

확률론적 연령구조모형을 이용한 한국 고등어(*Scomber japonicus*) 어획 강도

김진우 · 현상윤* · 이재봉¹

부경대학교 해양생물학과, ¹주우루과이대대한민국대사관

Management Reference Points for Korea Chub Mackerel *Scomber japonicus* Stock

Jinwoo Gim, Saang-Yoon Hyun* and Jae Bong Lee¹

College of Fisheries Sciences, Pukyong National University, Busan 48513, Korea

¹Embassy of the Republic of Korea in Oriental Republic of Uruguay, Montevideo 11300, Oriental Republic of Uruguay

Achieving optimal sustainable yields (i.e., avoiding overfishing and maximizing fishery harvest at the same time) is one of the main objectives in fisheries management. Generally, management reference points (MRPs) such as fishing mortalities (F_{msy} , $F_{0.1}$, $F_x\%$) have been suggested for the purpose. In this study, we intended to suggest MRPs for Korea chub mackerel *Scomber japonicus* stock, using a stochastic catch-at-age model (SCAA) and evaluate whether the current fishing intensity on the stock is appropriate. We used length frequency and catch-per-unit-effort data on the Korea chub mackerel stock collected from the large purse-seine fishery, and yields landed by all fisheries from years 2000 - 2019. We calculated yield per recruit and spawning potential ratio, and projected spawning stock biomass (SSB) under different fishing mortality, assuming annual recruitments were solely controlled by environmental effects (i.e., steepness of 1.0). Some of our major findings and suggestions were that the overfishing threshold would be $F_{46\%}$; i.e., the fishing mortality in the terminal year, 2019 was 0.257/year, which corresponded to $F_{46\%}$.

Keywords: Management reference points, *Scomber japonicus*, A stochastic catch-at-age model, AD model builder, Spawning potential ratio

서론

수산자원관리의 목적은 어획을 통한 이익의 증대와 자원의 지속가능성 사이의 균형을 이루는 것이다. 이를 위해 수행되는 수산자원평가는 개체군의 성장, 사망, 어획, 가입 등의 정보를 추정함으로써 현재 가해지고 있는 어획압력 및 자원의 상태를 파악하고, 이에 상응하는 합리적인 어획의 기준점을 제시하여 관리자의 정책판단을 도울 수 있다. 이러한 기준점은 일반적으로 어획사망률 F (F_{msy} , $F_{0.1}$, $F_{30\%}$ 등)로 표현된다. 이중 가장 잘 알려진 기준점은 F_{msy} 로서 MSY (maximum sustainable yield)를 달성했을 때의 어획사망률 F 를 일컫는다. MSY는 1950년대 잉여생산량 모델(surplus production models)에 근거를 두고 있기 때문에 개체들의 체장별, 연령별 성장, 사망, 재생

산의 차이를 고려하지 않는 기준점이며, 실제로 F_{msy} 는 때때로 자원을 고갈시킬 정도로 높은 값을 나타낸다(Cook et al, 1997). 이로 인해 1995년의 UN fish stocks agreement에서는 F_{msy} 를 어획사망률의 상한으로 간주할 것을 권장하였다(United Nations, 1995).

$F_{0.1}$ 과 F_{max} 는 yield-per-recruit (YPR) 관계식으로부터 파생된 자원관리지표이다. 먼저 F_{max} 는 YPR을 최대화 하는 F 의 값이다. 그러나 F 에 대한 YPR의 값은 일반적으로 F 가 증가함에 따라 증가하기 때문에 F_{max} 의 값은 때때로 F_{msy} 를 초과하여 대단히 큰 값으로 나타나 자원의 보존을 위한 지표로서는 부적절하다. 이에 F_{max} 의 대안으로서 $F_{0.1}$ 이 고안되었다. $F_{0.1}$ 은 F 에 대한 YPR 곡선에서 원점의 기울기의 10%에 해당하는 F 의 값을 의미한다. $F_{0.1}$ 은 항상 F_{max} 보다 작은 값으로 나타

*Corresponding author: Tel: +82. 51. 629. 5929 Fax: +82. 51. 629. 5931

E-mail address: shyun@pknu.ac.kr



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

<https://doi.org/10.5657/KFAS.2020.0942>

Korean J Fish Aquat Sci 53(6), 942-953, December 2020

Received 4 November 2020; Revised 23 November 2020; Accepted 3 December 2020

저자 직위: 김진우(대학원생), 현상윤(교수), 이재봉(해양수산관)

나기 때문에 자원보존의 측면에서 보수적인 어획강도로 취급되어 1980년대에 대표적인 자원관리기준점으로 받아들여졌다. 그러나 YPR에 근거한 자원관리기준점은 F 를 결정함에 있어서 산란자원량을 고려하지 않는다는 한계를 가진다. 한편 1980년대 초반, 가입 당 산란자원량 또는 산란량(spawning-stock biomass per recruit, SSBR)은 개체군의 재생산 잠재성을 평가하는 지표로서 주목받았다(Quinn and Deriso, 1999). 무엇보다 SSBR은 성장, 사망, 성숙률 그리고 산란에 대한 모수의 정보만을 가지고 계산할 수 있다는 장점이 있다. SSBR은 향후 가입량을 심각하게 훼손시키는 수준 이하의 F 를 결정하기 위한 SPR(spawning potential ratio)을 계산하기 위해 사용된다. 개체군의 SPR은 주어진 수준의 어획강도에서의 SSBR을 어획이 없을 경우의 SSBR로 나눈 값으로 정의되며(Goodyear, 1993), 이는 어업관리지표로서 어업강도의 상한과 목표치를 설정하는데 널리 사용되어왔다(Restrepo and Powers, 1999; Clark, 2002).

F 에 대한 SPR 곡선은 F 가 증가함에 따라 감소하기 때문에 어느 정도의 SPR이 자원관리의 지표로서 적절한지를 결정해야 한다. SPR=100%가 의미하는 것은 어획이 일어나지 않은 자원의 상태(unexploited stock)이며, SPR=0%란 모든 성숙 개체가 제거되어버린 상태를 말한다. 그리고 $Fx\%$ 는 SPR이 $x\%$ 일 경우의 어획사망률을 의미한다. 1990년대 초반, 가입 남획의 기준으로서 SPR의 기준을 설정하기 위한 연구들로부터 F20%-F40%가 제시되었으며(Clark, 1991; Mace, 1994), Clark (2002)는 남획을 피하기 위한 일반적인 기준으로서 F40%를 제시하였다. 미국의 경우 F35%와 F40%로 생물학적 허용어획량(acceptable biological catch, ABC)을 규정하였으며, The North Pacific Fishery Management Council는 F40%를 저서어류의 어획강도의 상한으로서 받아들였다(Quinn and Deriso, 1999). 이러한 기준은 자원의 회복성이 감소할 가능성을 고려하여 상향 조정 될 수 있으며, 특히 연골어류(상어, 가오리 등) 개체군의 자원관리 기준으로서서는 더 높은 SPR이 요구된다.

YPR과 SPR을 계산하기 위해서는 순간자연사망률 M 를 결정해야 한다. M 은 산란자원량, MSY, S-R (stock-recruitment) 관계식 등 자원평가 결과값에 영향을 미치는 모수이기 때문에 중요하다(Clark, 1999). 그러나 수산자원평가모델에서 M 을 자유모수로서 추정하는 일은 어려운 것으로 알려져 있다(Vetter 1988; Quinn et al., 1998; Quinn and Dersiso 1999; Aanes et al. 2007). 특히 개체군에 장기간 어획을 겪어왔을 경우, F 와 M 을 동시에 추정하기란 어렵기 때문에, 이러한 경우에는 일반적으로 알려진 M 의 값을 입력하거나 자원평가모델의 외부에서 M 을 다양한 방식으로 추정하여 모델에 입력한다. 또는 M 에 대한 민감도분석을 수행함으로써 M 의 값이 모델의 결과에 미치는 영향을 비교한다.

고등어(*Scomber japonicus*)는 한국의 주요 상업어종으로서, 2019년도 기준으로 멸치 어획량(171,677톤)에 이어 2위의 어획량(101,121톤)을 기록할 정도로 대중적인 어종이다. 이러한

중요성 때문에 고등어는 타 어종에 비해 여러 자원평가 및 자원관리 연구가 진행되어왔다. Choi et al. (2000)은 1996년부터 1999년동안 수집된 한국 고등어 샘플을 연령사정하여 연령별 평균체장과 von Bertalanffy (LVB) 성장곡선을 추정하였다. Cha et al. (2002)은 1999년 1월부터 2001년 12월까지 수집된 샘플을 이용하여 월별 성숙도의 변화와 체장체급별 포란수를 조사하였으며, Kim et al. (2020)은 2013년 1월부터 2017년 12월까지 수집된 샘플을 이용하여 고등어의 성숙 및 산란 특성을 조사하고 선행연구와 비교하였다. 자원평가 및 자원관리 연구로서 Choi (2003)와 Choi et al. (2004)은 잉여생산량 모델, 자원량 기반 코호트 분석법(Zhang and Sullivan, 1988)에 근거하여 연도별 자원량을 추정하고 자원관리기준점인 F0.1, Fmsy, F30% 등을 제시하였다. 그러나 Choi (2003)와 Choi et al. (2004)는 자원평가 및 관리기준점 계산에 필요한 순간자연사망률 M 과 LVB 성장식의 모수(K, t_0, W_∞)에 입력값을 고정하였고 어구선택성을 고려하지 않았으며, 결정론적 모델을 사용하였기 때문에 추정된 결과값의 불확실성을 제시할 수 없다는 한계가 있다.

본 연구의 목적은 확률론적 연령구조모델(stochastic catch-at-age, SCAA)을 이용하여 한국 고등어의 자원평가를 수행하고 현재의 어업강도를 조사하며, 미래의 산란자원량을 예측하여 어업강도의 적절성을 평가하는 것이다.

재료 및 방법

본 연구에서 사용한 자료는 통계청으로부터 수집된 한국 고등어의 총어획량(KOSTAT, 2000-2019), 국립수산물학원(이하 수과원)으로부터 대형선망어업에서 수집된 고등어의 체장빈도자료(2000-2019)와 대형선망 단위노력당 어획량(catch-per-unit-effort, CPUE)자료(2000-2019) 그리고 고등어의 성별 자료(2005-2017)이다. 우리나라의 고등어 어획량(2006-2019) 중 매년 약 90%는 대형선망을 통해 어획되며 나머지는 기타 어업을 통해 어획된다. 따라서 본 연구에서는 대형선망어업으로부터 수집된 고등어의 체장빈도자료가 모집단 어획물의 체장빈도분포를 대변한다고 가정하였다. 체장빈도자료는 수과원에서 제공한 한국 고등어의 age-length key (ALK)를 이용하여 연도별 연령조성자료로 변환된 후 모델에 입력되었다. 가입연령은 1세(1년생)로 정의하였고, 연령군은 1세부터 6+세까지 6개의 그룹으로 설정하였다. 마지막 연령군(6+세)은 6세 이상을 포함하는 plus group이다. 한국 고등어의 주 산란시기는 5월(Kim et al., 2020)이며, Choi (2003)는 한국 고등어의 추체골을 이용해 연령사정하여 윤문의 형성시기가 4, 5월이라고 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 t 년도 5월에 산란된 고등어는 $t+1$ 년 5월에 1세가 되어 윤문이 형성된다고 가정하였다. 본 연구에서 사용한 SCAA 모델의 구체적 방법 및 기호에 대한 설명은 부록(Appendix)에 서술하였으며, 모델의 주요 가정은 Table 1에 정리하였다.

연령-체장 키(Age-length key)

고등어의 연령조성자료가 부재하므로 연도별 체장빈도자료를 수과원으로부터 제공받은 ALK (이하 ALK-NIFS)를 이용하여 연령조성정보로 변환하고 이 정보를 자료로서 입력하였다. ALK-NIFS의 작성에 사용된 연령사정에 관련된 정보(샘플의 수, 연령사정형질, 샘플이 수집된 시기) 등은 확인할 수 없었다. 하지만 ALK-NIFS의 체장계급별 연령조성비로부터 연령별 평균 체장의 대략적인 값을 추산할 수 있었다. LVB의 추정치는 $K=0.303/\text{년}$, $L_\infty=41.91 \text{ cm}$, $t_0=-1.67$ 이며, 1-6세의 평균 체장은 23.27 cm, 28.14 cm, 31.74 cm, 34.40 cm, 36.37 cm, 37.82 cm이다. ALK-NIFS를 이용하여 변환된 연령조성은 1세부터 6세까지 6개의 연령조성으로 나뉘었다. 연령별 평균 체중은 Gim and Hyun (2019)이 추정된 고등어의 체장-체중 관계식 ($W=0.003 \cdot FL^{3.425}$)을 이용하여 모델에 입력하였다. 여기서 W 는 gram 단위의 무게, FL 은 cm 단위의 가량이 체장이다. 연령별 성숙률은 선행연구의 체장계급별 성성숙률 자료(Fig. 8; Kim et al., 2020)에 로지스틱 관계식, $Mat=1/[1+\exp(b_1-b_2 \cdot FL)]$ 을 적합하여 모수를 추정 후($b_1=20.11$, $b_2=0.70/\text{cm}$), 연령별 평균 체장을 대입하여 계산하였다. 고등어의 성비는 주어진 성별자료로부터 계산하여 암컷의 비율, $Sex_F=0.6$ 을 입력하였다.

SPR & YPR

SPR은 하나의 코호트가 어획을 겪었을 때의 가입당 누적 산란자원량($SSBR_T$)을 어획이 없었을 때의 가입당 누적 산란자원량($SSBR_{0,T}$)으로 나눈 값을 의미한다. 하나의 코호트가 일생동안 어획압력을 받았을 경우의 누적 산란자원량을 SSB_T 라고 하면, 본 모델에서 SSB_T 는 어떤 코호트의 1세부터 6+세까지 산란자원량의 합이며, 여기서 T 는 모델의 마지막 년도(2019년)를 의미한다.

$$SSB_T = \sum_{a=1}^5 R_{T-5} [\exp(-\sum_{k=0}^{a-1} Z_{T,k})] w_{T,a} \cdot Mat_{T,a} \cdot Sex_F \cdot \exp(-p_{SSB} \cdot Z_{T,a}) + R_{T-5} \cdot \exp(-\sum_{k=0}^5 Z_{T,k}) \cdot w_{T,6} \cdot Mat_{T,6} \cdot Sex_F \cdot \frac{\exp(-p_{SSB} \cdot Z_{T,6})}{1-\exp(-Z_{T,6})} \dots (1)$$

여기서 a 는 연령, R_{T-5} 는 T 년도에 6+세인 코호트가 1세로 가입한 시점인 $T-5$ 에서의 가입마릿수이며, $Z_{T,0}=0$ 으로 정의된다. 위 식은 T 시점의 연령별 평균 체중 $w_{T,a}$, 연령별 성숙률 $Mat_{T,a}$, 연령별 총순간사망률 $Z_{T,a}$, 산란기(5월)까지 발생한 사망률을 계산하기 위한 비율 $p_{SSB}(=0.33)$ 로 SSB_T 를 계산한다. 코호트가 일생동안 어획압력을 받지 않았을 경우의 누적산란자원량 $SSB_{0,T}$ 은 다음과 같이 계산된다.

$$SSB_{0,T} = \sum_{a=1}^5 R_{T-5} [\exp(-\sum_{k=0}^{a-1} M_{T,k})] w_{T,a} \cdot Mat_{T,a} \cdot Sex_F \cdot \exp(-p_{SSB} \cdot M_{T,a}) + R_{T-5} \cdot \exp(-\sum_{k=0}^5 M_{T,k}) \cdot w_{T,6} \cdot Mat_{T,6} \cdot Sex_F \cdot \frac{\exp(-p_{SSB} \cdot M_{T,6})}{1-\exp(-M_{T,6})} \dots (2)$$

여기서 $M_{T,0}=0$ 으로 정의된다. 따라서 $SSBR_T$, $SSBR_{0,T}$, SPR_T 은 다음과 같이 계산된다.

$$SSBR_T = \frac{SSB_T}{R_{T-5}}, SSBR_{0,T} = \frac{SSB_{0,T}}{R_{T-5}}, SPR_T = \frac{SSBR_T}{SSBR_{0,T}} \dots (3)$$

YPR은 하나의 코호트가 일생동안 어획되었을 경우의 어획량을 코호트의 가입마릿수로 나눈 값이다. T 년도에 6+세에 도달한 코호트가 일생동안 어획압력을 받았을 경우의 어획량의 누적합, $Yield_T$ 는 다음과 같이 표현될 수 있고,

$$Yield_T = \sum_{a=1}^5 R_{T-5} \left\{ \exp(-\sum_{k=0}^{a-1} Z_{T,k}) \cdot w_{T,a} \cdot (F_{T,a}/Z_{T,a}) [1.0-\exp(-Z_{T,a})] \right\} + R_{T-5} \cdot \exp(-\sum_{k=0}^5 Z_{T,k}) \cdot w_{T,6} \cdot \frac{(F_{T,6}/Z_{T,6})}{1-\exp(-Z_{T,6})} \dots (4)$$

T 년도 기준의 가입 당 어획량, $YPR_T = Yield_T/R_{T-5}$ 이다. 본 연구에서는 T 시점의 F 에 대한 SPR과 YPR의 값을 조사하여 F30%, F40%, F0.1, Fmax 등의 자원관리지표를 계산하고, 이를 모델에서 추정된 현시점(2019년)에서의 F 와 비교하였다.

산란자원량 예측

전통적인 VPA (virtual population analysis) 모델과 달리

Table 1. Main assumptions in the stochastic catch at age model used in this study

Assumptions	
Age (a)	1 to 6 (age 6 is the plus group)
Mean length at age (L_a ; cm)	$L_a = 41.91 \cdot [1 - \exp(-0.303 \cdot (a+1.67))]$
Mean weight at age (W_a ; gram)	$W_a = 0.003 \cdot L_a^{3.425}$ (from Gim and Hyun, 2019)
Maturation rate at age (Mat_a)	$Mat_a = 1/[1 + \exp(20.11 - 0.7 \cdot L_a)]$ (from Kim et al, 2020)
Gear selectivity at age (Sel_a)	$Sel_a = 1/[1 + \exp(-(a-\alpha_1)/\beta_1)]$
Sex ratio (female)	0.6
Spawning season	May
Steepness in Beverton-Holt stock recruitment relationship	1.0

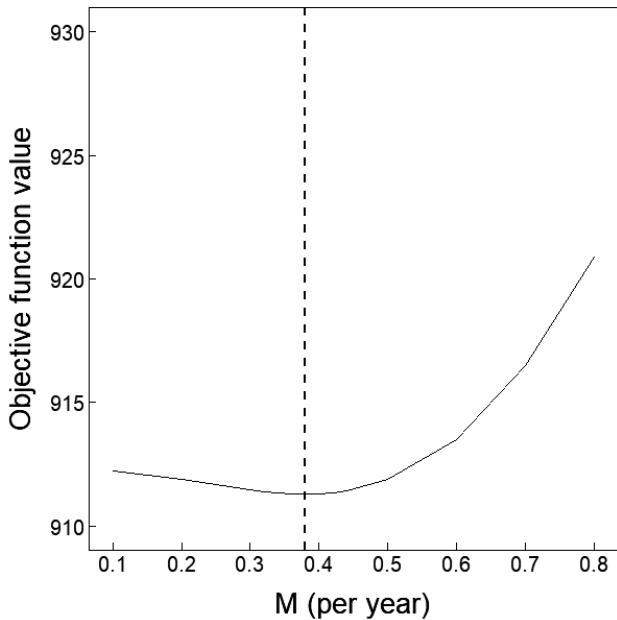


Fig. 1. Sensitivity analysis for finding the natural mortality, M . The vertical line denotes M of 0.38 per year.

SCAA모델은 산란자원량을 변동을 과거시점으로부터 미래시점으로 순차적으로 계산하기 때문에 미래의 산란자원량을 예측할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 최종년도(T)인 2019년 이후 5개년(2020-2024)의 산란자원량을 결정론적 방식으로 예측하였다. 이를 위해 예측기간(2020-2024)동안의 어획사망률과 가입마릿수에 대한 시나리오를 가정하였다. 예측기간 동안의 어획사망률은 연도별로 동일하다고 가정하였으며, 어획사망률의 수준은 네 가지[F30%, F40%, F50% 그리고 F_T (2019년의 어획사망률)]를 고려하였다. Yatsu (2019)에 따르면 한반도 해역의 고등어 개체군의 가입마릿수(2000-2016)는 평균값을 기준으로 약 60%에서 150%까지 변동하였으며, 본 모델에서 추정된 가입 개체수(2000-2019)는 평균값을 기준으로 약 67%에서 165%까지 변동하였다(Fig. 4b). 따라서 위 정보에 근거하여 예측기간(2020-2024) 동안의 가입마릿수는 모델에서 추정된 가입마릿수의 평균치인 R_0 를 기준으로 하여, 2020년부터 2024년까지 (1) R_0 로 일정한 경우, (2) R_0 에서 R_0 의 165% 수준까지 선형적으로 증가하는 경우, (3) R_0 에서 R_0 의 60%수준까지 선형적으로 감소하는 경우의 세가지 가입 시나리오를 설정하였다(Fig. 6a). 이로서 고려된 시나리오의 수는 총 12개(어획사망률 4개 × 가입마릿수 3개)이다.

결과 및 고찰

순간자연사망률(M)

민감도(sensitivity) 분석에 의해 최적의 순간 자연사망율을 정

했다. 순간자연사망률 M 을 여러 값으로 입력하면서 전체목적함수의 값(음의 로그가능도)을 조사하여 모델의 모든 자유모수가 성공적으로 추정된 경우 중 목적함수의 값이 가장 작은 경우를 찾았다. 그 결과 M 값이 0.38/년에서 가장 낮은 목적함수 값을 보였으며(Fig. 1), 이 값을 사용하여 모델의 나머지 모수들을 추정하였다.

모델 적합도 및 추정치

연도별 어획량(2000-2019), 단위노력당 어획량(2000-2019), 연도별 체장빈도자료를 AKL-NIFS를 통해 변환한 연령조성자료(2000-2019)에 대한 적합값들은 자료의 추세를 잘 반영하였다(Fig. 2, Fig. 3). 산란자원량 추정치의 연평균(2000-2019) 값은 약 0.135×10^6 톤으로 나타났으며, 2000년에 최소값(0.076×10^6 톤), 2019년에 최대값(0.190×10^6 톤)을 나타냈다(Fig. 4a). 여기서 산란자원량은 성숙한 암컷 개체들의 중량을 의미한다. 연도별 가입개체수 (1세) 추정치의 연평균(2000-2019) 값은 약 1.04×10^9 마리며, 2005년에 최소값 (0.70×10^9 마리), 2018년에 최대값(1.73×10^9 마리)을 나타내어 연도별로 큰 변동성을 보였다(Fig. 4b). 추정된 순간어획사망률(F)은 2001년에 최대값(1.000/년), 2019년에 최소값(0.257/년)으로 2000년부터 2019년까지 감소하는 추세를 보였으며(Fig. 4c), 고등어 대형선망 어구의 연령별 어구선택성은 1세부터 6+세까지, 0.201, 0.745, 0.972, 0.998, 1.000, 1.000로 추정되었다(Fig. 4d).

고등어 자원의 자원관리 지수

어획이 없는 상태에 비해, 어획됨에 따라 SPR이 40%, 30%로 감소될 경우에 대응하는 어획사망율은 0.328/년, 0.471/년이었다(Fig. 5). F0.1값은 0.426/년으로 계산되었다(Fig. 5). 2019년의 순간어획사망률 F_T 은 0.257/년으로 위의 세 자원관리기준점보다 낮았으며, 이 값은 약 F46%에 해당한다. Clark (1991)는 F35% 과 F0.1이 일반적으로 비슷한 F 값을 나타낸다고 하였는데, 본 연구에서 계산된 F0.1 값은 0.426/년으로서 이 값은 약 F32%에 해당하였고 F35%의 값은 0.38/년으로 나타났다. 그리고 민감도분석에 의해 결정된 $M=0.38$ /년을 F 로 취급했을 경우의 $F_x\%$ 은 약 F35%로 나타났다.

본 연구에서는 어느 정도의 $F_x\%$ 가 한국 고등어의 자원관리의 지표로서 적절한지를 제안하기 위해 미래의 산란자원량(2020-2024)을 예측하였다. 예측기간 동안의 어획사망률에 대한 가정은 인위적으로 통제가 가능한 어업강도를 의미한다. 따라서 모델에서 추정된 현재(2019년)의 어업강도($F_T=F46\%$), 자원관리기준으로서 일반적으로 제시되는 F30%(=0.471/년), F40%(=0.328/년) 그리고 F50%(=0.232/년)의 네가지 경우를 어획사망률의 시나리오로 설정하였다. 반면 어류의 가입은 인위적으로 통제할 수 없는 환경요인 및 산란자원량에 영향을 받는 요인이다. 따라서 본 연구에서는 예측기간동안 일어날 수 있는 가입마릿수의 변화를 모델에서 추정된 가입 개체수의 평균

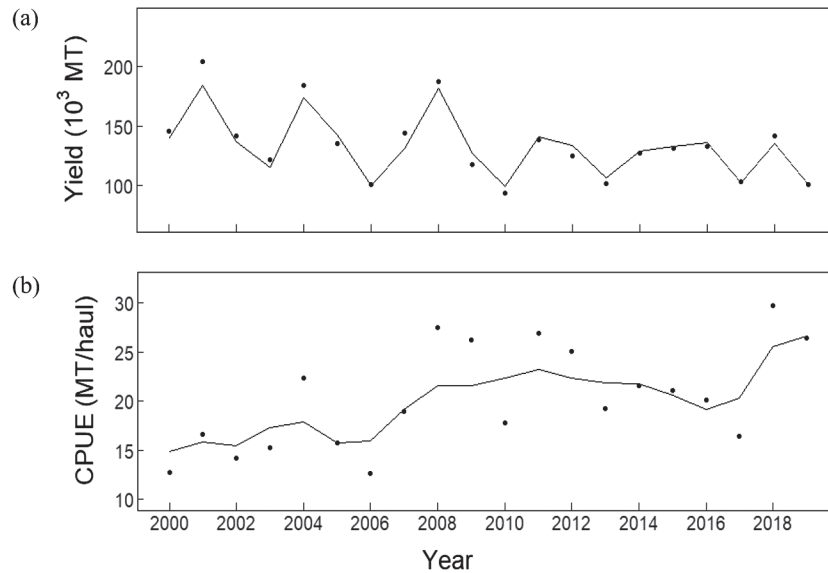


Fig. 2. Observed and predicted fishery yields (a) and catch-per-unit-effort values (b) from 2000 - 2019 for the Korea chub mackerel *Scomber japonicus* stock. Points and solid line in each panel denote those data and predicted values, respectively.

값(R_0)을 기준으로 증가, 감소, 일정한 경우의 세가지로 단순화하여 가정하였으나, 예측기간동안 일어날 수 있는 가입마릿수의 변동폭은 선행연구(Yatsu, 2019) 및 본 연구에서 추정된 연도별 가입마릿수 결과를 고려하여 결정하였음을 밝힌다.

예측기간 동안의 가입마릿수가 R_0 ($=1.02 \times 10^6$ 마리)로 일정한 시나리오에서 산란자원량은 예측기간 동안의 어획사망률이 $F_{50\%}$ ($=0.232/\text{년}$)와 F_T ($\approx 0.257/\text{년}$)인 경우에서 시간에 따라 증가하였고, $F_{40\%}$ ($=0.328/\text{년}$)와 $F_{30\%}$ ($=0.471/\text{년}$)인 경우에는 감소하였다(Fig. 6b). 다음으로 가입마릿수가 시간에 따라 증가하는 경우, 산란자원량은 $F_{50\%}$, F_T 에서 지속적으로 증가하였으며, $F_{40\%}$ 와 $F_{30\%}$ 의 경우에는 초기에는 높은 어획의 영향으로 산란자원량이 감소하다가 지속적으로 증가하는 가입마릿수의 영향으로 인해 산란자원량이 회복되는 모습을 보였다(Fig 6c). 마지막으로 가입마릿수가 시간에 따라 감소하는 시나리오에서 산란자원량은 모든 경우($F_{30\%}$, $F_{40\%}$, $F_{50\%}$, F_T)에서 감소하는 추세를 보였다(Fig. 6d). 위의 12가지의 시나리오 중 예측기간 중 마지막 년도(2024년)의 산란자원량이 현시점(2019년)의 산란자원량보다 낮아지는 경우는 가입마릿수가 일정한 경우의 $F_{30\%}$ (Fig. 6b)와 가입마릿수가 감소하는 경우의 $F_{30\%}$ 와 $F_{40\%}$ 에서 나타났다(Fig. 6c). 특히 모든 가입 시나리오에서 F_T 에 의한 산란자원량의 그래프는 2019년의 산란자원량을 초과하였다(Fig. 6). 즉, 현시점(2019년)의 어업수준 F_T 을 다음 5년간 유지할 경우, 가입이 지속적으로 감소하는 상황을 고려하더라도 현시점의 산란자원량을 보존할 수 있는 것으로 나타났다. 결과적으로 본 연구는 한국 고등어 자원의 어획기준의 상한으로서, 현재의 어업강도 F_T ($\approx 0.257/\text{년}$)를 제안한다.

가입의 변동성

본 연구는 현시점으로부터 앞으로 5년까지 산란자원량의 변화를 예측하였다. 그러나 오늘날 논의되고 있는 지구온난화 및 기후변동이 개체군의 자원량 및 가입량에 미치는 영향을 고려하는 일은 보다 장기적인 관점을 요구한다. 한반도 인근의 동중국해와 동해는 발트해와 북해 다음으로 지구온난화로 인한 표층 해수온의 상승이 빠르게 일어나고 있는 해역이다(Belkin, 2009). 이 같은 급속한 수온의 증가는 어류의 산란시기와 자치 어들이 섭이하는 먹이생물의 출현시기 간의 불일치를 유발할 수 있으며(Asch et al., 2019), 용존 이산화탄소의 증가는 소형 어류의 보육장의 성층구조에 영향을 미침으로써 가입을 저해할 수 있다(Brochier et al., 2013). 한편, 이러한 우려와는 대조적으로 Hilborn et al. (2020)는 전세계적으로 자원관리 및 규제가 잘 수행되어온 해역에서 남획이 억제되고 자원량이 증가했다고 보고하였다. 이는 자원관리를 통해 산란자원량을 보존함으로써 가입량의 증가를 기대할 수 있다는 사실을 암시한다. 그러나 가입에는 산란자원량, 환경요인 그리고 어획 등이 복합적으로 작용하기 때문에 가입의 변동을 설명하거나 예측하는 일은 쉽지 않다. 특히 자원의 크기와 가입량 간의 관계는 논쟁적인 이슈이다(Gilbert, 1997; Vert-pre et al., 2013). 1980년대에 캐나다의 대구(*Gadus morhua*) 자원은 상대적으로 높은 자원량에서도 낮은 생산성을 보였으며(Hilborn and Litzinger, 2009), 2000년대에 북해 청어(*Clupea harengus*) 자원은 산란자원량이 높은 상태임에도 불구하고 가입의 실패가 나타났다(Payne et al., 2009). 북서태평양에서는 고등어를 포함한 소형 표형성 어류(small pelagic fishes, SPF)들의 가입량이 수십년 단위의 주

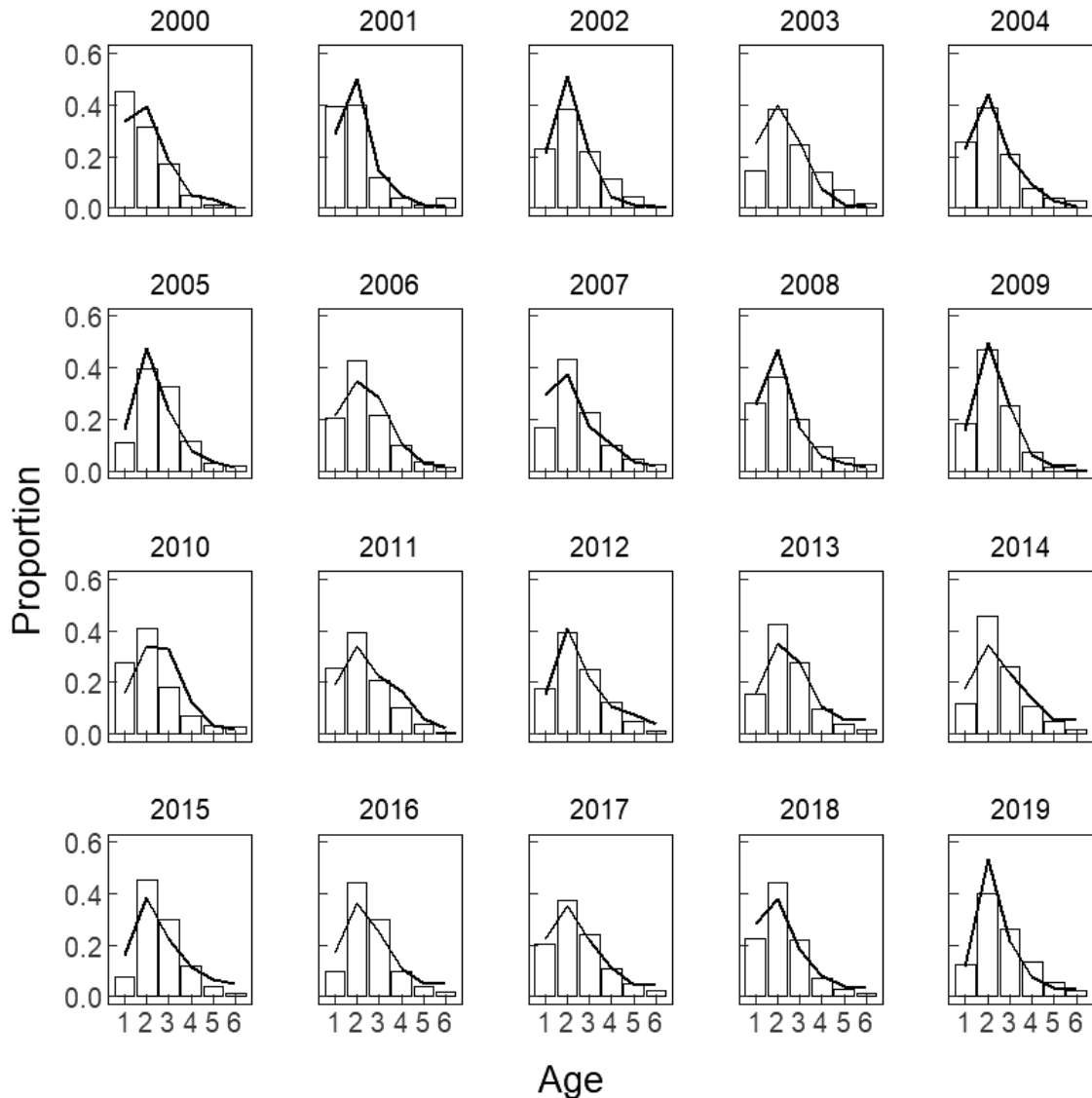


Fig. 3. Observed and predicted age compositions in annual samples of the Korea chub mackerel *Scomber japonicus* stock caught by the large purse-seine fishery during 2000-2019. Histogram and solid line in each panel denote those data and predicted values.

기성을 가지고 증감을 반복한다는 것이 보고되었다(Watanabe, 2007; Yatsu, 2019). 이러한 연구들은 가입에 영향을 미치는 해양환경의 변화에 주목한다. 요컨대, 가입의 성패는 고갈된 자원의 회복과도 밀접한 관계가 있으므로 우리나라의 수산자원의 가입에 영향을 미치는 환경요인에 대한 연구는 성공적인 자원 관리를 위해 수행될 필요가 있다.

산란-가입량 관계식

Steepness (h 로 표기)는 Mace and Doonan (1988)에 의해 재모수화된 Beverton-Holt S-R 관계식의 모수로서(부록 식 A.3 과 A.4), 어업이 일어나지 않았을 경우의 산란자원량의 20% 수

준에서 재생산되는 가입량을 어업이 일어나지 않았을 경우 재생산되는 가입량으로 나눈 값으로 정의된다. 그러나 steepness 는 일반적으로 추정이 어려우며 추정이 가능하더라도 추정치의 불확실성이 큰 경우가 많다. 이에 Mace (1994)는 S-R 관계식이 불분명한 경우에는 자원관리 기준점으로서 F40%를 사용할 것을 제시하였다. 본 연구에서는 전년도의 산란자원량과 그 다음년도의 가입개체수를 연결하는 Beverton-Holt S-R 관계식의 모수 steepness (h)를 자유모수로서 추정할 수 없었기 때문에 $h=1$ 로 고정하였다. 즉, 이 가정은 전년도의 산란자원량과 그 다음 년도의 가입개체수가 무관하고 오직 환경요인이 가입량을 결정한다는 의미이다. $h=1$ 은 고등어와 같이 상업적으로 가치가

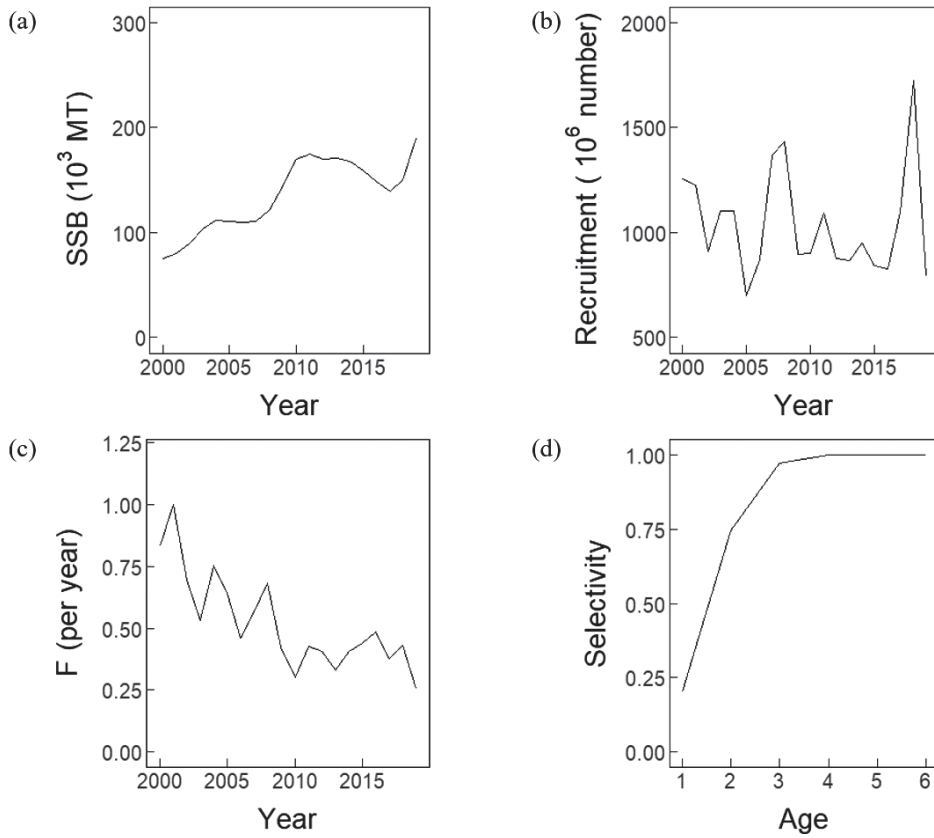


Fig. 4. Estimates of annual spawning biomass of the Korea chub mackerel *Scomber japonicus* stock (a), those of recruitments (b), those of fishing mortality (c) from 2000-2019, and estimates of age-specific fishery selectivity (d).

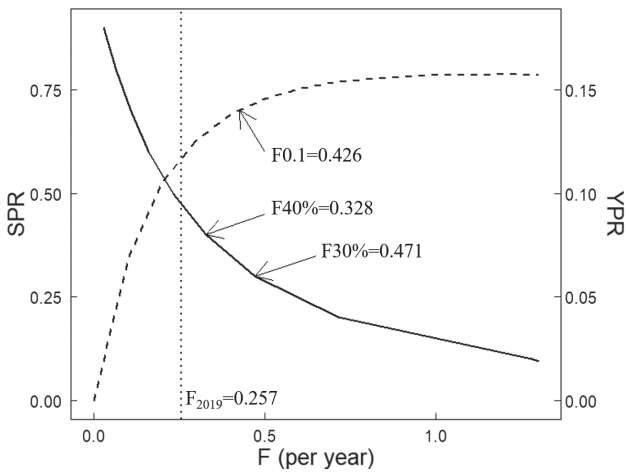


Fig. 5. Spawning potential ratio (SPR) and yield per recruit (YPR) against fishing mortality for the Korea chub mackerel *Scomber japonicus* stock. The solid and broken curves denote SPR and YPR curve, respectively. The vertical line denotes estimate of the instantaneous fishing mortality of the terminal year, 2019.

높고, 생산력이 높으며, 높은 강도로 어획되는 어종의 경우 가정되곤 한다. 그러나 Mangel et al. (2010)은 $h=1$ 의 가정을 높은 어업강도로 어획되는 개체군의 경우에 적용하는 것이 부적절하며, 이 가정에 근거하여 어획량에 기반하여 계산된 자원관리지표를 사용하는 것 또한 부적절하다고 하였다. 이에 본 연구진은 후속 연구주제로서 S-R 관계식에 주목하고자 한다. 실제 가입량은 산란자원량과 환경요인 모두의 영향을 받기 때문에, 가입량과 산란자원량이 서로 무관하다는 본 모델의 가정은 한계가 있다. 또한 본래 Beverton-Holt S-R 관계식에서 가입의 정의에는 성성숙의 개념이 포함되는데 반해 본 연구에서는 가입을 1세의 마릿수로 단순화하여 취급하였다. 따라서 본 연구진은 후속 연구를 통해 S-R 관계식의 가정들을 완화 및 구체화하여 가입에 영향을 미치는 여러 요인들을 고려한 모델을 수립함으로써 보다 현실적인 자원관리기준점을 제시하고자 한다.

입력자료의 중요성

본 연구에서 사용한 SCAA 모델은 자연사망률, 연령별 성숙률, 연령별 평균 체중, 산란의 시점 등 생물학적 정보를 입력할 것을 요구한다(Table 1). 입력된 사전정보가 불확실하거나 부

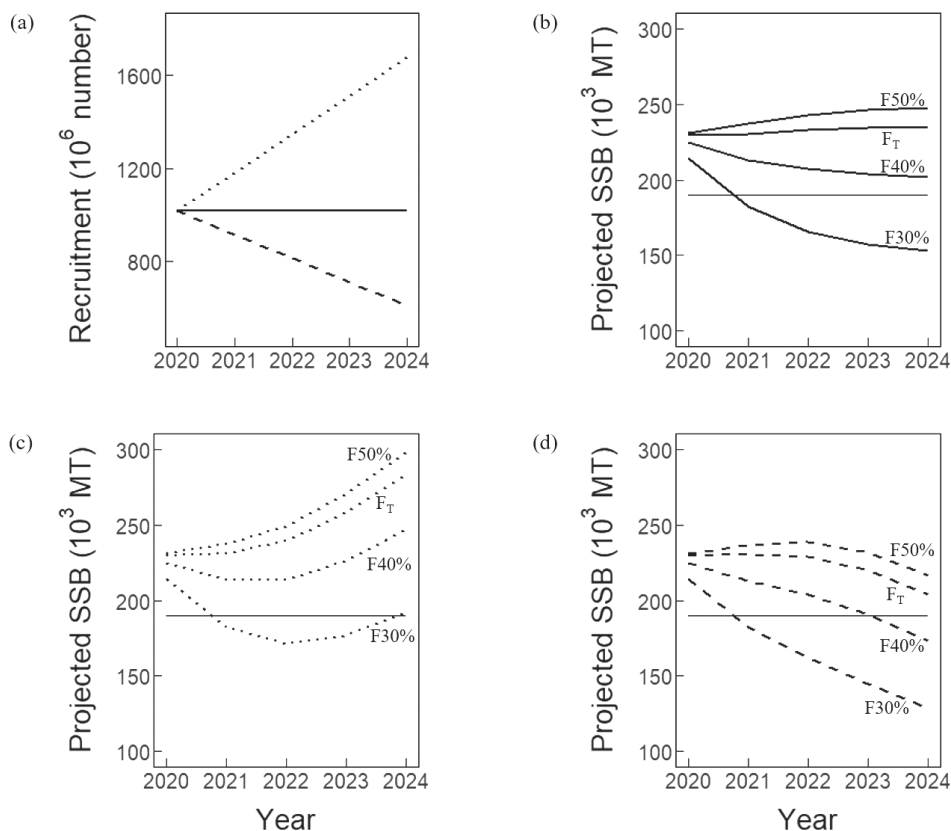


Fig. 6. Three recruitment scenarios over projected time: constant recruitment (solid line), upward (dotted line) and downward (broken line) (a); projected spawning stock biomass (SSB) during the next five years, 2020-2024 with the different fishing mortalities (F30%, F40%, F50% and F_T) under the constant recruitment scenario (b), those under the upward recruitment scenario (c), and those under the downward recruitment scenario (d). The horizontal lines in panels (b), (c), and (d) denote estimate of SSB in the terminal year, 2019. F_T ($\approx F_{46\%}$) denotes the fishing mortality in the terminal year, 2019.

적절한 경우 모델의 결과는 신뢰할 수 없기 때문에 고등어의 연령별 생물학적 사전정보의 입력값은 주의 깊게 검토되어야 한다. Kim et al. (2020)은 2013년부터 2017년까지의 고등어 샘플을 이용한 성숙 및 산란 연구를 통해 우리나라 고등어의 산란시기가 1960년대보다 2개월가량 빨라졌다고 주장하였다. 이러한 수산자원의 생물학적 변동성은 오늘날 고조되고 있는 기후 및 환경변화에 의해 앞으로 강화될 가능성이 크다. 자원평가 모델은 생태 및 생물학적 자료에 의존하기 때문에 지속적인 해양환경 및 수산자원에 대한 모니터링이 없다면 모델은 불확실한 추정치를 제공할 수밖에 없으며 자원관리의 성공 또한 보장할 수 없다.

연구결과의 시사점

본 연구는 SCAA 자원평가 모델을 이용하여 산란자원량을 추정하고 YPR 및 SPR에 근거한 한국 고등어 자원의 관리기준점들을 계산하였다. 그 결과, 한국 고등어 자원의 산란자원량 (2000-2019)은 증가하는 추세를 보여 과거 20년동안 한국 고등

어 자원이 성공적으로 관리되어 왔음을 나타냈다(Fig. 4a). 또한 2019년의 어획강도인 F46%의 수준으로 어획을 지속하였을 시 미래의 산란자원량(2020-2024)이 2019년의 산란자원량보다 높게 유지되는 것으로 나타났기 때문에 어획강도로의 기준으로서 F46% ($\approx 0.257/\text{년}$)를 제안하였다. 이 결과는 연령별 평균 체중, 성성숙률, 순간자연사망률 및 어구선택성이 시간이 지남에 따라 일정하다는 가정, 그리고 가입개체수가 산란자원량의 크기와 무관하다는 가정하에서 얻어졌다는 점을 상기하고자 한다. 그러므로 보다 현실적인 어획강도를 제시하기 위해서는 모델에 입력되는 생물학적, 생태적 정보의 시간적 변동성을 고려할 필요가 있다. S-R 관계식은 SPR에 근거한 자원관리기준점의 계산에 직접적으로 관여하므로 중요하며, 본 모델에서 S-R 관계식을 사용한 방식(가입에 대한 정의 및 산란자원량과 가입 간의 관계에 대한 가정 등)은 재검토될 필요가 있다. 따라서 본 연구의 결과는 수산자원관리자의 판단을 돕기 위한 하나의 참고점으로서 간주되기를 바란다. 본 연구에서 제안된 어획

강도(F46%)는 수산자원관리자의 목적 및 이해관계자(어민 등)의 요구에 의해 조정될 수 있으며, 모델의 개선 및 입력자료의 지속적인 업데이트에 의해 갱신되어야 한다.

사 사

이 논문은 2020년도 국립수산물학원 연근해어업 자원평가 및 관리연구(R2020022)와 한국 연구재단 이공분야 보호연구(NRF-2019R111A2A01052106)의 지원을 받아 수행되었습니다. 연도별 어업별 고등어 어획량 자료는 통계청으로부터 제공받았으며, 연도별 고등어 체장빈도자료, age-length key 및 CPUE자료는 국립수산물학원으로부터 제공받았습니다.

References

- Aanes S, Engen S, Sæther B and Aanes R. 2007. Estimation of the parameters of fish stock dynamics from catch-at-age data and indices of abundance: can natural and fishing mortality be separated?. *Can J Fish Aquat Sci* 64, 1130-1142. <https://doi.org/0.1139/f07-074>.
- Asch RG, Stock CA and Sarmiento JL. 2019. Climate change impacts on mismatches between phytoplankton blooms and fish spawning phenology. *Glob Change Biol* 25, 2544-2559. <https://doi.org/10.1111/gcb.14650>.
- Belkin IM. 2009. Rapid warming of large marine ecosystems. *Prog Oceanogr* 81, 207-213. <https://doi.org/10.1016/j.pocan.2009.04.011>.
- Brochier T, Echevin V, Tam J, Chaigneau A, Goubanova K and Bertrand A. 2013. Climate change scenarios experiments predict a future reduction in small pelagic fish recruitment in the Humboldt Current system. *Glob Chang Biol* 19, 1841-1853. <https://doi.org/10.1111/gcb.12184>.
- Cha HK, Choi YM, Park JH, Kim JY and Sohn MH. 2002. Maturation and spawning of the chub mackerel *Scomber japonicus* Houttuyn in Korean waters. *J Korean Soc Fish Res* 5, 24-33.
- Choi YM. 2003. Stock assessment and management implication of chub mackerel, *Scomber japonicus* in Korean waters. Ph.D. Dissertation, Pukyong National University, Busan, Korea.
- Choi YM, Park JH, Cha HK and Hwang KS. 2000. Age and growth of common mackerel *Scomber japonicus* Houttuyn, in Korean waters. *J Korean Soc Fish Res* 3, 1-8.
- Choi YM, Zhang CI, Lee JB, Kim JY and Cha HK. 2004. Stock assessment and management implications of chub mackerel *Scomber japonicus* in Korean waters. *J Korean Soc Fish Res* 7, 90-100.
- Clark WG. 2002. F35% revisited ten years later. *N Am J Fish Manag* 22, 251-257. [https://doi.org/10.1577/1548-8675\(2002\)022](https://doi.org/10.1577/1548-8675(2002)022).
- Clark WG. 1999. Effects of an erroneous natural mortality rate on a simple age-structured stock assessment. *Can J Fish Aquat Sci* 56, 1721-1731. <https://doi.org/10.1139/f99-085>.
- Clark WG. 1991. Groundfish exploitation rates based on life history parameters. *Can J Fish Aquat Sci* 48, 734-750. <https://doi.org/10.1139/f91-088>.
- Cook RM, Sinclair A and Stefánsson G. 1997. Potential collapse of North Sea cod stocks. *Nature* 385, 521-522.
- Fournier DA, Skaug HJ, Ancheta J, Ianelli J, Magnusson A, Maunder MN, Nielsen A and Sibert J. 2012. AD model builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim Methods Software* 27, 233-249. <https://doi.org/10.1080/10556788.2011.597854>.
- Gilbert DJ. 1997. Towards a new recruitment paradigm for fish stocks. *Can J Fish Aquat Sci* 54, 969-977. <https://doi.org/10.1139/f96-272>.
- Gim J. 2019. A length-based model for Korean chub mackerel *Scomber japonicus* stock. M.S. Thesis. Pukyong National University, Busan, Korea.
- Gim J and Hyun SY. 2019. Importance of considering year-to-year variability in length-weight relationship in a size-based fish stock assessment. *J Korean Soc Fish Res* 52, 719-724. <https://doi.org/10.5657/KFAS.2019.0719>.
- Goodyear CP. 1993. Spawning stock biomass per recruit in fisheries management: foundation and current use. In: Risk evaluation and biological reference points for fisheries management. Smith SJ, Hunt JJ, Rivard D, ed. NRC Research Press, Ottawa, Canada, 67-81.
- Hilborn R and Litzinger E. 2009. Causes of decline and potential for recovery of Atlantic cod populations. *Open Fish Sci J* 2, 32-38.
- Hilborn R, Amoroso RO, Anderson CM, Baum JK, Branch TA, Costello C, de Moor CL, Faraj A, Hively D, Jensen OP, Kurota H, Little LR, Mace P, McClanahan T, Melnychuk MC, Minto C, Osio GC, Parma AM, Pons M, Segurado S, Szuwalski CS, Wilson JR and Ye Y. 2020. Effective fisheries management instrumental in improving fish stock status. *Proc Natl Acad Sci USA* 117, 2218-2224. <https://doi.org/10.1073/pnas.1909726116>.
- Kim SR, Kim JJ, Park HW, Kang S, Cha HK and Baek HJ. 2020. Maturity and spawning of the chub mackerel *Scomber japonicus* in the Korean waters. *Korean J Fish Aquat Sci* 53, 9-18. <https://doi.org/10.5657/KFAS.2020.0009>.
- KOSTAT (Statistic Korea). 2000-2019. Statistical data-base fishery production survey. Retrieved from https://kosis.kr/statisticList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01 on Dec 14, 2020.
- Legault CM and Restrepo VR. 1998. A flexible forward age-structured assessment program. *ICCAT Coll Vol Sci Pap* 49, 246-253.
- Mace PM. 1994. Relationships between common biological reference points used as thresholds and targets of fisheries management strategies. *Can J Fish Aquat Sci* 51, 110-122.

- <https://doi.org/10.1139/f94-013>.
- Mace PM and Doonan IJ. 1988. A generalized bioeconomic simulation model for fish population dynamics. New Zealand fishery assessment research document 88/4. MAFFish Fisheries Research Center, Wellington, New Zealand.
- Mangel M, Brodziak J and DiNardo G. 2010. Reproductive ecology and scientific inference of steepness: a fundamental metric of population dynamics and strategic fisheries management. *Fish Fish* 11, 89-104. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2979.2009.00345.x>.
- Payne MR, Hatfield EMC, Dickey-Collas M, Falkenhaug T, Gallego A, Gröger J, Licandro P, Llope M, Munk P, Röckmann C, Schmidt JO and Nash RDM. 2009. Recruitment in a changing environment: the 2000s North Sea herring recruitment failure. *ICES J Mar Sci* 66, 272-277. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsn211>.
- Quinn TJ II and Deriso RB. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, New York, NY, U.S.A.
- Quinn TJ II, Turnbull CT and Fu C. 1998. A length-based population model for hard-to-age invertebrate populations. In: *Fishery stock assessment models*. Funk F, Quinn TJ II, Ianelli JN, Powers JE, Schweigert JF, Sullivan PJ and Zhang CI, ed. Rep. No. 98-01 of the Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska-Fairbanks, Juneau, AK, U.S.A. 531-556. <https://doi.org/10.4027/fsam.1998.28>.
- Restrepo VR and Legault CM. 1998. A stochastic implementation of an age-structured production model. In: *Fishery stock assessment models*. Funk F, Quinn TJ II, Ianelli JN, Powers JE, Schweigert JF, Sullivan PJ, and Zhang CI, ed. Rep. No. 98-01 of the Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska-Fairbanks, Juneau, AK, U.S.A., 435-450.
- Restrepo VR and Powers JE. 1999. Precautionary control rules in US fisheries management: specification and performance. *ICES J Mar Sci* 56, 846-852. <https://doi.org/10.1006/jmsc.1999.0546>.
- United Nations. 1995. United Nations conference on straddling fish stocks and highly migratory fish stocks, New York, U.S.A., 24 July-4 August 1995. Retrieved from https://www.un.org/ga/search/view_doc.asp?symbol=A/CONF.164/37&Lang=E on Sep 6, 2020.
- Vert-pre K, Amoroso RO, Jensen OP and Hilborn R. 2013. Frequency and intensity of productivity regime shifts in marine fish stocks. *Proc Natl Acad Sci USA* 110, 1779-1784. <https://doi.org/10.1073/pnas.1214879110>.
- Vetter EF. 1988. Estimation of natural mortality in fish stock: a review. *US Fish Bull* 86, 25-43.
- Watanabe Y. 2007. Latitudinal variation in the recruitment dynamics of small pelagic fishes in the western North Pacific. *J Sea Res* 58, 46-58. <https://doi.org/10.1016/j.seares.2007.02.002>.
- Yatsu A. 2019. Review of population dynamics and management of small pelagic fishes around the Japanese Archipelago. *Fish Sci* 85, 611-639.
- Zhang CI and Sullivan PJ. 1988. Biomass-based cohort analysis that incorporates growth. *Trans Am Fish Soc* 117, 180-189. [https://doi.org/10.1577/1548-8659\(1988\)117%3C0180:BB-CATP%3E2.3.CO;2](https://doi.org/10.1577/1548-8659(1988)117%3C0180:BB-CATP%3E2.3.CO;2).

부 록

Stochastic catch-at-age analysis (SCAA)

한국 고등어의 자원관리기준점을 계산하기 위해 확률론적 연령구조모델(stochastic catch-at-age, SCAA)을 사용하였으며, 사용한 모델의 방법론은 Legault and Restrepo (1998)의 변형이다. 연도별 순간어획사망률, 연도별 가입 개체수, 연도별 산란 자원량 등을 추정하였으며, spawning potential ratio (SPR) 및 yield pre recruit (YPR) 개념에 근거한 어업강도를 제시하였고, 나아가 현 시점(2019년)의 어획이 지속될 경우의 미래의 산란 자원량을 예측하여 현재 어획 수준의 적절성을 판단하였다. 연도별 산란자원량을 다음과 같이 가정하였다.

$$SSB_t = \sum_a N_{t,a} \cdot w_{t,a} \cdot Mat_{t,a} \cdot Sex_F \cdot \exp(-p_{SSB} \cdot Z_{t,a}) \quad (A.1)$$

여기서 a 는 연령, t 는 시간, SSB_t 는 연도별 산란자원량, $N_{t,a}$ 는 연도별 연령별 개체수, $w_{t,a}$ 는 개체의 연도별 연령별 평균 체중, $Mat_{t,a}$ 는 연도별 연령별 성숙률, $Z_{t,a}$ 는 연도별 연령별 총순간사망률, p_{SSB} 는 산란이 일어나기까지 발생한 사망률을 계산하기 위한 비율로서, Kim et al. (2020)이 제시한 고등어의 주 산란기는 5월이라는 정보에 근거하여 $p_{SSB}=0.33$ 을 입력하였다.

t 시점의 산란자원량(SSB_t)과 $t+1$ 시점의 가입마릿수(R_{t+1})은 Beverton-Holt S-R (stock-recruitment)관계식을 이용하여 연결되며,

$$R_{t+1} = \frac{\alpha \cdot SSB_t}{\beta + SSB_t} \quad (A.2)$$

위 관계식의 모수 α 와 β 는 다음과 같이 재모수화된다(Mace and Doonan, 1988; Restrepo and Legault, 1998).

$$\alpha = \frac{4h(SSB_0/SSBR_0)}{5h-1}, \beta = \frac{SSB_0(1-h)}{5h-1} \quad (A.3)$$

$$SSBR_0 = SSB_0 / R_0 \quad (A.4)$$

여기서 어획이 없을 경우의 산란자원량(SSB_0)는 추정해야 할 자유모수이며, R_0 는 SSB_0 로부터 재생산된 가입마릿수(1세)이다. steepness (h)는 1.0로 고정하였다. $SSBR_0$ 는 어획이 없을 경우의 가입 당 산란자원량(unexploited spawning stock biomass per recruit)으로서 모델의 최종년도 T (=2019년)에서의 자연사망률, 연령별 평균 체장, 성숙률에 의해 계산된다(Eq. 2). 한편 h 를 1.0로 설정할 경우, $\alpha=R_0$, $\beta=0$ 이 되므로 Eq. (A.2)로부터 계산되는 연도별 가입개체수 R_t 는 항상 R_0 이 된다. 이 가정은 연도별 가입량의 크기는 전년도의 산란자원량의 크기에 결정되기 보다 환경요인의 변동에 영향을 받는다는 것을 의미한다. 결과적으로 연도별 1세의 가입마릿수($N_{t,1}$)는 R_0 를 중심으로 연도별 편차를 고려하여 계산되며,

$$N_{t,1} = R_0 \cdot \exp(\log_Rdev_t), \sum_t \log_Rdev_t = 0 \quad (A.5)$$

여기서 \log_Rdev_t 는 자유모수이다. 연도별 순간어획사망률은 다음과 같이 계산된다.

$$F_{2000} = \exp(\log_F_year1) \quad (A.6)$$

$$F_t = F_{t,1} \cdot \exp(\log_Fdev_t), 2001 \leq t \quad (A.7)$$

$$F_{t,a} = F_t \cdot Sel_a \quad (A.8)$$

$$Sel_a = \frac{1}{1 + \exp\{-(a - \alpha_1) / \beta_1\}} \quad (A.9)$$

$$Z_{t,a} = M_{t,a} + F_{t,a} \quad (A.10)$$

여기서 첫번째 년도의 순간어획사망률 F_{2000} 은 자유모수인 \log_F_year1 을 추정함으로써 계산되며, 첫번째 년도 이후의 순간어획사망률(F_t)은 연도별 \log_Fdev_t 를 추정함으로써 계산된다. 연도별 연령별 어획사망률 $F_{t,a}$ 를 계산하기 위해 사용된 연령별 어구선택성 Sel_a 는 대형선망어구의 특성을 고려하여 로지스틱 함수로 가정하였으며, α_1 과 β_1 은 자유모수로서 추정된다. 순간자연사망률 $M_{t,a}$ 에는 연도별, 연령별로 동일한 값을 입력하였다.

첫번째 년도(2000년)의 1세부터 6+세의 마릿수는 다음과 같이 계산된다.

$$N_{2000,1} = R_0 \cdot \exp(\log_Rdev_1) \quad (A.11)$$

$$N_{2000,a} = N1ini_a \cdot \exp(\log_N1dev_a), 2 \leq a \leq 6+ \quad (A.12)$$

여기서 $N1ini_a$ 는 첫번째 년도의 2세부터 6+세의 마릿수에 대한 초기값으로서 평형상태를 가정하여 입력하였다. 첫번째 년도의 1세의 마릿수의 초기값은 Gim (2019)에 근거하여 5억 마리로 가정하고 이를 기준으로 연령을 거듭할수록 마릿수가 50%씩 감소한다는 평형상태를 가정하였다. 여기서 \log_N1dev_a 는 자유모수이다. 첫번째 년도 이후의 연도별 연령별 마릿수 $N_{t,a}$ 는 다음과 같이 계산된다.

$$N_{t,a} = N_{t-1,a-1} \cdot \exp(-Z_{t-1,a-1}), 2 \leq a < A \quad (A.13)$$

$$N_{t,A} = N_{t-1,A-1} \cdot \exp(-Z_{t-1,A-1}) + N_{t-1,A} \cdot \exp(-Z_{t-1,A}) \quad (A.14)$$

여기서 A 는 plus group 인 6+세 그룹을 의미한다.

연도별 연령별 어획마릿수($Lpred_{t,a}$)는 바라노프 어획방정식을 이용하여 계산되며 연도별 연령별 평균 체중 $w_{t,a}$ 에 의해 연도별 어획중량($Ypred_t$)이 계산된다.

$$Lpred_{t,a} = N_{t,a} \frac{F_{t,a}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] \quad (A.15)$$

$$Ypred_t = \sum_a Lpred_{t,a} \cdot w_{t,a} \quad (A.16)$$

$$p_{t,a} = \frac{Lpred_{t,a}}{\sum_a Lpred_{t,a}} \quad (A.17)$$

여기서 $p_{t,a}$ 은 연도별 어획 마릿수의 연령조성비의 예측치이다. 연도별 CPUE자료는 연도별 자원량의 상대적인 값으로 취급되었으며, 연도별 CPUE의 예측치($Ipred_t$)는 다음과 같이 계산된다.

$$B_{t,a} = N_{t,a} \cdot w_{t,a} \cdot \exp[-(\frac{ind_month}{12}) Z_{t,a}] \quad (A.18)$$

$$Ipred_t = q \cdot \sum_a B_{t,a} \quad (A.19)$$

여기서 연도별 연령별 자원량 $B_{t,a}$ 는 년도 t 의 중간시점인 6월 말의 자원량을 기준으로 계산하였다($ind_month=6$). 여기서 q 는 어획가능도 계수이다.

목적함수

본 모델의 목적함수는 다음의 가정에 의해 4개의 가능도 함수로 구성되며,

$$L_Y: Yobs_t \sim \text{lognormal}(Ypred_t, \sigma_Y^2)$$

$$L_I: Iobs_t \sim \text{lognormal}(Ipred_t, \sigma_I^2)$$

$$L_C: n_t \sim \text{Multinomial}(50, p_t)$$

$$L_R: Rdev_t \sim \text{lognormal}(0, \sigma_{Rdev}^2)$$

여기서 $Yobs_t$ 는 연도별 어획량 자료, $Iobs_t$ 는 연도별 CPUE자료이며, $Ypred_t$ 는 연도별 어획량 자료의 예측치, $Ipred_t$ 는 연도별 어획량 자료의 예측치이다. $n_{t,a} = ESS \cdot C_{t,a}$ 이며, 여기서 ESS (=50)는 effective sample size, $C_{t,a}$ 는 연도별 연령별 연령조성 자료, $p_{t,a}$ 는 연도별 연령별 연령조성의 예측치이며, $Rdev_t = R_o / N_{t,1}$ 이다. 위의 분산들(σ_Y^2)과 각각의 분포의 변동계수(CV_*)는 $\sigma_*^2 = \ln(CV_*^2 + 1)$ 의 관계를 갖는다.

위의 가정에 상응하는 음의 로그가능도 함수는 다음과 같다.

$$-\ln(L_Y) = 0.5 \cdot \ln(2\pi) + \sum_t Yobs_t + \ln(\sigma_Y) + 0.5 \sum_t \frac{[\ln(Yobs_t) - \ln(Ypred_t)]^2}{\sigma_Y^2} \quad (A.20)$$

$$-\ln(L_I) = 0.5 \cdot \ln(2\pi) + \sum_t Iobs_t + \ln(\sigma_I) + 0.5 \sum_t \frac{[\ln(Iobs_t) - \ln(Ipred_t)]^2}{\sigma_I^2} \quad (A.21)$$

$$-\ln(L_C) = -\sum_t \ln(50!) + \sum_t \sum_a \ln(n_{t,a}!) - \sum_t \sum_a n_{t,a} \cdot \ln(p_{t,a}) \quad (A.22)$$

$$-\ln(L_R) = 0.5 \cdot \ln(2\pi) + \sum_t R_o + \ln(\sigma_{Rdev}) + 0.5 \sum_t \frac{[\ln(N_{t,1}) - \ln(R_o)]^2}{\sigma_{Rdev}^2} \quad (A.23)$$

여기서 $-\ln(L_R)$ 은 penalized 가능도 함수로서 $N_{t,1}$ 의 값이 R_o 값을 중심으로 벗어나는 정도를 조절하는 기능을 수행한다. 결과적으로 목적함수는 다음과 같으며,

$$obj = -1.0 \cdot \{ \lambda_1 \cdot \ln(L_Y) + \lambda_2 \cdot \ln(L_I) + \lambda_3 \cdot \ln(L_C) + \lambda_4 \cdot \ln(L_R) \} \quad (A.24)$$

여기서 λ_* 는 가중치로서 각각 $\lambda_1=1.5, \lambda_2=2.0, \lambda_3=1.0, \lambda_4=1.0$ 가 입력되었고, 변동계수에는 각각 $CV_Y=0.1, CV_I=0.1, CV_{Rev}=0.6$ 이 입력되었다. 본 연구에서는 M 은 연도별 연령별 하나의 상수인 M 의 값을 결정하기 위해 민감도분석을 수행하였다. 여러가지 M 의 입력값에 대한 목적함수의 값(obj)을 조사하여 모든 모수가 성공적을 추정된 경우에 한하여 obj 가 가장 작은 경우의 M 을 최적의 자연사망률로 결정하였다. 모델의 자유모수들은 ADMB (automatic differentiation model builder) 소프트웨어(Fournier et al., 2012)를 통해 모수들의 점추정치 및 추정치들의 불확실성을 계산하였다. 본 연구에서 사용된 ADMB 코드는 독자의 요청에 의해 제공될 수 있다.