

Article

Bayesian state-space 모델을 이용한 말쥐치 자원평가 및 관리효과 분석

최민제¹ · 김도훈^{1*} · 이해원² · 서영일³ · 이성일⁴

¹국립부경대학교 수산과학대학 해양수산경영학과
(48513) 부산광역시 남구 용소로 45

²국립수산과학원 수산자원연구센터
(53064) 경상남도 통영시 통영해안로 2

³국립수산과학원 연근해자원과
(46083) 부산광역시 기장군 기장읍 기장해안로 216

⁴국립수산과학원 원양자원과
(46083) 부산광역시 기장군 기장읍 기장해안로 216

Assessing Stock Biomass and Analyzing Management Effects Regarding the Black Scraper (*Thamnaconus modestus*) Using Bayesian State-space Model

Min-Je Choi¹, Do-Hoon Kim^{1*}, Hae-Won Lee², Young-II Seo³, and Sung-II Lee⁴

¹Department of Marine & Fisheries Business and Economics, College of Fisheries Sciences
Pukyong National University, Busan 48513, Korea

²Fisheries Resources Research Center, National Institute of Fisheries Science
Tongyeong 53064, Korea

³Coastal Water Fisheries Resources Research Division, National Institute of Fisheries Science
Busan 46083, Korea

⁴Distant Water Fisheries Resources Research Division, National Institute of Fisheries Science
Busan 46083, Korea

Abstract : This study sought to assess the stock status and analyze the management effects with regard to the Black scraper, which is one of the more commercially important species in Korea. The catch amounts of Black scraper have significantly decreased since 1991. In this analysis, a Bayesian state-space model was utilized to assess the biomass of the Black scraper given the limited data. Model results showed that MSY and B_{MSY} of Black scraper were estimated to be 26,587 tons and 365,200 tons, respectively. In addition, the current biomass level of the Black scraper was assessed to be only 2.1% (7,549 tons) of B_{MSY} . For this reason, the effects of a moratorium policy on the Black scraper were evaluated. The results showed that if such a moratorium policy was implemented, it would take at least 18–40 years to restore the biomass level of the Black scraper to B_{MSY} depending upon its growth rates.

Key words : Black scraper (*Thamnaconus modestus*), Bayesian state-space model, Bayesian inference, fisheries resource management, moratorium

1. 서론

말쥐치(*Thamnaconus modestus*)는 복어목(Tetraodontiformes) 쥐치과(Monacanthidae)에 속하는 어류로, 우리나라 전 연안, 일본 북해도 이남, 동중국해, 남아프리카 등지에 분포한다(Yamada et al. 2007). 말쥐치는 가공품인 쥐포의 원료와 횡감용으로 주로 소비되는 경제적 가치가 높은 어종이다(백 등 2012). 특히, 1980년대에는 전체 연근해 어류 생산량의 약 17.6%를 차지함으로써 국내 어류 생산량 중 가장 큰 비중을 차지하는 대표적인 어종이었다(통계청 2019).

우리나라의 말쥐치 어획량은 ‘쥐치류’로 통합하여 집계되고 있으나, 현장 조사 결과 대부분 말쥐치로 확인되고 있다. 따라서 본 연구의 어획량 통계자료 인용은 쥐치류 어획량을 말쥐치 어획량으로 간주하였다.

말쥐치 어획량 변화를 살펴보면, 1990년대 이후 어획량이 1/100로 많이 감소하였고, 최근 10년 기준(2009–2018년)으로는 전체 어류 생산량의 약 0.4% 수준에 지나지 않는다. 특히, 최근 10년간 평균 어획량(2,668 톤)은 1980년대 평균 어획량(207,171 톤)의 약 1.3% 수준에 불과하며, 최근 2018년 어획량인 2,195 톤은 말쥐치 어획량이 최대치를 기록한 1986년 327,516 톤에 비해 약 0.7% 수준인 것으로 나타났다(통계청 2019). 이러한 어획량의 급격한 감소에 따라 말쥐치는 2008년에 수산자원회복계획의 회복대상종으로 선정되었으며, 2016년에는 수산자원관리법시행령 개정에 따라 포획금지체장 및 금지기간이 설정되었다.

말쥐치에 대한 선행연구로는 말쥐치 생식에 관한 연구(이 등 2000a, 2000b; Le et al. 2007), 성장과 성숙에 관한 연구(남 등 2018; Kim et al. 2016), 그리고 식성과 소화에 관한 연구(곽과 이 2009; 백 등 2012) 등이 있다. 하지만 말쥐치의 자원평가 및 관리효과에 관한 선행연구는 현재까지 상당히 제한적인 실정이다.

지금까지 말쥐치에 대한 자원평가가 제대로 이루어지지 못한 이유 중 하나는 1990년대 이후 급격한 어획량 감소로 인해 기존 국내에서 널리 활용되어 온 과정오차(process-error) 모델로는 자원평가가 어려웠기 때문으로 판단된다. 즉, 자원평가 과정에서 선행적 추정을 가정하는 과정오차 모델 구조의 한계로 평가 결과에 충분한 통계적 유의성을 확보하기가 어려웠기 때문으로 보인다. 하지만 말쥐치의 자원회복을 도모하고, 효과적인 관리수단을 적용하기 위해서는 자원평가가 우선적으로 이루어져야 할 것이다.

이에 따라 본 연구에서는 비선형적 자원평가가 가능할 뿐만 아니라 평가 모델과 분석 자료에서 발생하는 불확실성을 동시에 고려할 수 있는 Bayesian state-space 모델을

활용하여 말쥐치에 대한 자원평가를 실시하고자 한다(최와 김 2019; Meyer and Millar 1999; Millar and Meyer 2000). Bayesian state-space 모델은 자원평가 함수에서 발생하는 과정오차와 자료에서 발생하는 관측오차를 함께 고려하여 자원평가 결과를 산출할 수 있는 모델로, 남대서양 날개다랑어, 하와이 바다거북, 국내 눈볼대 자원평가 등에 적용되었다(최와 김 2019; Millar and Meyer 2000; Chaloupka and Balazs 2000). 그리고 Bayesian state-space 모델의 추정 결과를 바탕으로 말쥐치에 대한 자원관리수단의 효과를 분석하고자 한다. 특히 자원관리수단 중 말쥐치와 같이 어획량이 크게 감소한 북대서양 대구 자원에 대해 시행하여 최근 자원회복 효과를 보고 있는 모라토리움 정책의 효과를 분석하고자 한다(Rose and Rowe 2015).

2. 분석 방법 및 자료

분석 자료

Bayesian state-space 모델 추정에는 1980년부터 2018년까지의 어획량 자료(APPENDIX A)와 어획노력량 자료(APPENDIX B)를 활용하였다. 구체적으로 어획량 자료는 1980–2018년까지 말쥐치 전체 어획량의 약 67.4%를 차지하는 대형트롤(Large Trawl, LT), 대형선망(Large Purse Seine, LPS), 쌍끌이대형저인망(Large Pair Trawl, LPT), 외끌이대형저인망(Large Danish Seine, LDS), 서남해구의 끌이중형저인망(Southwest coast Danish Seine, SDS), 그리고 근해안강망(Stow Net, SN)의 어획량 자료를 활용하였으며, 어획노력량 자료로는 해당 업종들의 어선 척수 자료를 활용하였다.

말쥐치의 어획량 변화를 구체적으로 살펴보면, Fig. 1에서 보는 바와 같이 전체 어획량의 경우 1980년 229,230 톤에서 이후 증감하다 1986년 최대치인 327,516 톤을 기록하였다. 그 후 증감을 반복하다가 1991년 69,744 톤으로 급격히 감소하였다. 이후 어획량은 더욱 크게 감소하여 2002년에는 최저치인 933 톤을 기록했고, 이후 증감을 반복하는 추세로 최근 2018년 말쥐치 어획량은 2,195 톤으로 나타났다.

또한 APPENDIX A에서 보는 바와 같이, 업종별 말쥐치 어획량 비중은 과거부터 크게 변화해 왔는데, 이를 구체적으로 살펴보기 위해 1980년대(1980–1989년)와 최근 10년(2009–2018년) 간 업종별 어획비중의 변화를 비교해 보았다. 그 결과, 대형트롤의 경우 50.4%에서 14.4%, 대형선망의 경우 31.3%에서 12.1%, 근해안강망의 경우 7.5%에서 2.8%로 각각 감소한 것으로 나타났다. 반면, 쌍끌이대형저인망은 2.0%에서 6.3%, 외끌이대형저인망은 0.5%에서 13.1%, 그리고 서남해구의 끌이중형저인망은 0.1%에서 3.9%로 각각 증가한 것으로 나타났다.

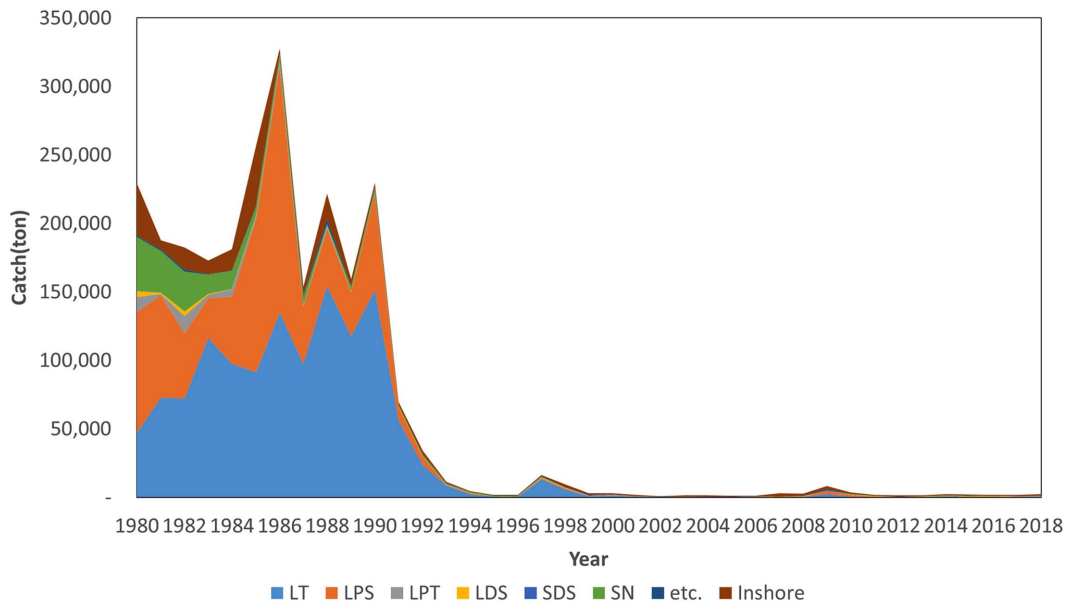


Fig. 1. Changes in catch amounts of Black scrapper by fishing type from 1980 to 2018

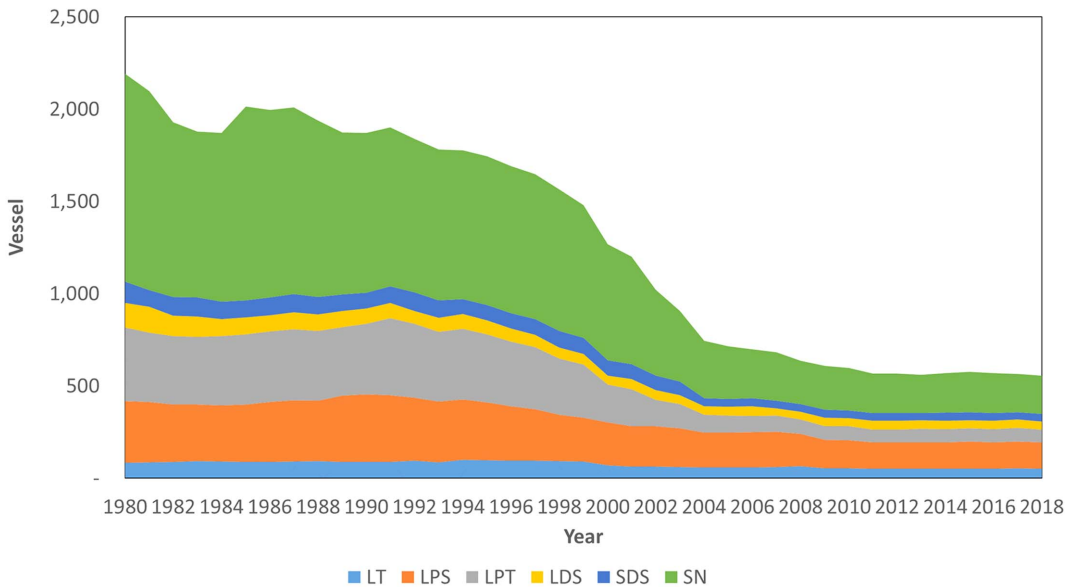


Fig. 2. Changes in vessel numbers of fishing type from 1980 to 2018

말쥐치 업종별 어획노력량 또한 과거부터 크게 변화해 왔는데, 이를 구체적으로 살펴보기 위해 1980년대(1980–1989년)와 최근 10년(2009–2018년) 간의 업종별 어선 척수의 변화를 비교해 보았다. Fig. 2에서 나타난 바와 같이, 말쥐치의 어선 척수는 전반적으로 감소한 것으로 나타났다. 이를 구체적으로 살펴보면, 대형트롤의 경우 89척에서 52척으로 41.0%, 대형선망의 경우 324척에서 146척으로 55.0%, 쌍끌이대형저인망의 경우 378척에서 72척으로 81.1%, 외끌이대형저인망의 경우 104척에서 46척으로

56.0%, 서남해구외끌이중형저인망의 경우 98척에서 42척으로 56.9%, 그리고 마지막으로 근해안강망의 경우 988척에서 217척으로 78.1% 각각 감소한 것으로 나타났다.

이상과 같이, 말쥐치의 경우 다수업종에 의해 어획되고 있으며, 과거부터 어획량 및 어획 환경의 변화가 상당히 큰 것으로 나타났다. 말쥐치와 같이 다수업종에 의해 어획되는 어종의 경우 업종별 어획 능력이 상이할 가능성이 존재한다. 이에 따라 다수업종의 자원평가에 있어서는 통상적으로 Gavaris (1980)의 일반화 선형모형(Generalized

Linear Model, GLM) 등을 통한 CPUE 표준화를 수행한 다(최 등 2019; Nishida et al. 2003; Hinton and Maunder 2004; Shono 2008). 본 연구에서도 말쥐치를 어획하는 주요 6개 업종들의 CPUE를 GLM을 통해 표준화 하였다.

CPUE 표준화

GLM은 CPUE의 변화에 영향을 미칠 수 있는 요인변수들을 고려하여 표준화된 CPUE를 산출하는 모델이다. CPUE 표준화를 위한 GLM은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$I = I_R \prod_i \prod_j P_{ij}^{X_{ij}} e^\varepsilon \quad (1)$$

여기서, I 는 CPUE, I_R 은 요인변수별 기준 CPUE, i 는 요인 변수, j 는 요인변수 내 구분기준, P_{ij} 는 요인변수 i 내에서 j 의 상대적 어획 능력을 의미한다. X_{ij} 는 더미변수로 자료가 j 의 범주에 속할 때 1, 그렇지 않을 경우 0으로 설정된다. 오차는 로그정규분포 형태로 가정하여 ε 는 평균이 0 분산이 σ^2 인 정규분포 형태이다. 위 식 (1)의 양변에 로그를 취해 정리하면 다음의 식 (2)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln \hat{I} = \ln I_R + \sum_{ij} [(\ln P_{ij}) X_{ij}] + \varepsilon \quad (2)$$

말쥐치의 경우 앞서 살펴본 바와 같이, 1990년대를 기준으로 어획량이 급감하였다. 어획량이 크게 감소하기 이전과 이후의 어업환경에는 큰 차이가 있을 것으로 예상된다. 이에 따라, CPUE 표준화에 있어 연도와 업종 외에 어획 능력에 영향을 미치는 요인변수로 말쥐치의 어획량 감소 여부를 추가로 고려하였다. 구체적으로 1993년을 기점으로 이전을 '고갈 전', 이후를 '고갈 후'로 더미변수로 구분하여 분석을 실시하였다. 이에 따라 말쥐치 자원평가를 위한 업종별 CPUE 표준화 함수는 다음의 식 (3)과 같이 설정되었다.

$$\begin{aligned} \ln(\text{CPUE}_{ijk}) &= \text{Intercept} + \text{Year}_i + \text{Gear}_j + \text{Depletion}_k \\ &+ \text{Gear} * \text{Depletion}_{jk} + \text{Error}_{ijk} \\ \text{Error}_{ijk} &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, Year_i 는 연도별 CPUE 차이, Gear_j 는 업종별 CPUE 차이, Depletion_k 는 말쥐치 고갈 전·후의 CPUE 차이, 그리고 $\text{Gear} * \text{Depletion}_{jk}$ 는 상호작용 변수로 업종별 말쥐치 고갈 전·후의 CPUE 차이를 의미한다.

동태적 자원평가모델

동태적 자원평가모델 중 잉여생산량(surplus production) 모델은 수산자원에 대한 어획량과 어획노력량 자료만으로 자원평가를 할 때 주로 사용된다(Polacheck et al. 1993).

당해의 자원량 수준은 전년도의 자원량에 자원의 성장량과 재생산량을 더해주고 자연사망량과 어획량을 감함으로써 산출할 수 있고, 다음의 식 (4)과 같이 간단하게 나타낼 수 있다.

$$B_t = B_{t-1} + g(B_{t-1}) - C_{t-1} \quad (4)$$

여기서, B_t 는 t 년도의 자원량이고, $g(B_{t-1})$ 는 자원의 잉여생산함수, 그리고 C_{t-1} 는 $t-1$ 년도의 어획량을 의미한다. $g(B_{t-1})$ 에 Schaefer (1954)의 성장량 함수를 적용하면 다음의 식 (5)과 같이 나타낼 수 있다.

$$B_t = B_{t-1} + rB_{t-1} \left[1 - \left(\frac{B_{t-1}}{K} \right) \right] - C_{t-1} \quad (5)$$

여기서, r 은 수산자원의 본원적성장률(intrinsic growth rate) 그리고 K 는 최대 자원량인 환경수용력(carrying capacity)을 의미한다. 잉여생산량 모델에서 사용되는 CPUE와 자원량의 관계는 다음의 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$I_t = \frac{C}{E} = qB_t \quad (6)$$

여기서, I_t 는 t 년도의 단위노력당어획량(CPUE) 그리고 q 는 어획능률계수(catchability coefficient)를 나타낸다. 식 (5)과 (6)을 Bayesian state-space 모델을 이용하여 분석하면, 수산자원의 평가에 필요한 모수들을 추정할 수 있다.

Bayesian state-space 모델

식 (5)의 동태적 자원함수와 식 (6)의 단위노력당어획량(CPUE) 함수식에서 각각 발생할 수 있는 과정 오차(process error)와 관측 오차(observation error)의 불확실성을 동시에 고려할 수 있는 Bayesian state-space 모델은 잉여생산량 모델을 활용한 수산자원 평가에 효과적인 모델이다(최와 김 2019; Meyer and Millar 1999).

Bayesian state-space 모델은 베이즈 정의(Bayes' theorem)를 활용한 통계기법으로 추정대상에 대한 사전정보와 관측자료를 이용하여 사후분포를 산출하고, 이를 바탕으로 관심 모수를 추정할 수 있다(Ntzoufras 2011). Bayesian state-space 모델 추정을 위해 자원량을 환경수용력(K)에 대한 자원량의 비율($P_t = B_t/K$)로 나타내면, 식 (5)과 (6)을 다음과 같이 식 (7)과 (8)로 재구성할 수 있다(Millar and Meyer 2000).

$$\begin{aligned} P_1 | \sigma^2 &= e^{u_1} \\ P_t | P_{t-1}, K, r, \sigma^2 &= \left(P_{t-1} + rP_{t-1} \left(1 - P_{t-1} \right) - \frac{C_{t-1}}{K} \right) e^{u_t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$I_t|P_r, q, \tau^2 = qKP_t e^{\tau^2} \quad (8)$$

베이즈 정리에 따라 말쥐치 자원평가에 활용되는 사후 분포는 다음의 식 (9)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} f &= (K, r, \sigma^2, q, \tau^2, P_{1980}, \dots, P_{2018} | I_{1980}, \dots, I_{2018}) \\ &\propto \pi(K, r, \sigma^2, q, \tau^2, P_{1980}, \dots, P_{2018}) \prod_{t=1980}^{t=2018} f(I_t | P_t, q, \tau^2) \\ &= \pi(K, r, \sigma^2, q, \tau^2) f(P_{1980} | \sigma^2) \prod_{t=1981}^{t=2018} f(P_t | P_{t-1}, K, r, \sigma^2) \\ &\quad \prod_{t=1980}^{t=2018} f(I_t | P_t, q, \tau^2) \quad (9) \end{aligned}$$

여기서, $\pi(K, r, \sigma^2, q, \tau^2) f(P_{1980} | \sigma^2) \prod_{t=1981}^{t=2018} f(P_t | P_{t-1}, K, r, \sigma^2)$ 는

결합사전분포를 의미하고, $\prod_{t=1980}^{t=2018} f(I_t | P_t, q, \tau^2)$ 는 관측자료

로부터 추출한 관심 모수에 대한 우도함수를 의미한다.

Bayesian state-space 모델의 추정을 위해서는 모수들의 사전정보에 대한 가정이 선행되어야 한다. 말쥐치 자원평가를 위한 사전분포는 Millar and Meyer (2000)에 따라 환경수용력(K)과 본원적성장률(r)에는 정보적(informative) 사전분포를 가정하였으며, 어획능력계수(q)에는 무정보적(noninformative) 사전분포를 가정하였다. 또한 모델 추정

Table 1. Summary of prior probability functions used for inferencing the Bayesian state-space model

Parameter	Form of prior distribution	Mean	Standard error
K	Inverse-lognormal	13	0.75
r	Lognormal	-1.4	0.51
q	Inverse-gamma	1	1
σ^2	Inverse-gamma	3.79	0.01
τ^2	Inverse-gamma	1.71	0.01

을 위한 초기값은 국립수산과학원 (2018)의 말쥐치 자원평가 결과를 참고하여 설정하였다. Bayesian state-space 모델 추정을 위한 말쥐치에 대한 변수별 사전정보는 Table 1에서 정리된 바와 같다. Bayesian state-space 모델에 대한 보다 자세한 이론적 설명은 최와 김 (2019) 그리고 Meyer and Millar (1999)를 참조하기 바란다.

3. 분석 결과

GLM 분석 결과

GLM으로 도출된 CPUE 표준화 결과, APPENDIX C에서 나타난 바와 같이 1980–2018년 자료 중 1987년 및 1989–2018년까지의 결과에 대해 통계적 유의성을 확보하였다. 또한 근해안강망을 제외한 나머지 업종들에서 유의미한 어획강도의 차이가 나타나는 것으로 분석되었다.

Bayesian state-space 모델 분석 결과

Bayesian state-space 모델을 이용한 말쥐치 자원평가

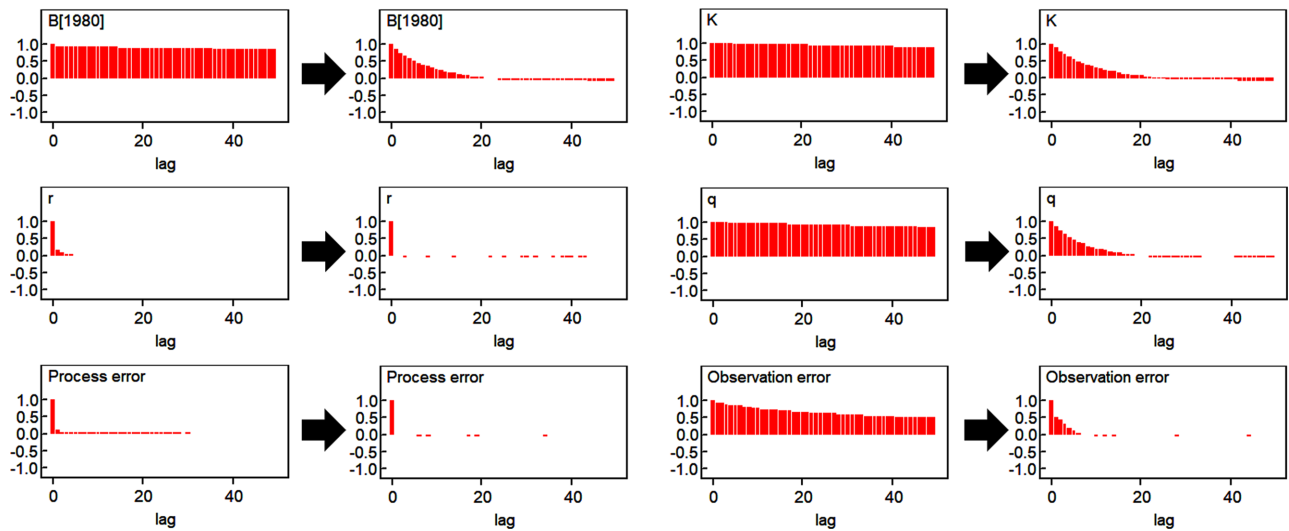


Fig. 3. Autocorrelation graphs of model parameters sampling every value (left) and every 50th value (right): Biomass (1980), Carrying capacity (K), Intrinsic growth rate (r), Catchability coefficient (q), Process error, and Observation error from the Bayesian state-space model

Table 2. Standard error and MC error of model parameters: Biomass (1980), Biomass (2018), Carrying capacity (K), Intrinsic growth rate (r), Catchability coefficient (q), and Maximum sustainable yield (MSY)

Parameter	Biomass (1980)	Biomass (2018)	Carrying capacity (K)	Intrinsic growth rate (r)	Catchability coefficient (q)	Maximum sustainable yield (MSY)
Standard Error	212,800	3,403	292,300	0.06058	2.86E-05	17,060
MC Error	7,156	122	10,040	0.00060	9.12E-07	403
MC Error / SE	3.4%	3.3%	3.4%	1.0%	3.2%	2.4%

결과는 베이저안 추론에 특화된 WinBUGS 프로그램 (<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/>)을 이용하여 도출하였다. 분석에 있어서는 모델의 유의성 확보를 위해 600,000개의 표본을 추출하였으며, 이 중 사후분포에 수렴하지 못하는 초기 100,000개의 표본을 번인(burn-in) 처리하였다. 그리고 추출된 표본 간의 자기상관을 제거하기 위해 매 50번째 표본을 추출하였다(Fig. 3). 그 결과, 총 10,000개의 샘플을 이용하여 사후분포를 형성하였다.

Bayesian state-space 모델을 통한 사후분포 추정이 유의성을 확보하기 위해서는 추정된 사후표본들이 관심 모수에 수렴해야 한다. 사후분포의 수렴 여부는 추출된 표본들의 몬테카를로 오차(MC error)를 통해 확인할 수 있는데, 특히 추정된 MC error가 사후 표준오차의 5% 미만이면 모델이 수렴한다고 판단할 수 있다(Spiegelhalter et al. 2003). Bayesian state-space 모델을 통한 말뚝치 자원평가 결과, Table 2에서 정리된 바와 같이 추정된 변수들의 MC

error가 사후 표준오차의 5% 미만인 것으로 나타났다.

Bayesian state-space 모델을 통해 도출된 추정변수들의 사후분포는 Fig. 4에서 보는 바와 같다. 추정변수들의 형태가 비대칭적이기 때문에 중앙값을 대푯값으로 사용하였다. 추정된 변수별 결과를 간략히 살펴보면, 환경수용력인 최대 자원량(K) 730,400 톤, 본원적성장률(r) 0.146, 어획능률계수(q) 9.06E-05, 1980년 자원량(B_{1980}) 497,500 톤, 2018년 자원량(B_{2018}) 7,549 톤, 과정오차(σ^2) 0.544, 관측오차(τ^2) 63.6, 최대지속적생산량(MSY) 26,587 톤, 그리고 MSY를 산출할 수 있는 자원량(B_{MSY}) 365,200 톤으로 분석되었다. 그리고 추정변수들의 95% 신뢰구간은 Table 3에 나타낸 바와 같다.

이 외에도 Bayesian state-space 모델을 통해 추정된 연도별 CPUE와 추정에 이용된 표준화된 CPUE간 비교 결과를 통해 모델의 적합성을 추가로 검증해 보았다. Fig. 5에서 나타난 바와 같이, 전체 연도에서 표준화된 CPUE

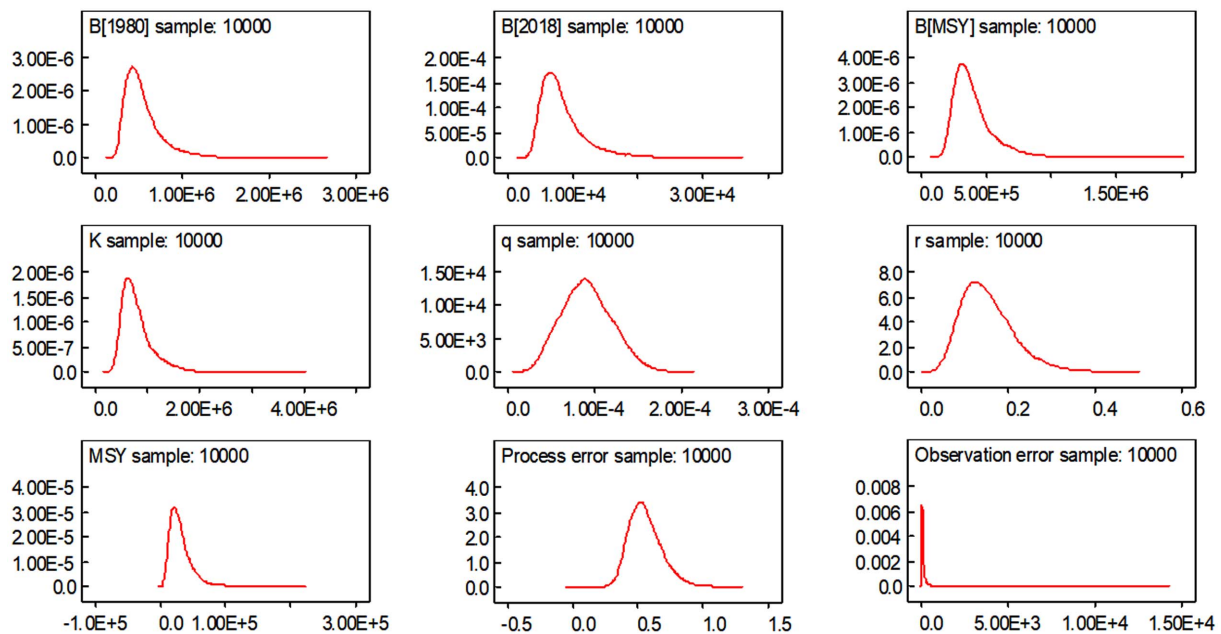


Fig. 4. Posterior densities of model parameters: Biomass (1980), Biomass (2018), B_{MSY} , Carrying capacity (K), Catchability coefficient (q), Intrinsic growth rate (r), Maximum sustainable yield (MSY), Process error, and Observation error

Table 3. 2.5th, 50th (median), and 97.5th percentiles of model parameters from the posterior distributions: Carrying capacity (K), Intrinsic growth rate (r), Catchability coefficient (q), Biomass (1980), Biomass (2018), B_{MSY} , Maximum sustainable yield (MSY), Process error, and Observation error

Parameter	Bayesian state-space model		
	2.5%	Median	97.5%
K(ton)	430,000	730,400	1,548,000
r	0.063	0.146	0.297
q	4.10E-05	9.06E-05	1.50E-04
B_{1980} (ton)	296,200	497,500	1,102,000
B_{2018} (ton)	4,345	7,549	17,280
B_{MSY} (ton)	215,000	365,200	774,200
MSY(ton)	9,696	26,587	73,380
Process error	0.356	0.544	0.858
Observation error	16.9	63.6	523.5
R^2		0.999	

가 추정된 CPUE 사후분포의 95% 신뢰구간 안에 포함되는 것으로 나타났다. 또한 결정계수(coefficient of determination)가 0.999로 나타나 추정결과의 적합성이 높은 것으로 분석되었다.

말쥐치 자원평가 결과

Bayesian state-space 모델을 통해 도출된 분석 결과를 바탕으로 말쥐치의 자원량을 추정한 결과, Fig. 6에서 보는 바와 같이, 말쥐치의 자원량은 시간이 지남에 따라 크게 감소한 것으로 평가되었다. 특히, 1991년 이후 급감하

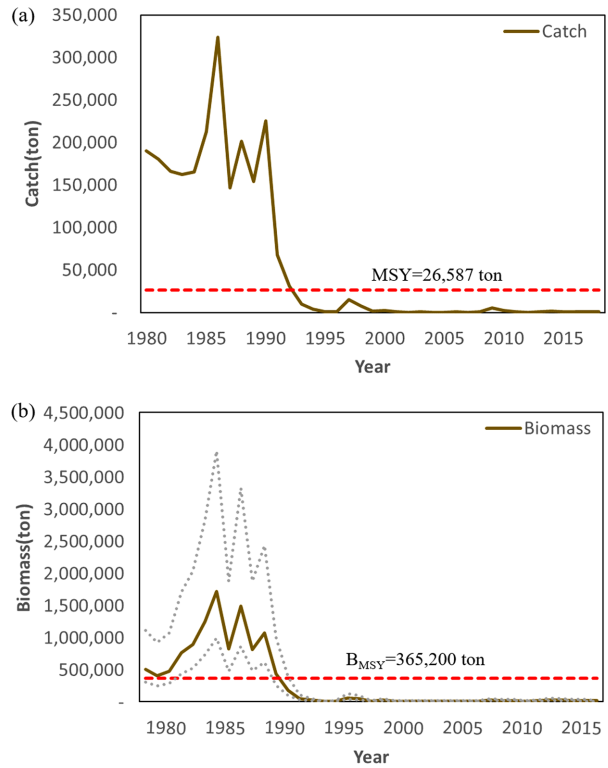


Fig. 6. Change of annual catch in comparison with MSY (a) and stock biomass trajectories with 95% confidence intervals (b) of Black scrapper by the Bayesian state-space model from 1980 to 2018

여 2018년의 자원량(7,549 톤)은 20년 전인 1998년 자원량(40,300 톤)의 약 19% 수준 그리고 자원량 추정 시작 시점인 1980년 자원량(497,500 톤)의 1.5% 수준에 불과한 것으로 나타났다. 특히 2018년의 자원량은 B_{MSY}

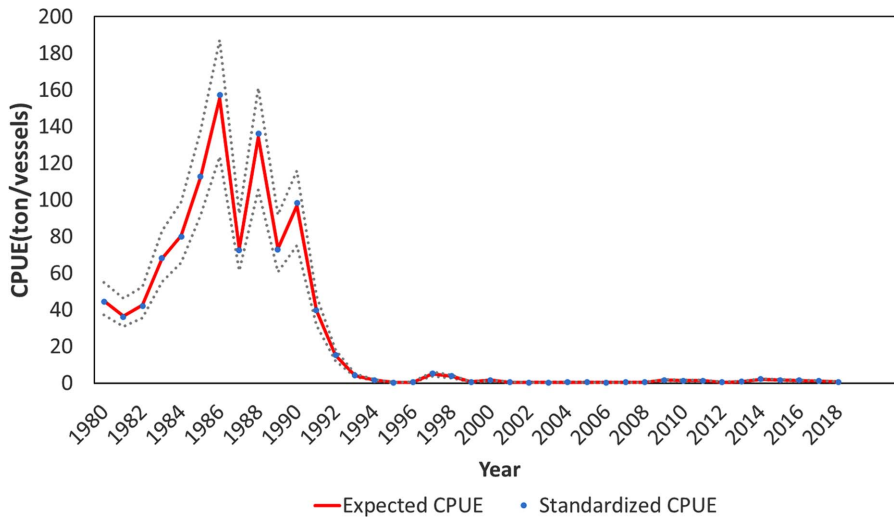


Fig. 5. Standardized CPUE and the 2.5th, 50th (median), and 97.5th percentiles from the posterior distribution of CPUE by the Bayesian state-space model

(365,200 톤)의 2.1% 수준에 불과한 것으로 나타나 말쥐치가 거의 고갈된 상태인 것으로 추정되었다. 이에 따라 말쥐치 자원의 회복을 위해서는 모라토리움(moratorium) 등과 같은 강력한 자원관리수단의 적용이 필요한 것으로 평가되었다.

자원관리수단(모라토리움) 효과 분석 결과

자원관리수단에 따른 말쥐치 자원회복의 효과를 분석하기 위해 말쥐치에 대한 전면적 어업금지인 모라토리움 설정에 따른 향후 자원량 변화를 추정해 보았다. 구체적으로, 추정에 있어서는 향후 10년, 20년, 30년, 40년, 그리고 계속해서 모라토리움을 유지했을 때의 자원량 변화를 살펴보았으며, 자원회복 목표량은 B_{MSY} (365,200 톤)로 설정하였다. 그리고 B_{MSY} 수준 이후부터는 현재의 어획노력량 수준으로 다시 말쥐치 어업을 시작하는 것으로 가정하였다.

말쥐치 모라토리움 설정에 따른 향후 자원량 변화는 Fig. 7에서 보는 바와 같다. 우선 향후 10~30년 기간 동안의 모라토리움 설정으로는 말쥐치 자원량을 B_{MSY} 수준으로 회복시키는 것이 어려운 것으로 분석되었다. 40년 동안의 모라토리움 설정 하에서는 2052년경에 말쥐치의 자원량(366,893 톤)이 B_{MSY} 수준을 넘어서는 것으로 나타났지만, 이후 현재의 어획노력량 수준으로 어획을 재개하면 다시 자원량이 감소하는 것으로 추정되었다.

모라토리움 하에서 말쥐치 자원량 증가는 식 (5)의 쉐퍼(Schaefer) 성장량 함수식에서와 같이 자원의 본원적성장률(r)에 크게 영향을 받는다. 앞의 모라토리움 효과 분석에 있어서는 Bayesian state-space 모델에서 추정된 r 값

의 중앙값을 가정한 것으로, r 값의 확률분포 범위에 따라 향후 모라토리움의 효과가 달리 평가될 수 있을 것이다. 이에 따라 모라토리움 설정 시 말쥐치 자원의 본원적성장률(r) 변화에 따른 향후 말쥐치 자원량 변화에 대한 민감도 분석을 실시하였다. 구체적으로 분석에 있어서는 r 사후분포의 2.5번째 백분위수(0.063)와 97.5번째 백분위수(0.297)의 값을 적용하여 말쥐치 자원량 변화를 분석하였다.

분석 결과, Fig. 8에서 보는 바와 같이 2.5번째 백분위수($r = 0.063$)를 적용했을 때는 말쥐치에 대해 향후 40년까지 모라토리움을 설정하더라도 B_{MSY} 수준으로의 자원회복이 어려운 것으로 추정되었다. 이에 반해, 97.5번째 백분위수($r = 0.297$)를 적용할 경우 2036년에 말쥐치의 자원량(398,193 톤)이 B_{MSY} 수준까지 회복할 수 있을 것으로 분석되었다.

4. 결 론

본 연구에서는 말쥐치의 자원평가 및 관리수단의 효과 분석을 위해 Bayesian state-space 모델을 활용하였다. 분석에는 말쥐치의 업종별 전체 어획량 자료와 대형트롤, 대형선망, 외끌이대형저인망, 쌍끌이대형저인망, 서남해구외끌이중형저인망, 그리고 근해안강망의 표준화된 어선 척수 자료를 사용하였다. 그리고 분석된 변수들을 바탕으로 모라토리움 설정에 따른 말쥐치의 향후 자원량 변화를 추정해 보았다.

말쥐치에 대한 자원평가 결과, 말쥐치의 자원량은 과거에 비해 크게 감소한 것으로 나타났다. 특히, 1991년 이후

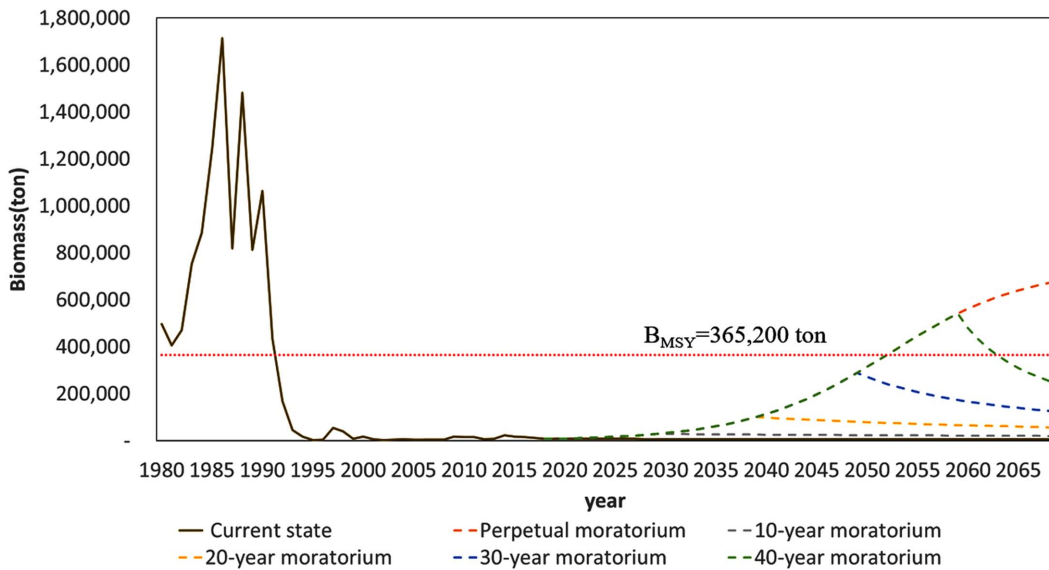


Fig. 7. Forecasting changes of Black scrapper stock biomass depending on different periods of moratorium plans

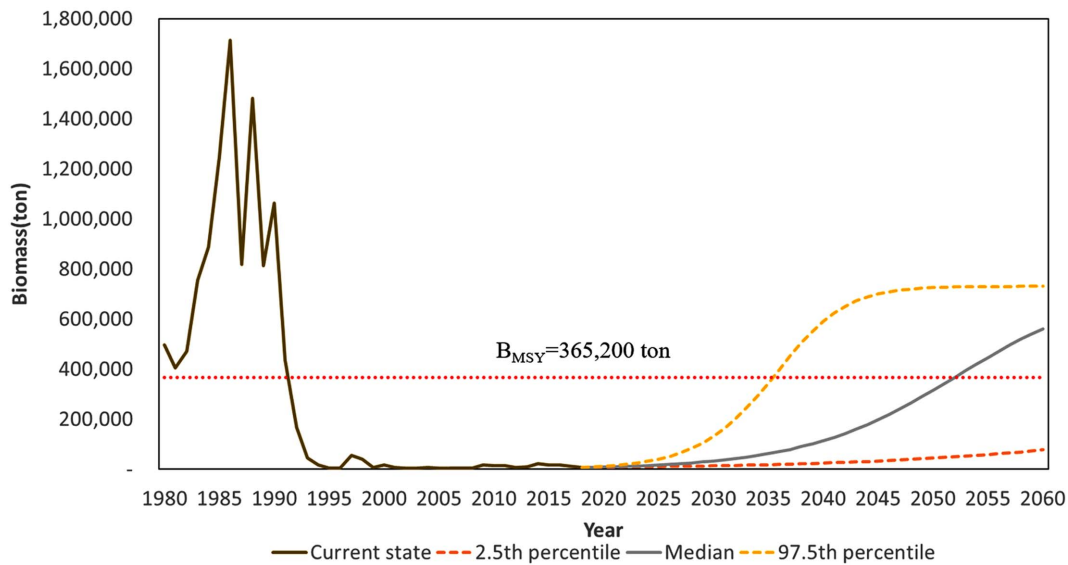


Fig. 8. Sensitivity analyses on changes of Black scrapper biomass depending on the 2.5th, 50th, and 97.5th percentile from the posterior predictive distributions by intrinsic growth rate

말쥐치의 자원량이 급감하였는데 이에 따라 1980년대 (1980–1989년) 평균 908,420 톤 수준이었던 자원량이 최근 10년 기준(2009–2018년) 평균 13,841 톤으로 과거 자원량의 약 1.5% 수준에 불과한 것으로 나타났다. 특히, 2018년의 자원량은 7,549 톤으로 B_{MSY} (365,200 톤)의 2.1%에 불과한 것으로 나타나 강력한 자원회복수단을 활용한 말쥐치의 자원회복이 시급한 것으로 분석되었다.

Bayesian state-space 모델에서 추정된 변수들을 바탕으로 말쥐치 어획 모라토리움 설정에 따른 자원회복 효과를 분석하였다. 분석 결과, 향후 33년 정도의 기간 동안 말쥐치에 대한 모라토리움을 실시해야만 말쥐치의 자원량이 B_{MSY} 수준까지 회복 가능할 것으로 분석되었다. 추가적으로 말쥐치의 본원적성장률(r) 값의 사후분포 95% 신뢰구간 안에서 말쥐치 자원회복에 대한 민감도 분석을 실시한 결과, 97.5번째 백분위수 값으로 설정하면 2036년경에 말쥐치의 자원량이 B_{MSY} 수준까지 회복 가능할 수 있을 것으로 추정되었다. 반면, 하위 2.5번째 백분위수 값으로 설정하면 향후 모라토리움을 40년 이상 실시하더라도 B_{MSY} 수준으로의 회복이 어려울 것으로 분석되었다.

이상과 같이, 어업을 전면 금지하는 모라토리움과 같은 극단적인 자원회복수단을 실시해도 말쥐치의 자원회복에는 장기간의 시간이 필요한 것으로 분석되었다. 현재 말쥐치에 대한 자원회복수단으로는 금지체장(18 cm)과 금지기간(5월 1일부터 7월 31일까지, 정치망·연안·구획어업은 6월 1일부터 7월 31일까지)만이 설정되어 있으며, TAC (Total Allowable Catch)와 같은 어획량에 대한 직접적인 규제는 없는 실정이다(국가정보법령센터 2019).

그리고 모라토리움 설정을 통해 말쥐치의 자원을 B_{MSY} 수준까지 회복시키더라도 현재의 어획 능력 수준으로 어획을 재개하면 말쥐치 자원은 다시 고갈할 것으로 추정되었다. 하지만 말쥐치를 어획하는 업종이 다수일 뿐만 아니라 말쥐치를 혼획하는 업종 또한 많기 때문에 어획노력량 제한을 통한 말쥐치 자원관리는 현실적으로 어려울 것으로 예상된다. 즉, 말쥐치에 대한 TAC 설정 혹은 모라토리움 등과 같은 직접적인 어획량 규제가 보다 효과적인 자원관리수단이 될 것으로 판단된다.

통상적으로 개별 어업의 능력을 고려하기 위한 어획노력량 표준화에는 연도별 어획량, 업종별 어획량, 해수면 온도, 어장, 그리고 어획구역 등 다양한 자료가 이용된다. 그러나 본 연구에서 활용 가능한 자료는 연도별·업종별 어획량 자료로 제한되었다. 이에 따라 CPUE 표준화 과정에서 말쥐치 어획에 영향을 미칠 수 있는 보다 다양한 요인들을 구체적으로 고려하지는 못하였다. 특히, 근해어업의 경우 활용 가능한 최대한의 업종을 포함하였지만 과거에 비해 말쥐치 어업비중이 증가한 연안어업을 포함한 자원평가를 수행하는 데에는 한계가 있었다.

그러나 본 연구의 경우 그동안 자원평가 및 자원회복 효과 분석이 제한적이었던 말쥐치에 대해 자원량을 평가하고, 모라토리움 설정에 따른 자원회복의 효과를 분석했다는 점에서 의의를 가질 수 있을 것이다. 특히 Rose and Rowe (2015)의 연구에 따르면, 북대서양 대구에 대한 모라토리움 설정이 자원회복에 유의미한 성과를 나타내는데 20년 이상의 시간이 걸린 것으로 분석되었다. 본 연구에서도 모라토리움 설정에 따른 말쥐치 자원회복에는 18–40년

이 넘는 장시간이 필요할 것으로 분석되었다. 따라서 향후 말쥐치 자원회복에 있어서는 이러한 점을 충분히 고려하여 최대한의 어획량 제한과 혼획 저감 등을 통한 집중적인 관리가 도모되어야 할 것이다.

사 사

이 논문은 2020년도 국립수산과학원 수산과학연구사업 (R2020022)의 지원으로 수행되었으며, 좋은 심사의견을 제시해 주신 익명의 심사위원님들께 깊은 감사를 드립니다.

참고문헌

- 곽우석, 이소광 (2009) 말쥐치 *Thamnaconus modestus* 자치어의 성장에 따른 소화기관 및 소화효소 발달. 한국어류학회지 **21**(3):149-157
- 국가정보법령센터 (2019) 수산자원관리법시행령. <http://www.law.go.kr/> Accessed 28 August 2019
- 국립수산과학원 (2018) 수산자원회복대상종의 2018년도 자원상태 및 2019년도 권고안. 국립수산과학원, 기장, 167 p
- 남기문, 유준택, 김재원, 박종혁, 백근욱 (2018) 동해 중부해역에 출현하는 말쥐치(*Thamnaconus modestus*) 암컷의 성숙과 산란. 수산해양기술연구 **54**(1):89-95
- 백근욱, 박주면, 정재묵, 예상진, 안영수 (2012) 거문도 주변 해역에서 출현하는 말쥐치(*Thamnaconus modestus*)의 식성. 한국어류학회지 **24**(4):272-277
- 이승중, 고유봉, 이영돈, 정지현, 한창희 (2000a) 제주 남부 연안 말쥐치, *Thamnaconus modestus*의 생식년주기. 한국어류학회지 **12**(1):71-84
- 이승중, 고유봉, 최영찬 (2000b) 말쥐치, *Thamnaconus modestus*의 난발생과정과 부화자어의 형태발달. 한국어류학회지 **12**(3):208-214
- 최민제, 김도훈 (2019) 효과적인 자원평가모델 선정을 위한 잉어생산량모델의 비교 분석: 동해 생태계의 잠재생산량 분석을 대상으로. Ocean Polar Res **41**(3):183-191
- 최지훈, 김도훈, 최민제, 강희중, 서영일, 이재봉 (2019) 베이저안 State-space 모델을 이용한 눈볼대 자원평가 및 관리 방안. 수산해양기술연구 **55**(2):95-104
- 통계청 (2019) 어업생산동향조사. <http://kosis.kr> Accessed 28 August 2019
- Chaloupka M, Balazs G (2007) Using Bayesian state-space modelling to assess the recovery and harvest potential of the Hawaiian green sea turtle stock. Ecol Model **205**(1-2):93-109
- Gavaris S (1980) Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. Can J Fish Aquat Sci **37**(12):2272-2275
- Hinton MG, Maunder MN (2004) Methods for standardizing CPUE and how to select among them. Col Vol Sci Pap ICCAT **56**(1):169-177
- Kim AR, Bae HJ, Kim HG, Oh CW (2016) Age and growth of filefish, *Thamnaconus modestus* (Günther, 1877) off the Jeju Island of Korea. Ocean Sci J **51**(3):355-362
- Le MH, Lim HK, Min BH, Kim SY, Chang YJ (2007) Milt properties and spermatozoa structure of filefish (*Thamnaconus modestus*). Develop Rep **11**(3):227-233
- Meyer R, Millar RB (1999) BUGS in Bayesian stock assessments. Can J Fish Aquat Sci **56**(6):1078-1087
- Millar RB, Meyer R (2000) Non-linear state space modelling of fisheries biomass dynamics by using Metropolis-Hastings within-Gibbs sampling. J Roy Stat Soc C-App **49**(3):327-342
- Nishida T, Bigelow K, Mohri M, Marsac F (2003) Comparative study on Japanese tuna longline CPUE standardization of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Indian Ocean based on two methods: General linear model (GLM) and habitat-based model (HBM)/GLM combined. In: IOTC Proceedings, pp 48-69
- Ntzoufras I (2011) Bayesian modeling using WinBUGS. John Wiley & Sons, New Jersey, 520 p
- Polacheck T, Hilborn R, Punt AE (1993) Fitting surplus production models: Comparing methods and measuring uncertainty. Can J Fish Aquat Sci **50**(12):2597-2607
- Rose G, Rowe S (2015) Northern cod comeback. Can J Fish Aquat Sci **72**(12):1789-1798
- Schaefer MB (1954) Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. Inter-American Trop Tuna Comm Bull **1**(2):23-56
- Shono H (2008) Application of the Tweedie distribution to zero-catch data in CPUE analysis. Fish Res **93**(1-2):154-162
- Spiegelhalter D, Thomas A, Best N, Lunn D (2003) WinBUGS user manual. <https://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/wp-content/uploads/manual14.pdf> Accessed 28 August 2019
- Yamada U, Tokimura M, Horikawa H, Nakabo T (2007) Fishes and fisheries of the East China and Yellow Seas. Tokai University Press, Kanagawa, 1182 p

국문참고자료의 영문표기

English translation / Romanization of references originally written in Korean

Gwak WS, Lee SG (2009) Developmental changes in digestive organ and digestive enzyme activity of Filefish *Thamnaconus modestus*. Korean J Ichthy **21**(3):149-157

- National Law Information Center (2019) Enforcement decree of the fisheries resources management cct. <http://www.law.go.kr/> Accessed 28 August 2019
- NIFS (2018) Resource status of 2018 and restoration recommendation of fisheries resources in 2019. National Institute of Fisheries Science, Gijang, 167 p
- Nam KM, Yoo JT, Kim JW, Park JH, Baeck GW (2018) Maturation and spawning of female black scrapper, *Thamnaconus modestus* in the coastal waters off Middle East Sea, Korea. J Korean Soc Fish Ocean Tech **54**(1): 89–95
- Baeck GW, Park JM, Jeong JM, Ye SJ, An YS (2012) Feeding habits of black scrapper, *Thamnaconus modestus* in the coastal waters of Geomun-do, Korea. Korean J Ichthy **24**(4):272–277
- Lee SJ, Go YB, Lee YD, Jung JH, Han CH (2000a) Annual reproductive cycle of the file fish, *Thamnaconus modestus*, on the Southern Coast of Cheju Island. Korean J Ichthy **12**(1):71–84
- Lee SJ, Go YB, Choi YC (2000b) Egg development and morphological changes of larvae of the file fish, *Thamnaconus modestus*. Korean J Ichthy **12**(3):208–214
- Choi MJ, Kim DH (2019) Comparing surplus production models for selecting effective stock assessment model: Analyzing potential yield of East Sea, Republic of Korea. Ocean Polar Res **41**(3):183–191
- Choi JH, Kim DH, Choi MJ, Kang HJ, Seo YI, Lee JB (2019) Stock assessment and management of blackthroat seaperch *Doederleinia seaperch* using Bayesian state-space model. J Korean Soc Fish Ocean Tech **55**(2):95–104
- KOSIS (2019) Fishery production survey. <http://kosis.kr/> Accessed 28 August 2019

Author's Information

Min-Je Choi

M.D. Candidate, Pukyong National University

Do-Hoon Kim

Professor, Pukyong National University

Hae-Won Lee

Researcher, National Institute of Fisheries Science

Young-II Seo

Researcher, National Institute of Fisheries Science

Sung-II Lee

Researcher, National Institute of Fisheries Science

Received Nov. 8, 2019

Revised Feb. 14, 2020

Accepted Feb. 25, 2020

Appendix

Table APPENDIX A. Annual catch amount of Black scraper by fishery from 1980 to 2018

Year	LT	LPS	LPT	LDS	SDS	SN	etc.	Inshore	Total
1980	46,809	88,244	11,263	4,367	226	39,106	1,130	38,085	229,230
1981	72,716	74,674	975	945	69	30,669	1,226	6,351	187,625
1982	72,040	47,625	12,619	3,351	83	29,078	1,577	15,983	182,356
1983	116,230	29,016	2,486	542	225	14,073	224	9,936	172,732
1984	97,550	49,120	5,217	391	225	12,928	204	15,373	181,008
1985	91,167	111,802	2,205	682	209	6,047	709	43,707	256,528
1986	134,886	179,803	3,085	112	205	5,081	567	3,777	327,516
1987	97,573	41,591	778	89	390	6,162	1,147	5,858	153,588
1988	154,166	41,787	1,374	501	224	1,253	3,795	18,628	221,728
1989	117,682	32,006	295	137	46	3,491	488	4,959	159,104
1990	151,395	70,453	215	57	287	3,200	728	3,187	229,522
1991	56,369	9,561	104	92	165	1,103	183	2,167	69,744
1992	23,555	5,961	96	75	331	1,196	212	2,720	34,146
1993	8,445	226	126	193	464	630	244	1,036	11,364
1994	2,459	449	135	86	259	373	83	538	4,382
1995	386	15	66	59	81	408	243	497	1,755
1996	269	182	64	89	172	302	228	466	1,772
1997	13,205	652	343	111	101	528	222	1,156	16,318
1998	5,719	596	354	239	88	268	137	1,963	9,364
1999	521	31	619	43	71	264	45	1,405	2,999
2000	1,122	161	473	88	93	90	85	779	2,891
2001	399	61	195	22	23	61	50	767	1,578
2002	95	13	140	38	52	103	75	417	933
2003	96	183	62	76	41	54	105	812	1,429
2004	38	19	126	118	74	54	57	781	1,267
2005	10	64	76	166	62	65	37	575	1,055
2006	8	312	43	152	86	25	36	409	1,071
2007	42	14	200	81	25	37	129	2,470	2,998
2008	24	2	504	158	43	180	38	1,682	2,631
2009	2,237	2,496	34	186	45	47	1,125	2,110	8,280
2010	418	1,278	89	264	122	44	340	920	3,475
2011	157	228	72	318	116	50	26	639	1,606
2012	39	3	30	217	75	58	13	984	1,419
2013	56	151	33	234	97	69	27	628	1,295
2014	914	42	38	171	58	68	74	1,042	2,407
2015	220	135	53	389	99	46	452	646	2,040
2016	451	7	116	271	44	86	53	777	1,805
2017	228	332	190	186	37	45	12	696	1,726
2018	24	1	634	355	71	29	21	1,060	2,195

Source: KOSIS, Fishery Production Survey and MOF, Statistical Yearbook of Maritime Affairs and Fisheries

Table APPENDIX B. Number of vessels by fishery from 1980 to 2018

Year	LT	LPS	LPT	LDS	SDS	SN
1980	84	334	399	132	115	1,127
1981	86	328	375	140	91	1,078
1982	88	312	370	111	102	946
1983	93	305	368	110	103	900
1984	90	304	376	92	94	915
1985	89	310	380	92	93	1,051
1986	88	325	382	89	95	1,018
1987	90	333	384	91	100	1,011
1988	92	328	377	91	94	957
1989	88	360	371	88	88	878
1990	87	367	384	83	85	865
1991	89	361	418	81	91	862
1992	94	342	401	68	102	833
1993	86	329	379	76	94	818
1994	99	327	384	79	82	806
1995	98	313	370	75	83	806
1996	96	294	351	71	84	796
1997	94	280	337	67	85	786
1998	92	251	304	60	90	769
1999	90	238	287	59	88	718
2000	70	232	206	47	83	629
2001	62	219	201	56	79	585
2002	62	220	143	53	78	466
2003	60	210	131	48	75	382
2004	58	190	95	48	43	311
2005	58	188	93	48	43	285
2006	58	191	88	52	44	266
2007	60	191	88	40	42	262
2008	64	175	80	40	43	234
2009	54	154	74	46	44	236
2010	53	153	76	44	42	229
2011	52	143	69	47	43	214
2012	52	143	69	47	43	214
2013	52	143	72	47	39	208
2014	52	143	71	46	43	214
2015	52	146	71	45	43	219
2016	51	144	71	45	41	218
2017	54	145	73	46	40	206
2018	52	142	70	43	42	207

Source: KOSIS, Survey on Fishery Processing Industry and MOF, Statistical Yearbook of Maritime Affairs and Fisheries

Table APPENDIX C. Estimated regression coefficient from the generalized linear model for standardizing the Black scraper fishery data

Variable	Estimated coefficient	Std. Error	t-statistics	P-value
Intercept	3.4517	0.5494	6.282	2.33e-09 ***
1981	-0.8095	0.6603	-1.226	0.221787
1982	-0.1748	0.6603	-0.265	0.79155
1983	-0.7065	0.6603	-1.07	0.286044
1984	-0.5482	0.6603	-0.83	0.40749
1985	-0.636	0.6603	-0.963	0.336763
1986	-0.7341	0.6603	-1.112	0.267724
1987	-1.2143	0.6603	-1.839	0.067530 .
1988	-1.084	0.6603	-1.642	0.10236
1989	-1.7199	0.6603	-2.605	0.009948 **
1990	-1.4455	0.6603	-2.189	0.029844 *
1991	-2.276	0.6603	-3.447	0.000702 ***
1992	-2.3954	0.6603	-3.627	0.000370 ***
1993	-1.6366	0.7495	-2.183	0.030259 *
1994	-2.0415	0.7495	-2.724	0.007076 **
1995	-3.2553	0.7495	-4.343	2.31e-05 ***
1996	-2.7277	0.7495	-3.639	0.000355 ***
1997	-1.5183	0.7495	-2.026	0.044237 *
1998	-1.6242	0.7495	-2.167	0.031524 *
1999	-2.7071	0.7495	-3.612	0.000392 ***
2000	-2.1934	0.7495	-2.926	0.003860 **
2001	-3.1788	0.7495	-4.241	3.51e-05 ***
2002	-3.3114	0.7495	-4.418	1.69e-05 ***
2003	-2.9523	0.7495	-3.939	0.000116 ***
2004	-2.9915	0.7495	-3.991	9.47e-05 ***
2005	-3.0177	0.7495	-4.026	8.27e-05 ***
2006	-3.0043	0.7495	-4.008	8.87e-05 ***
2007	-3.1862	0.7495	-4.251	3.38e-05 ***
2008	-2.9497	0.7495	-3.935	0.000118 ***
2009	-1.61	0.7495	-2.148	0.033022 *
2010	-1.6072	0.7495	-2.144	0.033322 *
2011	-2.0222	0.7495	-2.698	0.007625 **
2012	-3.2336	0.7495	-4.314	2.61e-05 ***
2013	-2.406	0.7495	-3.21	0.001565 **
2014	-2.2859	0.7495	-3.05	0.002627 **
2015	-2.1159	0.7495	-2.823	0.005280 **
2016	-2.4358	0.7495	-3.25	0.001372 **
2017	-2.029	0.7495	-2.707	0.007426 **
2018	-3.0087	0.7495	-4.014	8.66e-05 ***
LPS	6.9102	0.9516	7.261	1.03e-11 ***
LPT	-3.8025	0.9516	-3.996	9.30e-05 ***
LT	8.5417	0.9516	8.976	3.16e-16 ***
SDS	-2.8977	0.9516	-3.045	0.002666 **
SN	1.2634	0.9516	1.328	0.185964

significance level : ≤ 0.0001 '***', ≤ 0.001 '**', ≤ 0.01 '*', ≤ 0.05 '.'