年代のように資源が高水準となり親魚尾数が多くなると、RPS は低くなる傾向がある。ただし、この傾向は親魚尾数の観測誤差等によって過大に生じる場合があるため、その判断には慎重な検討が必要であることが指摘されている（Walters and Martell 2004）。



補足図4-2. 親魚尾数と再生産成功率（RPS）の関係 ○は1980～1989年、●は1990年以降、●は2019年の関係を示す。青細線は80年代、赤細線は90年以降の親魚尾数とRPSの回帰直線。

(3) 未集計漁獲量による影響

近年の RPS の低下には未集計漁獲量の影響も考えられる。RPS の計算に用いる親魚量は、資源量から漁獲量と自然死亡による減少を差し引いて得られたものである（補足資料 2）。現在、漁獲量は、日本と韓国のみを対象としているが、近年、スルメイカを狙って操業する中国や北朝鮮の漁船が増加していると推察され、操業実態および漁獲動向を把握するための調査を実施している（補足資料 5）。北朝鮮水域における中国漁船のスルメイカの漁獲量について、Lee et al. (2017) による推定値があるが、①そもそも漁獲国の公式統計値でないこと、②中国漁船による 1 隻あたりの年間漁獲量の推定手法の出典等詳細が明示されていないこと、③中国漁船が北朝鮮水域に入漁した年のうち、半数の年で 1 隻当たり漁獲量が推定困難となっており、そのような年には前後年等の近い年の値を適用していること、④漁船数のカウントに際して漁船の種類が不明であることなど、ABC を求める資源計算に適用できる精度の情報ではないと考えられ、本報告書においては、親魚量推定の際に用いる漁獲量に含めていない。しかし、詳細は不明ながらも、近年の中国の漁獲量として日韓両国の合計漁獲量より多い値が推定されており、本資源評価において生き残り資源尾数として推定している親魚量は、程度の多寡は不明ながらも過大評価となっていると考えられる。このため、この親魚量を用いて計算される RPS は、近年は過小推定となっていると考えられる。ただし、RPS の低下の全てを中国漁船による漁獲の影響で説明する場合、10 年間にわたり 30 万トンの漁獲が必要（平松・木所 2013）と試算されており、かなり多い漁獲量を想定する必要がある。この検討結果は、未集計の漁獲量があることによって RPS が過小推定されているのは確かであるが、RPS の低下には海洋環境の変化が影響を及ぼしていると考えられ、また資源が高水準であった年には密度効果も影響を及ぼしていたと考えられる。

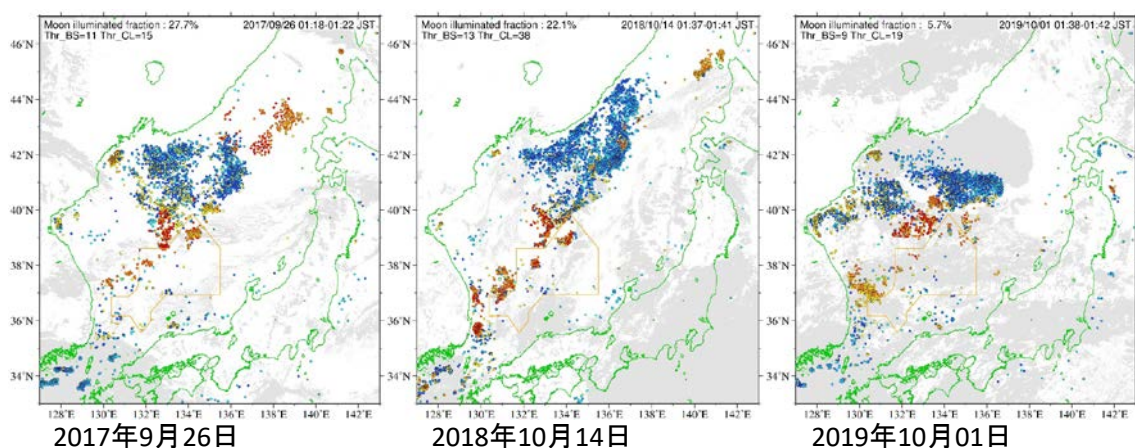
引用文献

平松一彦・木所英昭 (2013) スルメイカ秋季発生系群の資源管理の検討. スルメイカ資源評

- 価協議会報告（平成 24 年度），日本海区水産研究所, 3-12.
- 加藤 修・中川倫寿・松井繁明・山田東也・渡邊達郎 (2006) 沿岸・沖合定線観測データから示される日本海及び対馬海峡における水温の長期変動. 沿岸海洋研究, **44**, 19-24.
- 木所英昭 (2011) 1990 年代後半以降の我が国日本海沿岸域におけるスルメイカ漁獲量の減少について. 水産海洋研究, **75**, 205-210.
- 木所英昭・森 賢・後藤常夫 (2004) 1998 年におけるスルメイカ資源の減少とその後の変化. 水産海洋研究, **68**, 264.
- Lee, J.-S., J.-G. Ryu and H.-K. Kee (2017) A study on the status of Chinese fishing in the East Sea off North Korea and Directions for Countermeasures. J. Fish. Bus. Admin., **48**(3), 61-74. (In Korean with English abstract)
- Rosa, A. L., J. Yamamoto and Y. Sakurai (2011) Effect of environmental variability on the spawning areas, catch, and recruitment of the Japanese common squid, *Todarodes pacificus* (Cephalopoda: Ommastrephidae), from the 1970s to the 2000s. ICES J. Mar. Sci., **68**, 1114-1121.
- 桜井泰憲・岸 道郎・中島一步 (2007) スケトウダラ，スルメイカ，地球規模海洋生態系変動研究(GLOBEC)－温暖化を軸とする海洋生物資源変動のシナリオ－. 月刊海洋, **39**, 323-330.
- Walters C. J. and S. J. D. Martell (2004) Fisheries ecology and management. Princeton university press, Princeton, 399 pp.

補足資料 5 日本海北西部における外国漁船の漁獲動向について

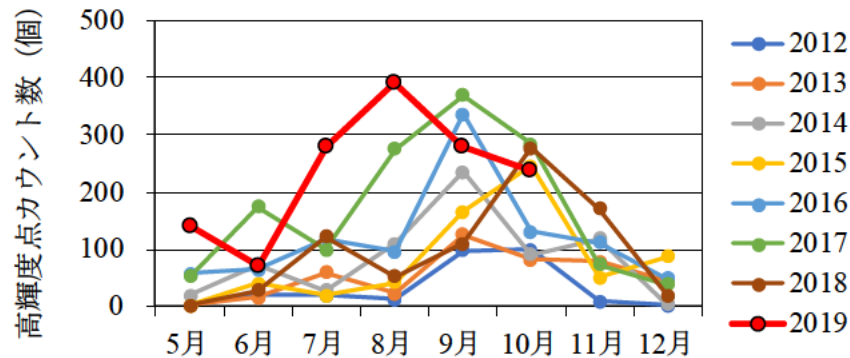
スルメイカ秋季発生系群の資源評価において、現在、日本海で操業する中国・北朝鮮漁船の操業実態や漁獲動向を把握することが重要な課題となっている（補足資料 4 (3)）。このため、平成 26 年度から外国漁船の漁獲動向把握を目的として、人工衛星夜間可視データ処理手順の確立に取り組み、灯火を用いる漁船動向のモニタリングを実施している。この調査では、米国の地球観測衛星（Suomi NPP）の夜間可視データ（Miller et al. 2011）から、灯火を用いて操業する漁船を光点として抽出し、さらに、輝度レベル、操業位置別に光点数を計数する。漁船の判別手法については、技術開発途上であるが、解析例として 2017～2019 年の 9～10 月に得られた光点図を補足図 5-1 に示した。北緯 38～40° 付近に見られる輝度の高い光点（赤～橙）にはいか釣り漁船の他に、中国の灯光網船（虎網、かぶせ網）が含まれていると推測される。また、これらの北側には輝度の低い光点（水色～青）が多数認められる。抽出される光点（漁船）の数および配置に関する経年的な違いもある程度把握できるようになった。



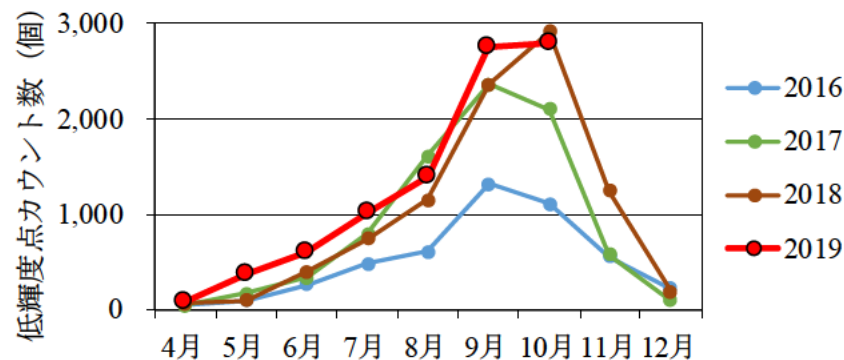
補足図 5-1. 日本海の NPP 衛星夜間可視データから抽出された光点の分布 2017～2019 年の比較。暖色系は高輝度点、寒色系は低輝度点、灰色は雲域を示す。

北朝鮮水域から大和堆の西側の水域で検出される高輝度点（ $400 \times 10^{-10} \text{ W cm}^{-2} \text{ sr}^{-1}$ 以上）は、多くが中国の灯光網船と考えられる。また、北朝鮮水域からロシア水域、さらに一部は日本側 EEZ にもはみ出すように分布する低輝度点（ $300 \times 10^{-10} \text{ W cm}^{-2} \text{ sr}^{-1}$ 未満）は、北朝鮮の本造船（集魚灯を装備しているが光量が小さい）が大多数を占めると考えられるが、中国の 2 そうびき鋼船（作業灯程度の灯り）も含まれる可能性がある。北朝鮮水域（一部周辺海域を含む）の高輝度光点数の推移について、各月において月光や雲により変化する視認条件が良好で、光点数のカウントが最も多かった日（Monthly Best）を抽出し、補足図 5-2 に示した。また、低輝度点については、分布域が北朝鮮水域や大和堆周辺水域に留まらずかなり北の方へと分布域が広がる年もあったため、より広範囲の海域を対象として Monthly Best の光点数を求めた（補足図 5-3）。漁船種類の判別に限界があるほか、1 日 1 隻あたりの漁獲量の推定が困難であるという問題があるものの、モニタリングの継続が重要

である。光点数分布の動向として、高輝度点は 2017 年まで増加傾向で、2018 年に減少したが、2019 年には再び増加した。2019 年の低輝度点数は、最大値は 2018 年並で、月々のカウント数もほぼ 2018 年並であった。低輝度点の分布範囲は 2017 年、2018 年と秋季に北偏する傾向があったが、2019 年は過去 2 年ほど北偏しなかった。その理由として、2019 年 9 月にロシアによる北朝鮮漁船の違法操業の取り締まりが厳しく行われたこと（例えば神奈川新聞 2019 年 9 月 22 日）が挙げられる。



補足図 5-2. 北朝鮮水域～大和堆西側水域における高輝度点（ $400 \times 10^{-10} \text{ W cm}^{-2} \text{ sr}^{-1}$ 以上、補足図 5-1 の黄色～赤色の点）の Monthly Best カウント数の推移 ここで計数した光点の多くは中国の灯光網船と推察される。



補足図 5-3. 東経 130～137 度、北緯 38 度 37 分～北緯 43 度（2018 年 8 月以降は東経 130～138 度 30 分、北緯 38 度 37 分～北緯 45 度。北朝鮮水域、ロシア水域、我が国 EEZ を含む）の海域における低輝度点（ $300 \times 10^{-10} \text{ W cm}^{-2} \text{ sr}^{-1}$ 未満、補足図 5-1 の水色～青色の点）の Monthly Best カウント数の推移 光点の多くは北朝鮮漁船で、中国の 2 そうびき網船も含まれると推察される。

引用文献

Miller, S. D., S. P. Mills, C. D. Elvidge, D. T. Lindsey, T. F. Lee and J. D. Hawkins (2011) Suomi satellite brings to light a unique frontier of nighttime environmental sensing capabilities. Proc. Natl. Acad. Sci. USA, **109**, 15706-15711.

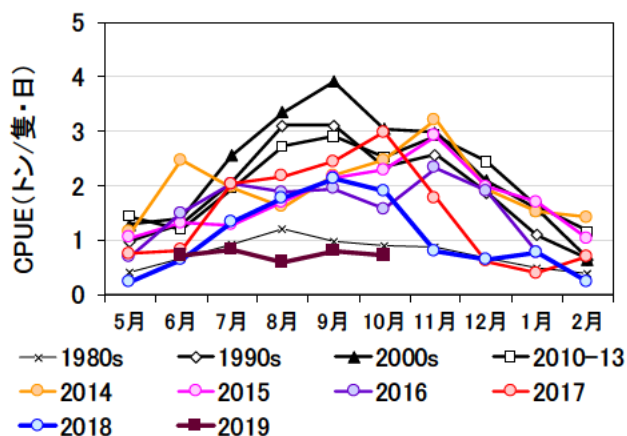
補足資料6 2019年の漁況および資源量推定やABCの妥当性について

2019年の資源量指標値（日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE）は 2.27 で、1980 年以降の中で最も低い指標値となった（補足資料 3（1））。この指標値から補足資料 2 に基づく手法で資源量を推定すると 17.7 万トンとなるが、以下に述べる漁況から、例年通りの手法で 2019 年の資源量を推定するのは妥当でないと判断した。漁況から判断すれば、2019 年の資源量は 2018 年並と考えても妥当と想定されたため、2019 年の資源量には 2018 年資源量からの前進計算により得られる資源量を採用したが、その不確実性についても併せて以下に述べる。

(1) 2019 年の漁況

(1-1) 沖合いか釣り

我が国 EEZ の日本海沖合域では、5～2 月に大臣許可のいか釣り漁業（以下、旧中型いか釣り）が行われており、本資源評価では同漁業での漁獲対象は 10 月まで秋季発生系群であると想定している（令和元（2019）年度スルメイカ冬季発生系群資源評価の補足資料 2 参照）。旧中型いか釣り漁業の月別 CPUE（90 トン以上の漁船 1 日 1 隻あたり漁獲量）を見ると、2018 年も近年の中では低めの値で推移していたが、2019 年はさらに落ち込み、1980 年代、すなわち概ね低水準期であった年代と同等レベルの CPUE に落ち込んでいた（補足図 6-1）。8 月までの漁獲量も前年の 30%にまで低下しており（3. 漁業の状況（2）漁獲量の推移）、旧中型いか釣りの漁況は、資源量指標値が前年の 29%に減少したことを反映していると判断される。

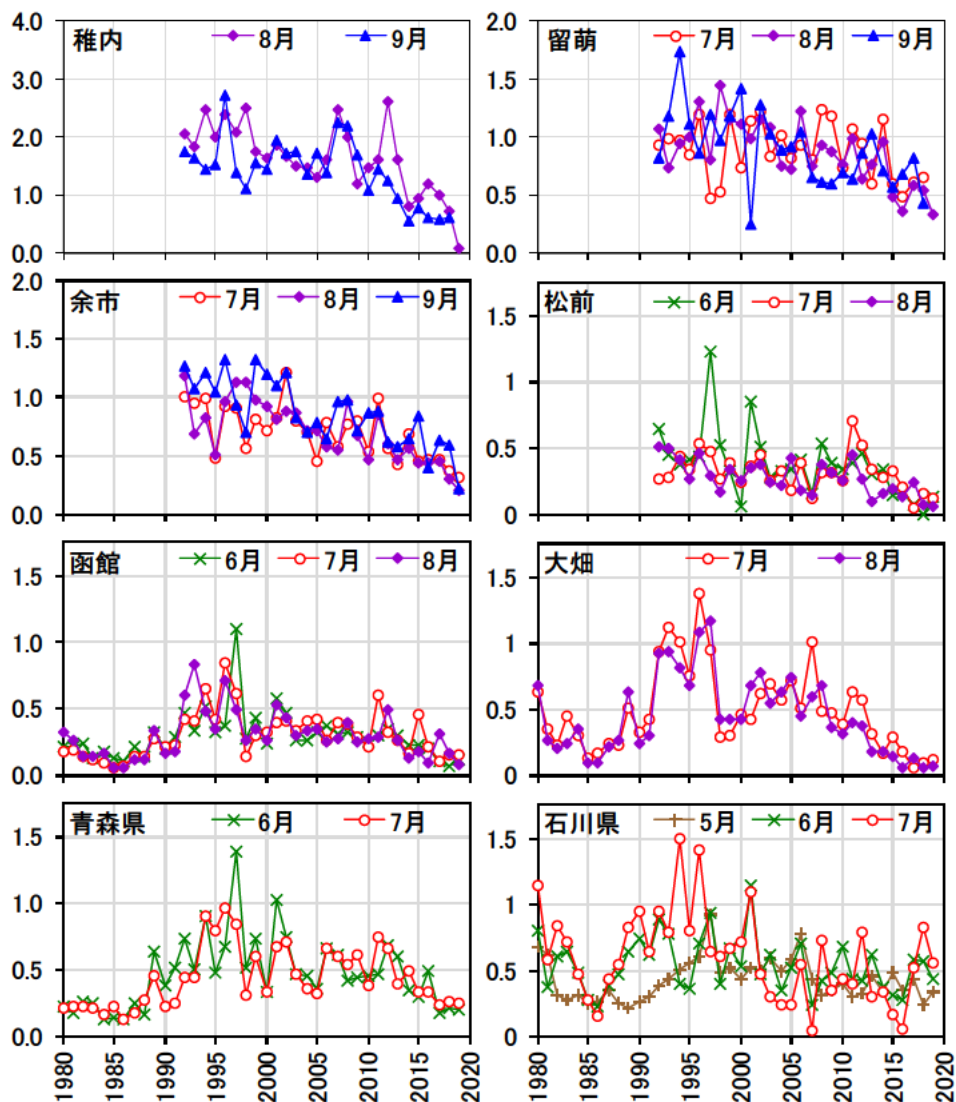


補足図6-1. 旧中型いか釣り船による日本海での月別平均 CPUE の推移 2018 年以前は漁獲成績報告書、2019 年は漁船活用調査（調査対象 10 隻）に基づく平均値。

(1-2) 沿岸いか釣り

我が国の日本海側の沿岸いか釣り漁業は、北海道から九州まで日本海側各地で行われている。秋季発生系群を対象とした漁期は 5～8 月の北上期が中心で、地域によって主漁期が異なる。代表的な海域として、石川県では 5～7 月、青森県の日本海側（以下、青森県）では 6～7 月、青森県の津軽海峡側（以下、大畑）では 7～8 月、函館では 6～8 月、北海道日本海側（以下、北海道西部）では 7～9 月頃がそれぞれ主漁期となる。これらの海域以外（秋田～新潟、福井県以西）でもいか釣り漁業は行われているが、前述の 5 海域で比較的

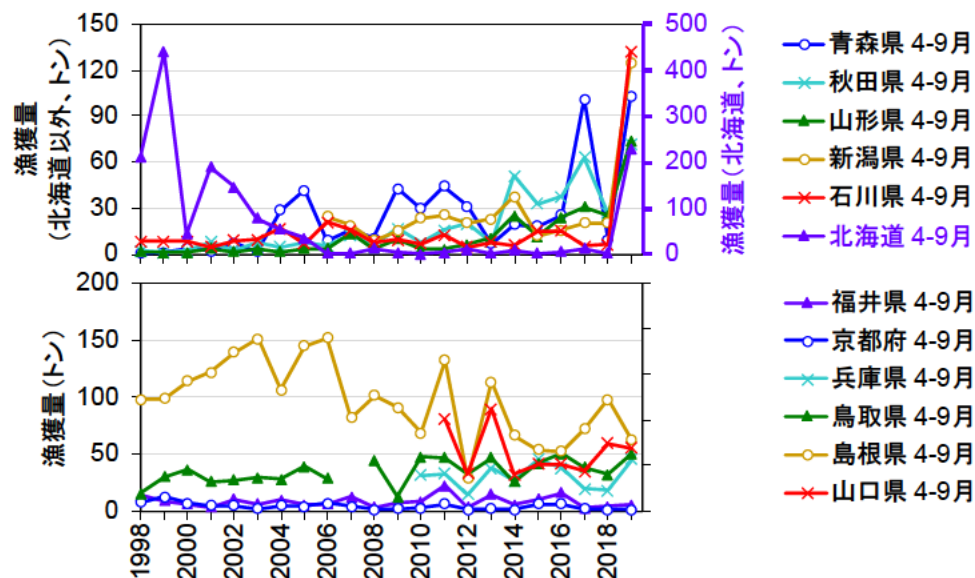
長期の月別の漁獲量と入港隻数のデータがあり、CPUE（1日1隻あたり漁獲量）として整理できるため、ここでは5海域のCPUEの推移を示した（補足図6-2）。北海道での沿岸いか釣りの漁獲量は2019年には大きく減少し、CPUEは稚内および留萌では大きく減少しほぼ漁場が形成されない状況であり、余市および松前でも前年を下回った。函館、大畑および青森県でのCPUEは、1995年前後をピークとして長期的に減少傾向にあり、2017～2019年は過去最低水準となっている。石川県でも長期的なCPUEの減少傾向は同様であるが、北海道～青森県ほど顕著な減少ではない。2019年のCPUEは2018年よりはやや低いものの、2015～2016年より高く、2002年以降の平均的な水準となっている。以上のような漁況から、2019年漁期では北海道西部日本海側まで来遊する魚群が極めて少なかったが、津軽海峡以南での来遊は前年並程度であったと考えられる。



補足図 6-2. 小型いか釣り漁業の主要地域・主要漁期の月別 CPUE の推移 CPUE は1日1隻あたり漁獲量（トン）。「青森県」は青森県日本海側の代表4港の合計、「石川県」は県内代表6港の合計。

(1-3) 底びき網

日本海側の底びき網では、例年、スルメイカは主要な漁獲対象になっていない。農林統計においても年間漁獲量は 1,000 トン程度である。このため、資源評価においても底びき網はほとんど着目していなかったが、今年は各地で底びき網での漁獲情報が聞かれたため、道府県研究機関から情報を収集・集計した（補足図 6-3）。各地の主要港、主要漁法（沖合底びき網のみまたは沖合底びき＋小型底びき）の漁獲量の経年変動から、4～9 月までの合計漁獲量で判断すると、石川県以东で前年を大きく上回る漁獲があった一方で、福井県以西では概ねこれまでの変動の範囲内であり、明瞭な地域差が見られた。ただし、福井県以西でも、9 月単独での漁獲量は過去 10 年程度の中で最大となる場合が多かった。また、鳥取県における 8 月末の底びき網調査（水深 200～250 m 程度の海域で実施）においても、過去 4 年平均の 10 倍のスルメイカが採集された（鳥取県水産試験場）。以上のように、4～9 月の底びき網では、石川県～北海道で近年では珍しくスルメイカの漁獲が伸び、福井県以西ではこれまでの経過と大きな変化がなかったが、福井県以西でも秋季には漁獲が大きく伸びた海域があった。

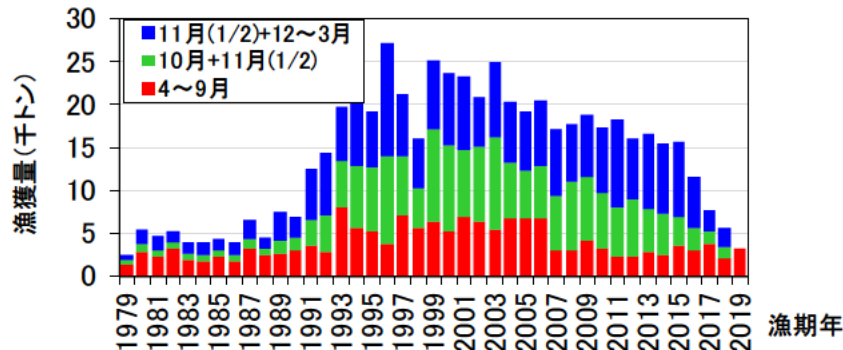


補足図 6-3. 日本海側道府県の主要港底びき網（大部分は沖合底びき網、一部小型底びき網を含む）の4月～9月の合計漁獲量の推移 鳥取県の2007年はデータエラーと判断し削除した。

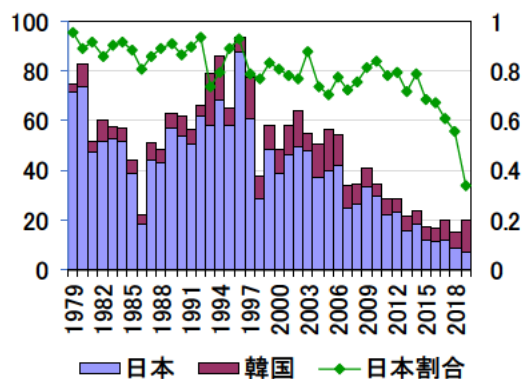
(1-4) 韓国漁船

韓国では、大型トロール、釣り等によりスルメイカが漁獲される。漁獲のピークは例年10月と12月にあり、5月から10月にかけて徐々に漁獲が上昇するのが一般的な漁獲の推移である。こうした漁期の特徴から、4～10月の漁獲を秋季発生系群、12～3月の漁獲を冬季発生系群、11月は両系群が半々と見なしている（令和元（2019）年度スルメイカ冬季発生系群の資源評価 補足資料2）。秋季発生系群の漁獲量として2019年4～9月までの漁獲量は前年の1.5倍、過去5年平均並である（3. 漁業の状況（2）漁獲量の推移、補足図6-4）。なお、日本海スルメイカ漁場一斉調査が行われている6～7月における漁獲量について

て、日本と韓国の比率の推移を見ると、2014 年まで日本での漁獲比率が 70%以上であったが、以降、徐々に日本の漁獲比率が減少し、60%前後となった。さらに、2019 年に日本の漁獲比率は 34%に急減した（補足図 6-5）。



補足図 6-4. 韓国の漁獲量の推移 4～10 月と 11 月漁獲の半分は秋季発生系群、11 月の半分+12 月～3 月は冬季発生系群としている。



補足図6-5. 日本と韓国の6～7月の漁獲量および両国の合計漁獲量中の日本の割合の推移

(1-5) 中国漁船

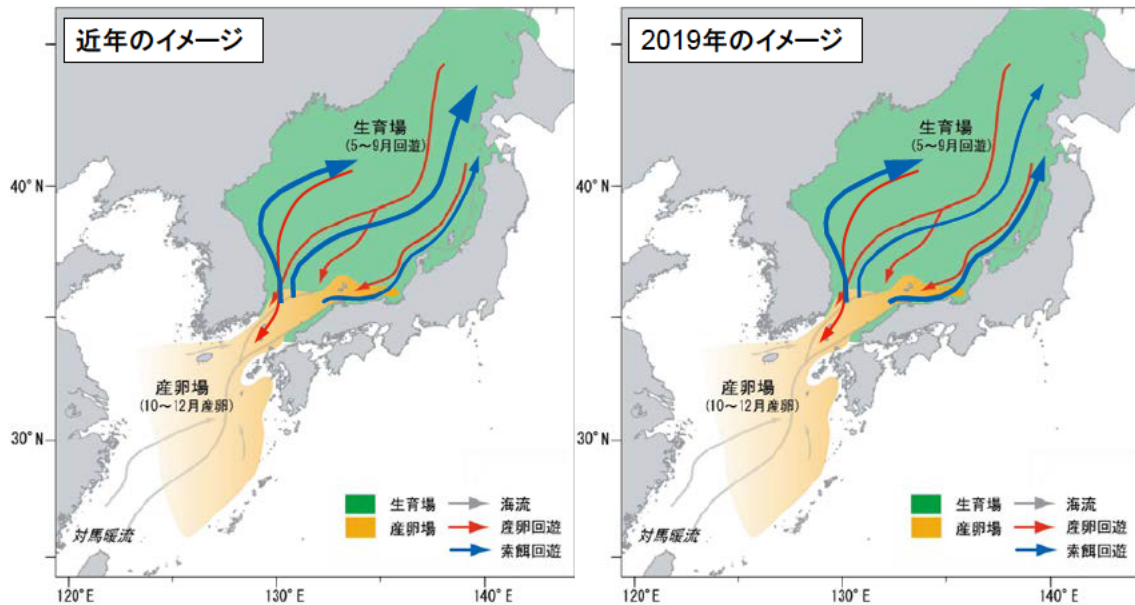
漁場は明らかでないが、中国におけるスルメイカの漁獲量は 6 月までで 13 万トン、8 月～9 月 6 日までで 2 万トンで、前年漁期の 15 万トンと同等の漁獲があるとの報道がある（みなと新聞 2019 年 9 月 18 日）。漁獲量の値の信憑性に問題はあるものの、前年並の漁獲があったと想像せざるを得ない。

(1-6) ロシア漁船

ロシアの研究者から得た情報によれば、2019 年の漁況について、数百トン程度しか漁獲のない時期であるが、7 月までの漁獲量としては前年の 64%に減少している。それ以降、日本海での操業はなく、来遊状況は不明である。

以上を整理すると、①沖合域では前年を大きく下回る、②沿岸いか釣り北海道西部で前年を大きく下回るが、津軽海峡～石川県は前年並、③底びき網では石川県以北中心に前年を大きく上回る、④韓国では前年の 1.9 倍の漁獲、⑤中国漁船は不確かだが前年並である。また、6～7 月の漁獲量の日韓の比率では、2019 年は特異的に韓国での漁獲比率が高

い状況にある。以上のように、2019 年の漁況としては、我が国 EEZ の沖合域への資源の配分割合が例年になく低い状況になっていたと推察される（補足図 6-6）。



補足図 6-6. スルメイカ秋季発生系群の資源の海域間配分のイメージ 青線の太さにより海域間の資源配分比率を模式的に示した。

(2) 2019 年の資源量推定について

漁況から、2019 年漁期の海域間の資源配分が特異的な状況であったと推察されることから、前年を大きく下回っている沖合域および北海道西部の漁場の大半を調査範囲としている日本海スルメイカ漁場一斉調査による資源量の推定結果は、かなりの過小評価になると考えられる。現段階では、特に我が国 EEZ 外の CPUE に相当する指標値が得られないため、2019 年の資源量は、2018 年の資源量の前進計算により求めることとした（補足資料 2 (7)）。

(3) 2019 年資源量推定の妥当性について

仮に、2019 年の資源量を 2019 年の日本海スルメイカ漁場一斉調査による資源量指標値 2.27 から求めると、前年の 29% 相当の 177 千トンとなる。一方、2019 年の 9 月までの漁獲量は 43 千トン（日本 12 千トン、韓国 31 千トン）であり、漁獲量がこのままであれば $F_{2019} = 0.40$ となり、 $F_{current} = 0.16$ （過去 3 年平均の F ）の 2.6 倍に F が急増したこととなる。また、今後の漁獲を勘案し秋季発生系群の漁獲量を 6 万トンと仮定した場合、2019 年の漁獲係数 (F_{2019}) は 0.61 で、 $F_{current}$ の 3.9 倍となる。漁獲動向から、底びき網による漁獲努力が増えた可能性はあるが、一方では日本の沖合いか釣り船のアカイカの漁期が延びた結果、沖合いか釣りのスルメイカに対する努力量が下がった一面もあり、2019 年に漁獲努力が急増するとは考えにくい。このように、漁獲係数が非現実的に高い値となることから、2019 年の日本海スルメイカ漁場一斉調査結果から資源量を推定するのは妥当でないと判断される。

一方、前進計算により資源量を求めた場合、資源量は 632 千トンとなり、 $F_{\text{current}} = 0.16$ により漁獲量を求めると 6.8 万トンとなる。この予測値は若干高い可能性もあるが、10 月、11 月に韓国の漁獲が伸びる例年の傾向から、大きく外れることはないと予測される。

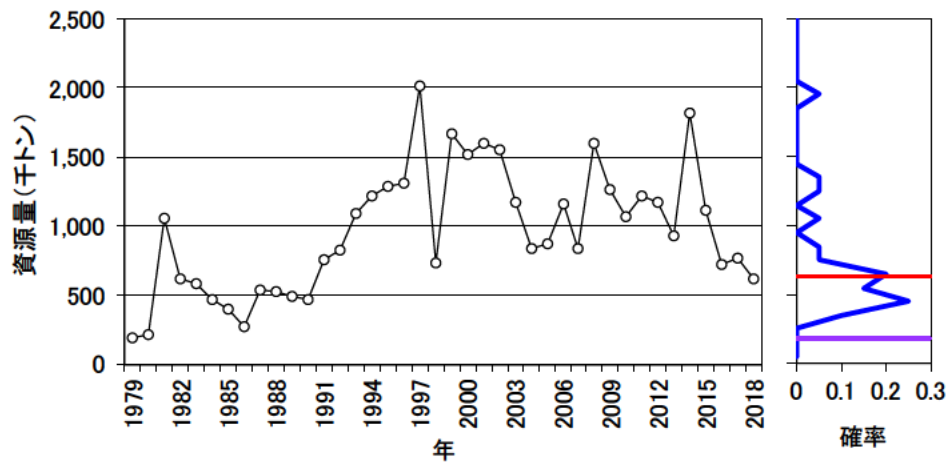
(4) 2019 年資源量推定の不確実性と ABC の妥当性について

2019 年の資源量を前進計算により求めた場合の不確実性について、1999 年以降の 20 年間の再生産成功率を 1 つずつ適用し 20 通りの計算をしたシミュレーションを行った場合と比較し評価した（補足図 6-7）。この結果、前進計算で推定した 2019 年資源量（632 千トン）は、順位では当然ながらシミュレーションの 50% 程度の位置にあるが、シミュレーションによる頻度分布の高い値は前進計算値からやや低い方に現れる。一方、2019 年の日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE から資源量を求めた場合（177 千トン）は、シミュレーションで予測される最低値（359 千トン）のさらに 1/2 程度と低い値であった。

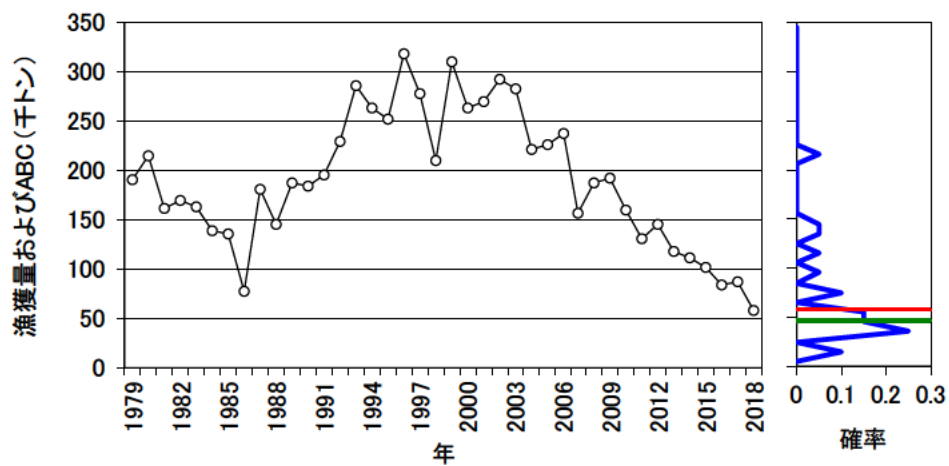
さらに、補足図 6-7 で示した 2019 年推定資源量の各予測値から求めた 2020 年の $ABClimit$ の推定値を補足図 6-8 に示した。この ABC 算定では、 $F_{\text{current}} = 0.16$ （2016～2018 年の F の平均）により 2019 年予測資源量を漁獲し、残存した親魚量が $Blimit$ （365 千トン）を上回れば $F_{\text{med}} = 0.16$ により、上回った場合は F_{rec} （ $F_{\text{med}} \times B/Blimit$ ）により得られる漁獲量を $ABClimit$ とした。2019 年の親魚量の増大シナリオ（ F_{rec} ）による $ABClimit$ （57 千トン）は、順位では当然ながら 50% 程度の位置にあるが、シミュレーションを介して試算された ABC の最頻値はやや低めの $ABCtarget$ （46 千トン）付近であった。

一方、日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE を資源量指標値として、資源量を求めずに ABC 算定規則 2-1) により ABC を試算すると、次のようになる。水準は 2018 年の資源量指標値で判断し中位、スルメイカ秋季発生系群の水準定義から δ_1 は 0.9 となる。 k は標準値の 1.0 とし、 b は 2016～2018 年の資源量指標値の傾きから -0.698、 I は 2016～2018 年の資源量指標値の平均値 9.01 で、 γ_1 は 0.922 となる。また $target$ を求める安全率 α を標準値の 0.8 とした。 $ABClimit = \delta_1 \times Ct \times \gamma_1$ 、 $ABCtarget = ABClimit \times \alpha$ 、 Ct は 2018 年の漁獲量 57 千トンとして ABC を試算すると、 $ABClimit$ は 47 千トン、 $ABCtarget$ は 38 千トンとなる。

以上のような試算から、2019 年の資源量指標値から資源量を求めることは過小推定であると言えるが、一方で、前進計算により求める資源量推定にも不確実性が伴う。2019 年の資源量は、資源量指標値から直接推定できず例年以上に不確実性の高い推定値であること、前進計算値により得られた資源量や $ABClimit$ はシミュレーションによる頻度分布のモードよりやや高い位置にあること、さらに 2 系ルールにより $ABClimit$ を試算した場合は 47 千トンとなり親魚量の増大シナリオ（ F_{rec} ）の $ABCtarget$ に近いことも鑑みて、予防的措置を講じ漁獲係数に $\alpha = 0.8$ 以下を乗じた $ABCtarget$ 以下による管理が望ましい。



補足図 6-7. 2018 年までの資源量の推移（左図）とシミュレーションによる 2019 年資源量推定の頻度分布（右図青線） 右図の赤線は前進計算による 2019 年資源量推定値（632 千トン）、紫線は 2019 年調査指標値から試算した資源量（177 千トン）。



補足図 6-8. 2018 年までの漁獲量の推移（左図）とシミュレーションによる 2020 年の推定 ABClimit の頻度分布（右図青線） 右図の赤線、緑線はそれぞれ 2020 年の Frec による ABClimit（57 千トン）、ABCtarget（46 千トン）。

補足資料 7 明らかでない漁獲量が資源評価に及ぼす不確実性

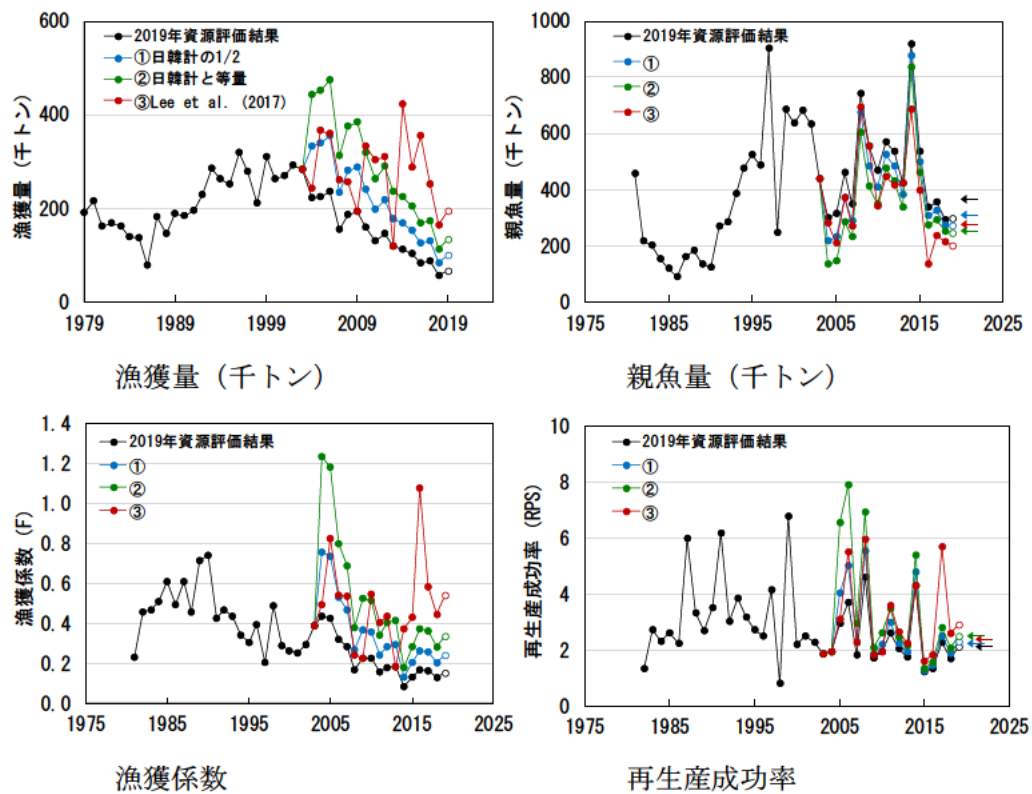
3. 漁場の状況の(2)漁獲量の推移、および補足資料 5 で述べたように、夏秋季に中国および北朝鮮の漁船が日本海中央部から大陸寄りの海域に多数現れてスルメイカを漁獲しており、その出現時期から、主に秋季発生系群が漁獲対象になっていると想定される。Lee et al. (2017) は、精度に疑問はあるものの、中国の漁獲量を 2010 年以降、200 千トン前後と推定している。北朝鮮漁船については、かつては手釣りであったが、2016 年以降、流し網も併用していることが報道されている。漁船数は補足資料 5 のようにある程度推定できるものの、具体的な漁獲量は未知数である。こうした漁獲があっても、資源量は 6～7 月の日本海スルメイカ漁場一斉調査の結果によって推定されるため、その年の資源量推定値の精度に直接影響を与えることはないが、4. 資源の状態の(5)再生産関係、(7)資源の水準・動向および補足資料 4 (3) で述べたように、親魚量の過大推定を通じて、RPS を過小推定することになる。再生産関係の不確実性は、Blimit や、将来予測に基づき算定される ABC の不確実性にも繋がっている。以上のような不確実性による漁獲量、親魚量、漁獲係数、再生産成功率の変化の度合いを、不明の漁獲について複数の仮定を置き試算した結果について、補足表 7-1. に示した。ここでの仮定は、中国が北朝鮮海域で漁獲を始めたのが 2004 年からであることを踏まえ (Lee et al. 2017)、2004 年以降の中国等の不明漁獲量を①日本+韓国の 1/2、②日本+韓国と等量、③Lee et al. (2017) の最大推定漁獲量の 3 つとした。なお、Lee et al. (2017) には 2017 年以降の中国漁獲量の推定値がないため、2010～2016 年(中国漁獲量が 0 と推定されている 2013 年を除く 6 年間)における秋季発生系群の日韓合計漁獲量と中国推定漁獲量の比の平均(1.90)を用いて、③における 2017 年、2018 年の中国漁獲量をそれぞれ 164 千トン、108 千トンと仮定した。これらの仮定を置いた場合の漁獲量等の変化を試算した結果、当然ながら中国の漁獲の仮定値が大きくなるほど残存親魚量はより減少し、RPS はより大きくなった。また、Blimit の変化は必ずしも一定ではないが、2019 年についてはどの仮定を置いても 2019 年漁期後の親魚量は Blimit を下回ると推定された(補足表 7-1、補足図 7-1)。

補足表 7-1. 2004 年以降の中国等の不明漁獲量を仮定した場合のスルメイカ秋季発生系群の漁獲量、残存親魚量、漁獲係数、再生産成功率および Blimit

年	資源量 (千トン)	2019 年資源評価結果 (Blimit = 365 千トン、RPSmed = 2.14)				①日本+韓国 の 1/2 (Blimit = 309 千トン、RPSmed = 2.26)			
		漁獲量 (千トン)	親魚量 (千トン)	漁獲 係数 (F 値)	再生産 成功率 (RPS)	漁獲量 (千トン)	親魚量 (千トン)	漁獲 係数 (F 値)	再生産 成功率 (RPS)
2004	840	221	297	0.44	1.93	332	215	0.76	1.93
2005	874	225	313	0.43	2.94	338	230	0.74	4.06
2006	1,155	236	459	0.32	3.69	354	372	0.53	5.03
2007	842	156	347	0.29	1.83	233	289	0.47	2.27
2008	1,604	187	742	0.17	4.63	280	673	0.27	5.55
2009	1,264	192	552	0.23	1.70	288	480	0.37	1.88
2010	1,066	159	467	0.23	1.93	239	408	0.36	2.22
2011	1,215	131	570	0.16	2.60	196	522	0.25	2.98
2012	1,172	145	536	0.18	2.06	217	482	0.29	2.25
2013	931	118	424	0.19	1.74	177	380	0.30	1.93
2014	1,818	112	915	0.09	4.29	167	874	0.13	4.78
2015	1,111	102	534	0.13	1.21	153	497	0.21	1.27
2016	724	84	336	0.17	1.36	125	305	0.27	1.46
2017	766	87	356	0.17	2.28	130	324	0.26	2.51
2018	616	57	296	0.13	1.73	85	275	0.21	1.90
2019	632	68	297	0.16	2.14	101	272	0.24	2.30

年	②日本+韓国と等量 (Blimit = 255 千トン、RPSmed = 2.50)				③Lee et al. (2017) の最大推定漁獲量 (Blimit = 278 千トン、RPSmed = 2.40)			
	漁獲量 (千トン)	親魚量 (千トン)	漁獲 係数 (F 値)	再生産 成功率 (RPS)	漁獲量 (千トン)	親魚量 (千トン)	漁獲 係数 (F 値)	再生産 成功率 (RPS)
2004	442	134	1.24	1.93	243	281	0.49	3.11
2005	450	146	1.19	6.55	365	209	0.83	5.52
2006	473	284	0.80	7.90	358	369	0.54	2.28
2007	311	231	0.69	2.96	260	270	0.54	5.95
2008	374	603	0.38	6.93	255	691	0.24	1.83
2009	384	409	0.53	2.10	192	552	0.23	1.93
2010	319	349	0.52	2.60	333	339	0.55	3.59
2011	262	473	0.34	3.48	302	443	0.41	2.65
2012	290	429	0.41	2.48	309	415	0.44	2.25
2013	236	336	0.42	2.17	118	424	0.19	4.29
2014	223	833	0.18	5.40	422	685	0.38	1.62
2015	204	459	0.28	1.33	288	396	0.43	1.83
2016	167	274	0.37	1.58	355	135	1.08	5.69
2017	173	292	0.36	2.80	251	235	0.58	2.62
2018	114	254	0.29	2.11	165	216	0.45	2.93
2019	135	247	0.34	2.49	196	202	0.54	5.77

2019 年資源量は前進計算による予測値。また 2019 年漁獲量、残存親魚量および漁獲係数も Fcurrent による予測値。各仮定の詳細は補足資料 7 の文中を参照のこと。



補足図 7-1. 2004 年以降の中国等の不明漁獲量を仮定した場合のスルメイカ秋季発生系群の漁獲量、残存親魚量、漁獲係数、再生産成功率の推移 各仮定の詳細は補足資料 7 の文中を参照のこと。2019 年（白丸）の漁獲量、親魚量、漁獲係数は予測値。親魚量の図中の矢印は各仮定での Blimit を、再生産成功率の図中の矢印は各仮定での 1999 年以降の再生産成功率の中央値 (RPSmed) を示す。詳細な値は表 3 および補足表 7-1 参照。

引用文献

Lee, J.-S., J.-G. Ryu and H.-K. Kee (2017) A study on the status of Chinese fishing in the East Sea off North Korea and Directions for Countermeasures. J. Fish. Bus. Admin., **48**(3), 61-74. (In Korean with English abstract)

補足資料8 状態空間モデルを用いた新たな資源量指標値の検討

本資源の資源量指標値には、日本海スルメイカ漁場一斉調査により得られた CPUE が利用されてきた。しかしながら、2019 年は資源の分布様式が例年と大きく異なり、同調査で得られた 2019 年の資源量指標値は資源全体の代表値にはならないと判断された（補足資料 6）。このように、分布の変化が生じた場合に 1 つの指標値では資源全体を代表できなくなるという問題を解決するため、漁場一斉調査とは海域の異なる日本沿岸域での小型いか釣り漁業で得られる情報のほか、複数の情報を用いて資源量指標値を求める手法として、多変量自己回帰状態空間（Multivariate AutoRegressive State-Space: MARSS）モデルの適用について検討した。

状態空間モデルに入力したデータは調査船調査と小型いか釣り漁業の標準化 CPUE であり、前者については補足資料 2 の計算結果を使用した。小型いか釣り漁業の CPUE 標準化には一般化線形モデルを適用し、説明変数を年（Year）、月（Month）、水揚港（Port）、応答変数を CPUE（ $fcpue$ ）の対数値とした。データの期間は 1979～2019 年で、4 つの水揚港における 5～8 月の CPUE を使用した（函館：6～8 月、大畑：7～8 月、青森：6～7 月、石川：5～7 月）。誤差分布には正規分布を仮定した。説明変数は全てカテゴリカル変数として扱い、それぞれの変数の交互作用項を組み込んだモデルも候補として検討した。ベイズ情報量規準（BIC）を用いてモデル選択した結果、下式のモデルが選択された。

$$\log(fcpue_{ij}) = \alpha + Year_i + Port_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

α は切片、 $Year_i$ は年の効果、 $Port_j$ は水揚港の効果、 ε_{ij} は i 年、水揚港 j での残差、 $fcpue_{ij}$ は i 年、水揚港 j での CPUE を表す。月の効果、および交互作用は選択されなかった。

状態空間モデルでは、時間経過と共に変化する資源の「状態」から「観測値」を得ていることを明示的に表現でき、資源変動のシステム自体に由来するノイズ（ばらつき）と観測に伴うノイズとを分離できる。また、データに欠損値があった場合でも解析でき、補完推定が可能である。MARSS モデルは状態空間モデルの多変量版であり、複数のデータセットの全体（もしくは一部）に共通するトレンドを推定することができる。ここでは、各種データによる CPUE が共通の資源の「状態」から得られた「観測値」であると考え、次式の状態空間モデルを作成した。

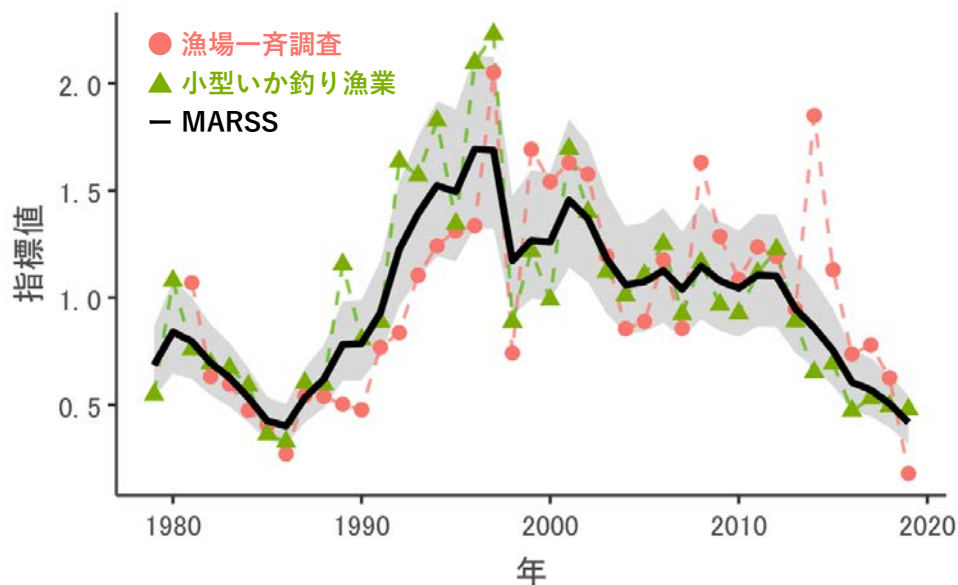
$$n_t = n_{t-1} + u + w_t, \quad \text{where } w_t \sim N(0, q) \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} \log(cpue_1) \\ \log(cpue_2) \end{bmatrix}_t = n_t + \begin{bmatrix} 0 \\ a \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}_t, \quad \text{where } v_t \sim MVN\left(0, \begin{bmatrix} r_1 & 0 \\ 0 & r_2 \end{bmatrix}\right) \quad (3)$$

(2) 式は、状態の時間変化をモデル化したシステムモデルであり、 n_t は t 年における真の資源状態の対数値、 u は定数、 w_t は平均 0、分散 q の正規分布にしたがう t 年のシステムノイズである。(3) 式は、状態から観測値が得られる過程をモデル化した観測モデルであり、 $cpue_{1,t}$ と $cpue_{2,t}$ はそれぞれ調査船調査と小型いか釣り漁業による t 年の標準化 CPUE、 a は各観測値で異なるスケールを補正するためのパラメータ、 v_t は平均 0、分散 r_1 と r_2 の対角行列の多変量正規分布にしたがう t 年の観測ノイズである。(3) 式では、観測された CPUE

の対数値の誤差は正規分布にしたがうことを示している。

解析の結果、MARSS モデルによる推定値は入力した 2 つの標準化 CPUE よりも年変動が小さくなった（補足図 8-1）。2019 年の漁場一斉調査の標準化 CPUE を利用して資源量を推定した場合、資源量は過小評価されると判断されたが（補足資料 6）、小型いか釣り漁業の標準化 CPUE も併せて使用した MARSS モデルの結果では、漁場一斉調査の結果のみで推定した場合ほど 2019 年の資源量推定値は大きく低下しなかった。なお、各種データセットが異なる資源の「状態」($n_{1,t}$, $n_{2,t}$) から「観測」された可能性も考えられるが、それを反映した MARSS モデルによる AICc (77.5) は上式のモデルによる AICc (64.3) よりも大きかったため、上式のモデルが妥当であると判断した。



補足図 8-1. 漁場一斉調査と小型いか釣り漁業の標準化 CPUE、およびそれら 2 つを入力データとして使用した MARSS モデルによる推定値の年推移 灰色の範囲は MARSS モデルによる推定値の 95%信頼区間を示す。

補足資料9 状態空間モデルSAMUIKAを用いた資源評価の検討

これまでのスルメイカの資源評価は、資源量指標値に比例定数を乗じて、資源尾数を算出してきた。しかしながら、この手法はいくつかの潜在的な問題をはらんでいる。まず、資源量指標値は観察誤差により激しく変動する傾向があるため、資源量の推定値が大きく変動する。本年度は、本系群の資源評価で用いている日本海沖合域における漁場一斉調査の資源量指標値が、北上期の特異的な分布回遊生態の変化による沖合域への来遊量の顕著な減少のために大きく減少したと考えられ、その値から資源量を推定することは妥当でないと判断された。資源量指標値の観察誤差を考慮し、海域や時期等を補完する複数の指標値を用いればこうした問題も生じにくくなると期待される。また、比例定数は過去の全減少係数を基に計算しているが（補足資料2）、不確実性を考慮したうえで資源評価モデルの内部で比例定数も併せて推定することが望ましい。さらに、寿命が一年であるスルメイカでは、より寿命が長い魚種と比べて、親魚量の推定誤差も大きいと考えられるため、親魚量の誤差を考慮した再生産関係の推定も重要である。

これらの問題点を解消するため、状態空間モデルによる新たな資源評価手法（State-space stock Assessment Model Used for IKA: SAMUIKA）を開発した。本モデルは、年齢構造のある状態空間資源評価モデル（SAM: State-space stock Assessment Model; Nielsen and Berg 2014）とおおよそ同じ構造をもつ。資源量指標値と漁獲量の観察誤差の影響を除いたうえで資源量推定を行うため、資源量の変動が平滑化され、観察誤差を除去することが可能である。また、再生産関係を資源量と同時に推定するため、親魚量の推定誤差も考慮した再生産関係を推定できる。従来の SAM は年齢別漁獲尾数と複数の資源量指標値を使用してパラメータ推定を行うが、スルメイカの場合は年齢構造がないため推定に必要な情報量が不足している。そこで、秋季発生系群と冬季発生系群を同時にモデリングし、情報量の不足を補完することを考えた。したがって本補足資料では、秋季発生系群だけでなく冬季発生系群の結果も合わせて紹介する。

モデル構造は以下のとおりである。年魚であるスルメイカは、加入後に漁獲と自然死亡から生き残った個体が親魚となる。

$$S_{i,y} = N_{i,y} \times \exp(-F_{i,y} - M) \quad (1)$$

ここで、 S は親魚尾数、 N は資源尾数 (=加入尾数)、 F は漁獲係数、 M は自然死亡係数であり、添え字の i は系群 (0: 秋季、1: 冬季)、 y は年を表す。自然死亡係数はこれまでの資源評価と同じく、 $M=0.6$ を使用した。漁獲係数は以下の前年の値からのランダムウォークで推移すると仮定した。

$$\log F_{i,y} \sim \text{Normal}(\log F_{i,y-1}, \tau_i^2) \quad (2)$$

τ_i^2 は系群 i におけるランダムウォークの分散を表す。加入尾数は、前年の親魚尾数の関数で表される。

$$N_{i,y} = f(a_i, b_i, S_{i,y-1}) \times \exp(\varepsilon_{i,y}) \quad (3)$$

$f(a_i, b_i, S_{i,y-1})$ は再生産関係を表し、 a_i, b_i は系群 i の再生産関係のパラメータである。再生産関係は Beverton-Holt (BH) 型を仮定した。

$$f(a, b, S) = aS/(1 + bS) \quad (4)$$

$\varepsilon_{i,y}$ は再生産関係からの残差であり、加入の残差において系群間に相関があることを想定し

た。つまり、系群間で加入の残差傾向が似ている場合、正の相関が推定され、加入量の推定精度が向上することが期待される。残差ベクトルは多変量正規分布

$$\varepsilon_y = (\varepsilon_{0,y}, \varepsilon_{1,y})' \sim \text{MVN}(0, \Sigma) \quad (5)$$

で表され、 Σ は以下の分散共分散行列である。

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \rho\sigma_0\sigma_1 \\ \rho\sigma_0\sigma_1 & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \quad (6)$$

σ_i^2 は各系群の加入変動の大きさを表す分散パラメータであり、 ρ は系群間の加入変動の相関係数である。資源尾数と親魚尾数に平均体重を乗じたものがそれぞれ、資源量と親魚量となる。

漁獲量は観察誤差を考慮し、以下の式で表した。

$$\log C_{i,y} \sim \text{Normal}(\log \hat{C}_{i,y}, \omega_i^2) \quad (7)$$

$C_{i,y}$ は観測された漁獲量、 $\hat{C}_{i,y}$ は漁獲量の推定値、 ω_i^2 は観察誤差の分散である。漁獲量の推定値は、Baranov の漁獲方程式を使用した。

$$\hat{C}_{i,y} = \frac{F_{i,y}}{F_{i,y} + M} \times w_{i,y} \times N_{i,y} \times [1 - \exp(-F_{i,y} - M)] \quad (8)$$

$w_{i,y}$ は平均体重である。資源量指数についても観察誤差を考慮し、以下の式で表した。

$$\log I_{i,j,y} \sim \text{Normal}(\log(q_{i,j} \times N_{i,y}), \varphi_i^2) \quad (9)$$

$I_{i,j,y}$ は系群 i における資源量指数 j の漁期年 y の指標値、 $q_{i,j}$ は比例定数、 φ_i^2 は観察誤差の分散である。

使用したデータは従来の資源評価で用いられてきた、両系群の漁獲量と資源量指標値（秋季：日本海スルメイカ漁場一斉調査の標準化 CPUE、冬季：小型いか釣り船の標準化 CPUE）に加え、平均体重を使用した。また、SAMUIKA は複数の資源量指標値を利用できるため、MARSS モデル（補足資料 8）と同様に、日本海の小型いか釣り漁業の標準化 CPUE も秋季発生系群の資源量指標値として使用した場合も検討した。ここでは、小型いか釣り漁業 CPUE を使用していない場合を basecase モデル、使用した場合を index_plus モデルと呼ぶ。これらのモデルとデータから Template Model Builder (TMB; Kristensen et al. 2016) を使用して、最尤法によりパラメータ推定を行った。また、ランダム効果は対数スケールで推定されるため、平均値の補正を行った (Thorson and Kristensen 2016)。過程誤差と観察誤差を系群別に推定するとモデルを収束させることや安定した推定値を得ることが難しかったため、多くのパラメータが系群間で等しいという制約を課した（補足表 9-1）。

従来の手法との比較のため、SAMUIKA においてパラメータに以下の制約をつけて従来の手法を再現した：(1) 漁獲量と資源量指標値の観察誤差の標準誤差を 0.001 に固定し、

(2) 比例定数も従来用いていた値に固定し、(3) 再生産関係のパラメータ (a_i , b_i , σ_i) と漁獲死亡係数の過程誤差(φ_i) を系群毎に推定し、(4) 加入変動の系群間の相関係数を無し ($\rho = 0$) と仮定した。この従来の手法を再現した場合を empirical モデルと呼び、このモデルでは日本海の小型いか釣り漁業標準化 CPUE を使用しなかった。

解析の結果、empirical モデルの AICc が 115.25 であったのに対し、basecase モデルでは 76.33 となり、従来の手法よりも予測性能が大きく改善したことが示唆された (index_plus モデルは使用したデータが異なるため比較できない)。固定効果の推定値は、basecase モデ

ルと index_plus モデルで大きな差はなかった（補足表 9-1）。秋季発生系群では、basecase モデルは empirical モデルに比べて、資源量と親魚量の推定値はやや高く、漁獲係数はやや低かった（補足図 9-1）。しかし、index_plus モデルの場合は、近年の推定値の水準はおおよそ empirical モデルと等しくなった（補足図 9-1）。秋季発生系群の場合は、basecase モデルと index_plus モデルの推定値はほぼ同じとなり、いずれの推定値の水準も empirical モデルとおおむね一致した（補足図 9-1）。したがって、従来の手法と比べて、資源量や漁獲係数の推定値が著しく変化することはなかった（補足表 9-2, 3）。また、basecase モデルと empirical モデルでは、資源量や漁獲係数の変動が大きく減少し、平滑化されたパターンが得られた（補足図 9-1）。秋季発生系群において、empirical モデルでは 2018 年級群から 2019 年級群にかけて資源尾数が 22.0 億尾から 6.3 億尾に大きく減少したのに対し（補足図 9-2）、basecase モデルでは 22.9 億尾から 9.9 億尾、index_plus モデルでは 21.1 億尾から 14.6 億尾となり、直近年の減少率は低下した。

Basecase モデルと index_plus モデルで推定された再生産関係は、empirical モデルの再生産関係に比べて直線的になり、密度効果が弱いという結果になった（補足図 9-2）。Empirical モデルでの過程誤差は秋季発生系群で 0.41、冬季発生系群で 0.43 であったのに対し、basecase モデルと index_plus モデルで推定された加入量の過程誤差はそれぞれ 0.34、0.31 となり（系群共通）、減少していた。また、加入の残差の系群間の相関は 0.48 (basecase)、0.55 (index_plus) と推定され、系群間で加入変動がある程度同調することが示唆された（補足表 9-1）。

補足表 9-1. パラメータの意味と制約条件、最尤法により得られた推定値

記号	意味	制約	推定値*
<u>固定効果</u>			
τ_i	漁獲係数のランダムウォークの標準偏差	$\tau_0 = \tau_1$	0.15
a_i	BH 型再生産関係において原点での傾き	$a_0 = a_1$	3.4 (3.5)
b_i	BH 型再生産関係における密度効果の強さ	$b_0 = b_1$	0.028 (0.031)
σ_i	加入変動の標準偏差	$\sigma_0 = \sigma_1$	0.31 (0.34)
ρ	系群間の加入変動の相関係数	-	0.55 (0.48)
ω_i	漁獲量の観測誤差の標準偏差	$\omega_0 = \omega_1$	0.11 (0.08)
q_{ij}	比例定数	-	0.30 (0.30), 0.052 (0.054), 0.025
φ_i	資源量指標値の観測誤差の標準偏差	$\varphi_0 = \varphi_1$	0.22 (0.16)
<u>ランダム効果</u>			
$F_{i,y}$	漁獲係数	-	補足表 9-2, 9-3
$N_{i,y}$	資源尾数	-	補足表 9-2, 9-3

* ρ 以外のパラメータは正の値をとるため、対数に変換したものを推定した。数値は index_plus モデルの推定値とカッコ内が basecase モデルの推定値である。推定値がひとつのものは系群共通のパラメータであり、2 つのものは順に、秋季→冬季発生系群のパラメータである。比例定数 q_{ij} の推定値は順番に秋季発生系群の漁場一斉調査から得られた資源量指標値、冬季発生系群の小型いか釣り船月別 CPUE、秋季発生系群の小型いか釣り漁業の CPUE である。

補足表 9-2. SAMUIKA で推定された秋季発生系群の資源評価結果

漁期 年	資源尾数 (億尾)		資源量 (千トン)		親魚尾数 (億尾)		親魚量 (千トン)		漁獲量* (千トン)		漁獲係数 (F)	
1979	33.4	(38.6)	935	(1080)	13.5	(16.3)	379	(457)	186	(188)	0.31	(0.27)
1980	41.4	(45.9)	1160	(1285)	16.9	(19.5)	473	(546)	227	(221)	0.30	(0.26)
1981	30.9	(34.5)	864	(967)	12.5	(14.5)	350	(407)	173	(172)	0.31	(0.27)
1982	27.7	(28.7)	776	(803)	11.0	(11.5)	307	(322)	165	(165)	0.33	(0.32)
1983	26.3	(26.0)	736	(727)	10.3	(10.1)	287	(283)	163	(162)	0.34	(0.35)
1984	22.4	(21.3)	627	(597)	8.6	(8.1)	241	(227)	143	(140)	0.36	(0.37)
1985	17.8	(18.0)	498	(505)	6.7	(6.6)	188	(185)	119	(128)	0.38	(0.41)
1986	13.2	(12.1)	368	(339)	5.1	(4.5)	141	(127)	85	(82)	0.36	(0.38)
1987	24.7	(23.6)	692	(662)	9.4	(8.6)	263	(240)	163	(173)	0.37	(0.42)
1988	23.0	(20.7)	643	(580)	8.8	(7.6)	248	(212)	147	(150)	0.36	(0.41)
1989	30.4	(24.4)	850	(682)	11.8	(8.7)	331	(245)	188	(182)	0.34	(0.43)
1990	28.7	(23.9)	805	(671)	11.3	(8.7)	317	(243)	173	(175)	0.33	(0.42)
1991	34.5	(30.0)	965	(839)	13.9	(11.4)	390	(318)	195	(199)	0.31	(0.37)
1992	45.6	(37.2)	1276	(1042)	18.8	(14.5)	527	(406)	241	(230)	0.29	(0.34)
1993	53.9	(47.3)	1509	(1324)	22.5	(18.8)	629	(526)	277	(279)	0.28	(0.33)
1994	55.7	(49.3)	1559	(1380)	23.5	(20.2)	658	(565)	274	(267)	0.26	(0.30)
1995	52.7	(50.4)	1476	(1412)	22.4	(21.1)	627	(590)	254	(257)	0.26	(0.28)
1996	68.1	(62.7)	1906	(1756)	29.1	(26.4)	814	(740)	322	(311)	0.25	(0.27)
1997	65.8	(64.2)	1842	(1798)	28.2	(27.6)	788	(772)	309	(297)	0.25	(0.25)
1998	39.7	(40.7)	1113	(1139)	16.7	(17.2)	468	(482)	197	(199)	0.27	(0.26)
1999	57.8	(65.4)	1620	(1832)	24.2	(28.0)	678	(783)	293	(308)	0.27	(0.25)
2000	53.6	(61.2)	1501	(1714)	22.6	(26.6)	632	(745)	266	(272)	0.27	(0.24)
2001	58.4	(62.0)	1637	(1736)	24.7	(26.9)	692	(753)	286	(277)	0.26	(0.24)
2002	57.4	(61.6)	1606	(1726)	24.0	(26.3)	673	(735)	289	(294)	0.27	(0.26)
2003	52.0	(54.1)	1456	(1514)	21.7	(22.6)	607	(632)	267	(276)	0.28	(0.28)
2004	42.8	(41.6)	1198	(1166)	17.9	(17.3)	502	(484)	216	(217)	0.27	(0.28)
2005	44.4	(43.0)	1244	(1203)	18.8	(18.0)	526	(503)	217	(218)	0.26	(0.27)
2006	48.5	(49.2)	1357	(1379)	20.9	(21.1)	584	(591)	223	(230)	0.25	(0.25)
2007	40.4	(39.8)	1132	(1116)	17.9	(17.8)	500	(498)	168	(159)	0.22	(0.21)
2008	49.0	(55.1)	1372	(1544)	21.9	(25.2)	614	(706)	193	(195)	0.21	(0.18)
2009	48.3	(55.6)	1351	(1557)	21.7	(25.6)	608	(717)	184	(190)	0.20	(0.18)
2010	43.2	(49.0)	1209	(1373)	19.7	(22.9)	552	(640)	154	(156)	0.19	(0.16)
2011	43.7	(48.0)	1224	(1345)	20.3	(22.8)	568	(639)	143	(136)	0.17	(0.15)
2012	45.5	(51.3)	1273	(1437)	21.2	(24.5)	595	(686)	144	(141)	0.16	(0.14)
2013	39.2	(46.0)	1099	(1288)	18.4	(22.2)	517	(623)	119	(116)	0.16	(0.13)
2014	40.1	(55.2)	1123	(1544)	19.0	(27.1)	531	(760)	118	(121)	0.15	(0.11)
2015	35.8	(45.4)	1003	(1270)	16.9	(22.2)	475	(622)	105	(104)	0.15	(0.12)
2016	27.9	(33.7)	781	(943)	13.2	(16.3)	369	(457)	83	(83)	0.15	(0.12)
2017	27.8	(33.0)	779	(925)	13.1	(15.9)	368	(446)	83	(85)	0.15	(0.13)
2018	21.1	(22.9)	592	(642)	10.0	(11.1)	281	(310)	61	(58)	0.15	(0.13)
2019 [§]	14.6	(9.9)	409	(278)	6.9	(4.8)	194	(134)	42	(25)	0.15	(0.13)

左側は index_plus モデル、右側（カッコ内）は basemodel モデルの推定値。

*漁獲量は SAMUIKA で得られる推定値。

§ 2019 年漁期の推定値は漁獲係数がランダムウォークする仮定の下で得られた予測値。

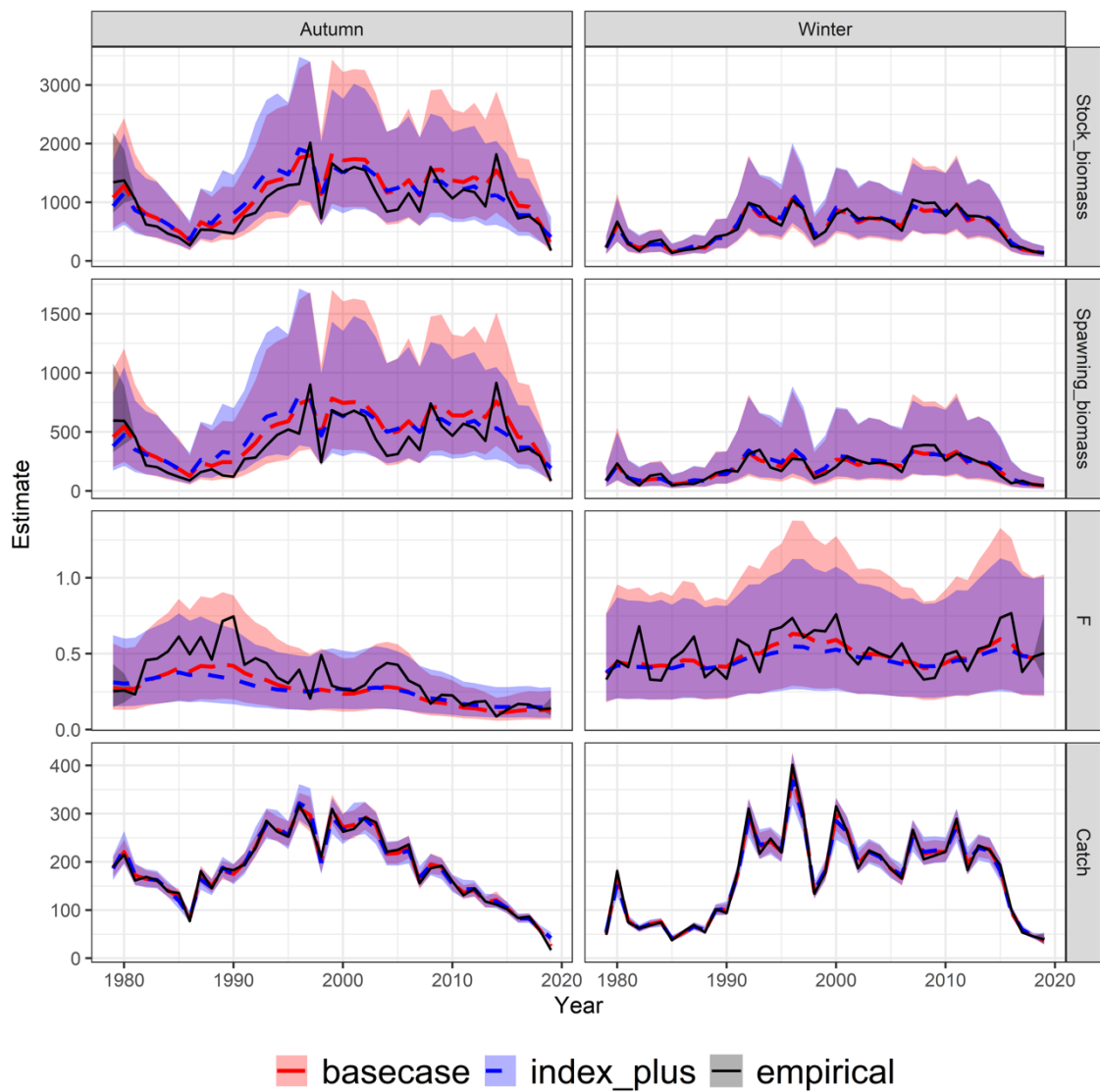
補足表 9-3. SAMUIKA で推定された冬季発生系群の資源評価結果

漁期 年	資源尾数 (億尾)		資源量 (千トン)		親魚尾数 (億尾)		親魚量 (千トン)		漁獲量* (千トン)		漁獲係数 (F)	
1979	7.7	(7.4)	230	(222)	2.9	(2.8)	87	(84)	55	(52)	0.38	(0.37)
1980	19.8	(20.4)	594	(613)	7.2	(7.2)	215	(217)	155	(168)	0.42	(0.44)
1981	10.2	(9.7)	307	(290)	3.7	(3.5)	112	(104)	79	(77)	0.41	(0.43)
1982	8.0	(7.4)	241	(223)	2.9	(2.6)	88	(79)	62	(60)	0.41	(0.44)
1983	9.3	(9.1)	278	(274)	3.4	(3.3)	102	(100)	71	(71)	0.41	(0.42)
1984	9.5	(9.6)	285	(288)	3.5	(3.5)	104	(104)	74	(76)	0.41	(0.42)
1985	5.4	(5.0)	163	(151)	2.0	(1.8)	60	(55)	41	(39)	0.40	(0.42)
1986	6.5	(6.3)	195	(188)	2.3	(2.2)	70	(66)	51	(53)	0.42	(0.46)
1987	8.5	(7.9)	254	(238)	3.1	(2.8)	92	(83)	66	(66)	0.42	(0.45)
1988	7.8	(7.5)	233	(224)	2.9	(2.7)	86	(82)	59	(57)	0.40	(0.41)
1989	12.5	(12.4)	390	(386)	4.6	(4.5)	143	(140)	100	(101)	0.41	(0.42)
1990	12.9	(12.5)	400	(389)	4.7	(4.6)	146	(142)	103	(100)	0.41	(0.41)
1991	20.5	(19.7)	637	(614)	7.2	(6.8)	225	(212)	174	(175)	0.45	(0.47)
1992	32.2	(31.4)	1001	(977)	11.0	(10.4)	343	(324)	289	(298)	0.48	(0.51)
1993	26.1	(24.8)	811	(772)	8.9	(8.3)	278	(259)	235	(232)	0.48	(0.50)
1994	25.8	(24.0)	803	(748)	8.6	(7.6)	268	(238)	242	(243)	0.50	(0.55)
1995	23.4	(21.2)	727	(659)	7.7	(6.6)	240	(205)	224	(221)	0.52	(0.58)
1996	36.7	(34.2)	1140	(1062)	11.7	(10.0)	364	(312)	368	(383)	0.55	(0.63)
1997	29.0	(26.7)	902	(831)	9.3	(7.9)	289	(246)	291	(297)	0.55	(0.62)
1998	14.5	(12.9)	450	(401)	4.7	(4.0)	147	(123)	140	(137)	0.52	(0.59)
1999	19.0	(17.2)	590	(534)	6.3	(5.3)	195	(166)	182	(179)	0.51	(0.57)
2000	29.3	(27.8)	910	(866)	9.5	(8.5)	296	(264)	285	(297)	0.53	(0.59)
2001	27.8	(26.4)	865	(822)	9.3	(8.5)	288	(263)	262	(265)	0.51	(0.55)
2002	22.3	(21.1)	692	(656)	7.6	(7.1)	237	(220)	201	(196)	0.48	(0.50)
2003	24.7	(23.7)	767	(736)	8.5	(7.9)	264	(246)	221	(222)	0.47	(0.50)
2004	23.8	(22.9)	741	(713)	8.2	(7.7)	256	(240)	210	(212)	0.47	(0.49)
2005	21.7	(20.7)	676	(645)	7.6	(7.1)	238	(221)	186	(186)	0.45	(0.47)
2006	20.7	(19.3)	645	(601)	7.4	(6.8)	231	(211)	172	(166)	0.43	(0.45)
2007	30.3	(30.6)	941	(952)	10.8	(10.8)	336	(337)	252	(260)	0.43	(0.44)
2008	27.4	(27.5)	852	(854)	10.0	(10.1)	310	(314)	221	(216)	0.42	(0.40)
2009	27.6	(27.9)	859	(867)	10.0	(10.2)	312	(318)	224	(221)	0.42	(0.41)
2010	26.8	(26.1)	833	(813)	9.6	(9.3)	298	(289)	223	(220)	0.43	(0.44)
2011	31.5	(31.2)	979	(969)	11.0	(10.7)	342	(333)	274	(279)	0.46	(0.47)
2012	23.1	(22.1)	719	(686)	8.1	(7.6)	251	(238)	201	(195)	0.46	(0.46)
2013	25.0	(24.1)	777	(749)	8.5	(7.9)	263	(246)	229	(231)	0.49	(0.52)
2014	23.4	(22.3)	727	(693)	7.7	(7.1)	240	(220)	223	(226)	0.51	(0.56)
2015	18.4	(17.3)	573	(539)	6.0	(5.3)	185	(164)	181	(186)	0.53	(0.60)
2016	10.1	(9.4)	314	(293)	3.3	(2.9)	103	(92)	97	(98)	0.52	(0.57)
2017	6.5	(6.3)	202	(195)	2.2	(2.1)	69	(66)	59	(57)	0.49	(0.49)
2018	5.2	(5.2)	162	(161)	1.8	(1.8)	56	(56)	47	(46)	0.48	(0.47)
2019 [§]	4.4	(4.1)	136	(128)	1.5	(1.4)	47	(44)	39	(37)	0.48	(0.47)

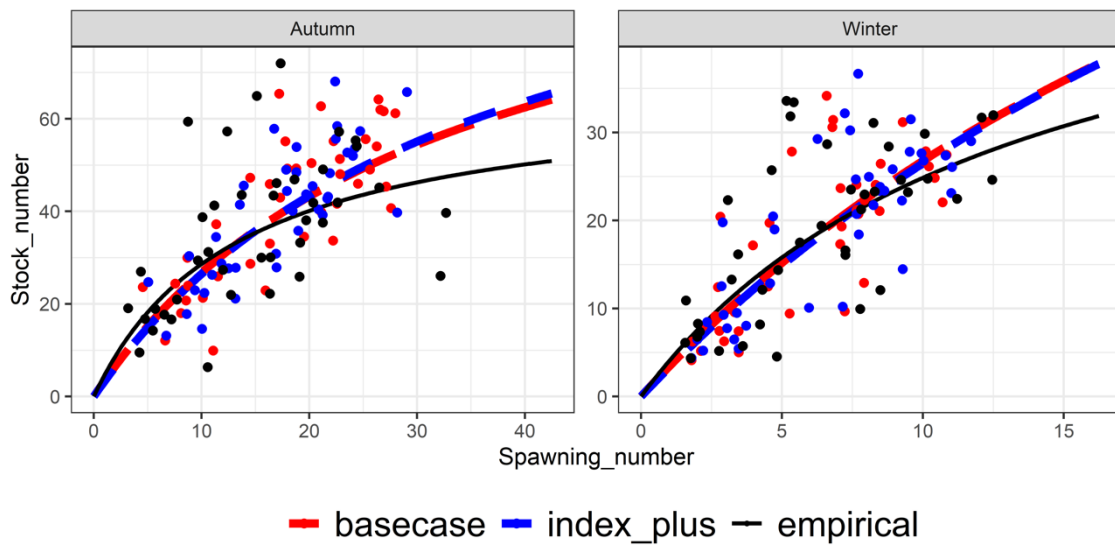
左側は index_plus モデル、右側（カッコ内）は basemodel モデルの推定値。

*漁獲量は SAMUIKA で得られる推定値。

§2019 年漁期の推定値は漁獲係数がランダムウォークする仮定の下で得られた予測値。



補足図 9-1. 各モデル（赤：basecase, 青：index_plus, 黒：empirical）における（上段から）資源量・親魚量・漁獲係数・漁獲量の推定値（単位は漁獲係数以外は千トン）の推移（左：秋季発生系群、右：冬季発生系群） 影は推定値の 80%信頼区間を表す。



補足図 9-2. 各モデル (赤: basecase, 青: index_plus, 黒: empirical) における再生産関係 (左: 秋季発生系群、右: 冬季発生系群)

引用文献

- Kristensen, K., A. Nielsen, C. W. Berg, H. Skaug and B. M. Bell (2016) TMB: Automatic differentiation and Laplace approximation. *Journal of Statistical Software*, **70**, 1-26.
- Nielsen, A. and C. W. Berg (2014) Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models. *Fisheries Research*, **158**, 96-101.
- Thorson, J. and K. Kristensen (2016) Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. *Fisheries Research*, **175**, 66-74.

補足資料 10 加入量の不確実性を考慮したシミュレーションの方法

加入量の不確実性を考慮したシミュレーション（図 16）において、資源尾数（ N_t ）は、（1）式より、前年の親魚尾数（ S_{t-1} ）に再生産成功率（RPS）をかけて計算した。ただし、親魚尾数（ S_{t-1} ）が、72.0 億尾（＝資源尾数の過去の最大値／RPS の中央値）を超えた場合は 72.0 億尾として、（1）式より翌年の資源尾数を計算した。

$$N_t = RPS_t \cdot S_{t-1} \quad (1)$$

ここで、RPS は本系群の主産卵場にあたる日本海西部海域の水温が上昇した 1998 年の秋に産まれた 1999 年級群の RPS（1999 年の RPS）以降（1999～2018 年）の RPS が無作為に抽出されるものとした。

親魚尾数（ S_t ）および漁獲量（ Y_t ）は資源尾数と漁獲係数（ F_t ）および自然死亡係数（ $M_t=0.6$ で一定）から（2）式および（3）式で求めた。

$$S_t = N_t \cdot e^{-M_t - F_t} \quad (2)$$

$$Y_t = N_t \cdot e^{-M_t / 2} \cdot (1 - e^{-F_t}) \cdot w \quad (3)$$

ただし、2019 年の親魚尾数（ $= S_{2019}$ ）は、2018 年の資源尾数から前進計算により求めた 2019 年の資源尾数と近年 3 年平均の F より求めた値を用いることとし、 w は 280 g で一定とした。2019 年の親魚尾数は、10.6 億尾である。

また、スルメイカの漁獲制御方法として、親魚量（ SSB_{t-1} ）が B_{limit} （365 千トン）を下回った場合、管理基準となる漁獲係数（ F ）に削減係数 β を掛けた漁獲係数（ $F_t = \beta F$ ）を用いた。 β は前年の親魚量（ $SSB_{t-1} = S_{t-1} \cdot w$ ）をもとに（4）式で計算した。

$$\beta = \frac{SSB_{t-1}}{B_{limit}} \quad (4)$$

シミュレーションは 2019 年から 2028 年までの 10 年間の変化を 1,000 回反復して計算した。