자원 · 환경경제연구 제 28 권 제 3 호
Environmental and Resource Economics Review
Volume 28, Number 3, September 2019 : pp. 415~435
DOI: https://doi.org/10.15266/KEREA.2019.28.3.415

WCPFC 수역 원양연승어업의 눈다랑어 생산함수 추정†

조헌주* · 김도훈** · 김두남*** · 이성일**** · 이미경*****

요 약 : 본 연구의 목적은 중서부태평양(WCPFC) 수역 우리나라 원양연승어업의 눈다랑어 생산함수를 추정하여 규모 수익을 분석하는 것이다. 분석에 있어 투입요소는 선원수, 선박톤수, 투입낚시수, 눈다랑어 자원량 그리고 산출요소는 눈다랑어 생산량으로 하는 Cobb-Douglas 형태의 생산함수를 추정하였다. 함수 추정에 앞서 투입요소 중 눈다랑어 자원량은 Bayesian State-space 모델로 추정하였다. 생산함수 추정 결과, 하우즈만 검정을 통해 고정효과 모델이 선택되었고, 선원수를 제외한 선박톤수, 투입낚시수, 눈다랑어 자원량이 눈다랑어 생산량에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 추정된 생산함수의 투입요소를 바탕으로 규모 수익 수준을 분석한 결과, WCPFC 수역에서 눈다랑어를 조업하는 원양연승어업은 규모 수익 체증(IRS)의 성격인 것으로 추정되었다.

주제어 : WCPFC, 원양어업, 베이지안 스테이트 스페이스 모델, 콥더글라스 생산함수, 규모에 대한 수익

JEL 분류 : Q1

접수일(2019년 7월 15일), 수정일(2019년 9월 9일), 게재확정일(2019년 9월 10일)

† 이 논문은 2019년도 국립수산과학원 수산시험연구사업(R2019021)의 지원으로 수행된 연구입니다.

* 국립수산과학원 원양자원과, 석사후인턴연구원, 제1저자(e-mail: ddgjswn@naver.com)
** 부경대학교 해양수산경영학과, 부교수, 교신저자(e-mail: delaware310@pknu.ac.kr)
*** 국립수산과학원 원양자원과, 해양수산연구관, 공동저자(e-mail: doonam@korea.kr)
**** 국립수산과학원 원양자원과, 해양수산연구사, 공동저자(e-mail: k.sungillee@gmail.com)
***** 국립수산과학원 원양자원과, 해양수산연구사, 공동저자(e-mail: ccmklee@korea.kr)

Estimation of Bigeye tuna Production Function of Distant Longline Fisheries in WCPFC waters

Heon-Ju Jo*, Do-Hoon Kim**, Doo-Nam Kim***,
Sung-Il Lee**** and Mi-Kyung Lee*****

ABSTRACT : The purpose of this study is to analyze the returns to scale by estimating the bigeye tuna production function of Korean distant longline fisheries in WCFPC waters. In the analysis, number of crews, vessel tonnage, number of hooks, and bigeye tuna biomass are used as input variables and the catch amount of bigeye tuna is used as an output variable in the Cobb-Douglas production function. Prior to the function estimation, the biomass of bigeye tuna was estimated by the Bayesian state-space model. Results showed that the fixed effect model was selected based on the hausman test, and vessel tonnage, hooks, and biomass would have direct effects on the catch amount. In addition, it was shown that the bigeye tuna distant longline fisheries in WCFPC water would have increasing returns to scale.

Keywords : WCPFC, distant water fisheries, Bayesian state-space model, Cobb-Douglas production function, return to scale

Received: July 15, 2019. Revised: September 9, 2019. Accepted: September 10, 2019.

* Research Assistant, Division of Distant Water Fisheries Resources, National Institute of Fisheries Science, First author(e-mail: ddgjswn@naver.com)
** Associate professor, Department of Marine & Fisheries Business and Economics, College of Fisheries Sciences, Pukyong National University, Corresponding author(e-mail: delaware310@pknu.ac.kr)
*** Researcher, Division of Distant Water Fisheries Resources, National Institute of Fisheries Science, Co-author(e-mail: doonam@korea.kr)
**** Researcher, Division of Distant Water Fisheries Resources, National Institute of Fisheries Science, Co-author(e-mail: k.sungillee@gmail.com)
***** Researcher, Division of Distant Water Fisheries Resources, National Institute of Fisheries Science, Co-author(e-mail: ccmklee@korea.kr)

I. 서 론

중서부 태평양의 다랑어 자원은「중서부 태평양 고도회유성어족의 보존과 관리에 관한 협약」제9조에 따라 2004년 6월 19일 설립된 중서부태평양수산위원회(Western & Central Pacific Fisheries Commission, WCPFC)에서 관리하고 있다(이미경, 2016). 다랑어류 중에서 눈다랑어는 연승어업의 주요 목표종으로 상업적 가치가 높고, WCPFC에서는 주요 연승어업 조업국별로 어획쿼터를 정해 관리하는 중요한 어족 자원이다. 아래 <표 1>에서는 WCPFC의 국가별 연승어업 눈다랑어 쿼터 현황을 나타낸다.

한편, 우리나라에서 최근 3개년(2015-2017) 동안 연승어업으로 어획된 눈다랑어 어획량 중 약 54%가 WCPFC 수역에서 어획되었다(국립수산과학원, 2019). 그리고 전 세계적으로도 약 34%가 동 수역에서 어획되고 있어 가장 중요한 지역이라고 할 수 있다(WCPFC, 2019).

WCPFC 수역 눈다랑어의 지속적인 이용과 생산성을 높이기 위해 원양연승어업의 생산함수 추정을 통한 생산구조를 파악해 보는 것은 가장 기본적이면서도 중요한 일이다. 그리고 추정된 생산함수의 투입 및 산출요소를 바탕으로 규모에 대한 수익 분석을 실시하여 현재 WCPFC 수역의 원양연승어업 상황을 파악할 필요성이 있다.

어업생산함수 추정에 관한 연구는 지금까지 국내·외에서 꾸준히 진행되어 왔다(김원재, 1992; 김기수와 강용주, 1993; 허수진, 2013; 심성현과 남종오, 2017; Jahanifar et al.,

〈표 1〉 WCPFC 국가별 연승어업 눈다랑어 쿼터 현황

(단위: 톤)

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
한국	15,014	15,014	13,942	13,942	12,869	13,942	13,942
중국	10,673	9,938	8,224	8,224	7,049	8,224	8,224
인도네시아	5,889	5,889	5,889	5,889	5,889	5,889	5,889
일본	19,760	19,760	18,265	18,265	16,860	18,265	18,265
대만	11,288	11,288	10,481	10,481	9,675	10,481	10,841
미국	3,763	3,763	3,554	3,554	3,345	3,554	3,554

출처: 해양수산부(2019).

2010; Crentsil and Ukpong, 2014). 본 연구는 허수진(2013)과 심성현과 남종오(2017) 연구를 참고하여 패널 자료를 바탕으로 하는 Cobb-Douglas 생산함수를 추정하였으며, 고정효과 모형과 확률효과 모형을 모두 추정하여 하우즈만 검정을 통해 적합한 모델을 선택하였다. 생산함수에 있어 투입변수는 눈다랑어 자원량, 선원수, 어선톤수, 낚시수 그리고 산출변수는 눈다랑어 생산량을 사용하였다.

특히 본 연구가 기존 어업생산함수 추정 연구와 차별되는 점은 어업생산 요소들 중 중요한 요소인 눈다랑어 자원량을 베이지안 접근법인 State-space 평가모델로 직접 추정하였다는데 있다.

State-space 모델은 베이지안 추론(Bayesian inference)을 통해 자원량의 변화에서 발생할 수 있는 과정오차(process error)와 관측치인 어획량에서 발생할 수 있는 관측오차(observation error)를 동시에 고려할 수 있기 때문에 시간의 변화에 따른 자원량의 변동을 추정하는 효과적인 방법이다. 특히 관측오차 및 과정오차를 포함한 불확실성을 고려한 State-space 모델은 자원평가모델 중 가장 강력한 예측력을 가진 것으로 평가되고 있다(Fahrmeir and Tutz, 1994; Meyer and Millar, 1999). Meyer and Millar(1999)가 Schaefer(1954) 함수를 관측오차와 과정오차를 고려한 Bayesian State-space 평가방법을 통해 남대서양 날개다랑어 자원평가에 적용한 이후 최근까지 발전하여 북태평양황새치 자원평가(Brodziak and Ishmura, 2011), 인도양 날개다랑어 자원평가(Bai et al., 2016), 대서양 날개다랑어 자원평가(Liao et al., 2017) 그리고 대서양 눈다랑어 자원평가(Winker et al., 2019) 등에 널리 활용되고 있다. 이에 본 연구에서는 선행연구를 참조하여 WCPFC 눈다랑어 자원평가에 적용하였다.

눈다랑어 자원량 추정 시 기존 다랑어류 및 다랑어 유사종의 자원평가 연구에서는 연승어업에 의한 단위노력당어획량(CPUE)만을 고려하여 자원평가를 진행하였다. 하지만 본 연구에서는 연승어업과 선망어업 등 어법 요소와 주요국들의 CPUE를 표준화하여 자원평가를 진행한 점에서 기존 연구와의 차별성이 존재한다.

그리고 본 연구에 있어서는 추정된 생산함수의 생산요소를 바탕으로 규모 수익을 분석하였다. 이를 통해 현재 WCPFC 수역의 눈다랑어 어업생산의 정확한 수준을 파악하여 다랑어 원양연승어업에 관한 정책 수립 및 원양어업경영 의사결정에 필요한 자료를 제공하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에서 본 연구의 필요성과 목적 그리고 선행연구에 대해 설명하고, 다음 2절에서는 연구에 사용된 자료와 자원량 추정방법 그리고 생산함수 추정방법을 제시한다. 3절에서는 분석 결과에 대해 설명하고, 마지막 4절에서 연구 결과를 요약하고, 시사점을 제시하면서 본 연구를 마무리 하고자 한다.

II. 분석 자료 및 방법

1. 분석 자료

어업생산함수는 어업에 투입된 요소들과 생산량의 관계를 의미하며, 생산함수 추정에는 생산량에 영향을 미치는 투입요소의 선정이 매우 중요하다(심성현과 남종오, 2017). 본 연구에서는 선원수, 어선톤수, 투입된 낚시수와 눈다랑어 자원량을 투입요소로 그리고 눈다랑어 생산량을 산출요소로 선정하여 생산함수를 추정하였다. 선원수와 어선톤수는 WCPFC의 등록선박 자료를 사용하였고, 낚시수는 국립수산과학원 원양어업 자료를 사용하였다. 선원수와 어선톤수 자료는 1992년부터 2017년까지 활용 가능하였다. <표 2>은 분석에서 사용된 눈다랑어 어획량(catch), 선원수(crew), 어선톤수(tonnage) 그리고 투입낚시수(hook) 자료들에 관한 기술적 통계량을 정리한 것이다.

그리고 눈다랑어 자원량은 WCPFC에서 제공하는 연도별 어선척수 및 어획량 자료를 사용하여 Bayesian Space-state 모델로 추정하였다. WCPFC 해역 눈다랑어 자원 평가를 위해 연도별 눈다랑어 어획량, 어선척수를 WCPFC 홈페이지에서 제공하는 YEARBOOK (2017) 자료를 활용하였다. 제공되는 자료는 1950년부터 2017년까지 어법별로, 총 29개국의 자료를 제공하고 있다.

〈표 2〉 생산함수 추정에 사용된 변수들의 기술적 통계량

Variable	Mean	S.D	Min	Max
Catch(kg)	102,169.0	54,167.1	42.0	309,329.0
Crew(person)	25.2	0.6	24.0	27.0
Tonnage(ton)	410.3	35.3	353.0	617.0
Hook(unit)	489,902.8	265,127.7	1,870.0	1,337,921.0

출처: 국립수산과학원, WCPFC.

하지만 1980년 이전의 자료는 어획량과 어선척수의 결측치와 이상치가 다수 존재하여 본 연구에서 제외하였다. 어법은 연승어업, 선망어업 그리고 채낚기어업을 대상으로 하였고, 이들 어법에 의해 약 99%가 어획되었다. 국가는 한국, 일본(원양, 근해), 미국(사모아령, 하와이령), 대만(원양, 근해) 그리고 중국 5개국을 대상으로 하였고, 이들 국가에 의해 약 83%가 어획되었다<그림 1>.

눈다랑어 자원량 추정 후 1992년부터 2017년까지 패널 자료를 확보하여 WCPFC 수역 원양연승어업 눈다랑어 생산함수를 추정하였다.

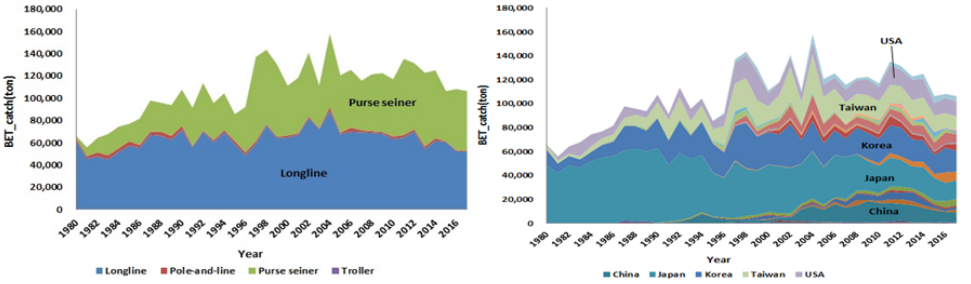
2. 눈다랑어 자원량 추정 방법

<그림 1>에서 보는 바와 같이, 눈다랑어는 다양한 국가와 어법에 의해 어획되고 있으므로 단위노력당어획량(catch per unit effort, CPUE)을 동일한 단위로 표준화를 진행해야 정확한 자원평가가 이루어질 수 있다. 이에 본 연구에서는 우선 국가별 어법별 CPUE를 Gavaris(1980)의 GLM(General Linear Model)을 이용하여 표준화하였다. 이후 표준화된 자료를 활용하여 Bayesian State-space 모델을 통해 자원량을 추정하였다.

WCPFC 수역 눈다랑어 자원량 추정에 있어서는 Meyer and Millar(1999)와 Millar and Meyer(2000)의 추정 방법을 참고하였다. 잉여생산량 모델은 자원의 가입량, 성장량 그리고 자연 사망률을 하나의 잉여생산의 개념으로 합한 형태로 자원동태 함수는 다음 식 (1)과 같이 정의된다.

$$B_{t+1} = B_t + g(B_t) - C_t \tag{1}$$

〈그림 1〉 WCPFC 수역 눈다랑어 어획량 추이(좌: 어법별, 우: 국가별)



여기서, B_{t+1}은 $t+1$년도의 자원량, B_t는 t년도의 자원량을 의미하고, $g(B_t)$는 t년도의 성장량 그리고 C_t는 t년도의 어획량을 의미한다.

위의 식 (1)에서 성장량 함수의 가정에 따라 자원동태모델의 형태가 결정되는데, 본 연구에서는 식 (2)과 같은 쉐퍼 함수(Schaefer, 1954)를 가정하였다.

$$g(B_t) = rB_t(1 - \frac{B_t}{K}) \tag{2}$$

여기서, r은 자원의 본원적 성장률, K는 환경수용력(최대자원량) 그리고 B는 해당 t연도의 자원량 수준을 나타낸다. 그리고 잉여생산량 모델에서는 어획능률(어획생산성)과 자원량 관계는 일정하다고 가정한다. 즉, 자원량 관측에 대한 함수는 다음 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$I_t = qB_t \tag{3}$$

여기서, I_t는 어획의 생산성을 나타내는 어업자원의 상대적 밀도지수, q는 어획능률계수(catchability coefficient)를 나타낸다. 일반적으로 수산자원의 평가에는 자원밀도지수로 CPUE($I_t = CPUE_t$)를 사용한다.

Bayesian State-space 모델은 베이지안 추론을 통해 식 (1)에서 발생하는 과정오차(process error)와 식 (3)에서 발생하는 관측오차(observation error)를 모두 고려하여 자원량을 추정하는 모델이다. 베이지안 추론은 관측된 자료와 모수 모두에 확률 모형을 사용하는 방법으로 베이지안 추론을 위해 식 (2)과 (3)을 재구성하면 아래 식 (4)와 (5)로 각각 나타낼 수 있다(Meyer and Millar, 1999).

$$P_1|\sigma^2 = e^{u1}, P_t|P_{t-1}, K, r, \sigma^2 = \left(P_{t-1} + rP_{t-1}(1 - P_{t-1}) - \frac{C_{t-1}}{K}\right)e^{u_t}, \quad t = 2, \ldots, N \tag{4}$$

$$I_t|P_t, q, \tau^2 = qKP_t e^{\nu_y},\ t = 1, \ldots, N \tag{5}$$

위의 식에서 u_y는 평균이 영(0) 그리고 분산이 σ^2인 정규분포를 가정하고, ν_y는 평균이 영(0) 그리고 분산이 τ^2을 가정한다. 여기서 $X \mid Y$는 사건 Y가 발생한 상황에서 사건 X가 발생할 조건부 확률을 의미한다.

베이지안 모델은 관측 불가능한 변수인 $K, r, q, \sigma^2, \tau^2$과 알려지지 않은 $P_1, \ldots, P_N$의 확률 그리고 관측 가능한 CPUE의 $I_1, \ldots, I_N$의 사전결합분포(joint prior distribution)로 구성된다. 추정되어야 할 변수 $K, r, q, \sigma^2, \tau^2$이 사전적으로 독립이라고 가정하고, 이를 베이즈 정리와 사후사건(subsequent states)의 조건부 독립을 연속적으로 적용하면 추정되어야 할 변수의 확률분포는 아래 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다(Meyer and Millar, 1999).

$$\begin{aligned} &p(K, r, q, \sigma^2, \tau^2, P_1, \ldots, P_N) \\ &= p(K)p(r)p(q)p(\sigma^2)p(\tau^2)p(P_1|\sigma^2) \times \prod_{i=2}^{N} p(P_t|P_{t-1}, K, r, \sigma^2) \end{aligned} \tag{6}$$

본 연구에서 적용한 생물학적 변수에 대한 사전분포는 우선 K에 관해서는 Winker et al.(2019), r은 Myers et al.(1999) 그리고 σ^2과 τ^2은 Millar and Meyer(2000)를 참조하였다. 어획능률변수인 q는 CPUE와 관련이 있으므로 사전분포는 주어지지 않는다고 가정하였다(Meyer and Millar, 1999; Winker et al., 2019). 또한 과정오차에 관한 분산은 역감마분포(inverse-gamma distribution)를 따른다고 가정하였다(Brodziak and Ishimura, 2011; Meyer and Millar, 1999; Winker et al., 2019).

각 변수가 독립적으로 특정한 값을 가진다고 가정하면 관측된 CPUE의 확률분포는 아래 식 (7)과 같다(Meyer and Millar, 1999).

$$p(I_1, \ldots, I_N|K, r, q, \sigma^2, \tau^2, P_1, \ldots, P_N) = \prod_{t=1}^{N} p(I_t|P_t, q, \tau^2) \tag{7}$$

베이즈 정리에 의해 사전 확률분포 (6)와 관측된 CPUE의 확률분포 (7)를 이용하여 관

측 불가능한 변수들과 관측 가능한 변수들의 비율로 인한 사전결합분포는 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다(Meyer and Millar, 1999).

$$p(K,r,q,\sigma^2,\tau^2,P_1,\ldots,P_N,I_1,\ldots,I_N) = \\ p(K)p(r)p(q)p(\sigma^2)p(\tau^2)p(P_1|\sigma^2)\times\prod_{y=2}^{N}p(P_y|P_{y-1},K,r,\sigma^2)\prod_{y=1}^{N}p(I_y|P_y,q,\tau^2) \quad (8)$$

식 (8)과 같은 추정해야 할 모수가 다차원적인 경우 이를 수치적으로 계산하기는 현실적으로 불가능하므로 깁스샘플링(Gibbs sampling)을 이용한 마코브체인 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo) 기법을 통해 추출된 변수의 우도를 바탕으로 사후분포를 확률론적으로 추정하여 해결하였다. 그리고 깁스샘플링 과정에서 초기값 설정의 문제로 인하여 사후분포에 수렴하지 않는 문제는 Burn-in 과정을 거친 후 사후 평균을 계산하여 초기 표본의 영향을 최소화하도록 하였다. 이와 같은 과정의 Bayesian State-space 모델 분석은 WinBUGS(Bayesian inference Using Gibbs Sampling) 프로그램을 활용하였다.

3. Cobb-Douglas 생산함수

생산함수는 주어진 기간 동안 사용한 여러 가지 생산요소의 양과 이를 통해 같은 기간 동안 생산할 수 있는 최대 산출량 사이의 관계를 나타내는 것이다. 일반적으로 생산함수는 노동과 자본 두 생산요소만 사용된다고 가정하며, $Q=f(L,K)$의 함수로 나타낼 수 있다. 이는 또한 $Q=AL^{\alpha}K^{\beta}$와 같은 형식인 Cobb-Douglas 생산함수로 나타낼 수 있다.

본 연구에서는 WCPFC에 등록된 선박 정보가 1992년에서 2017년까지 활용 가능하여 동 기간 내 연승선박별 패널 자료를 활용하여 WCPFC 수역 우리나라 원양연승어업의 눈다랑어 생산함수를 추정하였다.

식 (9)와 같이 종속변수로는 눈다랑어 생산량(Q), 설명변수로는 생산요소 중 노동요소에 해당하는 선원수(X_{crew}) 그리고 어업활동에 있어 자본요소와 밀접한 관계가 있는 선박톤수(X_{ton})와 투입낚시수(X_{hooks})를 각각 고려하였다. 그리고 WCPFC 수역 원양연승어업의 생산에 직접적인 영향을 미치는 요소인 눈다랑어 자원량($B_{biomass}$)을 변수

로 설정하였다.

$$Q = f(X_{crew}, X_{ton}, X_{hooks}, B_{biomass}) \tag{9}$$

위의 식 (9)를 Cobb-Douglas 생산함수 형태인 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$Q = AX^{\alpha crew}X^{\beta ton}X^{\gamma hooks}B^{\delta biomass} \tag{10}$$

이를 분석이 용이한 자연로그 함수 형태로 변환하면 식 (11)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln Q = \alpha_0 + \alpha_{crew}\ln X_{crew} + \beta_{ton}\ln X_{ton} + \gamma_{hooks}\ln X_{hooks} + \delta_{biomss}\ln B_{biomass} + D_{wcpfc} + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

여기서, 각 변수의 계수는 투입요소의 탄력성을 의미하고, ε_{it}는 일반적인 오차항을 의미한다. D_{wcpfc}는 WCPFC 가입 여부 더미변수를 의미하는데, 우리나라는 WCPFC에 2004년 11월 25일에 가입하였으므로(해양수산부, 2019), 2005년 이전과 이후로 나누었다. 더미 변수를 포함하여 분석한 목적은 WCPFC 가입으로 인해 눈다랑어 어획량에 대한 변화가 존재하는지의 여부를 파악하기 위함이다.

추정된 투입요소별 탄력성을 이용하여 규모 수익 지표 분석이 가능하다. 각 투입(생산)요소 탄력성의 합이 1보다 클 경우에 규모 수익 체증(IRS), 1일 경우에 규모 수익 불변(CRS) 그리고 1보다 작을 경우에는 규모 수익 체감(DRS)의 성격을 가진다. 식 (11)에서 추정된 값들을 통한 RS(Return to Scales) 지표를 도출하는 방법은 식 (12)와 같다.

$$RS = \alpha_{crew} + \beta_{ton} + \gamma_{hooks} + \delta_{biomass} \tag{12}$$

III. 분석 결과

1. 자원량 추정 결과

WCPFC 수역 눈다랑어 자원량을 추정하기 위해 자원밀도 변화 이외 연도(Year), 국가(Flag), 어법(Type)이 CPUE 변화에 영향을 미친다고 가정하였다. 앞의 분석 자료에서 설명한 바와 같이, 1980년부터 2017년까지 시계열 자료와 어법 중 약 99%의 어획량을 기록한 연승어업(L), 선망어업(S), 채낚기어업(P)의 3개 더미변수 그리고 29개국 자료 중 약 83%의 어획량을 기록한 한국(KR), 일본근해(JPCS), 일본원양(JPDW), 대만근해(TWOD), 대만원양(TWDW), 중국(CN), 미국하와이령(USHW), 미국사모아령(USAS)의 8개 더미변수를 활용한 GLM(General Linear Model) 모형을 통해 CPUE 표준화를 실시하였다.

우선, 눈다랑어 CPUE 표준화에 가장 적합한 모델을 선택하고자 투입변수를 각각 달리한 GLM 추정 결과에 대해 AIC(Akaike Information Criterion) 기준을 비교하였다. AIC가 가장 낮은 Case 4를 표준화를 위한 최종 모델로 선정하였다<표 3>.

Case 4의 GLM 모델 추정 결과, 미국의 하와이 어업 이외의 모든 변수에서 1% 또는 10% 유의수준하에서 통계적으로 추정되었다. 그리고 조정된 R^2 값이 0.8135로 나타나 모형의 설명력이 높게 나타났으며, GLM의 F 통계량 또한 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의하게 분석되었다<표 4>.

위의 추정된 결과를 바탕으로 CPUE를 표준화하고, 눈다랑어 어획패턴과 비교한 결과는 <그림 2>에서 보는 바와 같다.

표준화된 CPUE를 바탕으로 Bayesian State-space 모델에 적용하여 자원량을 추정하

〈표 3〉 GLM 모델 간의 AIC값 비교

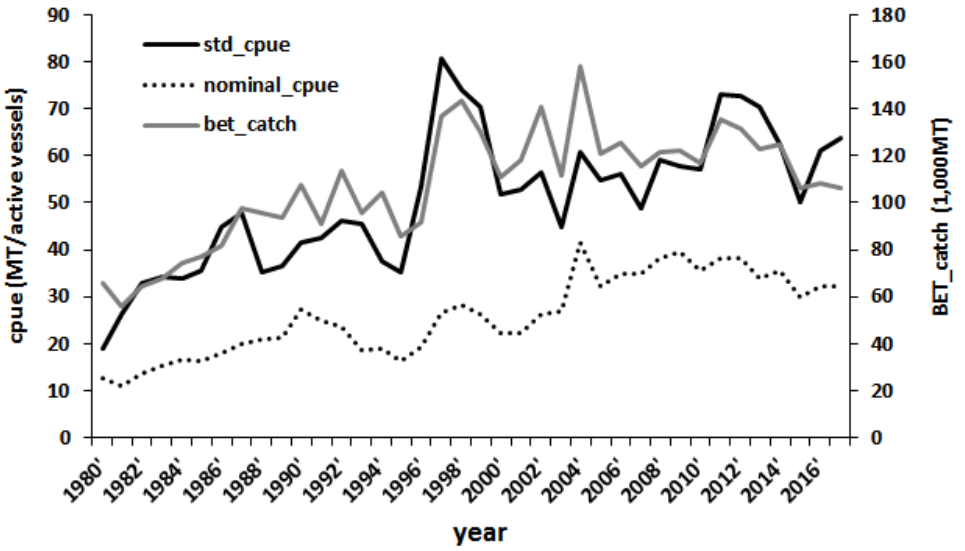
GLM 모델	AIC
Case 1 : Ln(CPUE + c) ~ Year + Type + error	977.23
Case 2 : Ln(CPUE + c) ~ Year + Flag + error	1171.60
Case 3 : Ln(CPUE + c) ~ Type + Flag + error	723.17
Case 4 : Ln(CPUE + c) ~ Year + Type + Flag + error	659.75

〈표 4〉 GLM 모델 결과

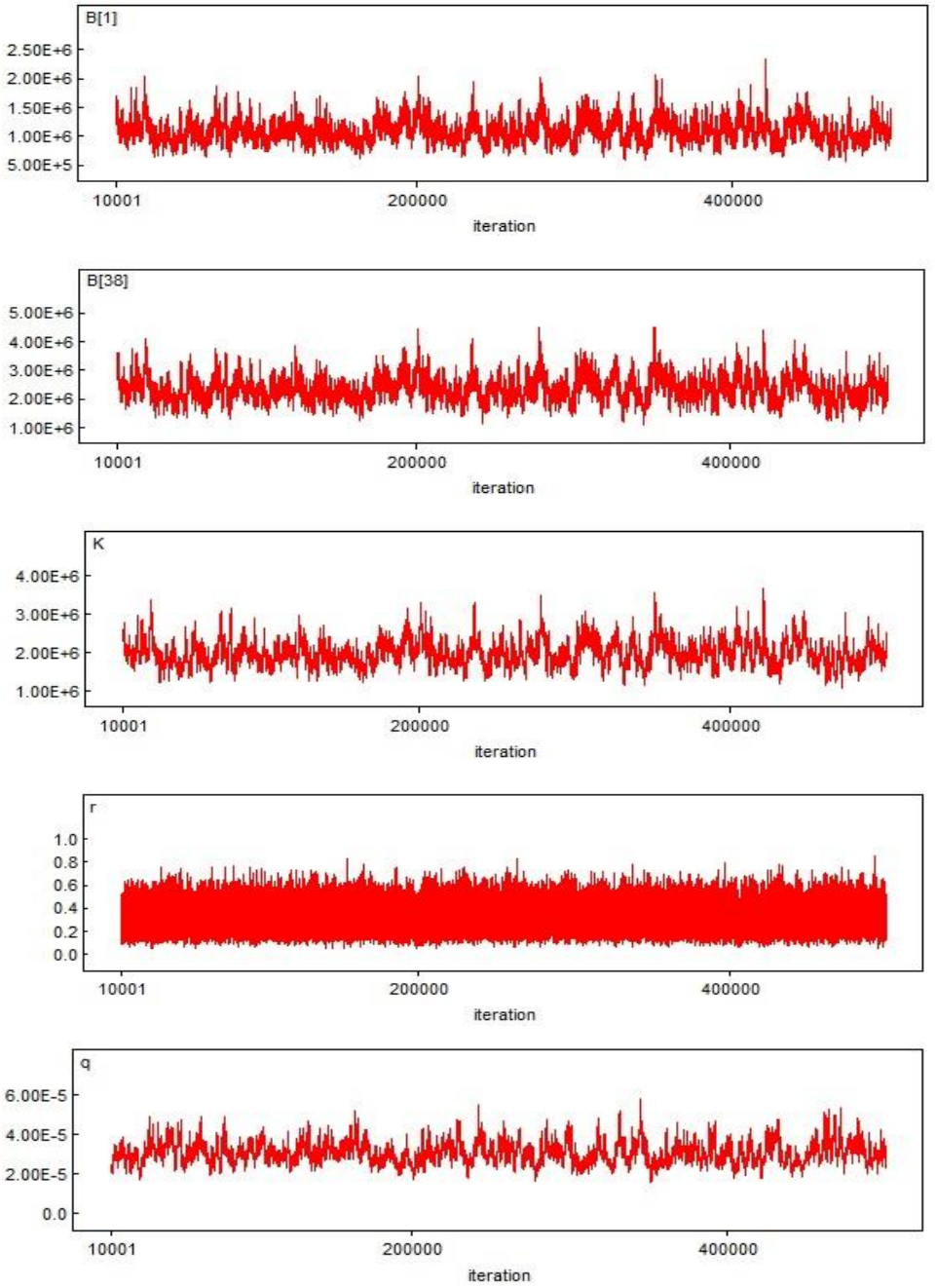
변수	추정계수	표준편차	t-값	p-값
Year	0.0169***	0.0020	8.273	0.0000
Type P	-0.6078***	0.0970	-6.263	0.0000
Type S	1.3560***	0.0501	26.659	0.0000
FlagJPCS	-0.3409**	0.1051	-3.242	0.0012
FlagJPDW	0.1619*	0.0888	1.824	0.0689
FlagKR	0.7070***	0.0888	7.966	0.0000
FlagTWDW	0.3811***	0.0891	4.275	0.0000
FlagTWOD	-1.1373***	0.1052	-10.814	0.0000
FlagUSAS	-0.8378***	0.1214	-6.901	0.0000
FlagUSHW	0.1149	0.0888	1.295	0.1961
Intercept	-30.1626***	4.0926	-7.370	0.0000
R^2	0.8173			
$Adj-R^2$	0.8135			
$F-stat.$ $(P-value)$	212.08*** (0.0000)			

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 신뢰수준 하에서 통계적으로 유의함.

〈그림 2〉 표준화 된 CPUE, 기존 CPUE와 눈다랑어 어획량 패턴 비교



〈그림 3〉 1980년 자원량, 2017년 자원량 K, q, r 변수의 시도표

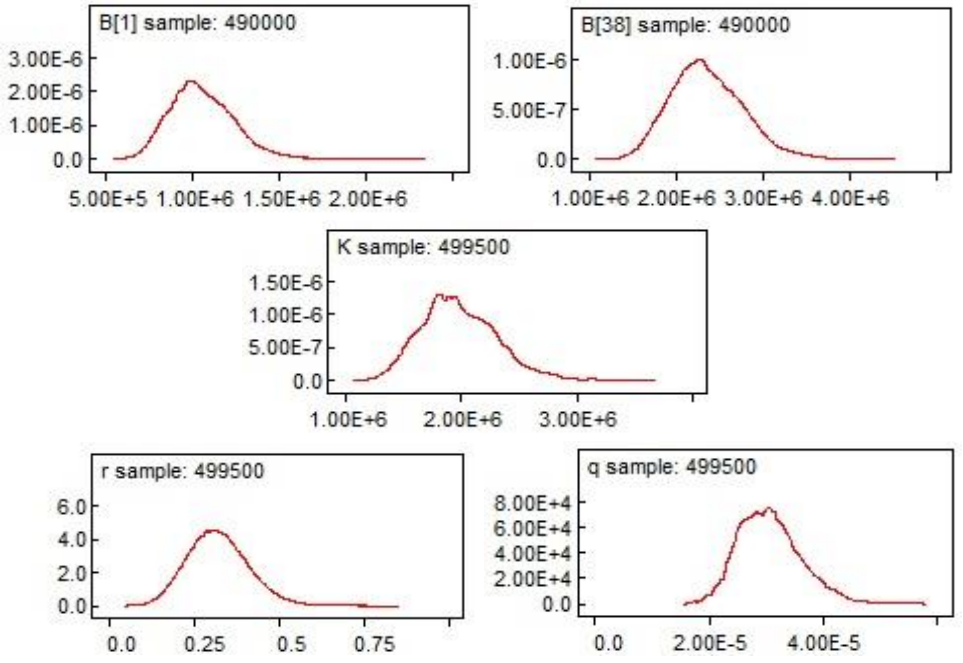


였다. 모델 분석 시 500,000번의 표본 추출을 실시하였고, 이 중 사후분포에 수렴하지 않는 초기 샘플 10,000의 표본을 번인(Burn-in) 과정을 통해 제외시켰다.

Bayesian State-space 모델의 수렴 여부를 확인하는 첫 번째 방법은 추정된 결과의 시도표를 확인하는 것이다. 추정된 값들이 특정 패턴 또는 경향성을 띄지 않으면 모델이 수렴한다고 판단한다(김달호, 2013). 추정 결과 모든 연도의 자원량, K, q 그리고 r 변수의 시도표에 특정한 경향을 띄지 않았으며, 수렴하는 것으로 나타났다(<그림 3> 참조). <그림 4>는 추정된 1980년과 2017년의 자원량, K, q 그리고 r 변수들의 사후분포를 나타내고 있다.

두 번째 방법은 추정 값들의 몬테카를로 오차가 작을수록 추정된 값이 높은 정확도를 가지고 있다고 판단하는 것이다(김달호, 2013). 특히 추정 값의 몬테카를로 오차가 사후 표준오차의 5% 수준 미만일 경우 모델이 수렴한다고 판단할 수 있는데, 추정 결과 모든 연도의 자원량 변수들의 몬테카를로 오차가 사후 표준오차의 5% 수준보다 작은 것으로 나타나 모델이 잘 수렴하고 있는 것으로 평가되었다(<표 5> 참조).

〈그림 4〉 1980년 자원량, 2017년 자원량 K, q, r 변수의 사후분포



〈표 5〉 추정된 자원량(1980~2017)의 몬테카를로 오차/사후 표준오차

(단위: 1,000 ton)

연도	SD Error	MC Error	MC/SD	연도	SD Error	MC Error	MC/SD
1980	186.7	6.3	3.374%	1999	384.0	13.1	3.411%
1981	201.9	6.9	3.418%	2000	349.4	11.9	3.406%
1982	214.2	7.3	3.408%	2001	350.6	11.9	3.394%
1983	226.5	7.7	3.400%	2002	369.6	12.6	3.409%
1984	227.8	7.7	3.380%	2003	320.7	10.9	3.399%
1985	219.6	7.5	3.415%	2004	350.3	11.9	3.397%
1986	254.5	8.7	3.418%	2005	356.7	12.1	3.392%
1987	264.2	9.0	3.407%	2006	345.2	11.7	3.389%
1988	251.6	8.6	3.418%	2007	345.2	11.8	3.418%
1989	266.0	9.1	3.421%	2008	378.2	12.9	3.411%
1990	287.4	9.8	3.410%	2009	388.7	13.2	3.396%
1991	303.9	10.3	3.389%	2010	390.7	13.3	3.404%
1992	319.0	10.9	3.417%	2011	413.2	14.1	3.412%
1993	300.5	10.2	3.394%	2012	403.1	13.7	3.399%
1994	304.8	10.4	3.412%	2013	441.6	15.0	3.397%
1995	298.3	10.2	3.419%	2014	427.4	14.5	3.393%
1996	331.8	11.3	3.406%	2015	409.7	13.9	3.393%
1997	367.4	12.5	3.402%	2016	434.4	14.8	3.407%
1998	365.3	12.4	3.394%	2017	426.4	14.5	3.401%

<표 6>는 Bayesian State-space 모델로 추정된 생산함수 분석에 사용될 기간의 눈다랑어 자원량 정보를 보여준다. 생산함수 분석에는 연도별 자원량의 평균값을 사용하였다.

2. 생산함수 추정 결과[1)]

앞서 설명한 바와 같이, 본 연구에서는 WCPFC 수역 원양연승어업의 눈다랑어 생산함수 추정을 위해 식 (8)과 같은 Cobb-Douglas 생산함수를 추정하였다. 종속변수로는 눈다랑어 생산량(Q) 그리고 설명변수로는 선원수(X_{crew}), 선박톤수(X_{ton}), 투입낚시

1) 본 연구에서는 Cobb-Douglas 생산함수 외에 Translog 생산함수도 함께 추정해 보았으나, 변수들의 추정치가 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나 Cobb-Douglas 생산함수 추정 결과만을 고려하였음.

〈표 6〉 Bayesian State-space 모델로 추정된 눈다랑어 자원량(1992~2017)

(단위: 1,000 ton)

연도	평균	2.5%	50.0%	97.5%	연도	평균	2.5%	50.0%	97.5%
1992	1,771	1,224	1,742	2,465	2005	1,977	1,366	1,945	2,753
1993	1,668	1,154	1,641	2,323	2006	1,914	1,324	1,883	2,668
1994	1,692	1,170	1,665	2,357	2007	1,915	1,325	1,884	2,667
1995	1,655	1,145	1,628	2,306	2008	2,097	1,450	2,065	2,922
1996	1,841	1,274	1,811	2,565	2009	2,154	1,488	2,120	3,002
1997	2,039	1,409	2,006	2,838	2010	2,166	1,497	2,131	3,017
1998	2,026	1,401	1,993	2,822	2011	2,290	1,582	2,253	3,190
1999	2,127	1,469	2,093	2,961	2012	2,234	1,544	2,198	3,113
2000	1,938	1,340	1,906	2,699	2013	2,445	1,688	2,406	3,408
2001	1,945	1,346	1,914	2,709	2014	2,368	1,636	2,329	3,298
2002	2,048	1,415	2,016	2,854	2015	2,269	1,569	2,232	3,163
2003	1,779	1,231	1,750	2,478	2016	2,406	1,662	2,368	3,353
2004	1,944	1,344	1,913	2,707	2017	2,360	1,630	2,322	3,290

수(X_{hooks}), 눈다랑어자원량($B_{biomass}$)을 사용하였다.

WCPFC 수역에서는 눈다랑어만 어획되는 것이 아니라 황다랑어, 새치류 등 다양한 어종이 어획되고 있으므로, 설명변수에 해당 연도별로 총어획량에 대비 눈다랑어 어획량에 대한 가중치를 적용하여 분석을 실시하였다. 그리고 하우즈만 검정을 통해 확률효과 모형과 고정효과 모형 중 분석에 적합한 모형을 선정하였다.

Cobb-Douglas 생산함수 추정 결과는 <표 7>에서 정리된 바와 같다. 패널 분석 시 Within, Between, Overall 3가지 R^2 값을 제시하고 있는데, Within은 패널 개체 내의 R^2 값, Between은 패널 개체 간의 R^2 값 그리고 Overall은 전체 대상의 R^2값을 의미한다(심성현과 남종오, 2017).

고정효과 모형과 확률효과 모형 모두 3가지 R^2 값이 0.8753 이상으로 나타나 모형의 설명력이 높은 것으로 분석되었다. 그리고 고정효과 존재 여부에 관한 u_i 검정 결과 귀무가설을 기각하여 고정효과 모형이 유의하였고, 확률효과 존재 여부에 관한 Breusch & Pagan LM 검정 결과 귀무가설을 기각하여 확률효과 모형 또한 유의하였다. 하지만, 하

〈표 7〉 Cobb-Douglas 생산함수 추정 결과

	고정효과 모형				확률효과 모형			
	추정계수	표준편차	Z-값	P-값	추정계수	표준편차	Z-값	P-값
$Constant$	-1.9124***	0.6532	-2.93	0.0030	-2.9830**	1.4906	-2.00	0.0450
$\ln crew$	-0.0017	0.3326	-0.01	0.9960	-0.0587	0.0389	-0.15	0.8800
$\ln ton$	0.1843*	0.9696	1.90	0.0570	0.2001*	0.1122	1.78	0.0750
$\ln hooks$	0.9460***	0.0080	118.54	0.0000	0.9391***	0.0076	122.88	0.0000
$\ln biomass$	0.0745*	0.0441	1.69	0.0920	0.0843*	0.0438	1.92	0.0540
D_{wcpfc}	-0.0850***	0.0153	-5.54	0.0000	-0.0853***	0.0151	-5.64	0.0000
R^2 $Within$	0.8753				0.8753			
R^2 $Between$	0.9366				0.9382			
R^2 $Overall$	0.8795				0.8797			
$F-Stat.$ $(P-value)$	4690.33*** (0.0000)							
$u_i test$ $(P-value)$	1.58*** (0.0001)							
$Wald chi^2$ $(P-value)$					15329.57*** (0.0000)			
$Breusch$ and $Pagan\ LM test$ $(P-value)$					12.81*** (0.0002)			
$Hausman$ $(P-value)$				11.20** (0.0107)				

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1% 신뢰수준하에서 통계적으로 유의함.

우즈만 검정 결과 "X_{it} 와 u_i 간에는 상관관계가 존재하지 않는다."라는 귀무가설을 기각하여 고정효과 모형이 생산함수 추정에 보다 적합한 것으로 추정되었다.

생산함수 추정 결과, 투입낚시수(X_{hooks})는 1% 신뢰수준 그리고 선박톤수(X_{ton})와 눈다랑어 자원량($B_{biomass}$)은 각각 10% 신뢰수준 수준 하에서 통계적으로 유의하게 분석되었다. 하지만 선원수(X_{crew})는 통계적인 유의성을 가지지 못하는 것으로 평가되었

다(<표 7> 참조). 투입요소 중 투입낚시수가 눈다랑어 생산량에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었는데, 투입낚시수가 1% 증가할 경우 눈다랑어 생산량은 0.9460% 증가하는 것으로 추정되었다. 선박톤수와 눈다랑어 자원량이 각각 1% 증가할 경우에는 눈다랑어 생산량이 각각 0.1843%와 0.0745% 증가하는 것으로 추정되었다. 또한 WCPFC 가입이 눈다랑어 생산에 미치는 영향을 파악하기 위해 투입된 더미변수인 D_{wcpfc}는 눈다랑어 생산량에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉, WCPFC 가입 이후 눈다랑어 생산량이 0.0850% 정도 감소된 것으로 추정되었다. 식 (12)를 통한 규모 수익 분석 결과에서는 RS 지표가 1.2031로 나타나 WCPFC 수역 원양연승어업으로 인한 눈다랑어 생산은 규모 수익 체증(IRS)의 성격을 가지는 것으로 추정되었다.

IV. 결론 및 고찰

본 연구는 WCPFC 수역 우리나라 원양연승어업 눈다랑어 생산함수를 추정하고, 규모 수익을 분석하였다. 투입요소는 선원수, 선박톤수, 투입낚시수 그리고 눈다랑어 자원량, 산출요소는 눈다랑어 생산량으로 하는 Cobb-Douglas 형태의 생산함수를 추정하였다. 그리고 생산요소에 WCPFC 가입 여부 더미변수를 추가하여 WCPFC 가입으로 인한 눈다랑어 생산량의 영향에 대해서도 분석하였다. 또한 추정된 함수를 통해 규모 수익 분석을 실시하여 WCPFC 수역 원양연승어업으로 인한 규모 수익 수준을 파악하였다.

생산함수 추정에 앞서 투입요소 중 눈다랑어 자원량은 베이지안 평가기법인 Space-state 모델을 통해 추정하였으며, 자원 추정에 중요한 지표인 CPUE는 Gavaris (1980)가 제시한 GLM 모델을 통해 표준화를 실시하였다.

생산함수 추정 결과, 하우즈만 검정을 통해 고정효과 모형이 선정되었다. 생산요소들 중 선원수를 제외한 모든 변수가 눈다랑어 생산에 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 특히 낚시수가 눈다랑어 생산에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그리고 눈다랑어 자원량 요소가 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 WCPFC에서 제시하는 보존조치를 성실히 이행하여 눈다랑어 자원량을 꾸준히 증가시키는 것이 중요한 조업 전략 중 하나라고 판단된다.

생산함수 추정 시 WCPFC 가입 여부가 눈다랑어 생산량에 미치는 영향을 분석하기

위해 더미변수를 활용하여 분석한 결과 WCPFC 가입으로 눈다랑어 생산량이 0.085% 감소된 것으로 나타났다. 이는 우리나라 원양어선들이 WCPFC에서 제시하는 눈다랑어 자원보존조치(어획량 제한 등) 이행을 위해 눈다랑어 어획량을 감소시키고 있는 현실을 반영한 결과라고 판단된다.

*RS*에 의한 규모 수익 분석 결과, WCPFC 수역의 눈다랑어 생산에 있어서는 규모 수익 체증(*IRS*)의 성격을 가지는 것으로 나타나 눈다랑어 쿼터를 타국에 양도하는 것보다 가능하면 타국으로부터 양수하는 것이 바람직한 것으로 분석되었다. 특히, 2017년 기준 쿼터가 주어진 주요국들 중 일본의 연승어업 눈다랑어 쿼터는 16,860ton이었지만, 실제 생산량은 11,669ton으로 5,191ton의 차이가 발생하였다(해양수산부, 2019; WCPFC, 2019). 따라서 일본의 연승어업 생산함수 분석 등을 통한 쿼터 양수 방안을 모색할 필요성이 있다. 그리고 일본뿐만 아니라 WCPFC 조업 주요국들의 생산함수를 추정해 봄으로써 국가별 상황에 맞는 쿼터 전배 전략을 수립하는 연구가 향후 지속적으로 이루어질 필요성이 있을 것이다.

본 연구의 한계점으로는 생산요소들의 장기간에 걸친 시계열 자료 확보의 어려움 그리고 다양한 생산요소를 고려하지 못한 점 등이다. 향후 보다 효과적인 원양어업경영이 도모될 수 있도록 시계열 자료를 추가적으로 확보하고, 수리비, 어구비, 유류비, 인건비, 재료비 등 다양한 생산요소와 가격 정보 등을 이용한 연구가 추가적으로 진행되어야 할 것이다.

[References]

국립수산과학원, “원양어업조업정보시스템(1992-2017)”.

김기수·강용주, “연안어선어업의 생산함수 추정”, 「수산경영론집」, 제24권 제3호, 1993, pp. 69~82.

김달호, 『R과 WinBUGS를 이용한 베이지안통계학』, 자유아카데미, 2013.

김원재, “어업생산성 추정을 위한 통계적 응용에 관한 실증 연구”, 「수산경영론집」, 제23권 제2호, 1992, pp. 91~99.

심성현 · 남종오, “근해어업 생산함수 추정을 이용한 규모수익 및 한계생산성 분석”, 「Ocean and Polar Research」,제39권 제4호, 2017, pp. 301~318.

이미경, “중서부 태평양 수역 우리나라 다랑어 선망어업의 조업 특성 및 대응방안 연구”, 「이학박사 학위 논문, 부경대학교」, 2016, p. 159.

이희연 · 노승철, 『고급통계분석론 -이론과 실습-』, 문우사, 2013.

해양수산부, 『국제수산기구 업무 편람』, 해양수산부 국제협력총괄과, 2019.

허수진, “패널회귀분석을 이용한 연근해어업 생산함수추정”, 「경제학석사 학위 논문, 부경대학교」, 2013, p. 70.

Bai, L., J. Cao, and Z. Jiangfeng, “Analyzing population dynamics of Indian Ocean albacore (*Thunnus alalunga*) using Bayesian state-space production model.” *IOTC-2016-WPTmT06-24*, 2016, pp. 1~10.

Brodziak, J., and G. Ishimura, “Development of Bayesian production models for assessing the North Pacific swordfish population.” *Fish Sci*, Vol.77, 2011, pp. 23~34.

Crentsil, C., and I. G. Ukpong, “Production function analysis of fish production in Amansie-West district of Ghana.” *West Africa Am J Exp Agr*, Vol. 4, No. 7, 2014, pp. 817~835.

Fahrmeir, L., and G. Tutz, “Multi variate statistical modeling based on generalized linear models.” *Springer*, *Newyork*, 1994, p. 429.

Gavaris, S., “Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data.” *Can J Fish Aquat Sci*, Vol. 37, No. 12, 1980, pp. 2272~2275.

Jahanifar, K., Z. Abedi, and Y. Zeraatkish, “Estimation of production function in fishery on the coasts of Caspian Sea.” *Int J Biol Biomol Agr Food Biotech Eng*, Vol. 4, No. 5, 2010, pp. 276~279.

Liao, B., K. Zhang, X. Shan, X. Chen, A. Baset, K. H. Memon, and Q. Liu, “Application of Bayesian surplus production model and traditional surplus production model on stock assessment of the southern Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*).” *Indian Journal of Geo Marine Sciences*, Vol. 46, No. 5, 2017, pp. 922~928.

Meyer, R., and R. B. Millar, “BUGS in Bayesian stock assessments.” *Can J Fish Aquat Sci*, Vol. 56, 1999, pp. 1078~1086.

Millar, R. B., and R. Meyer, “Non linear state space modelling of fisheries biomass

dynamics by using Metropolis Hastings within Gibbs sampling." *Journal of the Royal Statistical Society Series C Applied Statistics*, Vol. 49, No. 3, 2000, pp. 327~342.

Myers, R. A., K. G. Bowen, and N. J. Barrowman, "Maximum reproductive rate of fish at low population sizes." *Can J Fish Aquat Sci*, Vol. 56, 1999, pp. 2404~2419.

Schaefer, M. B., "Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial fisheries." *Inter Am Trop Tuna Comm Bull*, Vol. 1, No. 2, 1954, pp. 23~56.

WCPFC, "YEARBOOK_2017_XLS," https://www.wcpfc.int

Winker, H., S. Kerwath, G. Merino, and M. Ortiz, "Bayesian State-space surplus production model JABBA assessment of Atlantic Bigeye tuna (Thunnus obesus) Stock." *ICCAT*, SCRS/2018/110, 2019, pp. 1~45.